

ROSIANE MARIA LIMA GONÇALVES

**RESTRIÇÕES FINANCEIRAS EM COOPERATIVAS
AGROPECUÁRIAS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2009

ROSIANE MARIA LIMA GONÇALVES

**RESTRIÇÕES FINANCEIRAS EM COOPERATIVAS
AGROPECUÁRIAS**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 19 de junho de 2009.

Prof^a Fernanda Finotti Cordeiro
Perobelli

Prof. Leonardo Bornacki de Mattos

Prof. Brício dos Santos Reis

Prof. Marco Aurélio Marques Ferreira
(Co-orientador)

Prof. Marcelo José Braga
(Orientador)

AGRADECIMENTOS

A Deus, por todas as oportunidades que me concede, pelas bênçãos derramadas sobre minha vida e pelos desafios que me fazem crescer.

Aos meus pais e irmãos que compreenderam que, para que eu pudesse atingir meus objetivos, teria de estar menos tempo com eles, porém com o coração cheio de saudades.

Ao meu esposo Reynaldo Furtado Faria Filho, por seu amor, pela compreensão, pela paciência e pelo companheirismo de todas as horas.

Ao meu orientador, Professor Marcelo José Braga, por sempre ter me ajudado nos momentos difíceis que passei no mestrado e no doutorado, pela orientação e pelos ensinamentos.

À Inessa Love, economista do departamento de pesquisa do *World Bank*, que cedeu as rotinas do modelo PVAR.

Aos Conselheiros, Professor Marco Aurélio Marques Ferreira e Professor Moisés de Andrade Resende Filho, pelo interesse e pelas contribuições durante a elaboração da tese.

Aos membros da Banca Examinadora, Professora Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli, Professor Leonardo Bornacki de Mattos, Professor Brício dos Santos Reis e Professor Marco Aurélio Marques Ferreira, pelas sugestões dadas a este trabalho durante sua defesa.

Aos demais professores do Departamento de Economia Rural – DER, por todo o ensinamento compartilhado, e aos funcionários, pela colaboração e amizade.

À Universidade Federal de Viçosa, por meio da equipe do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, pela oportunidade de realização do doutorado, e à CAPES, pela bolsa de estudos.

A todos os amigos, pelo apoio e carinho indispensáveis.

A todos aqueles que, de maneira direta ou indireta, contribuíram para a realização desta tese.

BIOGRAFIA

ROSIANE MARIA LIMA GONÇALVES, filha de Paulino Gonçalves Bressan e Maria de Fátima Lima Gonçalves, nasceu no dia 17 de novembro de 1979 na cidade de Guidoal, MG.

Em março de 1999, iniciou o curso de Administração de Cooperativas na Universidade Federal de Viçosa, graduando-se em 2003.

Em março de 2004, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, em nível de Mestrado, no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa da dissertação em 2 de dezembro de 2005.

Em novembro de 2005, foi selecionada para ingressar, no primeiro semestre de 2006, no Programa de Pós-Graduação, em nível de Doutorado, em Economia Aplicada do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de tese em 19 de junho de 2009.

Em agosto de 2007, ingressou no quadro de docentes da Universidade Federal de Viçosa, Campus Rio Paranaíba, após ter sido aprovada em concurso público em maio de 2007.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS	x
RESUMO.....	xiii
ABSTRACT	xv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais.....	1
1.2. O problema e sua importância	3
1.3. Hipótese	10
1.4. Objetivos.....	11
2. REFERENCIAL TEÓRICO.....	12
2.1. Teoria do Investimento e Imperfeições no mercado de capital	13
2.2. Restrições financeiras, fundos internos e oportunidades de investimento	18
2.3. Teoria dos direitos de propriedade e a teoria da agência.....	25
3. METODOLOGIA.....	34
3.1. Modelo Analítico	35
3.1.1. Modelo empírico proposto por Gilchrist e Himmelberg (1995)....	35
3.2. Modelos de Dados em Painel e a Teoria Q de Investimentos	41

3.3. Definição das Variáveis	44
3.3.1. Variáveis Instrumentais.....	47
3.4. Caracterização da amostra e tratamento dos dados	47
3.5. Modelos de Regressão com Dados em Painel	52
3.5.1. Pooled regression ou regressão de dados empilhados.....	53
3.5.2. Modelo de Efeitos Aleatórios (EA).....	54
3.5.3. Modelo de Efeitos Fixos (EF).....	55
3.5.4. Método dos Momentos Generalizados (MMG).....	56
3.6. Modelo VAR com Dados em Painel (PVAR)	60
3.7. Testes estatísticos para os modelos de Dados em Painel.....	66
3.7.1. Teste de redundância dos efeitos.....	66
3.7.2. Teste de Hausman: Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios.....	67
3.7.3. Teste de Heterocedasticidade	68
3.7.4. Teste de Autocorrelação.....	69
3.7.5. Teste da restrição de sobreidentificação.....	70
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	71
4.1. Caracterização das variáveis usadas no estudo.....	71
4.1.1. Heterogeneidade da seção cruzada na amostra de dados: definição de subamostras	74
4.2. Resultados do Modelo Q de Investimento e do Modelo Q de Investimento Aumentado	79
4.2.1. Estimção do Modelo Q de Investimento para amostra completa das cooperativas	80
4.2.2. Estimção do Modelo Q de Investimento Aumentado para amostra completa de cooperativas	85
4.3. Estimção do Modelo Q de Investimento para subamostra das cooperativas.....	90
4.3.1. Painel balanceado não winsorized.....	91
4.3.2. Painel balanceado winsorized	95

	Página
4.3.3. Painel não balanceado winsorized.....	99
5. RESUMO E CONCLUSÕES.....	105
REFERÊNCIAS.....	111
ANEXO A.....	124
ANEXO B.....	128
ANEXO C.....	133

LISTA DE TABELAS

	Página
1. Valor médio e Taxa Geométrica de Crescimento das variáveis financeiras selecionadas das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	72
2. Estatísticas descritivas dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007	73
3. Estatísticas descritivas dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	74
4. Estatísticas descritivas dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	75
5. Resultado do teste de normalidade de Jarque-Bera, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999-2007.....	76
6. Resultado do teste de Mann-Whitney-Wilcoxon, presumindo que os subgrupos de médias são idênticos, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	76

7. Estatísticas descritivas dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	77
8. Resultado do teste de normalidade de Jarque-Bera, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007....	78
9. Resultado do teste de Mann-Whitney-Wilcoxon, presumindo que os subgrupos de médias são idênticos, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007....	79
10. Resultado dos coeficientes estimados por EF e EA do Modelo Q de Investimento, para todas as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	82
11. Resultado dos coeficientes estimados por MMG, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	84
12. Resultado dos coeficientes estimados por EF e EA, do Modelo Q de Investimento Aumentado, para todas as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	86
13. Resultado dos coeficientes estimados por MMG, do modelo Q de Investimento Aumentado, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	88
14. Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado não <i>winsorized</i> , para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	92
15. Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado não <i>winsorized</i> , para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	94
16. Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado <i>winsorized</i> , para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	96

	Página
17. Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado <i>winsorized</i> , para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	98
18. Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel não balanceado <i>winsorized</i> , para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	100
19. Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel não balanceado <i>winsorized</i> , para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007.....	103

RESUMO

GONÇALVES, Rosiane Maria Lima, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, junho de 2009. **Restrições financeiras em cooperativas agropecuárias.** Orientador: Marcelo José Braga. Coorientadores: Marco Aurélio Marques Ferreira e Moisés de Andrade Resende Filho.

As cooperativas são reconhecidas como instituições de direitos de propriedade vagamente definidos. Esse problema amplia as limitações de acesso a recursos financeiros impostas pelas imperfeições do mercado de capital, restringindo os investimentos, o que reduz as possibilidades de crescimento e maior competitividade no mercado. Nesse contexto, originam-se os problemas de agência, na relação entre os administradores da cooperativa e cooperados, bem como os problemas na relação entre a cooperativa e os agentes financeiros, uma vez que as cooperativas, principalmente as de pequeno porte, oferecem menores garantias. Essa situação, gerada por termos legais específicos às cooperativas, conduziu o desenvolvimento da hipótese deste estudo, em que foi assumido, *a priori*, que as cooperativas agropecuárias de pequeno porte enfrentam mais restrições financeiras que as de grande porte para financiar os investimentos efetuados em ativos operacionais fixos. Assim, o objetivo deste trabalho foi analisar se as cooperativas agropecuárias brasileiras sofrem restrições financeiras para financiamento dos seus ativos

operacionais fixos, utilizando como amostra cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007. Pretendeu-se verificar se os investimentos nessas cooperativas são restritos pela disponibilidade de fundos internos, investigando a sensibilidade do investimento a fluxo de caixa. Buscou-se identificar também o comportamento dos investimentos em cooperativas de diferentes tamanhos. A metodologia utilizada baseou-se em modelos econométricos de Dados em Painel, para estimar a equação de investimento, e de Vetores Autorregressivos com Dados em Painel (PVAR), para a construção da variável Q Fundamental, *proxy* para oportunidades de investimento. Foram utilizados dados secundários de 60 cooperativas agropecuárias, fornecidos pela Central das Cooperativas do Estado do Paraná, primeira central de cooperativas brasileira a estabelecer uma padronização contábil para o segmento de cooperativas agropecuárias, o que permite análise comparativa dessas informações. Os resultados do Modelo Q de Investimento indicaram, quando analisada a amostra completa de cooperativas, que os investimentos destas são influenciados pelas oportunidades de investimento. Quando adicionada a variável fluxo de caixa, formando o Modelo Q de Investimento Aumentado, foi constatado que os investimentos das cooperativas, apesar de afetados pelas oportunidades de investimento, também são influenciados pelas restrições financeiras, que limitam a obtenção de recursos por essas cooperativas. Pela análise das subamostras, foi possível verificar que pequenas e grandes cooperativas apresentam restrições financeiras; para as pequenas, as oportunidades de investimento não exercem influência sobre os investimentos. Portanto, as cooperativas, dado o seu ambiente legal e institucional, ficam expostas às imperfeições do mercado de capital, independentemente de seu tamanho, sendo necessárias algumas mudanças estruturais que propiciem direitos de propriedade assegurados e maior flexibilidade para a gestão de capital nas cooperativas.

ABSTRACT

GONÇALVES, Rosiane Maria Lima, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, June, 2009. **Financial Restrictions in Agricultural Cooperatives.** Adviser: Marcelo José Braga. Co-advisers: Marco Aurélio Marques Ferreira and Moisés de Andrade Resende Filho.

Cooperatives are recognized as institutions with property rights poorly defined. This problem strengthens the limitations of access to financial resources imposed by the imperfections of the capital market, limiting investments and reducing the possibility of growth and more competitiveness in the market. In this context, agency problems start to occur in the relation between the managers and members of cooperatives and in the relation between cooperatives and financial agents, since cooperatives, especially the small ones, provide fewer guarantees. This situation, generated by legal terms specific for cooperatives, led to the development of the hypothesis of the present study, in which, *a priori*, it was assumed that small agricultural cooperatives face more financial restrictions than large agricultural cooperatives to fund the investments made in fixed operating assets. Therefore, this work aimed at analyzing if Brazilian agricultural cooperatives suffer financial restrictions to fund their fixed operating assets, using agricultural cooperatives from the state of Paraná as sample, from 1999 to

2007. It aimed at verifying if the investments in these cooperatives are restricted by the availability of internal funds, by investigating the sensitivity of cash flow investment. Another objective was to identify the behavior of investments in cooperatives with different sizes. The methodology used was based on the Econometric Models of Panel Data, to estimate the equation of investment, and Panel Vector Autoregression (PVAR) for the construction of the variable Q Fundamental, *proxy* for investment opportunities. Secondary data of 60 agricultural cooperatives were used, provided by the Central das Cooperativas (Cooperative Center) of the state of Paraná, the first Brazilian cooperative center to establish an accounting standardization for the agricultural cooperative sector, which allows a comparative analysis of such information. The results of the Q Investment Model indicated, when the whole cooperative sample was analyzed, that their investments are influenced by the investment opportunities. When the variable cash flow was inserted, forming the “Augmented” Q Investment Model, it was observed that the investments of the cooperatives, although affected by the opportunities of investment, were also influenced by the financial restrictions which limit the achievement of resources for these cooperatives. By the analysis of the subsamples, it was possible to verify that small and large cooperatives present financial restrictions, and that for the small ones the opportunities of investment do not affect the investments. Therefore, due to their legal and institutional environment, cooperatives are exposed to the imperfections of the capital market, regardless of their size. Some structural changes are necessary to guarantee property rights and more flexibility for the capital management in cooperatives.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

O cooperativismo, no Brasil, vem conquistando espaço e consolidando seus princípios, permitindo o desenvolvimento sustentado em diferentes regiões. Fundamentos bem definidos asseguram seu caráter democrático e participativo, mantendo o equilíbrio entre o social e o econômico.

As cooperativas agropecuárias estão entre os ramos do cooperativismo mais representativos do País, sendo o segmento que gera o maior número de empregos. Essas instituições permitem uma produção rural mais organizada, levando a profissionalização ao campo, retirando a figura do intermediário e tornando mais eficiente o sistema produtivo.

De acordo com a OCB – Organização das Cooperativas Brasileiras (2008), o ramo agropecuário está representado por 1.611 cooperativas, com 968.767 associados e 134.579 empregados. As cooperativas agropecuárias participaram com 38,4% no PIB Agropecuário em 2008 e geraram US\$ 4 bilhões de exportações diretas.

Setor de relevância para economia brasileira, as cooperativas agropecuárias, para sua sobrevivência e crescimento, dependem de melhorias na produtividade e da agregação de valor aos produtos primários, via

agroindustrialização, o que demanda um fluxo de investimentos para a modernização das plantas produtivas.

Segundo Casagrande (2002), a decisão de investimento é a maior determinante da capacidade da economia a longo prazo, visto que representa fonte de acumulação de capital, sendo responsável pelas variações na renda e no emprego. Conforme Emmott (2007), no ano de 2006, o investimento brasileiro foi de 16,8% do PIB. A ampliação dessa taxa é limitada por fatores como o alto custo do capital e a carga tributária.

Conforme Carvalho (2008), os investimentos produtivos são estimulados por dois grupos de variáveis: as de indução e as de viabilização. O principal indutor são as expectativas de lucros. Havendo interesse dos empresários em investir, torna-se necessária a disponibilidade de recursos que permitam a aquisição de bens.

Segundo Nakane (2007), o sistema bancário brasileiro apresenta características que impedem o crescimento a longo prazo, visto que não desempenha bem sua função de prover recursos em larga escala a taxas razoáveis, sobretudo em linhas de longo prazo. Os principais problemas detectados são: baixo volume de crédito, concentração em crédito de curto prazo, taxas de juros e *spreads* bancários extremamente elevados, entre outros.

De acordo com Hubbard e Kashyap (1992) e Whited (1992), se todas as empresas tiverem igual acesso ao mercado de capitais, as decisões de investimento só dependerão da demanda da própria empresa. Nesse caso, fundos internos e externos são substitutos perfeitos e as decisões de investimento de uma empresa independem de sua condição financeira. Havendo imperfeições nos mercados de capitais, devido à, por exemplo, presença de informação assimétrica, o custo das fontes externas de capital pode diferir substancialmente do custo de oportunidade dos recursos internos.

Conforme Bisinha e Aldrighi (2007), as empresas precisam, na ausência de recursos internos, da disponibilidade de crédito no mercado financeiro. Entretanto, as informações assimétricas entre agentes financeiros e tomadores de empréstimos fazem com que oportunidades de investimento sejam

perdidas. Essas restrições financeiras são nítidas pela oferta limitada de crédito ou pelas elevadas taxas de juros, visando compensar o risco do ofertante. A análise dessas restrições é relevante principalmente no Brasil, país cujo sistema financeiro é ainda bastante incipiente no que se refere ao financiamento de longo prazo.

1.2. O problema e sua importância

Para que as cooperativas agropecuárias possam promover o aprimoramento de seus processos produtivos, é necessária a disponibilidade de recursos financeiros, o que, muitas vezes, torna-se um entrave para o crescimento dessas instituições. O acesso insuficiente ao crédito é mais um dos desafios que circundam a realidade das cooperativas brasileiras, que pode ser explicado pelas imperfeições do mercado de capitais, as quais impedem uma avaliação adequada de crédito, causando restrições financeiras. Novas regras também emergem, visando minimizar os riscos de empréstimos incobráveis, mediante maiores garantias nos contratos de crédito.

Quando as firmas enfrentam mercados de capitais imperfeitos, em que capitais interno e externo não são substitutos perfeitos, elas são forçadas a pagar um prêmio às fontes externas superior as das geradas internamente. As imperfeições no mercado de capitais podem ser resultantes da estrutura de direitos de propriedade e do ambiente institucional em que as organizações estão inseridas, os quais podem conduzir à assimetria de informação e a problemas de agência (principal *versus* agente). De acordo com pesquisas de Hoshi et al. (1991), Hubbard et al. (1995), Hubbard (1998) e Stein (2003), o prêmio ao capital externo torna-se menor quando a empresa possui maior disponibilidade interna de recursos.

A assimetria de informação é um aspecto que deve ser considerado no mercado de crédito agropecuário, tendo em vista as dificuldades que emprestadores e tomadores de empréstimos enfrentam para obter informações que lhes permitam uma adequada negociação. A inadimplência referente a

créditos destinados ao meio rural tornou os agentes financeiros mais seletivos, no intuito de minimizar os riscos (LAZZARINI; CHADDAD, 2000).

No caso de uma cooperativa, há muitas vezes problemas de assimetria de informação entre os próprios membros, visto que os associados, normalmente, mantêm um distanciamento da gestão da cooperativa, a qual fica sob o domínio de pequenos grupos, que detêm o conjunto de informações sobre os negócios, podendo manipulá-las em prol de interesses particulares.

Conforme Pratt e Zeckhauser (1991), a informação assimétrica, que torna diferente a informação disponível entre as partes, e os conflitos de interesse entre os indivíduos fazem emergir problemas na relação entre principal e agente, presentes na teoria da agência.

Além da assimetria de informação, os problemas de agência numa cooperativa surgem também em decorrência de os direitos de propriedade serem vagamente definidos, gerando conflitos de interesses entre os sócios. De acordo com Hansmann (1988), nas cooperativas agropecuárias os sócios são ao mesmo tempo fornecedores, proprietários e administradores, o que torna os direitos de propriedade dispersos, havendo dificuldade para monitorar a gestão. Essa situação cria o comportamento oportunista. Segundo Menegário (2000), o princípio da dupla qualidade, em que o associado é, ao mesmo tempo, dono e usuário da cooperativa, não permite distinção clara entre propriedade e controle. Essa característica pode levar a situações em que o ganho individual prevalece em detrimento do coletivo.

A assimetria de informação e a indefinição dos direitos de propriedade trazem limitações quanto à obtenção de recursos financeiros pelas cooperativas tanto no âmbito da relação externa das cooperativas com agentes financeiros quanto no âmbito interno, na sua relação com associados.

Para Zylbersztajn (2002), as dificuldades na obtenção de recursos financeiros junto a fontes externas ocorrem porque as cooperativas alocam, como colaterais, ativos que pertencem aos sócios da cooperativa e cuja alienabilidade tem elevado custo de negociação. Essa indefinição dos direitos de propriedade sinaliza para o sistema financeiro como situação de risco

adicional, levando-o a preferir um cliente que não seja uma cooperativa, mantidas constantes as demais condições.

Corroborando as observações de Zylbersztajn (2002), Almeida e Campello (2007) mostraram em seu estudo que empresas podem sofrer restrição de acesso ao crédito em razão de sua incapacidade de oferecer garantias aos credores. Quando as empresas podem oferecer seus ativos tangíveis como colateral, passam a ter maior acesso a fundos externos, promovendo investimentos em novos ativos.

As cooperativas, segundo Lazzarini et al. (1999), têm um histórico no Brasil de dificuldades de pagamentos de suas dívidas, o que representa risco para os investidores; assim, normalmente estão sujeitas a maiores custos dos empréstimos e maiores exigências de garantia. As cooperativas agropecuárias, além disso, financiam atividades agropecuárias, as quais apresentam níveis altos de risco. Conforme Azevedo e Shikida (2004), os agentes financeiros são cada vez mais seletivos na concessão de crédito rural devido à inadimplência sofrida. Assim, as instituições procuram agir de forma a definir, controlar e proteger direitos de propriedade, a fim de minimizar os custos nas relações de troca.

Conforme Alves (2003), as cooperativas agropecuárias são tidas como de investimento de risco pelo fato de esses investimentos serem em bens que possuem baixa capacidade de geração de excedentes, visto que quase não agregam valor à produção recebida. Dessa forma, parte significativa do ativo imobilizado das cooperativas agropecuárias é formada por equipamentos de armazenagem. Esses investimentos não observam o critério da rentabilidade, e sim o objetivo de operacionalizar a comercialização em época de melhores preços, sendo a atividade de armazenagem uma das mais difundidas entre as cooperativas agropecuárias. O retorno desses investimentos normalmente não é suficiente para honrar os compromissos assumidos. A não observância desse aspecto e a falta de parcimônia na realização dos investimentos foi um dos motivos que levaram algumas cooperativas à falência no início da década de 1980.

Bialoskorski Neto (2002) aponta como fator limitante para o acesso das cooperativas a fontes de recursos externos o fato de elas não estarem sujeitas à legislação específica de falência, que permita ao credor acionar os procedimentos legais para obter de volta seu dinheiro. Ademais, o insucesso nas últimas décadas de muitas cooperativas sinalizou para o sistema financeiro que essas instituições são de alto risco. As ponderações de Bialoskorski Neto (2002) tornam-se atuais diante da nova Lei de Falências, nº 11.101, que entrou em vigor em junho de 2005, segundo a qual o pagamento dos credores responde a uma nova ordem de prioridade, diversa da estabelecida pela Lei nº 7.661/1945, que concedia prioridade ao pagamento dos créditos de natureza trabalhista e fiscal. Os novos critérios estabelecem que os créditos com garantia real passam a ter prioridade no processo de falência – abaixo apenas dos créditos trabalhistas. Portanto, os bancos, principais credores de garantia real, irão contar com a segurança de poder recuperar o valor do empréstimo antes que as dívidas com o Fisco sejam pagas. Assim, há aumento de garantia reduzindo o risco dos empréstimos bancários.

O ambiente legal das cooperativas brasileiras é definido pela lei específica das cooperativas, Lei 5.764 de 1971, a qual estabelece que estas não entram em processo de falência e sim de dissolução e liquidação, já que possuem natureza civil. O artigo 4 dessa lei define claramente esta situação: “As cooperativas são sociedades de pessoas, com forma e natureza jurídica próprias, de natureza civil, não sujeitas a falência, constituídas para prestar serviços aos associados...”. Dessa forma, um banco credor de uma empresa, diferentemente do caso de uma cooperativa, ao sofrer inadimplência dessa, pode acioná-la judicialmente, pedindo sua falência, que tem por pressuposto a insolvência do devedor por não cumprimento de suas obrigações, passando a fazer parte da lista de prioridades para recebimento definida pela nova Lei de Falências. Nesse sentido, há um direito de propriedade legalmente definido para recuperação dos recursos financeiros.

As restrições à obtenção de crédito junto aos meios externos acontecem nas cooperativas, apesar de existir o crédito subsidiado pelo Banco Nacional

de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), como o FINAME Agrícola, que financia, por exemplo, a aquisição de máquinas e equipamentos novos, de fabricação nacional, que se destinam ao setor agropecuário, e as linhas de financiamento do Banco do Brasil, como o Pronaf Agroindústria, que financia as necessidades de custeio e investimento, e o BB PRODECOOP – Programa de Desenvolvimento Cooperativo para Agregação de Valor à Produção Agropecuária¹. Nem sempre esses recursos estão acessíveis a todas as cooperativas interessadas. Primeiramente, porque essas linhas de financiamento estão sujeitas aos padrões de análise de crédito; no caso de cooperativas menores, as exigências com relação a garantias muitas vezes inviabilizam o financiamento. Um segundo ponto para essa limitação, conforme relato de Edivaldo Del Grande, presidente da OCESP (Organização das Cooperativas do Estado de São Paulo), a Peduzzi e Macedo (2008), é que as cooperativas, muitas vezes, têm linhas de financiamentos específicas, mas não conseguem se adequar ao perfil exigido e conseguir esses recursos.

Não bastassem as dificuldades com os meios externos, as cooperativas também enfrentam restrições na obtenção de recursos internos, junto a seu corpo de associados. Segundo Lauschner (1984), as cooperativas têm diferentes formas de capitalização interna, sendo elas: admissão de novos associados, através da integralização de quotas-partes; apropriação das sobras líquidas, ou seja, a não distribuição do resultado líquido operacional; e chamada de capital. Entretanto, conforme Van Bekkum (2001), as cooperativas têm problemas quanto aos incentivos dados para seus sócios investirem, decorrentes de sua própria estrutura organizacional definida pelas normas legais que regem estas instituições, resultando em direitos de propriedade vagamente definidos.

A admissão de novos associados, de acordo com a legislação que rege as cooperativas, é limitada às possibilidades de reunião, controle, operações e prestação de serviços. Esse meio de captação de recursos demanda um

¹ Linha de crédito para incrementar a competitividade do complexo agroindustrial das cooperativas agropecuárias, por meio da modernização dos sistemas produtivos e de comercialização.

conjunto mais amplo de investimentos, visto que, quanto maior o número de associados, maior deve ser a infraestrutura da cooperativa.

Para Bialoskorski Neto (2000), a chamada de capital, ou a retenção de sobras geralmente, é inviável, uma vez que normalmente os associados são descapitalizados ou os resultados operacionais das cooperativas são insuficientes para promover o seu crescimento. No estudo realizado por Menegário (2000), foi identificado que a atual situação dos produtores rurais, no que se refere à pequena margem que suas atividades proporcionam e em relação a seu elevado grau de endividamento, advindo principalmente de programas de renegociação de dívidas rurais, não permite que eles aportem recursos em suas cooperativas. De acordo com Chesnick (1997), a baixa capitalização é mundialmente um dos pontos fracos mais comuns das cooperativas agropecuárias, o que reduz a competitividade delas.

As restrições internas para obtenção de capital também são provenientes do fato de os associados não terem incentivos apropriados para investir, visto que as quotas-partes não são transacionáveis no mercado financeiro. Assim, o capital do cooperado não varia com o valor da cooperativa. Conforme Condon (1987), Staatz (1987) e Lerman e Parliament (1991), como a distribuição dos ganhos é com base nas transações realizadas com a cooperativa e não conforme o investimento realizado, esse fato impede os sócios de obterem a valorização de seus investimentos; conseqüentemente, eles podem ser menos encorajados a estratégias de crescimento que os sócios de uma empresa.

O baixo interesse dos sócios em capitalizar a cooperativa a insere num ciclo de limitações financeiras, já que uma cooperativa com uma estrutura de capital próprio fortalecida oferece mais garantias aos ofertantes de crédito externos. De acordo com Kalecki (1987), a expansão de uma empresa depende de sua acumulação de capital, isto é, depende essencialmente de sua capacidade de autofinanciamento, levando em consideração que o próprio acesso ao mercado de capital e financeiro depende em grande parte do volume do capital próprio da empresa.

De acordo com Hendrikse e Veerman (2001), as cooperativas agropecuárias enfrentam o problema de ter que apresentar termos atrativos para obtenção de fundos internos, principalmente quando a cooperativa opera no mercado de produtos diferenciados, que requer investimentos em ativos altamente específicos para o processo de produção. Conforme Cook e Iliopoulos (2000), o processo de produção agrícola e sua agroindustrialização enfrentam a desregulamentação de preços, o aumento de riscos e uma ampliação do fator capital/conhecimento. Todas essas transformações tornaram maior a necessidade por capital próprio, o que tem impedido o crescimento de muitas cooperativas. Assim, tem-se uma situação de necessidade de capital por parte das cooperativas e incapacidade ou falta de incentivo por parte dos cooperados para capitalizá-la.

As restrições financeiras que impedem as cooperativas de realizarem investimentos mais rentáveis é, nos tempos atuais, um gargalo a ser equacionado. As cooperativas, para participarem de setores dinâmicos do agronegócio, têm, atualmente, como principal estratégia de crescimento a destinação de produtos mais elaborados para o mercado, agregando valor à produção agropecuária, o que requer financiamento. Nesse sentido, torna-se relevante identificar empiricamente se essas cooperativas sofrem restrições financeiras.

Chaddad et al. (2005) examinaram a presença de restrições financeiras nas cooperativas agropecuárias dos Estados Unidos no período de 1996 a 2000. Especificamente, foi verificado se os investimentos em ativos físicos são restritos pela disponibilidade de recursos financeiros. Os resultados mostraram que os investimentos realizados pelas cooperativas são significativamente afetados pela disponibilidade de fundos internos, indicando que essas cooperativas enfrentam restrições financeiras quando tomam suas decisões de investimento. Foi testado também se a estrutura e as variáveis financeiras das cooperativas afetam a sensibilidade de investimentos a fluxo de caixa. Os resultados indicaram que tamanho, risco de crédito e alavancagem alteram significativamente o comportamento dos investimentos, o que sugere que

administradores de cooperativas podem reduzir as restrições de capital se buscarem estratégias de crescimento, mantendo, no entanto, uma adequada estrutura de capital.

Lízal e Svejnar (2002) analisaram a relação de investimentos e restrição de crédito em empresas industriais da República Tcheca no período de 1992 a 1998. Foi observado que empresas de propriedade estrangeira são as que mais investem, enquanto as cooperativas são as que apresentam menor nível de investimentos. Os resultados também indicaram que as cooperativas e empresas pequenas sofrem restrições de crédito, enquanto a maioria das empresas, incluindo as estatais e grandes empresas privatizadas, não apresentaram esse problema. Somente as cooperativas mostraram relação positiva entre investimento e lucro, o que reforça a suposição da presença de restrições de acesso a crédito por essas instituições.

Este estudo foi o primeiro a analisar empiricamente a relação entre investimentos, lucratividade marginal do capital e restrições financeiras em cooperativas agropecuárias brasileiras. A análise da sensibilidade de investimento a fundos internos permite entender como a indefinição dos direitos de propriedade nas cooperativas e as imperfeições do mercado de capital afetam os investimentos dessas instituições, propiciando a comparação do caso das cooperativas brasileiras com as aplicações realizadas em outras economias.

1.3. Hipótese

As cooperativas agropecuárias pequenas enfrentam mais restrições financeiras que as cooperativas agropecuárias grandes para financiar os investimentos efetuados em ativos operacionais fixos.

1.4. Objetivos

O objetivo geral deste trabalho foi analisar se as cooperativas agropecuárias brasileiras sofrem restrições financeiras para financiamento de seus ativos operacionais fixos.

Especificamente, pretendeu-se:

- a) Identificar e avaliar a estrutura e a composição dos ativos e do capital das cooperativas agropecuárias em relação ao porte.
- b) Identificar se os investimentos nas cooperativas agropecuárias são restritos devido à disponibilidade de fundos internos.
- c) Identificar e avaliar nas cooperativas de diferentes tamanhos a relação entre as restrições financeiras e o comportamento dos investimentos.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O objetivo desta seção foi levantar algumas questões referentes às restrições financeiras ao investimento. Conforme Schiantarelli (1996), nos últimos anos têm ressurgido estudos sobre os determinantes das decisões de investimento das empresas. Sobretudo com a crise global atual, a existência de modelos empíricos deficientes, desenvolvidos principalmente sob a suposição de mercados de capitais perfeitos, e os avanços teóricos no campo da economia da informação têm estimulado uma explosão de estudos que enfocam os efeitos das restrições financeiras sobre os investimentos, podendo ser citados os de Gilchrist e Himmelberg (1995), Bond et al. (2004), Goyal e Yamada (2004), Whited (2006) e Love e Zicchino (2006). No Brasil, alguns estudos foram realizados em empresas de capital aberto, como Terra (2003), Hamburger (2003) e Bisinha e Aldrighi (2007).

As restrições financeiras para investimento das cooperativas agropecuárias foi analisada sob a ótica da Nova Economia Institucional, em sua vertente denominada teoria de incentivos, a qual se subdivide em teoria dos direitos de propriedade e da agência ou teoria do Agente/Principal. Essas análises foram consideradas dentro da abordagem da Teoria Q de Investimento, a qual identifica restrições financeiras como excesso de sensibilidade de investimento a fluxo de caixa.

2.1. Teoria do Investimento e Imperfeições no mercado de capital

O modelo neoclássico de investimento das empresas fundamentou-se na acumulação ótima de capital, tendo como pioneiro Jorgenson (1963), que apresentou um modelo de otimização do comportamento do investimento, relacionando o estoque de capital desejado a taxas de juros, produto, preços do capital e políticas de impostos. Foi considerado que as empresas investem em estoque de capital até que o retorno marginal esperado de uma unidade de capital seja igual a seu custo marginal. Os bens de capital são considerados homogêneos, sendo o estoque ótimo de capital definido pelos níveis de planejamento da produção. O problema de otimização teve como pressuposto a concorrência perfeita.

Modigliani e Miller (1958) também contribuíram com estudos dentro da abordagem da teoria neoclássica. Eles ampliaram a teoria clássica para os mercados de capitais, tendo como pressuposição que estes são perfeitos e que administradores e investidores possuem a mesma informação, não havendo assimetria informacional; consideraram que todas as empresas possuem o mesmo nível de risco e que administradores sempre procuram maximizar a riqueza da empresa, não havendo custo de agência. Como é assumida a perfeição dos mercados de capitais, fundos externos e internos são substitutos perfeitos, não sendo a avaliação da estrutura de capital das empresas relevante para decisões de se aprovar ou não um novo projeto. Assim, as decisões de investimento das empresas são independentes de suas decisões financeiras, dependendo apenas das expectativas sobre os retornos futuros dos novos bens de capital.

Modigliani e Miller (1963) fizeram uma correção no artigo anterior, relacionando a alavancagem das empresas com os juros pagos e sua taxa de lucro. Como resultado, foi encontrada vantagem tributária do financiamento dos investimentos por meio de dívidas, por se considerar que juros pagos pelas empresas são dedutíveis do lucro tributável. Nessas condições, tem-se uma influência sobre a estrutura de capital, já que, a baixos níveis de riscos, as empresas teriam benefício ao se endividarem. Assim, o valor de mercado da

empresa é independente da estrutura de capital, exceto pela economia fiscal provocada pelo endividamento, visto que as despesas com juros reduzem o imposto de renda a pagar. Nesses estudos, a incerteza passou a ser mencionada, sendo reconhecido pelos autores que modelos sob certeza e o fato de ignorar diferentes formas de financiamento tinham pouco valor descritivo, não fornecendo orientações adequadas aos especialistas em finanças.

De acordo com Baumann e Priece (2007), pela teoria neoclássica os investimentos são influenciados por dois determinantes principais de longo prazo: o nível de produção planejada e o custo do capital (taxa de juros). Assim, havendo planejamento de altos níveis de produção no longo prazo, as empresas determinam o estoque de capital necessário, aumentando os investimentos.

Para Fazzari e Athey (1987), a empresa tem sempre um incentivo para se apresentar aos emprestadores com uma visão otimista de sua condição financeira e das expectativas de retornos dos seus novos investimentos. Dessa forma, o pressuposto da teoria neoclássica de que todos os agentes possuem o mesmo conjunto de informações é violado, gerando o problema de assimetria de informação.

Em oposição à *Static Trade-off Theory* proposta por Modigliani e Miller (1963), em que o nível de endividamento da empresa é predefinido, sendo resultante da comparação entre o custo de falência e o benefício fiscal da dívida, mantendo ativos e investimentos constantes, Myers (1984) propõe a *Pecking Order* – hipótese presente no estudo de Donaldson (1961) –, segundo a qual a estrutura de capital da empresa é estabelecida com base em uma hierarquia de financiamento, na qual as empresas preferem primeiro finanças internas, dada pela retenção dos lucros; caso necessite de financiamento externo, a empresa primeiro emite debêntures e títulos conversíveis, tendo como último recurso a emissão de ações. A opção pelas finanças internas é um subproduto da separação de propriedade e controle em que administradores profissionais evitam a opção por finanças externas, porque isso poderia sujeitá-los à disciplina do mercado de capital. Donaldson

(1961) observou em seu estudo que as decisões financeiras das empresas não foram direcionadas para maximizar a riqueza dos acionistas, o que reflete o conflito de interesses entre administradores e acionistas.

Myers e Majluf (1984) mostraram o problema de assimetria de informação no financiamento de patrimônio líquido para empresas de capital aberto. Eles mostraram que, se o investidor externo possui menos informação que os administradores sobre o valor dos ativos na empresa, então, pela seleção adversa, eles demandarão um prêmio para investir na empresa, o qual poderia conduzir à redução do valor de mercado das ações.

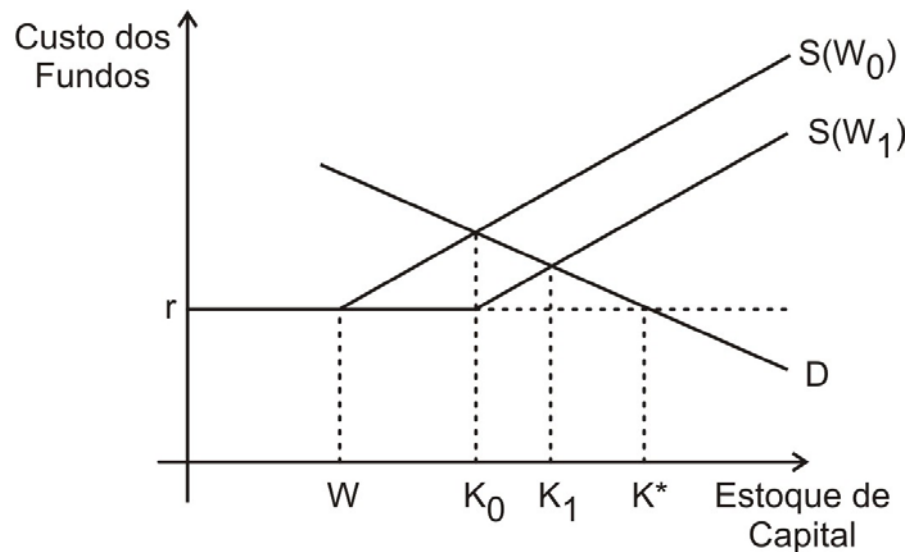
Sob a suposição de mercado de capital imperfeito, Harris e Raviv (1991) citaram como determinantes da estrutura de capital os conflitos entre os vários grupos com interesse na empresa, como proprietários e administradores, sendo essa a abordagem conhecida como Teoria da Agência, em que a presença de problemas de assimetria de informação e a obrigação contratual dão origem aos custos de agência.

De acordo com Behr (2005), a assimetria de informação pode levar a diferenças entre os custos de financiamento interno e externo. Parte-se, portanto, para o pressuposto de imperfeição do mercado de capital e de problemas de restrições financeiras enfrentados pelas empresas para realizar investimentos. Nesse sentido, conforme Fazzari e Athey (1987), tem-se o acréscimo de uma dimensão nova ao modelo de investimento neoclássico, em que, para prever o investimento de uma empresa, também passa a ser necessário determinar se o investimento desejado pode ser financiado.

Conforme Fazzari et al. (1988), quando investidores potenciais têm informação assimétrica sobre a empresa, é possível que algumas fontes de finanças externas tenham custos mais altos ou possam, até mesmo, ser completamente indisponíveis a certas categorias de empresas. Stiglitz e Weiss (1981) mostraram que a assimetria de informação pode causar racionamento no mercado de crédito, gerando restrições financeiras. Emprestadores podem não distinguir entre bons e maus pagadores, passando a operar com taxas de

juros mais elevadas, o que conduz à seleção adversa e aumenta o risco de não recebimento.

Na Figura 1, de acordo com Hubbard (1998), a relação entre assimetria de informação, Patrimônio Líquido, fundos externos e capital investido pela empresa pode ser observada.



Fonte: HUBBARD (1998, p.5).

Figura 1- Informação imperfeita e subinvestimento.

A Figura 1 ilustra a demanda por capital (D) e a oferta de recursos de uma firma (S). A quantidade de capital é representada pelo eixo horizontal, e o custo do capital, pelo eixo vertical. A curva de demanda (D) indica que um aumento no custo do capital reduz o estoque de capital desejado pela empresa.

A curva de oferta (S) é geralmente descrita no modelo de investimento neoclássico como um segmento horizontal em r , que representa a taxa de juros real do mercado (ajustada pelo risco). Nesse caso, o melhor estoque de capital, K^* , é determinado pela interseção da curva D e da curva S à taxa de juros r . Isso implica que, no estoque de capital, K^* , o lucro marginal esperado do

capital é igual à taxa de juros. A curva D é determinada pelas oportunidades de investimento da empresa (ou seja, a lucratividade futura esperada do capital). Já a curva S é determinada pelo custo do capital (a taxa de juros do mercado). Assumindo, portanto, as pressuposições neoclássicas, tudo mais permanecendo constante, uma melhoria nas oportunidades de investimento muda a curva D para a direita, enquanto aumenta o estoque de capital desejado. Já um aumento na taxa de juros do mercado reduz o estoque de capital desejado. Nesse sentido, não se verifica nenhuma influência dos fundos internos sobre a decisão de investimento. Nesse caso, os tomadores de decisão internos à empresa e os ofertantes de capital no mercado externo têm o mesmo conjunto de informações.

Na prática, entretanto, os tomadores de decisão da empresa têm mais informação que investidores externos sobre muitos aspectos relacionados aos investimentos e à produção. A assimetria de informação pode levar à seleção adversa e ao risco moral, ou a ambos. Na seleção adversa, por exemplo, os ofertantes de capital no mercado externo não possuem informações suficientes para determinar a capacidade real de pagamento do tomador de empréstimo. O risco moral ocorre em função da incapacidade de pleno monitoramento das ações, dado que estas envolvem custos. Assim, como as informações não estão disponíveis e há um alto custo de monitoramento, pode haver um desvio em relação ao acordo firmado entre as partes contratantes.

Considere, na Figura 1, que a curva S tenha dois componentes. O primeiro é um segmento horizontal em r , até o estoque de capital W , que representa o patrimônio líquido do empresário. Nesse ponto, não há assimetria de informação, e a taxa exigida de retorno do prestador é igual à taxa de juros real do mercado.

Quando o risco de comportamento oportunístico estiver presente, os prestadores vão querer ser recompensados por terem um custo adicional relativo à obtenção de informações. Conseqüentemente, para níveis de capital maiores que W , a curva S inclina-se para cima. Ou seja, o custo das garantias exigidas aos empresários pelos financiadores externos excede o custo do

financiamento dos investimentos com capital próprio. A inclinação da curva S reflete os custos de informação. Na presença de custo de informação, o estoque de capital de equilíbrio para a empresa é determinado pela interseção do D e S em K_0 . Esse estoque de capital é menor que o estoque de capital desejado K^* .

Mantendo o custo de informação constante, quando o Patrimônio Líquido aumentar de W_0 e W_1 , a curva de oferta de capital muda de $S(W_0)$ para $S(W_1)$. Se as oportunidades de investimento forem mantidas constantes, a curva de demanda permanece em D. O aumento no Patrimônio Líquido, mantidos constantes os custos de informação e as oportunidades de investimento, aumenta o estoque de capital de K_0 para K_1 . Assim, para firmas que enfrentam altos custos de informação, um aumento no Patrimônio Líquido conduz a maior investimento, tudo mais permanecendo constante, enquanto um decréscimo no Patrimônio Líquido conduz a investimentos mais baixos.

Assim, conforme Hubbard (1998), modelos teóricos de imperfeição nos mercados de capitais concluem que finanças externas são mais onerosas que o uso do capital próprio para muitas empresas. Então, para dado nível de oportunidade de investimento, custo de informação e taxas de juros, empresas com elevado Patrimônio Líquido podem investir mais. De acordo com Cunningham (2004), os modelos de restrições financeiras tentam explicar as assimetrias de informação entre os tomadores de empréstimos e emprestadores, definindo a assimetria de informação nos mercados de capitais como as informações pertencentes às empresas e que não podem ser gratuitamente observadas pelos emprestadores externos.

2.2. Restrições financeiras, fundos internos e oportunidades de investimento

Segundo Abel e Blanchard (1986), a teoria de investimento neoclássica desenvolvida por Jorgenson (1963) não fornece uma explicação satisfatória dos determinantes do investimento empresarial, visto que surge dificuldade para interpretar as respostas defasadas dos investimentos aos choques

resultantes das estimativas. Essa situação pode ser solucionada por uma abordagem alternativa para a estimação das equações de investimento, considerando a teoria Q de investimento. Conforme Chirinko (1993), a teoria q de investimento foi introduzida por Keynes (1936) e revitalizada por Tobin (1969), utilizando informações do mercado financeiro para trabalhar com o valor esperado das observações. Nesta teoria, gastos com investimentos são positivamente relacionados com q médio ou Q de Tobin, definido como a razão entre o valor de mercado da empresa (V_t) e o custo de reposição do capital ($p_t K_t$), em que p_t é o preço relativo dos bens investidos pelo preço do produto e K_t é o estoque de capital no tempo t.

$$Q_t = V_t / p_t K_t \quad (1)$$

À teoria Q, desenvolvida originalmente por Tobin (1969), foi adicionada a base da literatura do custo de ajustamento de Eisner e Strotz (1963), Lucas (1967) e Gould (1968), dando origem ao Q marginal, definido como o valor presente esperado dos lucros futuros de uma unidade adicional de investimento, refletindo assim as oportunidades de investimento (CHIRINKO, 1993).

De acordo com Abel e Blanchard (1986), Q marginal é derivado de um problema de maximização do valor da firma (V_t), sujeito à equação de acumulação de capital (K_t), sendo assim definido:

$$V_t = E \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \left[\pi (1 + R_{t+i}^*)^{-1} \right] \pi_{t+j} (K_{t+j}, I_{t+j}) \mid \Omega_{t-1} \right\} \quad (2)$$

sujeito a:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t \quad (3)$$

em que $(1 + R_{t+i}^*)^{-1}$ representa o fator de desconto, sendo R_t^* definido como a taxa de retorno; I_t é o estoque de capital físico; Ω_t é o conjunto de informações disponíveis no tempo t-1; $\pi_t(K_t, I_t)$ é o valor do fluxo de caixa líquido de uma empresa no período t; e δ é a taxa de depreciação. Assim, a taxa de investimento ótima da empresa é tal que uma pequena mudança em I_t não mudará o valor presente esperado do fluxo de caixa líquido. Ou seja, o custo marginal do investimento deve ser igual ao valor presente esperado do lucro marginal do capital:

$$-E\left(\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}\right) \Big|_{\Omega_{t-1}} = Q_t \quad (4)$$

em que:

$$Q_t = E\left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \left[\pi \left(1 + R_{t+i}^*\right)^{-1} \right] \frac{\partial \pi_{t+j}}{\partial K_{t+j}} (1 - \delta)^j \Big|_{\Omega_{t-1}} \right\} \quad (5)$$

sendo assumido pela literatura do custo de ajustamento que $\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t} < 0$ e

$\frac{\partial^2 \pi_t}{\partial I_t^2} < 0$. Isto é, o custo marginal do investimento, $-\partial \pi_t / \partial I_t$, é uma função

positiva e crescente dos investimentos, de tal forma que $-E\left(\frac{\partial \pi_t}{\partial I_t}\right) \Big|_{\Omega_{t-1}} = Q_t$

significa que investimento é uma função crescente de Q_t .

Segundo Abel e Blanchard (1986), embora o modelo Q pareça atrativo, seu desempenho empírico não tem sido muito interessante quando se utiliza o Q de Tobin, também chamado de Q médio. Estudos que regrediram investimento em Q de Tobin tipicamente encontraram que Q não explica uma parte grande das variações nos investimentos e que o movimento não explicado dos investimentos tem alta correlação serial. Contudo, esses estudos

usaram Q médio em lugar de Q marginal. A vantagem de usar Q médio é que ele tem como base dados de valor de mercado. A desvantagem, em situações nas quais Q médio e Q marginal são diferentes, é o fato de Q marginal ser um melhor determinante do investimento.

A variável Q marginal não é diretamente observável nas fontes de dados de mercado, devendo ser construída. Q marginal é a expectativa do valor presente de um fluxo de lucro marginal. Abel e Blanchard (1986) compararam os cálculos de Q marginal por meio de uma abordagem linear e uma quadrática, sendo as diferenças encontradas consideradas desprezíveis. Assim, a abordagem linear é suficiente para propósitos práticos. Os resultados indicaram um significativo poder explicativo de Q sobre os investimentos, mas também deixaram uma grande fração dos investimentos não explicada.

Fazzari e Athey (1987) enfatizaram também que a abordagem da teoria neoclássica rejeita a importância das variáveis financeiras sobre o comportamento dos investimentos, e isso ocorre porque a teoria assume que qualquer projeto de investimento desejado pode ser financiado. Essa suposição pode ser justificada pelo fato de a teoria neoclássica considerar que a informação completa está disponível para todos os participantes do mercado de capital. No entanto, trabalhos posteriores mostraram que a assimetria de informação existente nas relações de empréstimos pode conduzir à racionalização do crédito. Fazzari et al. (1988) assumiram que, dada a assimetria de informação, há diferenças no custo de se usarem fontes internas ou externas de recursos. Assim, além do retorno esperado do capital, Q, a disponibilidade de fundos internos passa a desempenhar importante papel. De acordo Hubbard (1998), os fundos internos da empresa, em muitos estudos, foram representados por uma variável *proxy* fluxo de caixa.

O estudo pioneiro de Fazzari et al. (1988) buscou identificar o papel das variáveis financeiras sobre os investimentos, adotando a abordagem da teoria Q de investimento. A partir desse estudo, uma intensa discussão foi levantada sobre o papel da liquidez das empresas nos investimentos realizados. As decisões de investimento da empresa foram consideradas na presença de

restrições financeiras, sendo utilizados como variáveis explicativas o Q de Tobin ou Q médio, calculado pela razão entre o valor de mercado da empresa e o custo de reposição do capital, e o fluxo de caixa. Foram analisadas 422 empresas dos Estados Unidos no período de 1970 a 1984, as quais foram classificadas em níveis de restrição financeira estabelecidos pela relação entre dividendos e a renda das empresas. Os resultados apresentaram coeficientes da variável de fluxo de caixa positivo, o que mostra a sensibilidade do investimento a essa variável. Também, pela análise entre os diferentes grupos de empresas classificadas conforme o nível de restrição financeira, observou-se que os investimentos realizados pelas empresas que utilizaram todos os seus fundos internos, esgotando-os, são muito mais sensíveis a flutuações no fluxo de caixa. Fazzari et al. (1988) atribuíram esses resultados à hierarquia financeira das empresas, em que fundos internos têm uma vantagem de custo sobre novas dívidas. A ressalva feita pelos autores com relação ao estudo foi devido ao uso do Q médio ou Q de Tobin, sendo a teoria pertencente ao Q marginal. Assim, o fluxo de caixa pode conter informação sobre movimentos em Q marginal não capturados pelo Q médio.

Estudos posteriores ao de Fazzari et al. (1988), como os de Hoshi et al. (1991), Blundell et al. (1992), Gilchrist e Himmelberg (1995), Erickson e Whited (2000), Bond e Cummins (2001) e Bond et al. (2004), forneceram avanços para essa abordagem, aplicando-a a diferentes países em diferentes períodos de tempo. Chaddad (2001) foi o primeiro a aplicar a Teoria Q de Investimento às cooperativas.

Para identificar o efeito das imperfeições do mercado de capital sem usar Q de Tobin, Gilchrist e Himmelberg (1995), seguindo os estudos de Abel e Blanchard (1986), consideraram uma medida alternativa, relacionando variáveis financeiras com investimentos. Foi desenvolvida uma *proxy* para fluxo esperado dos lucros marginais, utilizando como informações variáveis presentes nas demonstrações financeiras das empresas. Essa *proxy* foi denominada Q Fundamental. Para fundos internos, foi utilizada como *proxy* a variável fluxo de caixa.

Segundo Coad (2007), os estudos empíricos apontam que, quando investimentos ou crescimento das empresas são associados com mudanças no fluxo de caixa, tem-se uma situação ruim para a empresa, ou seja, qualquer sensibilidade dos investimentos ao fluxo de caixa é sinal de restrições financeiras. Essas restrições indicam, portanto, que oportunidades de investimento têm sido perdidas, bem como que elas poderiam ser otimizadas.

Conforme Bond et al. (2004), modelos de investimento se deparam com o problema de que decisões correntes de investimento dependem das expectativas das condições futuras, porém essas expectativas não são variáveis observadas. Assim, é difícil saber se a significância dos coeficientes da variável fluxo de caixa numa equação empírica de investimento indica a importância das restrições financeiras ou se essa variável simplesmente fornece informação sobre as expectativas atuais da lucratividade futura. Quando os investimentos são explicados pelas variáveis Q de Tobin e Fluxo de Caixa e as pressuposições neoclássicas não são satisfeitas, o Q de Tobin pode não captar toda a informação relevante sobre a lucratividade futura esperada dos investimentos correntes. Assim, o fluxo de caixa pode ser uma *proxy* para as informações perdidas pela variável Q quanto às expectativas das condições futuras. Esse é um problema relevante na literatura que testa o impacto das restrições financeiras ou das imperfeições do mercado de capital nos investimentos das empresas.

De acordo com Gilchrist e Himmelberg (1995), a controvérsia sobre o papel do fluxo de caixa sobre os investimentos pode também ser explicada pelas seguintes interpretações sobre essa variável: a) algumas empresas enfrentam custos elevados para obter fundos externos – assim, um aumento no fluxo de caixa corrente diretamente aumenta a disponibilidade de fundos internos para investimentos, indicando presença de restrições financeiras; e b) de modo geral, o prêmio pago aos fundos externos depende do colateral representado pelo Patrimônio Líquido da empresa – assim, um aumento no fluxo de caixa sinaliza um aumento no Patrimônio Líquido. Quando o Patrimônio Líquido aumenta, o prêmio aos fundos externos cai, e o

investimento responde mais às mudanças no fluxo de caixa. Nesse caso, a variável fluxo de caixa indica as expectativas atuais da lucratividade futura dos investimentos, uma vez que maior Patrimônio Líquido representa maior solidez da empresa e maior segurança para a concessão de crédito.

Alguns estudos desenvolveram métodos alternativos para lidar com os erros das medidas de Q de Tobin ou estabeleceram medidas alternativas para rentabilidade futura esperada. Os estudos realizados por Erickson e Whited (2000), Bond e Cummins (2001) e Bond et al. (2004) mostraram que a adição da variável fluxo de caixa tornava-se não significativa nos modelos, sugerindo que a significância dessa variável nas estimativas convencionais com Q de Tobin pode ser atribuída à falha do Q em capturar toda a informação sobre as expectativas correntes da lucratividade futura dos investimentos. Já o estudo realizado por Gilchrist e Himmelberg (1995) verificou que o investimento ainda responde a fluxo de caixa mesmo depois de controlar o seu papel como variável de previsão para lucratividade futura de investimento, através de sua inserção nos cálculos de Q Fundamental, o que sugere excesso de sensibilidade do investimento ao fluxo de caixa, o qual não é gerado de forma espúria pela habilidade do fluxo de caixa em prever a lucratividade do investimento.

A variável Q Fundamental, proposta por Gilchrist e Himmelberg (1995), considera na sua construção o conteúdo da informação do fluxo de caixa, permitindo distinguir o papel do fluxo de caixa na regressão de investimento como uma variável de previsão do seu papel como uma fonte de financiamento e, portanto, indício de restrição financeira. Assim, a equação de investimento fica definida em função da lucratividade marginal esperada dos investimentos, representada pela variável Q Fundamental, e da variável fluxo de caixa.

Para Chaddad (2001), firmas financeiramente restritas somente investem quando geram suficiente fluxo de caixa de suas operações. Dessa forma, os investimentos realizados pelas empresas não somente dependem de oportunidades futuras, mas também da disponibilidade de fundos internos. Ao

contrário, empresas não restritas são capazes de adquirir capital de risco de fontes externas de recursos e seus investimentos não são sensíveis a fundos internos.

2.3. Teoria dos direitos de propriedade e a teoria da agência

A teoria dos direitos de propriedade e a teoria da agência são derivadas das teorias desenvolvidas pela Nova Economia Institucional (NEI). Conforme Bialoskorski Neto (2001), a NEI surge não como uma negação da teoria neoclássica, mas com sentido complementar, considerando outras variáveis e condicionantes, como o ambiente institucional em que as organizações estão inseridas. Assim, as instituições e outras características, como o padrão tecnológico empregado e a natureza das relações contratuais, podem determinar as transações, os custos de transformação e, portanto, os custos de produção, que já não são mais tão simples quanto uma função de preços e quantidades.

De acordo com Williamson (1985), o estudo do ambiente institucional foca sua atenção na assimetria de informação, na incerteza e nos contratos imperfeitos. Assim, dentro da NEI tem-se um importante enfoque na eficiência dos contratos, o qual se divide em incentivos e custos de transação. A literatura direcionada para a abordagem dos incentivos trata principalmente do contrato *ex ante*. São analisadas questões relacionadas aos direitos de propriedade e a teoria de agência. Já a literatura dos custos de transação direciona maior atenção à fase de execução do contrato, a qual se divide em governança e formas de mensuração.

Para Kim e Mahoney (2005), se contratos fossem completos, então a propriedade não importaria para a eficiência econômica, desde que cada eventualidade estivesse especificada no contrato. Assim, a propriedade simplesmente não seria abordada na estrutura de agência. Entretanto, devido à racionalidade limitada, os contratos são incompletos. Nesse sentido, a teoria dos direitos de propriedade complementa a teoria de agência e a teoria dos

custos de transação, visto que regula o comportamento dos agentes quanto ao uso dos ativos. Conforme Grossman e Hart (1986), o estado incompleto dos contratos significa que existem elementos não controláveis que não podem ser previstos com antecedência, havendo problemas econômicos potenciais em compartilhar a propriedade comum entre partes contratantes; conseqüentemente, ocorrem problemas de incentivo quanto a investimentos em ativos específicos.

Demsetz (1967) faz a distinção entre as várias formas de propriedade, sendo elas a propriedade estatal, a propriedade privada e a propriedade comum. Direito de propriedade estatal implica que o Estado pode excluir qualquer um do uso dos direitos, bem como estabelece, seguindo procedimentos políticos aceitos, quem pode ou não usar o direito próprio do Estado. Propriedade privada implica que a comunidade reconhece o direito do proprietário de excluir outras pessoas do exercício do direito de propriedade privado. A propriedade comum pode ser exercida por todos os membros de uma comunidade, sendo negado ao Estado ou ao cidadão individual o direito de interferir nos direitos que são possuídos de forma coletiva. Essa forma de propriedade falha por concentrar nos direitos coletivos o custo da ação realizada por qualquer membro. Nesse caso, se uma pessoa busca maximizar seus direitos, ela utilizará em demasia os recursos existentes, visto que o custo é suportado por todos que fazem parte da comunidade. Os custos de negociação, nesse caso, são altos pelo fato de ser difícil de atingir um acordo mutuamente satisfatório quando se têm muitas pessoas.

Conforme Whinston (2001), a teoria dos direitos de propriedade assume que a propriedade de ativos físicos conduz os interessados na empresa a se preocuparem não só com o comportamento oportunístico nas transações de mercado, mas também com esse tipo de comportamento entre os agentes internos da empresa. Assim, a propriedade de ativos resulta em direitos residuais de controle que influenciam a eficiência das relações comerciais.

O comportamento oportunístico nas relações entre os agentes internos à empresa é definido pela relação de agência, que, conforme Jensen e Meckling

(1976), pode ser considerada um contrato sob o qual uma ou mais pessoas, o principal, designam outra(s) pessoa(s), o(s) agente(s), a executar alguma atividade que envolva delegação de autoridade. Se ambas as partes da relação forem maximizadoras de utilidade, o agente nem sempre agirá conforme o interesse do principal.

De acordo com Padilla (2002), as ações oportunistas dos agentes ocorrem devido às necessidades subjetivas, ou seja, os indivíduos têm preferências subjetivas e, conseqüentemente, interesses diferentes. Ocasionalmente, esses interesses dão origem a conflitos entre as partes contratantes, em que uma ou ambas as partes empreendem ações que podem contrariar os interesses da outra. Assim, a teoria da agência está preocupada em como esses problemas afetam as relações contratuais e como eles podem ser minimizados. Uma adequada estrutura dos direitos de propriedade tende a mitigar o comportamento oportunístico.

De acordo com Coase (1960), é útil pensar em ativos como um conjunto de direitos em lugar de entidades físicas. Assim, da perspectiva dos direitos de propriedade, ativos que uma empresa possui não são os recursos físicos, mas são os direitos de propriedade. Para Alchian (1984), o sistema de direitos de propriedade existente em uma empresa refere-se ao conjunto de relações que define a posição de cada agente com respeito a outros agentes e com respeito aos ativos com que as equipes trabalham.

Segundo Foss e Foss (2002), pelo fato de os direitos de propriedade definirem a relação entre indivíduos com respeito a ativos escassos, eles são instituições sociais. Os direitos de propriedade, conforme Condon (1987), podem ser definidos como instituições sociais, expressas como restrições legais, que são criadas para colocar limitações em como os recursos disponíveis numa economia podem ser usados. Direitos de propriedade especificamente definem: (1) quem pode tomar decisões sobre o uso de um recurso particular; (2) quem enfrentará o risco de ganho ou perda como resultado de empregar o recurso em alguma atividade produtiva; (3) por quanto tempo o direito pode ser considerado válido; 4) as circunstâncias sob as

quais o direito pode ser transferido; e (5) as penalidades a serem incorridas por violações das restrições impostas pelo direito.

A teoria dos direitos de propriedade, sob a perspectiva interna da empresa, está diretamente associada com a teoria da agência. Segundo Condon (1987), em organizações econômicas, os direitos de propriedade definem os limites impostos aos administradores de decisão e controladores de decisão. Essa divisão de tarefas entre administrar e controlar a decisão fica mais clara em Fama e Jensen (1983), que decompõem o processo de decisão de qualquer organização em duas categorias gerais: administração da decisão e controle da decisão. Administração da decisão inclui o direito para iniciar e implementar decisões aprovadas. Controle da decisão inclui o direito de ratificar ou escolher a decisão a ser implementada, o direito para avaliar o desempenho e o direito para fixar a recompensa dos gerentes de decisão. Esses direitos de propriedade são cruciais em determinada estrutura organizacional, em virtude dos custos de agência.

Sob a perspectiva das relações da empresa com o mercado, para Johnson et al. (2002), direitos de propriedade assegurados e percebidos são fundamentais, visto que as pessoas não investem se não tiverem como expectativa o retorno dos investimentos. Os direitos de propriedade também contribuem para obtenção de capital externo pela empresa, pois fontes externas de capital estão disponíveis quando existe um sistema legal forte e proteção mais efetiva para os investidores. Dessa forma, torna-se possível aos empresários tirarem proveito de novas oportunidades.

Para Gunnarsson (1999), a teoria da agência e a teoria dos direitos de propriedade enfatizam os problemas associados com a forma organizacional das cooperativas. As cooperativas não são organizadas conforme uma adequada estrutura de direitos de propriedade que conduzem à maior eficiência dessas organizações. Para Tietenberg (1996), a definição dos direitos de propriedade que conduz à eficiência ocorre quando os ativos são de propriedade privada; dessa forma, todos os custos referentes ao uso do ativo recaem sobre o proprietário, assim como todos os benefícios. Assim, todos os

direitos de propriedade são transferíveis, sendo também assegurado o direito de coibir o uso por não donos.

As cooperativas têm problemas de agência inerentes a sua forma organizacional, visto que os direitos de propriedade são vagamente definidos, pois os cooperados são ao mesmo tempo donos, fornecedores, clientes e administradores da cooperativa. Conforme Cook e Iliopoulos (2000), os direitos de propriedade nas cooperativas não conseguem assegurar que os sócios ou não sócios tenham o custo total de suas ações e/ou recebam todos os benefícios por eles criados. Assim, os problemas de agência enfrentados pelas cooperativas são classificados em cinco grupos, conforme Cook (1995): horizonte, carona, portfólio, controle e custos de influência.

a) Problema de Horizonte: o fato de as quotas-partes não serem negociadas no mercado não permite aos sócios obterem benefícios dos investimentos realizados, visto que sua riqueza não varia com o valor da cooperativa. Assim, o problema do horizonte implica que os sócios têm horizontes de tempo diferentes relativo à sociedade cooperativa e, conseqüentemente, preferências diferentes relativas a decisões de investimento. Conforme Staatz (1987), alguns sócios podem preferir investir em sua propriedade rural, em vez de alocar fundos para crescimento de longo prazo da cooperativa, considerando que o valor presente do retorno dos investimentos feitos na cooperativa seja menor.

Devido ao problema do horizonte, os investimentos de longo prazo tendem, geralmente, a ser preteridos nas cooperativas quando comparados a investimentos de curto prazo. De acordo com Cook e Iliopoulos (2000), o problema do horizonte cria um ambiente de investimento em que existe um desestímulo para os membros contribuírem com as oportunidades de crescimento. O agravamento desse problema ocorre quando se considera investimento em pesquisa e desenvolvimento, propaganda e outros ativos intangíveis.

Para Jensen e Meckling (1976), o problema do horizonte surge quando a cooperativa, ao reter parte do seu fluxo de caixa para novos investimentos,

distribui volume menor de sobras. Assim, quando um sócio deixa a cooperativa, os ativos que eles financiaram (por fluxo de caixa retido) permanecem na cooperativa.

Segundo Davis (2001), o problema do horizonte é relacionado ao problema da propriedade comum, em que um novo membro possui direitos iguais aos dos sócios mais antigos sobre os ativos existentes, estando diretamente associado ao problema do carona. Assim, há um desestímulo quanto à realização de investimentos, conduzindo a um subinvestimento.

b) O Problema do Carona: de acordo com Staatz (1987), esse problema decorre da natureza da cooperativa em que os benefícios do crescimento da instituição são compartilhados por todos. Assim, quando uma pessoa se associa a uma cooperativa, ela passa a ter acesso aos investimentos de capital acumulados e adquire os mesmos direitos na tomada de decisão que os antigos sócios, sem ter a obrigatoriedade de alocar maior volume de capital que os fundadores, em virtude de já existir um conjunto de ativos. Conforme Cook e Iliopoulos (2000), o problema do *free-rider* emerge na cooperativa pelo fato de os direitos de propriedade não serem bem definidos, sendo o principal deles o da propriedade comum, que leva a uma diluição da taxa de retorno dos membros existentes e a um desestímulo para investir na cooperativa.

Zylbersztajn (2002) exemplifica outros tipos de carona; por exemplo, quando um cooperado utiliza em demasia a assistência técnica da cooperativa ou quando adquire insumos da cooperativa a preços inferiores aos de mercado e desvia a produção para outros meios de comercialização que não a cooperativa, caso encontre um preço superior. O carona pode ocorrer ainda quando um não cooperado entrega o produto para a cooperativa mediante um sócio, auferindo eventuais vantagens para as quais não contribuiu.

c) O Problema de Portfólio: esse problema tende geralmente a favor das decisões com mais baixos níveis de risco. Os principais (sócios) e agentes (representantes eleitos e os administradores) podem ter visões diferentes de como o portfólio deve ser composto, o que pode conduzir a conflitos, visto que os sócios de uma cooperativa não são motivados a optarem por

investimentos de longo prazo. A ausência da possibilidade de transferência no mercado das quotas-partes, que implica ausência de liquidez desse tipo de investimento, e as dificuldades na obtenção de crédito no mercado externo fazem com que os cooperados ajustem o portfólio de ativos da cooperativa para suas preferências de risco, constituindo um portfólio de investimentos subótimo.

d) O Problema do Controle: nas cooperativas, a gestão do negócio ocorre mediante eleição de membros para formação do conselho administrativo, responsável pelas decisões estratégicas da cooperativa, com a possibilidade de contratação de profissionais especializados para atuarem como gerentes. Entretanto, essas organizações enfrentam problemas de monitoramento, uma vez que o desempenho da cooperativa não é avaliado pelo mercado – como no caso das sociedades de capital aberto, em que o valor das ações sinaliza se as decisões e a administração são eficientes. Segundo Zylbersztajn (2002), há casos em que a gestão da cooperativa é realizada por agente não especializado, sócio da cooperativa, o qual pode atuar de forma oportunista em benefício próprio ou de um pequeno grupo, havendo constante conflito entre a maximização do valor da cooperativa e da sua empresa individual. De acordo com Condon (1987), os diretores das cooperativas são sócios eleitos cuja experiência primária é relacionada à administração da propriedade rural, no caso de cooperativa agropecuária, e que, tipicamente, têm pouca experiência anterior em controlar os negócios de um empreendimento empresarial grande e complexo. Corroborando a afirmação anterior, para Fama e Jensen (1983), numa empresa, os membros do conselho são eleitos de acordo com suas habilidades e seu conhecimento e não necessariamente por ser um membro da empresa. O conselho de administração das cooperativas é visto muitas vezes como de controle ineficiente, pelo fato de os membros terem habilidades e conhecimentos relacionados principalmente à atividade produtiva que desenvolvem e não necessariamente com o negócio da cooperativa. Ferreira (2005), analisando a eficiência de cooperativas da indústria de laticínios, identificou nelas a ausência de

profissionalização da gestão, a qual poderia ser um meio de minimizar conflitos e as ineficiências decorrentes do problema do controle.

Numa cooperativa, os direitos de propriedade básicos que regem propriedade e controle são estruturados de forma que o controle da decisão recaia somente sobre os sócios. Nesse tipo de empreendimento há pelo menos três grupos de agentes identificáveis, e cada um pode ter objetivos completamente conflitantes, que são os sócios, o conselho de diretores e a administração (CONDON, 1987).

Conforme Staatz (1987), nas cooperativas, o conselho de administração, cuja atribuição é o controle da decisão, tem de desempenhar um papel ainda mais ativo no monitoramento da administração, já que o fato de não haver um mercado de valores para as quotas-partes extingue as formas de monitoramento externo. Entretanto, como afirmado por Spear (2004), a baixa participação do sócio e o controle inadequado por parte dos conselheiros podem resultar em agentes (gerentes) que têm mais liberdade para agir nas cooperativas do que nos demais empreendimentos.

e) Custos de Influência: problema que ocorre quando a cooperativa se envolve numa série de atividades que diferem dos interesses de todos os seus membros. Esse problema surge em organizações quando as decisões organizacionais afetam a distribuição dos ganhos ou outros benefícios entre os membros ou quando há membros que atuam na administração da organização, priorizando os interesses próprios, em detrimento dos interesses coletivos.

Conforme Cook e Iliopoulos (2000), esses cinco problemas apresentados de direito de propriedade vagamente definidos afetam os incentivos dos sócios para investir na organização e a habilidade global da organização para ampliar o patrimônio líquido. Esses autores também discutem várias maneiras pelas quais os conflitos entre sócios mais antigos e novos podem ser minimizados. Algumas possíveis soluções incluem a limitação à entrada de novos sócios, o planejamento de resgate do patrimônio líquido e diferentes classes quotas-partes com propriedades de transmissibilidade diferentes.

Segundo Gunnarsson (1999), as cooperativas não são organizadas em concordância com a estrutura dos direitos de propriedade. Primeiramente, porque nelas os cooperados não detêm individualmente direito sobre o capital da cooperativa; somente têm direitos sobre as quotas-partes integralizadas, que são uma pequena parcela em relação ao capital total. Além disso, quando os sócios saem da cooperativa, só resgatam o valor monetário do capital integralizado, e não o valor de mercado que a cooperativa representa.

De acordo com Lerman e Parliament (1991), dada a estrutura dos direitos de propriedade, há uma série de diferenças entre as cooperativas e as empresas. Os investidores em empresas convencionais recebem o retorno proporcional ao investimento. Por outro lado, aqueles que investem nas cooperativas, os sócios, obtêm retorno de acordo com a movimentação na cooperativa, em lugar de ganharem um retorno referente ao capital investido. Assim, os interesses dos sócios não são necessariamente atendidos, maximizando os ganhos da cooperativa. Estes podem ser mais bem supridos mediante redução de custos dos serviços ou insumos que utilizam da cooperativa ou aumento dos preços que eles recebem pelos produtos comercializados pela cooperativa.

Segundo Barton et al. (1996), as cooperativas que atuam competitivamente no mercado precisam investir em bens de capital, bem como ter capital de giro. As opções para obtenção do capital são via integralização de quotas-partes pelos sócios, retenção dos ganhos ou por meio de dívidas. Dessa forma, as cooperativas se deparam com uma difícil situação, visto que não há incentivos para capitalização por parte dos sócios e a obtenção de dívidas aumenta o risco financeiro, aumentando a probabilidade de insolvência.

Minimizar os problemas decorrentes dos direitos de propriedade vagamente definidos nas cooperativas passa a ser uma condição necessária para atenuar as restrições de capital que comprometem o crescimento de muitas cooperativas agropecuárias (CHADDAD; COOK, 2004).

3. METODOLOGIA

Para analisar a relação entre investimentos e fluxo de caixa, identificando as condições referentes às restrições financeiras das cooperativas agropecuárias, utilizaram-se como base os estudos de Gilchrist e Himmelberg (1995) e Chaddad et al. (2005).

Foram adotados os seguintes passos:

1. Organização e normalização das variáveis pelo Imobilizado Líquido.
2. Estimação da variável Q , *proxy* para lucratividade marginal do capital, através do modelo de Vetores Autorregressivos com Dados em Painel (PVAR).
3. Estimação da equação de investimento considerando as variáveis Q e fluxo de caixa, utilizando o modelo de Dados em Painel.
4. Realização dos seguintes testes estatísticos: teste de redundância dos efeitos, teste de Hausman, teste de heterocedasticidade, teste de autocorrelação e teste de restrição de sobreidentificação.

3.1. Modelo Analítico

3.1.1. Modelo empírico proposto por Gilchrist e Himmelberg (1995)

Conforme Gilchrist e Himmelberg (1995), estudos de dados em painel anteriores, investigando o papel do fluxo de caixa na forma reduzida das equações de investimento, examinaram uma variante da seguinte equação de investimento para a empresa i no tempo t :

$$y_{it} = \beta' x_{it} + v_t + \gamma_i + \omega_{it} \quad (6)$$

em que y_{it} representa a taxa de investimento, $y_{it} = I_{it} / K_{it}$; x_{it} é um vetor de variáveis explicativas, incluindo os valores correntes e defasados dos lucros normalizados pelo estoque de capital; ω_{it} é um termo de erro não correlacionado com os valores presentes ou defasados de x_{it} ; v_t é um choque agregado capturado por *dummies* de tempo; e γ_i é o efeito específico da empresa.

Dado o relativo sucesso da abordagem da Equação de Euler em explicar o nível de investimento das empresas, ao menos para empresas classificadas como irrestritas, e dada a falha do Q de Tobin em explicar adequadamente investimentos para qualquer subconjunto de empresas, deve-se retornar à equação (6) e reinterpretar os coeficientes da regressão no contexto de um modelo estrutural. Tal reinterpretação requer uma estrutura teórica que justifique o uso da equação (6) como base de uma equação de investimento. Dessa forma, Gilchrist e Himmelberg (1995) forneceram uma estrutura adaptando a metodologia de Abel e Blanchard (1986) para dados em painel. Para isso, consideraram o modelo de custo de ajustamento.

A estrutura utilizada para o modelo de custo de ajustamento foi considerada padrão na literatura de investimento, como em Hayashi (1982), por exemplo. Assim, administradores escolhem investimento para maximizar o valor presente esperado do fluxo de lucros futuros. Foi assumido que capital

é um fator quase-fixo e que existe um custo de instalação do novo capital crescente. Sob essas suposições, o valor da empresa i no tempo t é dado por:

$$V(K_{it-1}, \theta_{it}) = \max E \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^s [\Pi(K_{it}, \theta_{it}) - c(I_{it}, K_{it}, \zeta_{it}) - I_{it}] \mid \Omega_{it} \right\} \quad (7)$$

sujeito a:

$$K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta) + I_{it} \quad (8)$$

em que $E[\cdot \mid \Omega_{it}]$ é o operador condicional das expectativas no tempo t do conjunto de informações Ω_{it} ; K_{it-1} é o estoque de capital defasado em um período; δ é uma taxa de depreciação exponencial; I_{it} são os gastos com investimento; $\Pi(\cdot)$ é a função de lucro; $c(\cdot)$ é a função do custo de ajustamento; e θ_{it} e ζ_{it} representam choques exógenos na função de lucro e na função de custo de ajustamento, respectivamente. O problema de otimização da escolha do investimento que maximiza o valor de mercado da empresa é sujeito a uma restrição de acumulação de capital K_{it} .

No modelo, a firma identifica lucros no início do período e então toma suas decisões de investimento. Portanto, lucros correntes são observados pela empresa antes que a decisão de investimento seja tomada, porém as realizações de lucros e gastos com os investimentos não são observadas pelo analista, até o fim do período. O novo capital resultante desse investimento torna-se produtivo no ano de sua aquisição.

A condição de primeira ordem para maximizar o valor da firma na equação (7), sujeito à restrição de acumulação de capital, é:

$$1 + \frac{\partial c(I_{it}, K_{it})}{\partial I_{it}} = E[Q_{it} \mid \Omega_{it}] \quad (9)$$

em que:

$$E[Q_{it} | \Omega_{it}] = \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s (1-\delta)^s \left[\frac{\partial \Pi(K_{it+s}, \theta_{it+s})}{\partial K_{it+s}} - \frac{\partial c(K_{it+s}, \zeta_{it+s})}{\partial K_{it+s}} \right] \quad (10)$$

Na equação (10), $E[Q_{it} | \Omega_{it}]$ representa o preço-sombra do capital ou Q marginal. Desde que o preço-sombra do capital seja igual ao fluxo da lucratividade marginal futura do capital, a condição de primeira ordem estabelece que a empresa pode investir até o ponto em que os custos marginais de instalação de uma unidade adicional de capital são iguais aos benefícios marginais esperados. Simplificando a notação, faz-se a substituição do termo de lucro marginal na equação (10) por π_{it+s} e de $\beta(1-\delta)$ por λ , chamado fator de desconto. Assim:

$$E[Q_{it} | \Omega_{it}] = \sum_{s=0}^{\infty} \lambda^s E[\pi_{it+s} | \Omega_{it}] \quad (11)$$

A estimação do modelo requer a forma funcional da função de custo de ajustamento junto com o método de avaliação do fluxo esperado do produto marginal do capital. Para a função de custo de ajustamento, foi seguida a convenção e assumida a seguinte forma quadrática:

$$c(I_{it}, K_{it}) = (\alpha/2)(I_{it}/K_{it} - \gamma_i - \zeta_{it})^2 K_{it} \quad (12)$$

Essa forma funcional implica que o custo marginal de ajustamento é linear na razão entre investimento e capital. Note que é permitida certa variação nos parâmetros do custo de ajustamento tecnológico através das empresas pelo uso do parâmetro γ_i . A função do custo de ajustamento também inclui um choque tecnológico idiossincrático ζ_{it} , que pode ser correlacionado com choque na produção θ_{it} . Foi assumido que ζ_{it} é observável para a empresa i no tempo t , não observado para o analista e não

correlacionado através do tempo. O termo de erro introduz a correlação contemporânea entre investimentos correntes e lucros correntes, o que significa que o analista pode usar somente informações defasadas para estimar a equação de investimento. Substituindo esse custo de ajustamento na equação (9) e resolvendo em relação aos rendimentos do investimento, tem-se uma expressão de investimento como uma função de Q marginal:

$$y_{it} = \gamma_i + (1/\alpha)E[Q_{it+s} | \Omega_{it}] + \zeta_{it} \quad (13)$$

em que $y_{it} = I_{it}/K_{it}$. Para construir a *proxy* de $[Q_{it+s} | \Omega_{it}]$ (Q marginal), foi especificado um processo linear de um vetor x_{it} das variáveis observadas da empresa. Ao contrário do modelo VAR utilizado por Abel e Blanchard (1985), o conjunto de Dados em Painel requer que seja permitida a heterogeneidade não observada das unidades de seção cruzada no processo. Esse tipo de modelo em que um sistema VAR é estimado como Dados em Painel foi proposto inicialmente por Holtz-Eakin et al. (1988), sendo conhecido como modelo PVAR. Assim, foram introduzidas médias específicas por empresa (efeito específico), no intuito de permitir que a média condicional pudesse variar arbitrariamente entre as empresas. Foi adicionado também um componente tempo específico para que a média condicional comum pudesse capturar o movimento conjunto das variáveis, causado pelo fenômeno do ciclo dos negócios (choque agregado). Assumindo que x_{it} segue um processo estocástico estacionário com uma representação autorregressiva de ordem finita, sendo apresentado na sua forma AR (1), tem-se:

$$x_{it} = Ax_{it-1} + f_i + d_t + u_{it} \quad (14)$$

em que f_i é o vetor de efeitos das empresas incluídos para captar a heterogeneidade não observada; d_t é o vetor de choques agregados comum a todas as empresas; e u_{it} é o termo de erro (assumido como ortogonal para as

defasagens em x_{it}). Se for considerado que d_t , como x_{it} , tem uma ordem finita do processo autorregressivo, então, pode-se aplicar a lei das rotinas iterativas das expectativas para a equação (14), e assim derivar a expectativa de x_{it+s} dado x_{it} :

$$E[x_{it+s} | x_{it}] = A^s x_{it} + \Gamma_1 f_i + \Gamma_2 d_t \quad (15)$$

As matrizes Γ_1 e Γ_2 são funções complicadas de s , A e dos parâmetros do processo VAR para d_t . O operador de projeção pode agora ser substituído por um operador de expectativas na equação (11), podendo obter a expressão para a projeção do valor esperado do fluxo dos lucros marginais em x_{it} . Desde que a função de lucro seja assumida como homogênea de grau 1, o lucro marginal (π_{it}) é igual à razão entre os lucros realizados e o capital existente. Se for incluído π_{it} como j^{th} elemento de x_{it} , então, $\pi_{it} = c' x_{it}$, em que c é um vetor de zeros com 1 na j^{th} linha. Usando essa notação, a projeção de Q_{it} em x_{it} , f_i e d_t é dada por:

$$P[Q_{it} | x_{it}, f_i, d_t] = [c'(I - \lambda A)^{-1}] x_{it} + \Gamma_1^* f_i + \Gamma_2^* d_t \quad (16)$$

Pela combinação dessa expressão com a condição de primeira ordem resultante do modelo estrutural na equação (9), é possível escrever a equação de investimento como uma função linear restrita das variáveis em x_{it} , em que as restrições nos coeficientes de x_{it} estão incluídas pelo processo de séries temporais de x_{it} . Considere η_i e v_t representando os efeitos empresa e tempo específicos resultantes da substituição da equação (16) na equação (13). Dessa forma, a especificação empírica para o investimento é dada por:

$$y_{it} = (1/\alpha) \left[c'(I - \lambda A)^{-1} \right] x_{it} + \omega_{it} + \eta_i + v_t + \zeta_{it} \quad (17)$$

em que $\omega_{it} = \sum_{s=0}^{\infty} \lambda^s E[\pi_{it+s} | \Omega_{it}] - \sum_{s=0}^{\infty} \lambda^s E[\pi_{it+s} | x_{it}]$ é o erro introduzido pela substituição do valor presente esperado dos lucros marginais pela sua projeção em x_{it} .

A equação (17) destaca as restrições das seções cruzadas impostas na equação (6) pelo modelo estrutural. Sendo o modelo correto, o vetor β de coeficientes da equação (6) é proporcional a $c'(I - \lambda A)^{-1}$. Originada do modelo de mercado de capital perfeito, tem-se agora a rejeição dessa restrição.

Por permitir a variação da resposta do investimento às variáveis financeiras das empresas através da classificação em subamostras, controlou-se a possibilidade de diferentes subamostras terem diferentes coeficientes de custos de ajustamento e, portanto, diferentes velocidades de ajustamento.

Gilchrist e Himmelberg (1995), para a construção da variável Q Fundamental, dada por $[c'(I - \lambda A)^{-1}]x_{it}$ e desenvolvida como *proxy* para fluxo esperado dos lucros marginais ou Q marginal, utilizaram as variáveis fluxo de caixa e vendas, ambas normalizadas pelo estoque de capital no sistema VAR. Foram consideradas três defasagens, já que testes indicaram que maior número de defasagens conduzia essencialmente aos mesmos resultados. A construção da variável Q Fundamental utilizou o seguinte fator de desconto:

$$\lambda = \frac{1 - \delta}{1 + r} \quad (18)$$

em que δ é a taxa de depreciação e r é a taxa de desconto.

Assim, Gilchrist e Himmelberg (1995) usaram um modelo estrutural para superar o problema associado na distinção do papel do fluxo de caixa na previsão de oportunidades futuras de investimento do seu papel de reduzir para as empresas os problemas das imperfeições do mercado financeiro, sendo fundos utilizados para investimentos. Uma vez controlado o conteúdo

preditivo, testa-se o excesso de sensibilidade dos investimentos a fluxo de caixa.

3.2. Modelos de Dados em Painel e a Teoria Q de Investimentos

Este estudo aborda o comportamento dos investimentos das cooperativas agropecuárias com base na abordagem da Teoria Q no contexto de mercado de capital imperfeito, em que os direitos de propriedade influenciam o comportamento dos investimentos.

De acordo com Chaddad et al. (2005), considerando mercados perfeitos, em que fundos internos e externos são substitutos perfeitos, a teoria Q prediz que os investimentos respondem somente ao Q marginal – uma medida das oportunidades de investimento que reflete o valor esperado dos lucros de um novo investimento de capital. A equação de investimento em função de Q marginal, para Dados em Painel, chamada de Modelo Q de Investimento, pode ser assim representada:

$$\frac{I_{it}}{K_{it}} = \alpha_i + \beta Q_{it} + \tau_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

em que I_{it} é o investimento para firma i no tempo t ; K_{it} é o estoque de capital; α_i representa os efeitos específicos para cada empresa analisada; Q_{it} é o Q marginal; τ_{it} é o choque tecnológico; e ε_{it} é um termo de otimização de erro.

Nos testes empíricos, Fazzari et al. (1988) assumiram τ_{it} , choque tecnológico, igual a zero, isto é, o termo de erro ε_{it} reflete somente uma otimização do erro, sendo considerado como ruído branco.

A teoria Q é principalmente aplicada a empresas com ações no mercado de valores. Entretanto, Abel e Blanchard (1986), em vez de usarem a abordagem Q com base nas ações das empresas no mercado, estimaram Q através da formação das expectativas de lucros futuros considerando variáveis

defasadas. Foi utilizado um modelo VAR para fazer uso das informações de séries temporais contidas em seus dados macroeconômicos. As previsões do modelo VAR foram usadas para construir o valor esperado de Q marginal, denominado Q Fundamental. As variáveis utilizadas para calcular o VAR foram retornos do patrimônio líquido e dos passivos, a relação do custo de mão de obra com o estoque de capital, a razão vendas/estoque de capital, entre outros.

Para Behr e Bellgardt (2002), como a menor parte das empresas de uma economia tem ações na bolsa de valores, utilizar esses dados para estudar o comportamento de investimentos dessas instituições acaba excluindo a maioria das empresas de uma investigação empírica. Assim, podem-se usar dados contábeis das empresas, ampliando a abordagem empírica, o que torna necessário aplicar conceitos alternativos para encontrar medidas que serão *proxies* para as expectativas sobre lucro futuro ou rentabilidade marginal futura do capital. Assim, para estimar o modelo VAR, esses autores consideraram três variáveis: lucro antes do imposto de renda, vendas e fluxo de caixa.

Gilchrist e Himmelberg (1995) utilizaram a base fundamental do trabalho de Abel e Blanchard (1986), que introduziram o método de vetor autoregressivo no contexto de modelos Q e estenderam a abordagem para Dados em Painel. Assim, Gilchrist e Himmelberg (1995) construíram o Q marginal usando um subconjunto de informações que estão disponíveis nas empresas, isto é, suas variáveis financeiras, considerando um modelo PVAR - *Panel Vector Autoregression*, pela junção dos modelos VAR e Dados em Painel. A mais importante característica dessa abordagem foi a inserção da variável fluxo de caixa como umas das variáveis observadas nas estimativas de Q. Assim, se o fluxo de caixa contém qualquer informação sobre a lucratividade esperada de um novo investimento, essa informação pode ser totalmente capturada pelo Q marginal, resolvendo um problema controverso na literatura, em que se questiona se o coeficiente de fluxo de caixa meramente prevê oportunidades de investimento para as empresas, sendo

semelhante à variável Q. Pelo fato de essa especificação de investimento claramente isolar o papel do fluxo de caixa como uma variável de previsão, pode-se interpretar qualquer sensibilidade adicional do fluxo de caixa como evidência das imperfeições do mercado de capital.

Assim, este estudo, considerando o conjunto de dados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná e com base nos estudos de Gilchrist e Himmelberg (1995) e Chaddad et al. (2005), utilizou o modelo de Dados em Painel para estimar a equação de investimento e o modelo PVAR para construir a variável Q. Considerando que o mercado de capital é imperfeito, sendo as fontes de capital externo mais caras que as internas, e que as cooperativas possuem direitos de propriedades vagamente definidos, o que amplia os problemas decorrentes das imperfeições do mercado, pode-se então expandir o modelo Q de investimento restrito para o chamado Modelo Q de Investimento Aumentado, no qual é examinada a sensibilidade investimento a fluxo de caixa (FC_{it}):

$$\frac{I_{it}}{K_{it}} = \alpha_i + \delta_t + \beta Q_{it} + \gamma FC_{it} + \eta_{it} \quad (20)$$

em que α_i e δ_t representam os efeitos específicos por cooperativa e no tempo; Q_{it} é o Q marginal ou Q Fundamental; e η_{it} é o termo de erro.

Sob a hipótese nula, considera-se que as cooperativas não sofrem restrições financeiras. Assim, a variável *proxy* para recursos internos, FC, não influencia os níveis de investimento, devendo ser seu coeficiente igual a zero. Como hipótese alternativa, tem-se que a ausência de fontes de recursos externos restringe os investimentos das cooperativas agropecuárias, sendo as decisões de investimento dessas instituições sensíveis à disponibilidade de recursos internos. Se o coeficiente da variável fluxo de caixa for positivo e significativo, assume-se que essas cooperativas sofrem restrições financeiras. Assim, tem-se que:

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma > 0$$

Sendo β significativo e positivo, indica que as decisões de investimento das cooperativas respondem à lucratividade marginal do capital. Portanto, espera-se que $\beta > 0$.

Conforme Bierlen e Featherstone (1998), Q Fundamental negativo ou estatisticamente não significativo é consistente com a ideia de que as empresas não foram capazes de responder aos incentivos das oportunidades de investimento por causa das restrições de crédito.

3.3. *Definição das Variáveis*

Com base nos estudos de Hambuguer (2003) e Chaddad et al. (2005), as variáveis foram definidas como:

▪ **Investimento (I)**

Imobilizado líquido do final do ano corrente(t) menos imobilizado líquido do final do ano anterior (t-1):

$$Invest = K_t - K_{t-1} \tag{21}$$

em que K imobilizado líquido é igual a imobilizado total – depreciação – amortização.

▪ **Fluxo de Caixa (FC)**

Resultado depois do imposto de renda e antes das destinações (fundos) do final do ano corrente(t) + depreciação do final do ano corrente(t) + amortização do final do ano corrente(t).

▪ **Q Fundamental (Q)**

Proxy para a lucratividade marginal do capital, Q Fundamental ou Q marginal é uma medida da demanda de investimento, construída a partir de um sistema PVAR, utilizando dados das variáveis fluxo de Caixa, FC e das vendas das cooperativas, V.

$$Q_{it} = [c'(I - \lambda \hat{A})]^{-1} x_{it} \quad (22)$$

em que c' é um vetor de zeros com 1 na j -ésima linha; I é a matriz identidade; λ é uma constante representando o fator de desconto dado por $\lambda = (1 - \delta)/(1 + r)$, em que δ é a média das taxas de depreciação dos índices de depreciação fixados pela legislação do imposto de renda e r é a taxa de desconto, em que foi considerada a TJLP² – Taxa de Juros de Longo Prazo média do período em análise; A é a matriz dos coeficientes estimados no modelo PVAR; e x_{it} é um vetor contendo a variável fluxo de caixa, FC, como j -ésimo elemento e vendas, V.

O modelo VAR, na forma reduzida, no contexto das séries de tempo, considerando duas variáveis, pode ser assim especificado:

$$FC_t = \sum_{l=1}^m \alpha_l FC_{t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l V_{t-l} + u_t \quad (23)$$

$$V_t = \sum_{l=1}^m \alpha_l FC_{t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l V_{t-l} + u_t \quad (24)$$

em que α 's e δ 's são os coeficientes dos valores defasados de FC_t e V_t , sendo o número de defasagens m suficientemente grande para assegurar que u_t seja um termo de erro ruído branco.

² A TJLP é utilizada pelo BNDES como custo financeiro para várias linhas de financiamento, como o FINAME Agrícola, que financia a aquisição de máquinas e equipamentos novos voltados para o setor agropecuário.

Para estimar parâmetros consistentes nas equações (23) e (24), são necessárias muitas observações de FC e V. Conforme Holtz-Eakin et al. (1988), a disponibilidade de séries de tempo em unidades microeconômicas é tipicamente pequena. Entretanto, os dados analisados envolvem um conjunto de cooperativas, unidades de seção cruzada, em um conjunto de anos. Assim, as equações (23) e (24) serão estimadas mediante junção das informações de seção cruzada e das séries de tempo, o que torna necessário um modelo semelhante ao apresentado nas equações (23) e (24), no qual seja possível considerar todas as cooperativas analisadas (i) no tempo t. Esse modelo, conhecido na literatura como *Panel Vector Autoregression* (PVAR) pela junção dos Dados em Painel com a técnica VAR, segundo abordagem de Gilchrist e Himmelberg (1995), também permite captar a heterogeneidade entre as cooperativas analisadas, f_i , sendo um modelo com efeitos específicos, bem como introduz um componente específico para o tempo, visando capturar os movimentos comuns nas variáveis causados por fatores que afetam os ciclos de negócios das cooperativas, dado por d_t . Tem-se:

$$FC_{it} = \sum_{l=1}^m \alpha_{il} FC_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_{il} V_{it-l} + f_i + d_t + u_{it}, \quad (i = 1, \dots, N) \text{ e } (t=1, \dots, T) \quad (25)$$

$$V_{it} = \sum_{l=1}^m \alpha_{il} FC_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_{il} V_{it-l} + f_i + d_t + u_{it} \quad (26)$$

De forma geral, esse modelo pode ser assim representado:

$$x_{it} = Ax_{it-1} + f_i + d_t + u_{it} \quad (27)$$

Conforme Love e Zicchino (2006), para aplicação do procedimento VAR a Dados em Painel, é preciso impor a restrição de que a estrutura é a mesma para todas as unidades de seção cruzada. Uma vez que essa restrição é provável de ser violada na prática, uma forma de suplantá-la nos parâmetros é

permitir a heterogeneidade individual no nível das variáveis pela introdução dos efeitos fixos, f_i .

Seguindo a abordagem de Gilchrist e Himmelberg (1995), a estimação desse modelo foi realizada em dois passos. Primeiramente foi estimada a matriz de coeficientes PVAR por MMG – Método dos Momentos Generalizados, sendo consideradas as defasagens de x_{it} como instrumentos, exceto a primeira defasagem de x_{it} . A justificativa para usar defasagens como instrumentos tem como base o fato de a equação requerer que $E(u_{it}, x_{it-s}) = 0$ para todo $s > 0$. Portanto, todo $s > 1$ e $E(\Delta u_{it}, x_{it-s}) = 0$, em todos os anos disponíveis, exceto o da primeira defasagem, são válidos como instrumentos. No segundo passo do processo de estimação, foi usada a matriz de coeficientes estimada \hat{A} do modelo PVAR para construir o Q Fundamental, $Q_{it} = [c'(I - \lambda \hat{A})]^{-1} x_{it}$ (ver Anexo A).

3.3.1. Variáveis Instrumentais

Seguindo os estudos de Chaddad (2001) e Gilchrist e Himmelberg (1995), foram definidas como variáveis instrumentais as variáveis vendas, fluxo de caixa, depreciação e patrimônio líquido normalizadas pela imobilizado líquido. Também foi considerada a variável endividamento, dada por:

- **Endividamento (E)**

Este índice indica o quanto de capital de terceiros financia o ativo imobilizado. É a razão entre o Passivo Total e o imobilizado líquido.

3.4. Caracterização da amostra e tratamento dos dados

A pesquisa foi realizada com base na estrutura do Balanço Patrimonial e Demonstração de Resultado de 60 cooperativas agropecuárias paranaenses,

no período de 1999 a 2007³. Essas informações são de natureza secundária, obtidas na OCEPAR.

O Estado do Paraná se destaca pelo exemplo de organização empresarial do cooperativismo agropecuário. Por meio do Sindicato e Organização das Cooperativas do Estado do Paraná (OCEPAR), tem sido realizado o acompanhamento dessas cooperativas mediante o “Sistema de Análise e Acompanhamento de Cooperativas” (SAAC); o Paraná foi o primeiro Estado a manter um sistema de monitoramento com banco de dados padronizado e atualizado do ramo de cooperativas agropecuárias. Esse segmento tem uma expressiva participação na economia do Estado, atuando desde a captação da produção agropecuária junto aos produtores até o beneficiamento da matéria-prima, promovendo a agroindustrialização. A agregação de valor aos produtos dessas cooperativas gera ganhos de mercado, o que favorece a economia do Paraná.

De acordo com a OCEPAR (2005), existem no Estado 74 cooperativas agropecuárias, com 106.211 cooperados. De acordo com Koslovski e Baggio (2005), o setor agropecuário de cooperativas no Paraná é o que mais se desenvolveu: de 35 a 40% do processo da agroindustrialização passa pelas cooperativas. Ainda, segundo a OCEPAR (2005), as cooperativas são, em muitos municípios do Estado, a mais importante empresa econômica, maior empregadora e geradora de receitas.

Conforme Rodrigues e Guilhoto (2007), as cooperativas agropecuárias representam setor-chave da economia paranaense e para não perder competitividade, essas instituições estão buscando investir em máquinas e equipamentos, na criação de novos produtos e processos, na gestão, no controle de qualidade, na inovação tecnológica e em recursos humanos. Dessa forma, as cooperativas agropecuárias do Paraná são representativas para as cooperativas agropecuárias brasileiras. No tocante à busca por novos investimentos para sobrevivência em mercados competitivos.

³ Foram estudadas as cooperativas agropecuárias filiadas a Ocepar, não contemplando instituições que não fazem parte do seu sistema de monitoramento.

A amostra de dados analisada foi dividida em subamostras construídas com base no tamanho do ativo das cooperativas. Conforme Schaller (1993), Gilchrist e Himmelberg (1995), Bierlen e Featherstone (1998) e Chaddad (2001), a escolha desse critério deve-se ao fato de pequenas empresas terem maior probabilidade de enfrentar restrições financeiras em razão de serem menos conhecidas no mercado e, portanto, mais vulneráveis às imperfeições de mercado de capital, induzidas pela assimetria de informação e restrições de colateral. Assim, para identificar se um subconjunto de cooperativas é considerado *a priori* restrito financeiramente, foram avaliados, conforme Gilchrist e Himmelberg (1995) e Chaddad (2001), 25% de todas as cooperativas da amostra que apresentam o menor valor dos ativos. Dado o pequeno número de cooperativas resultante nessa subamostra, e de acordo com Gilchrist e Himmelberg (1995), foi modificado o ponto de corte para 33%, visando assegurar um número mais adequado de cooperativas em cada categoria. Uma vez que esse ponto de corte foi aplicado para um ano específico no painel, esse critério considerado definiu a estrutura do painel balanceado.

Para o painel não balanceado, com base nos estudos realizados por Cleary (1999) e Hamburger (2003), o critério de divisão da amostra foi aplicado a cada ano, preservando as características da amostra, visto que num dado ano uma cooperativa classificada como apresentando restrições financeiras pode, em outro, mudar sua condição. Assim, conforme Cleary (1999), é permitido mudar a classificação das empresas de um período para o outro para refletir o fato de que a condição financeira muda continuamente. Conforme Fazzari et al. (1996), assumir que empresas estão num único grupo para um período inteiro é uma conveniência empírica.

Após definir os grupos, cooperativas pequenas e cooperativas grandes, realizaram-se testes para verificar se as duas amostras eram provenientes de distribuições populacionais com médias iguais. Esses testes podem ser tanto paramétricos como não paramétricos. Os primeiros têm como pressuposição que os dados amostrados são provenientes de uma população com distribuição

normal. Para análise das cooperativas deste estudo pode ser utilizado o teste *t* de *Student*, cuja hipótese nula pressupõe a igualdade das médias, $H_0: \mu_P = \mu_G$, ou seja, à média das cooperativas agropecuárias pequenas é igual a média populacional das cooperativas grandes, contra a hipótese alternativa de diferença estatística entre as médias, $H_A: \mu_P \neq \mu_G$. No entanto, nem sempre os dados apresentam distribuição normal. Para verificar se os dados amostrados seguem uma distribuição normal, foi realizado o teste de normalidade Jarque-Bera (JB)⁴.

Se evidenciado que os dados não seguem uma distribuição normal, pode ser adotado como alternativa o teste não paramétrico de Mann-Whitney-Wilcoxon. Nesse caso, os dados não precisam ser normalmente distribuídos, sendo necessário, apenas, que eles sejam ordenáveis (SIEGEL, 1975). Para realização do teste de Mann-Whitney-Wilcoxon, assim como no teste *t* de *Student*, são consideradas as duas amostras, cooperativas pequenas e cooperativas grandes, cujas médias e variâncias amostrais são estimadores das médias e variâncias de duas populações de onde as amostras foram extraídas. Como hipótese nula, pressupõe-se que as médias populacionais dos dois grupos são iguais, $H_0: \mu_P = \mu_G$, e como hipótese alternativa, que essas médias são diferentes. Esse teste tem como base o *ranking* (R) dos valores dos dois grupos, definido através da ordenação dos grupos em ordem crescente e definição dos postos⁵. Faz-se então o somatório dos postos dos dois grupos, R_P e R_G , sendo esse teste também conhecido como *rank sum statistic*. O mais baixo *rank* é o que vai ser utilizado. Supondo que R_P seja o *rank* que apresenta menor somatório, a estatística de teste assintótica, com distribuição aproximadamente normal, é dada por (AMARATUNGA; CABRERA, 2003):

⁴ O teste JB de normalidade considera como hipótese nula que a distribuição analisada segue uma distribuição normal e é dado por $JB = n \left[\frac{A^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right]$, em que *n* representa o número de observações, *A* representa a assimetria e *C* representa a curtose dos resíduos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

⁵ Posto de um valor em um conjunto de *n* valores é um número que indica sua posição em um conjunto ordenado, do primeiro ao *n*-ésimo.

$$Z = \frac{\left| R_p - \frac{n_p \cdot N}{2} \right|}{\sqrt{\frac{n_p \cdot n_G (N + 1)}{12}}} \quad (28)$$

em que n_p representa o número de cooperativas pequenas, n_G é o número de cooperativas grandes e N refere-se à amostra completa de cooperativas analisadas.

Seguindo os estudos de Cleary (1999), Chaddad et al. (2005), os requisitos para as cooperativas serem consideradas na amostra foi o valor acima de zero das variáveis vendas, ativo e imobilizado líquido.

O tratamento dos *outliers* ocorreu de duas formas: a) retirando os *outliers* para o painel balanceado, o que conseqüentemente reduz o tamanho da mostra; b) estabelecendo um limite para o valor das variáveis, chamado por Cleary (1999) e Chaddad (2001) de *winsorized*, o qual foi estabelecido para os painéis balanceado e não balanceado. As observações foram *winsorized* se seu valor excedesse certo ponto de corte predeterminado, conforme a seguinte regra:

- a) Foi atribuído o valor de 2 (-2) se $\frac{I_{it}}{K_{it}}$ foi maior (menor) que 2 (-2).
- b) Foi atribuído o valor de 5 (-5) se $\frac{FC_{it}}{K_{it}}$ foi maior (menor) que 5 (-5).
- c) Foi atribuído o valor de 30 se $\frac{V_{it}}{K_{it}}$ foi maior que 30.

Essa abordagem reduz o impacto de observações aberrantes e permite usar um grande número de observações, o que não seria possível se esses valores fossem retirados da amostra.

Todas as variáveis foram normalizadas pelo imobilizado líquido, a fim de eliminar o efeito escala e reduzir a heterocedasticidade entre as cooperativas da amostra. Também foram realizadas correções monetárias

utilizando o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI)⁶. A base foi o ano de 2007.

Para realização das estimativas foram utilizados dois softwares: o pacote econométrico Eviews 6.0 para estimativas de Dados em Painel e o pacote econométrico Stata 9.1 para estimativas do método PVAR, cujas rotinas foram concedidas por Inessa Love⁷, economista do Banco Mundial.

3.5. *Modelos de Regressão com Dados em Painel*

Dados em painel ou dados longitudinais são dados que combinam séries temporais e unidades de seção cruzada. Segundo Greene (2003), a principal vantagem de utilizar dados em painel sobre dados de seção cruzada é que permite ao pesquisador maior flexibilidade em modelar as diferenças no comportamento entre as unidades analisadas, fazendo com que a heterogeneidade seja parte integrante do estudo, agregando um conjunto maior de informações, que enriquece a análise empírica.

Hsiao (2002) apresenta como vantagens dos dados em painel o fato de permitir ao pesquisador maior número de observações, aumentando os graus de liberdade e reduzindo a correlação entre as variáveis explicativas, tornando as estimativas mais eficientes. Também possibilita a redução de problemas de correlação entre as variáveis explicativas e os termos de erro, presentes em modelos com variáveis omitidas. Assim, utilizando as dinâmicas intertemporais e as unidades analisadas, é possível controlar melhor o efeito das variáveis omitidas, permitindo resultados consistentes.

⁶ O CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da ESALQ/USP no método de cálculo do PIB do agronegócio, utiliza como deflator o IGP-DI.

⁷ As estimativas do sistema PVAR contaram com a importante contribuição de Inessa Love, economista do departamento de pesquisa do World Bank, que cedeu as rotinas por ela desenvolvidas, as quais tiveram seu primeiro uso no artigo “LOVE, I; ZICCHINO, L. Financial Development and Dynamic Investment Behaviour: evidence from Panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v.46, p.190-210, 2006”.

Considere i como as cooperativas a serem analisadas ($i = 1, \dots, N$) e t o número de anos ($t = 1, \dots, T$). Em termos gerais, pode-se especificar um modelo linear com Dados em Painel, conforme Greene (2003), da seguinte forma:

$$y_{it} = z_i' \alpha + x_{it}' \beta + \eta_{it} \quad (29)$$

em que y_{it} é o vetor com os valores da variável dependente; x_{it} , matriz com os valores das k variáveis independentes observáveis; e η_{it} , termo de erro, também chamado de erro idiossincrático, visto que são fatores não observados que mudam ao longo do tempo. O termo de erro varia independentemente através do tempo e dos indivíduos. A heterogeneidade, ou efeito individual, é dada por $z_i' \alpha$, em que z_i contém um termo constante e um conjunto de variáveis individuais, que podem ser observadas ou não, e todas são consideradas constantes no tempo. Assim, este é um modelo clássico de regressão linear. Se z_i é observado para todos os indivíduos, então o modelo pode ser tratado como um modelo linear ordinário e pode ser estimado por mínimos quadrados. Entretanto, existem outras situações em que z_i não é observado. Portanto, conforme a composição de z_i , vários casos podem ser considerados: modelos de dados empilhados, efeitos fixos e efeitos aleatórios.

3.5.1. Pooled regression ou regressão de dados empilhados

Se z_i contém apenas um termo constante, o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) fornece estimadores consistentes e eficientes para o termo comum α e para o vetor β de coeficientes. Nesse caso, não são considerados os efeitos referentes a diferentes unidades de seção cruzada e período de tempo analisado.

3.5.2. Modelo de Efeitos Aleatórios (EA)

De acordo com Greene (2003), se a heterogeneidade individual não observada, $z_i'\alpha$, pode ser assumida como não correlacionada com as variáveis explicativas, então é apropriado modelar os termos individuais, $\alpha_i = z_i'\alpha$, como aleatoriamente distribuídos entre as unidades de seção cruzada. Isso é possível quando se assume que a amostra de unidades de seção cruzada analisada é retirada de uma grande população. Assim, os termos α_i são independentes das variáveis explicativas, x_{it} . Sendo α_i uma variável aleatória representativa de uma população maior, pode ser definida como:

$$\alpha_i = \alpha_1 + u_i \quad (30)$$

em que α_1 é o intercepto populacional médio; e u_i é o erro individual aleatório, não observado, que reflete as diferenças entre as unidades de seção cruzada analisadas – representa o desvio do intercepto do seu valor médio. Assim, o modelo passa a ter a seguinte especificação:

$$y_{it} = \alpha_1 + \beta x_{it} + u_i + \eta_{it} \quad (31)$$

ou, de forma simplificada:

$$y_{it} = \alpha_1 + \beta x_{it} + v_{it} \quad (32)$$

em que $v_{it} = u_i + \eta_{it}$, também denominado de modelo de componente de erro. A estimativa por mínimos quadrados pode ser consistente, embora ineficiente.

De acordo com Johnston e Dinardo (1997), os termos de erro individuais não estão correlacionados entre si nem entre as unidades de seção cruzada e as de séries temporais. Para o modelo de componentes de erro, v_{it} , o

termo de erro é homocedástico. Entretanto, os erros de uma mesma seção cruzada estão correlacionados em dois pontos diferentes no tempo.

3.5.3. Modelo de Efeitos Fixos (EF)

De acordo com Greene (2003), se z_i é não observado, mas correlacionado com x_{it} , então o estimador de Mínimos Quadrados de β é viesado e inconsistente devido à variável omitida. De modo geral, no modelo de efeitos fixos o intercepto varia para cada unidade analisada, ou seja, há n termos de intercepto, porém são constantes ao longo do tempo; por isso, ele é denominado modelo de efeitos fixos.

O modelo pode ser assim apresentado:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \eta_{it} \quad (33)$$

em que $\alpha_i = z_i' \alpha$, sendo z_i o efeito individual ou a heterogeneidade individual contendo um termo constante e um conjunto de variáveis não observadas, ou variáveis latentes tomadas constantes sobre t . Esse modelo assume que o efeito individual não observado, α_i , seja correlacionado com as variáveis explicativas x_{it} . Assume-se que os termos de erro são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.), com média zero e variância σ_η^2 .

Tanto o modelo de EF quanto os modelos de EA têm como pressuposição a não correlação entre os termos de erro e as variáveis explicativas, ou seja, essas variáveis não possuem informação que possa contribuir para a previsão dos termos de erro. Essa pressuposição recebe o nome de exogeneidade estrita das variáveis independentes. O modelo de EA requer uma pressuposição adicional, na qual não há correlação entre o componente específico por unidade da seção cruzada e as variáveis explicativas.

Segundo Baltagi (1995), um modelo de dados em painel com Efeito Fixo é indicado quando a análise de regressão é limitada a um conjunto preciso de indivíduos, firmas ou regiões, enquanto o Efeito Aleatório é a especificação apropriada quando se trabalha com certo número de indivíduos aleatoriamente a partir de uma grande população de referência. Matematicamente, uma ferramenta aceita para encontrar qual modelo deve ser utilizado, EF ou EA, é o teste de Teste de Hausman, apresentado na seção de testes estatísticos para dados em painel.

3.5.4. Método dos Momentos Generalizados (MMG)

Conforme Greene (2003), uma grande proporção de estudos recentes em econometria, principalmente em macroeconomia e finanças, tem empregado estimadores MMG. De acordo com Hall (2005), MMG foi introduzido na literatura econométrica por Hansen (1982). Na análise de investimentos, MMG foi utilizado por Gordon (1992), Hubbard e Kayshap (1992), Whited (1992), Bond e Meghir (1994), Gilchrist e Himmelberg (1995), Oliner et al. (1996), Chirinko e Schaller (1996), Ogawa e Suzuki (1998), Chirinko e Schaller (2001), entre outros.

Segundo Greene (2003), o ponto inicial da estimação MMG é tratar a relação teórica que os parâmetros devem satisfazer. A ideia é escolher as estimativas dos parâmetros de forma que a relação teórica seja satisfeita da melhor maneira possível, sendo as estimativas escolhidas para minimizar a distância dos pesos entre os valores teóricos e atuais. MMG é um estimador robusto e não requer informação da distribuição exata dos erros. Na realidade, muitos estimadores comuns na econometria podem ser considerados como casos especiais de MMG. A análise MMG tem como base a condição de momentos populacionais $E[f(v_t, \theta_0)] = 0$, em que θ_0 é um vetor ($p \times 1$) de parâmetros desconhecidos a ser estimado; v_t , um vetor de variáveis aleatórias para um período T de tempo; e $f(\cdot)$, um vetor de funções.

3.5.4.1. Condições de momentos populacionais e identificação dos parâmetros

Considere o modelo de regressão linear:

$$y_t = x_t' \theta_0 + u_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (34)$$

em que x_t é um vetor ($p \times 1$) de variáveis explicativas observadas; u_t é o termo de erro não observado; θ_0 é o vetor ($p \times 1$) de parâmetros; z_t ($q \times 1$) é o vetor de instrumentos; e $u_t(\theta) = y_t - x_t' \theta$. Note que $u_t(\theta) = u_t$. Segundo Hall (2005), certas restrições precisam ser colocadas nas variáveis, as quais serão impostas quando se tornarem necessárias:

- Suposição 1 – Estacionariedade Estrita: o vetor aleatório $v_t = (x_t', z_t', u_t')$ é um processo estritamente estacionário. Esta suposição implica que qualquer momento populacional de v_t é independente de t .
- Suposição 2 – Condição de Momentos Populacionais: a relação teórica que os parâmetros podem satisfazer são normalmente condições de ortogonalidade entre as funções de parâmetros e um conjunto de variáveis instrumentais z_t . Assim, para o vetor z_t ($q \times 1$) tem-se: $E[z_t u_t(\theta_0)] = 0$. Esta condição é chamada de condição de ortogonalidade, por estabelecer que z_t é estatisticamente ortogonal a u_t .
- Suposição 3 – Suposição de Identificação: as condições de momentos populacionais e de identificação fornecem informação essencial, na qual a estimação de θ_0 é baseada. Problemas de identificação dos parâmetros podem acontecer, por exemplo, quando existe menor número de condições de momentos que parâmetros. Em termos matemáticos, isso implica que $rank(E[z_t x_t']) \leq q < p$. Intuitivamente, o problema é que é impossível extrair informações suficientes para determinar θ_0 . Assim, verifica-se que a

identificação dos parâmetros e a relação entre p (parâmetros) e q (condições de momentos) são importantes. Pode ser assumido que, se a condição de identificação falhar, então o vetor de parâmetros θ_0 é dito subidentificado pela condição dos momentos populacionais. Se os parâmetros são identificados e $q = p$, então os parâmetros são chamados de exatamente identificados pelas condições de momentos populacionais. Se os parâmetros são identificados e $q > p$, então θ_0 é dito sobreidentificado pela condição de momentos populacionais. As estimativas via MMG são realizadas quando os parâmetros θ_0 são sobreidentificados.

3.5.4.2. O estimador MMG

Seja y um vetor ($T \times 1$) cujo t^{th} elemento é y_t ; X , uma matriz ($T \times p$) cujo t^{th} linha é x_t' ; Z , uma matriz de instrumentos ($T \times q$) cujo t^{th} linha é z_t' ; u , um vetor ($T \times 1$) cujo t^{th} elemento é u_t ; e $u(\theta) = y - X\theta$. O estimador do Método dos Momentos Generalizados é o valor de θ que minimiza a função $Q_T(\theta)$. Considerando W_T como a matriz de pesos (HALL, 2005):

$$Q_T(\theta) = \{T^{-1}u(\theta)'Z\} W_T \{T^{-1}Z'u(\theta)\}. \quad (35)$$

O estimador MMG de θ_0 é definido como:

$$\hat{\theta}_T = \operatorname{argmin}_{\theta \in \Theta} Q_T(\theta) \quad (36)$$

em que a notação “*argmin*” é uma abreviação matemática para o valor do argumento θ que minimiza a função $Q_T(\theta)$.

Seja o modelo econométrico estabelecido pela equação (29), em que:

$$y_{it} = z_i' \alpha + x_{it}' \beta + \eta_{it} \quad (37)$$

O estimador MMG para dados em painel tem como base os momentos na seguinte forma (WOOLDRIDGE, 2002):

$$g(\beta) = \sum_{i=1}^M g_i(\beta) = \sum_{i=1}^M Z_i' \eta_i(\beta) \quad (38)$$

em que Z_i é uma matriz de instrumentos $T_i \times p$ para a seção cruzada i e $\eta_i(\beta) = (Y_i - f(X_{it}, \beta))$.

A estimativa MMG minimiza a forma quadrática:

$$S(\beta) = \left(\sum_{i=1}^M Z_i' \eta_i(\beta) \right)' H \left(\sum_{i=1}^M Z_i' \eta_i(\beta) \right) \quad (39)$$

$$S(\beta) = g(\beta)' H g(\beta) \quad (40)$$

em relação a β , considerando uma matriz H ($p \times p$) de pesos adequadamente escolhida. Dadas as estimativas do vetor de coeficientes $\hat{\beta}$, uma estimativa da matriz de covariância dos coeficientes pode ser calculada como:

$$V(\hat{\beta}) = (G' H G)^{-1} (G' H \Lambda H G) (G' H G)^{-1} \quad (41)$$

em que Λ é um estimador de $E(g_i(\beta) g_i(\beta)') = E(Z_i' \eta_i(\beta) \eta_i(\beta)' Z_i)$ e G é uma matriz derivada $T_i \times k$, dada por:

$$G(\beta) = \left(- \sum_{i=1}^M Z_i' \nabla f_i(\beta) \right) \quad (42)$$

No caso simples linear, em que $f(X_{it}, \beta) = X_{it}' \beta$, pode-se escrever o estimador do coeficiente na seguinte forma:

$$\hat{\beta} = \left(\left(\sum_{i=1}^M Z_i' X_i \right)' H \left(\sum_{i=1}^M Z_i' X_i \right) \right)^{-1} \left(\left(\sum_{i=1}^M Z_i' X_i \right)' H \left(\sum_{i=1}^M Z_i' X_i \right) \right) \quad (43)$$

$$\hat{\beta} = \left(M_{ZX}' H M_{ZX} \right)^{-1} \left(M_{ZX}' H M_{ZX} \right) \quad (44)$$

com estimador de variância:

$$V(\hat{\beta}) = \left(M_{ZX}' H M_{ZX} \right)^{-1} \left(M_{ZX}' H \Lambda H M_{ZX} \right) \left(M_{ZX}' H M_{ZX} \right)^{-1} \quad (45)$$

3.6. Modelo VAR com Dados em Painel (PVAR)

Holtz-Eakin et al. (1988) desenvolveram um método em que vetores autorregressivos (VAR) foram estimados com Dados em Painel. Esse método inclui o uso de um estimador com variável instrumental, que evita o problema de correlação entre as variáveis dependentes defasadas e o termo de erro.

No contexto das séries temporais, equações de uma autorregressão bivariada, normalmente, têm a seguinte forma:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l y_{t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l x_{t-l} + u_t \quad (46)$$

em que α 's e δ 's são os coeficientes da projeção linear de y_t sobre a constante e sobre valores passados de y_t e x_t . O número de defasagem m deve ser suficientemente grande para assegurar que u_t seja um termo de erro ruído branco.

Para realizar estimativas consistentes dos parâmetros da equação (46), são necessárias muitas observações de x e y no tempo. Já estimativas com dados em painel, normalmente, têm relativamente pequeno número de observações de séries temporais. Para estimar os parâmetros da equação (46)

com dados empilhados (seção cruzada com série temporal) de diferentes unidades, o procedimento é impor uma restrição que seja a mesma para todas as unidades de seção cruzada. No entanto, supor o mesmo relacionamento das séries de tempo x e y para cada unidade de seção cruzada viola as situações práticas; assim, torna-se necessário relaxar essa restrição. Uma forma é permitir o efeito individual, ou seja, um intercepto individual específico. Mudanças no intercepto de um vetor autorregressivo estacionário correspondem a mudanças nas médias das variáveis, de forma que permitir um efeito individual possibilita também heterogeneidade individual nos níveis de x e y . Uma segunda opção para permitir a heterogeneidade individual na equação (46) é possibilitar a variância entre as unidades de seção cruzada, o que conduz a uma heterogeneidade individual nas variáveis x e y . Assim, foi inserido o efeito individual e a heterocedasticidade na variância da seção cruzada.

Quando se trabalha com unidades de seção cruzada, têm-se certas vantagens. Primeiramente, a suposição de estacionariedade das séries de tempo pode ser relaxada. A presença de um grande número de unidades de seção cruzada permite que coeficientes defasados variem sobre o tempo. Segundo, a teoria da distribuição assintótica para um grande número de unidades de seção cruzada não exige que o vetor autorregressivo satisfaça as condições usuais que excluem raízes unitárias ou explosivas.

O modelo com efeitos individuais que relaxa a suposição de estacionariedade no tempo pode ser obtido pela modificação do modelo apresentado por Chamberlain (1983). Assume-se que existem N unidades de seção cruzada observadas durante T períodos. Seja i as observações de seção cruzada e t as de série de tempo. Um modelo análogo ao da equação (46), mas que permite o efeito individual e não estacionariedade ao longo do tempo, pode ser assim apresentado:

$$y_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{l=1}^m \alpha_{li} y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_{li} x_{it-l} + \phi_t f_i + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N) \text{ e } (t=1, \dots, T) \quad (47)$$

em que f_i é o efeito individual não observado e $(\alpha_{0t}, \alpha_{1t}, \dots, \alpha_{mt}), (\delta_{1t}, \dots, \delta_{mt})$ e ϕ_t são os coeficientes da projeção linear de y_{it} no termo constante, em valores passados de y_{it} e de x_{it} e no efeito individual f_i .

A especificação da equação (47) implica que o termo de erro u_{it} satisfaz a condição de ortogonalidade:

$$E[y_{it}u_{it}] = E[x_{it}u_{it}] = E[f_i u_{it}] = 0 \quad (s < t) \quad (48)$$

Essa condição de ortogonalidade implica que os valores defasados de x e y são qualificados como variáveis instrumentais para a equação (47). Para usar as condições de ortogonalidade apresentadas na equação (48), a fim de identificar os parâmetros da equação (47), deve-se trabalhar a presença do efeito individual não observado, f_i , visto que, pela presença das variáveis dependentes defasadas, os efeitos específicos tornam-se correlacionados com os regressores. Assim, pode-se transformar a equação (47) para eliminar o efeito individual. Holtz-Eakin et al. (1988) sugeriram a primeira diferenciação da equação (47), em que da equação original seria subtraída a equação no período de tempo $t-1$.

Arellano e Bover (1995) discutiram as técnicas de transformação em modelos de Dados em Painel e verificaram que Anderson e Hsiao (1982), Holtz-Eakin et al. (1988) e Arellano e Bond (1991), entre outros, consideraram a estimação de modelos com variáveis predeterminadas, mas não estritamente exógenas, como instrumentos para as equações em primeira diferença. Assim, nesses modelos, foi mantida a suposição de que todas as variáveis explicativas são potencialmente correlacionadas com os efeitos individuais; portanto, somente estimadores baseados em variações das observações originais são consistentes. Entretanto, podem existir instrumentos disponíveis que não são correlacionados com os efeitos específicos, o que significa que variáveis em nível podem conter informações relacionadas aos

parâmetros de interesse que, se exploradas, talvez melhorariam a eficiência das estimativas resultantes. Nesse sentido, Arellano e Bover (1995) desenvolveram uma estrutura que permite a obtenção de estimadores eficientes, utilizando variáveis instrumentais com informação em nível, mas que é capaz de acomodar modelos com variável dependente defasada e outras variáveis pré-determinadas. Foi proposto o procedimento de Helmert, ou também chamado de desvios ortogonais, que utiliza a diferenciação por médias de valores futuros. Esse procedimento remove somente a média adiante, isto é, a média de todas as observações futuras disponíveis para cada ano da unidade de seção cruzada analisada, preservando as condições de ortogonalidade entre os erros transformados. Os testes realizados sobre as equações transformadas consideraram vários modelos relevantes, sendo constatado que em casos de estimadores robustos, como MMG, estes são invariantes quanto à técnica de transformação usada para remover os efeitos específicos.

A transformação da equação, para eliminar efeitos específicos, mediante diferenciação via procedimento de Helmert foi usada para estimar modelos de investimentos por Bond e Meghir (1994), Gilchrist e Himmelberg (1998) e Love e Zicchino (2006), sendo, em todos os casos, aplicado o estimador MMG para estimação dos coeficientes da equação transformada. Este estudo segue a abordagem de Gilchrist e Himmelberg (1998) e Love e Zicchino (2006).

Para facilitar a operacionalização da diferenciação da equação e a dedução do estimador, as informações da equação (47) foram organizadas na forma de vetores. Considerando $y_{it} = \{y_{it}^1, \dots, y_{it}^M\}$ um vetor das variáveis observadas ($M \times 1$), em que o índice i indica observações de seção cruzada e t indica observações de séries de tempo, tem-se que a m^{th} equação de um PVAR com p defasagens pode ser escrita como:

$$y_{it}^m = \alpha_t^m + x_{it}' b^m + f_i^m + u_{it}^m \quad (49)$$

em que x_{it} representa o vetor (MP x 1) de variáveis endógenas defasadas, b^m é um vetor (MP x 1) dos coeficientes de inclinação; f_i^m é o efeito fixo da firma; α_t^m é choque agregado (*dummy* de tempo); e u_{it}^m é um choque idiossincrático satisfazendo a condição de ortogonalidade $E(u_{it}^m | f_i^m, \alpha_t^m, x_{it}, x_{it-1}, x_{it-2}, \dots) = 0$.

A condição de momento implica que $E(x_{it}' u_{it+s}^m) = 0$ para todo $s \geq 0$. Se o modelo não incluisse efeito específico por empresa e efeitos dos anos, seria possível usar MQO para obter as estimativas de b^m para todo m . Entretanto, a presença de efeitos específicos não observados que, em virtude da variável dependente defasada, são correlacionados com x_{it} requer técnicas para obter estimativas consistentes de b^m . Trabalhar os efeitos específicos de anos é trivial; pode-se ou estimar variáveis *dummies* ou, de forma mais simples, transformar o modelo em relação aos desvios das médias ano-específicas. Assumindo que os efeitos específicos dos anos tenham sido removidos, torna-se necessário remover os efeitos específicos f_i^m referentes às unidades de seção cruzada analisadas. Utilizando o procedimento de Helmert, considere \bar{y}_{it}^m e \bar{x}_{it}^m como as médias construídas de valores futuros de y_{it}^m e x_{it}^m dos dados disponíveis e \tilde{y}_{it}^m e \tilde{x}_{it}^m como dados transformados, dados por:

$$\tilde{y}_{it}^m = w_{it} (y_{it}^m - \bar{y}_{it}^m) \quad (50)$$

$$\tilde{x}_{it}^m = w_{it} (x_{it}^m - \bar{x}_{it}^m) \quad (51)$$

em que $w_{it} = \sqrt{(T_i - t) / (T_i - t - 1)}$, com T_i expressando o último ano de dados disponíveis para a observação i . Note que, no último ano dos dados para a observação i , a transformação é indisponível (não existem valores futuros para a construção de \bar{y}_{it}^m e \bar{x}_{it}^m); portanto, essa observação é perdida. Essa transformação torna f_i^m igual a zero. Dessa forma, o modelo transformado é dado por:

$$\tilde{y}_{it}^m = \tilde{x}_{it}' b^m + \tilde{u}_{it}^m \quad (52)$$

Se o termo de erro u_{it}^m original é homocedástico, essa transformação preserva a homocedasticidade e não induz a correlação serial. Ela também preserva instrumentos, porque todos os valores de x_{it} correntes e defasados permanecem não correlacionados com o termo de erro transformado, $E(x_{it-s} \tilde{u}_{it}^m) = 0$ para todo $s \geq 0$. Essas condições de momento sugerem o uso de um eficiente estimador MMG de b^m . Combinando as condições de momentos para todas as equações, o estimador MMG tem como base $E(\tilde{u}_{it} \otimes z_{it}) = 0$.

O modelo apresentado na equação (52) pode ser expresso em uma notação matricial, como visto a seguir. Considere $\tilde{y}^m = \{\tilde{y}_{11}^m, \tilde{y}_{12}^m, \dots, \tilde{y}_{NT_N}^m\}'$ o vetor empilhado de observações \tilde{y}_{it}^m para a m^{th} equação, e Z , \tilde{X} e \tilde{u}^m , observações empilhadas de z_{it} , x_{it} e u_{it}^m , respectivamente. Assim, o modelo da equação transformada pode ser escrito como:

$$\tilde{y}^m = \tilde{X} b^m + \tilde{u}^m \quad (53)$$

Para escrever a expressão do estimador MMG do vetor $M^2 P \times 1$ dos coeficientes de inclinação $b = \{b^1, \dots, b^{M'}\}$, devem ser empilhados os momentos de todas as M equações para formar o vetor $ML \times 1$ de momentos condicionais $E(\tilde{u}_{it} \otimes z_{it}) = 0$, em que $\tilde{u}_{it} = \{\tilde{u}_{it}^1, \dots, \tilde{u}_{it}^M\}'$. Seja y o vetor $MN^* \times 1$ de $y = \{\tilde{y}^1, \dots, \tilde{y}^{M'}\}'$ formado por vetores empilhados das observações das M equações, e seja $X = I_M \otimes \tilde{X}$, $Z = I_M \otimes \tilde{Z}$ e $W = (Z'Z)^{-1}$. Logo, o vetor dos coeficientes de inclinação b é dado por:

$$\hat{b}_{GMM} = (X'ZWZ'X)^{-1} X'ZWZ'y \quad (54)$$

em que W é uma matriz de pesos positiva semidefinida. O estimador MMG eficiente é obtido pela escolha de $W = \hat{V}_1^{-1}$, em que \hat{V}_1 é um consistente estimador da covariância assintótica da amostra dos momentos, $1/N * \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} (\bar{u}_{it} \otimes z_{it})$. Um conveniente estimador de V é:

$$\hat{V}_1 = \frac{1}{N^*} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} (\hat{u}_{it} \otimes z_{it})(\hat{u}_{it} \otimes z_{it})' \quad (55)$$

em que $N^* = \sum_{i=1}^N T_i$ é o número total de observações do painel; T_i representa o número de séries de tempo para firma i ; e \hat{u}_{it} é o erro estimado do termo de erro transformado, \bar{u}_{it} , construído usando uma consistente e preliminar estimativa de b (Mínimos Quadrados em Dois Estágios). Note que não é necessário incluir termos de autocovariância na expressão de \hat{V}_1 , desde que, por suposição, $E(\tilde{u}_{it} u'_{it-s} | z_{it}, \dots, z_{it-s}) = 0$ para todo $s > 0$.

O estimador robusto da covariância assintótica de b_{GMM} é dado por:

$$Est. \text{Var}(\hat{b}_{GMM}) = (\tilde{X}' Z W Z' \tilde{X})^{-1} \tilde{X}' Z \tilde{V}_1 Z' \tilde{X} (\tilde{X}' Z W Z' \tilde{X})^{-1} \quad (56)$$

em que \tilde{V}_1 é calculado igual a \hat{V}_1 , usando estimativas dos erros transformados derivados do estimador MMG, \hat{b}_{GMM} .

3.7. Testes estatísticos para os modelos de Dados em Painel

3.7.1. Teste de redundância dos efeitos

Este teste verifica a significância conjunta das estimativas com efeitos das unidades de seção cruzada nas especificações de MQO. Para realização do teste, primeiramente deve-se estimar o modelo irrestrito. Em seguida, devem-se estimar as especificações com as restrições separadamente: uma com efeito

de período fixo; outra com efeito fixo de seção cruzada somente; e outra só com intercepto. A hipótese nula é de que os efeitos são redundantes, sendo F a estatística de teste (EViews, 2007).

3.7.2. *Teste de Hausman: Efeitos Fixos versus Efeitos Aleatórios*

Os modelos de Dados em Painel consideram os efeitos específicos de cada unidade de seção cruzada, a_i . Assim, deve ser determinado se os a_i 's devem ser tratados como efeitos fixos ou aleatórios. Conforme Verbeek (2000), o estimador de efeitos fixos é preferido quando existe correlação entre os termos específicos a_i 's e as variáveis explicativas do modelo. Nesse caso, as estimativas por efeitos aleatórios são inconsistentes. Hausman (1978) sugeriu um teste considerando a hipótese nula de que x_{it} e a_i são não correlacionados. A ideia geral do teste de Hausman é dada pela comparação de dois estimadores: um que é consistente sob a hipótese nula e sob a hipótese alternativa, Efeitos Fixos; e outro que é consistente (e tipicamente eficiente) somente sob a hipótese nula, Efeitos Aleatórios. Uma significativa diferença entre os dois estimadores indica que é improvável manter a hipótese nula. Assume-se que $E\{\eta_{it}x_{it}\} = 0$ para todo s e t , tal que o estimador de Efeitos Fixos, $\hat{\beta}_{EF}$, seja consistente, independentemente se x_{it} e a_i são correlacionados, enquanto o estimador de Efeitos Aleatórios, $\hat{\beta}_{EA}$, é consistente e eficiente somente se x_{it} e a_i são não correlacionados. Assim, estabelece-se a diferença $\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}$. Para avaliar o significado dessa diferença, é necessária a matriz de covariância entre $\hat{\beta}_{EF}$ e $\hat{\beta}_{EA}$. Pode ser mostrado que, sob a hipótese nula:

$$V(\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) = V(\hat{\beta}_{EF}) - V(\hat{\beta}_{EA}) \quad (57)$$

Nesse sentido, o teste de Hausman pode ser calculado como:

$$\xi_H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' [\hat{V}(\hat{\beta}_{EF}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) \quad (58)$$

em que \hat{V} denota a estimativa da verdadeira matriz de covariância. Sob a hipótese nula, que implica dizer que $\text{plim}(\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}) = 0$, a estatística ξ_H tem uma distribuição assintótica *Qui-Quadrado* (χ_k^2) com k graus de liberdade, em que k refere-se ao número de parâmetros estimados β .

Portanto, o teste de Hausman testa se os EF e os EA são significativamente diferentes. Uma importante razão pela qual os dois estimadores podem ser diferentes é a existência da correlação entre x_{it} e a_i .

Conforme Greene (2003), o teste de Hausman tem como base a ideia de que, sob a hipótese nula de não correlação, os modelos de MQO, Mínimos Quadrados Variável *Dummy* (MQVD) e Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) são consistentes, porém o primeiro é ineficiente.

3.7.3. *Teste de Heterocedasticidade*

Segundo Verbeek (2000), a heterocedasticidade surge se diferentes termos de erro não apresentam variância idêntica, sendo esse problema frequentemente encontrado nos modelos de seção cruzada. Quando os resíduos do modelo apresentam diferentes variâncias, os resultados tornam-se enganosos, conduzindo a análises errôneas. Os testes, neste estudo, foram realizados sobre os resíduos das estimativas por MQO. Foi avaliada a hipótese nula de que a variância em todos os subgrupos analisados é igual, contra a hipótese alternativa de que ao menos um subgrupo tem variância diferente.

Foram realizados os testes de Bartlett, de Levene e de Brown-Forsythe, os quais possuem as seguintes características:

- Teste de Bartlett - é comparado o logaritmo da variância da média ponderada com a soma ponderada dos logaritmos da variância. Sob a hipótese nula conjunta de que as variâncias dos subgrupos são iguais e que a amostra é

normalmente distribuída, a estatística de teste é aproximadamente distribuída como um χ^2 com G=1 grau de liberdade (JUDGE et. al, 1985).

- Teste de Levene - tem como base a análise da variância (ANOVA) da diferença absoluta das médias. A estatística F para o teste de Levene tem uma distribuição F aproximada com G=1 grau de liberdade no numerador e N-G graus de liberdade no denominador (LEVENE, 1960).

- Teste de Brown-Forsythe - também chamado de teste de Levene modificado, em que também se utiliza a diferença absoluta das médias com a diferença absoluta das medianas. Este teste é considerado mais robusto que os anteriores (BROWN; FORSYTHE, 1974).

3.7.4. Teste de Autocorrelação

Conforme Wooldridge (2002), a heterocedasticidade é sempre um problema em potencial nos erros u_{it} de Dados em Painel. Sendo identificada a heterocedasticidade nos erros, porém sem a presença de autocorrelação, os testes estatísticos de MQO podem ser usados desde que haja a correção de heterocedasticidade nos erros-padrões. Já a autocorrelação é mais importante em certas aplicações. Assim, se ela for encontrada nos erros u_{it} , devem-se utilizar estimadores e testes estatísticos de Dados em Painel que sejam mais robustos nessas situações. Segundo Gujarati (2000), na presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial os estimadores de MQO são consistentes e não viesados, porém não são eficientes, por não apresentarem variância mínima.

Segundo Wooldridge (2002), a correlação serial pode ser testada regredindo os resíduos do modelo especificado sobre os resíduos defasados. Sob a hipótese nula de que os erros originais são não correlacionados serialmente, tem-se:

$$\hat{e}_{it} = \hat{\rho}_1 \hat{e}_{i,t-1} + erro_{it} \quad (59)$$

Deve ser utilizada a estatística de teste t para avaliar $\hat{\rho}_1$. Sob a suposição de que os erros e_{it} possuem variância constante através do tempo t e são serialmente não correlacionados, pode-se mostrar que $Corr(e_{it}, e_{i,t-1}) = -0,5$. Assim, sob a hipótese nula, aceita-se um coeficiente de correlação de até $-0,5$ (WOOLDRIDGE, 2002).

3.7.5. Teste da restrição de sobreidentificação

De acordo com Hall (2005), Sargan (1958) foi o primeiro a introduzir a ideia dos testes de restrição de sobreidentificação em um modelo estimado por variáveis instrumentais, e Hansen (1982) estendeu a estatística para a estrutura MMG. Esse teste permite verificar se a especificação do modelo é adequada. Considerando a equação $Q_T(\hat{\theta}_T)$; o estimador MMG ($\hat{\theta}$); os instrumentos z ; os termos de erro u ; $S = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 z_t z_t'$, sendo \hat{S}_T um consistente estimador de S ; e a matriz de pesos dada por $W_T = \hat{S}_T^{-1}$, a estatística do teste de restrição de sobreidentificação é dada por:

$$J_T = T Q_T(\hat{\theta}_T) = T^{-1/2} u(\hat{\theta}_T)' Z \hat{S}_T^{-1} T^{-1/2} Z' u(\hat{\theta}_T) \quad (60)$$

Sob a hipótese nula, assume-se que os instrumentos não são correlacionados com os termos de erro, sendo as restrições de sobreidentificação satisfeitas.

$$H_0 : E[z_t u_t(\theta_0)] = 0 \quad (61)$$

J_T converge em distribuição para χ_{q-p}^2 . Os graus de liberdade são iguais ao número de restrições de sobreidentificação.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Caracterização das variáveis usadas no estudo

Os dados apresentados na Tabela 1 referem-se a informações de 60 cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007.

Observa-se nessa tabela, que houve variação no número de cooperativas amostradas ao longo dos anos analisados, o que caracteriza uma estrutura não balanceada dos dados. Essa estrutura pode ser decorrente do fato de uma cooperativa ter encerrado suas atividades dentro do período de estudo ou ter iniciado suas atividades posteriormente ao primeiro ano estudado, ou mesmo por simples ausência de informação. A estruturação dos dados de forma balanceada implica redução no tamanho da amostra.

Tabela 1 – Valor médio e Taxa Geométrica de Crescimento das variáveis financeiras selecionadas das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Data	Número de cooperativas	\overline{AT}	\overline{PL}	\overline{FC}	\overline{V}	\overline{K}
1999	47	76.380.066,15	53.121.056,03	-166.191,15	105.458.743,63	28.791.175,49
2000	53	71.013.019,38	51.944.480,91	-129.473,30	101.351.899,38	25.147.146,60
2001	55	74.465.568,30	53.193.522,54	-94.358,26	112.555.497,56	23.482.169,48
2002	60	96.359.440,56	66.130.644,60	278.074,24	156.771.293,26	27.154.201,24
2003	60	126.350.041,47	89.223.686,72	393.352,20	219.328.751,13	31.520.049,80
2004	60	150.356.030,06	100.505.195,71	214.249,97	262.894.712,33	41.037.508,81
2005	60	156.967.688,60	101.013.441,48	86.029,92	223.551.974,31	46.577.692,25
2006	59	172.760.585,32	109.685.831,98	105.126,32	208.222.916,44	49.611.935,89
2007	49	242.482.972,81	165.047.110,72	95.578,12	215.887.445,38	62.036.060,17
TGC ⁸ (%)		16,62***	15,18***	-	10,27***	12,17***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%; ** significativo a 5% pelo teste *t* de Student; TGCⁱ - Taxa Geométrica de Crescimento; AT - Ativo Total; PL – Patrimônio Líquido; FC – Fluxo de Caixa; V - Vendas; K – Imobilizado Líquido.

Considerando todas as cooperativas da amostra, verifica-se que houve significativo aumento do valor do ativo dessas cooperativas no decorrer de 1999 a 2007. É possível observar que parte desse aumento é decorrente da imobilização líquida, a qual apresentou uma taxa geométrica de crescimento de 12,17% (Tabela 1). Isso significa investimento realizado pelas cooperativas em ativos físicos, os quais podem ser decorrentes da reposição de ativos já existentes pelo desgaste e obsolescência ou da ampliação das atividades das cooperativas.

A Tabela 2 apresenta os valores médios dos dados não balanceados das variáveis Ativo Total, Patrimônio Líquido, Fluxo de Caixa, Vendas, Investimento e Passivo Total, bem como a normalização dessas variáveis pelo Imobilizado Líquido. Como no caso de dados não balanceados não é

⁸ O cálculo das taxas geométricas de crescimento, dada pela expressão $TGC = (ANTLogb - 1) \times 100$, foi realizado com a utilização do software Eviews 6.0. O cálculo do coeficiente *b* é feito considerando uma regressão linear de tendência $Log(Y) = a + bT$, em que *a* é uma constante; *b*, o coeficiente; *T*, a tendência; e *Y*, a variável que se deseja analisar.

necessário ter informações de todas as cooperativas consideradas durante o período observado, fez-se a análise da amostra completa de cooperativas.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variáveis	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Observações	N. Coop.
AT _{it}	140.971.228,64	3.189.902.436,00	182.802,00	300.104.236,47	437	60
PL _{it}	95.088.703,69	1.914.682.006,00	41.443,00	177.258.573,01	437	60
FC _{it}	104.179,67	9.226.077,50	-4.619.588,20	750.360,05	437	60
V _{it}	191.374.708,43	3.871.480.390,00	58.810,00	381.647.314,64	437	60
K _{it}	39.692.287,18	395.098.400,00	600,00	67.315.826,51	437	60
I _{it}	3.919.955,33	115.805.953,00	-65.518.606,00	11.888.681,18	437	60
PT _{it}	49.071.224,79	1.275.220.430,00	15.500,00	130.248.778,36	437	60
I _{it} /K _{it}	0,14	1,73	-2,00	0,37	437	60
V _{it} /K _{it}	10,55	30,00	0,01	9,08	437	60
END _{it} /K _{it}	5,97	194,56	0,03	19,61	437	60
FC _{it} /K _{it}	0,03	5,00	-0,38	0,35	437	60

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: AT - Ativo Total; PL – Patrimônio Líquido; FC – Fluxo de Caixa; V - Vendas; K – Imobilizado Líquido; I – Investimento; PT – Passivo Total e END – Endividamento Total - é a razão entre PT e K.

Buscou-se trabalhar também com amostra balanceada, considerando somente as cooperativas que apresentavam informações disponíveis em todos os anos no período de 1999 a 2007. Houve redução de 35% no número de cooperativas analisadas, passando de 60 para 39 (Tabela 3).

Tabela 3 – Estatísticas descritivas dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variáveis	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Observações	N. Coop.
AT _{it}	186.531.869,86	3.189.902.436,00	224.564,00	339.264.574,67	312	39
PL _{it}	125.818.794,83	1.914.682.006,00	143.274,00	198.280.505,52	312	39
FC _{it}	139.110,47	9.226.077,50	-4.619.588,20	872.093,62	312	39
V _{it}	252.890.343,62	3.871.480.390,00	192.700,00	429.476.806,20	312	39
K _{it}	52.672.324,53	395.098.400,00	600,00	74.480.247,33	312	39
I _{it}	5.215.760,19	115.805.953,00	-65.518.606,00	13.639.180,64	312	39
PT _{it}	66.333.636,01	1.275.220.430,00	430.654,00	150.633.636,26	312	39
I _{it} /K _{it}	0.12	1.61	-1,41	0,31	312	39
V _{it} /K _{it}	10.16	30.00	0,01	9,04	312	39
END _{it} /K _{it}	6.55	194.56	0,03	22,48	312	39
FC _{it} /K _{it}	0.03	5.00	-0,38	0,40	312	39

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: AT - Ativo Total; PL – Patrimônio Líquido; FC – Fluxo de Caixa; V - Vendas; K – Imobilizado Líquido; I – Investimento; PT – Passivo Total e END – Endividamento Total - é a razão entre PT e K.

Apesar da diferença em valor absoluto entre as variáveis do painel balanceado e as do painel não balanceado, verifica-se que, quando estas foram normalizadas pelo Imobilizado Líquido, as diferenças dos valores médios não foram muito grandes.

4.1.1. Heterogeneidade da seção cruzada na amostra de dados: definição de subamostras

Este estudo utilizou o tamanho da cooperativa, dado pelo Ativo Total, para dividir a amostra em firmas consideradas, *a priori*, como restritas e irrestritas financeiramente. Os resultados para os dados balanceados e não balanceados estão apresentados nas Tabelas 4 a 7.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variáveis	Cooperativas Pequenas 16 cooperativas		Cooperativas Grandes 23 cooperativas	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
AT _{it}	30.474.046,58	39.930.356,22	303.189.234,53	409.022.838,81
PL _{it}	24.328.009,92	35.384.148,33	201.881.355,79	232.277.490,51
FC _{it}	-11.574,79	152.506,18	249.944,67	1.131.615,41
V _{it}	51.061.977,71	59.449.878,79	404.172.073,50	514.621.106,79
K _{it}	7.072.982,08	7.314.805,51	86.683.204,30	83.030.704,21
I _{it}	723.380,56	2.404.998,47	8.567.588,31	17.136.580,00
PT _{it}	11.169.321,49	11.549.510,04	101.307.878,74	188.584.553,5
I _{it} /K _{it}	0,14	0,40	0,11	0,18
V _{it} /K _{it}	13,69	10,80	6,86	5,05
END _{it} /K _{it}	6,84	26,91	1,60	1,39
FC _{it} /K _{it}	-0,01	0,09	0,00	0,04

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: AT - Ativo Total; PL – Patrimônio Líquido; FC – Fluxo de Caixa; V - Vendas; K – Imobilizado Líquido; I – Investimento; PT – Passivo Total e END – Endividamento Total - é a razão entre PT e K.

Para a amostra de cooperativas com dados balanceados, verifica-se que a média do Ativo Total das cooperativas pequenas é de R\$30.474.046,58, enquanto a média das grandes cooperativas é de R\$303.189.234,53, o que representa significativa diferença de tamanho entre as duas amostras. Como esperado, pequenas cooperativas apresentaram menor nível de investimento e fluxo de caixa. Verifica-se que as pequenas cooperativas apresentaram valor negativo para a variável fluxo de caixa, o que indica que muitas dessas cooperativas auferiram prejuízos ao longo do período, indicando gastos maiores que receitas nessas instituições (Tabela 4).

Após a classificação e análise das cooperativas em subamostras, buscou-se identificar se estatisticamente os grupos de cooperativas pequenas e grandes representam grupos de características diferenciadas, mediante o teste de igualdade de médias, o qual pode ser realizado por métodos paramétricos ou não paramétricos. Para escolher o método, foi realizado o teste de normalidade de Jarque-Bera (JB), apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultado do teste de normalidade de Jarque-Bera, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999-2007

Variáveis	JB	P-valor	H ₀ : distribuição normal H _A : não segue distribuição normal
I _{it} /K _{it}	932,0409	0,0000	Rejeita-se H ₀
FC _{it} /K _{it}	6.348,330	0,0000	Rejeita-se H ₀
V _{it} /K _{it}	106,3011	0,0000	Rejeita-se H ₀
END _{it} /K _{it}	29.839,88	0,0000	Rejeita-se H ₀

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para todas as variáveis analisadas, o teste JB indicou que estas não seguem uma distribuição normal, sendo, portanto, adequado o uso de testes não paramétricos. Assim, para identificar se as médias encontradas das variáveis normalizadas pelo imobilizado líquido são estatisticamente diferentes entre as pequenas e grandes cooperativas, foi realizado o teste de Mann-Whitney-Wilcoxon de igualdade de médias, apresentado na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultado do teste de Mann-Whitney-Wilcoxon, presumindo que os subgrupos de médias são idênticos, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variáveis	Estatística Z	P-valor	H ₀ : $\mu_P = \mu_G$; H _A : $\mu_P \neq \mu_G$
I _{it} /K _{it}	0,729	0,4658	Não rejeita-se H ₀
FC _{it} /K _{it}	-2,013	0,0441**	Rejeita-se H ₀
V _{it} /K _{it}	-5,277	0,0000***	Rejeita-se H ₀
END _{it} /K _{it}	-6,299	0,0000***	Rejeita-se H ₀

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: P = cooperativas pequenas e G = cooperativas grandes; FC – Fluxo de Caixa; V - Vendas; K – Imobilizado Líquido; I – Investimento; e END – Endividamento Total.
*** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.

Na realização do teste de Mann-Whitney-Wilcoxon para as variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, as médias foram consideradas

estatisticamente diferentes, em um nível de 1% de significância, tendo essas variáveis estabelecido diferenças entre as subamostras de cooperativas pequenas e grandes. Ao se avaliar a variável investimento, verifica-se que ela apresenta, estatisticamente, igualdade de médias, indicando que, de forma geral, cooperativas pequenas e grandes têm o mesmo nível médio de investimento, o qual, pelo comportamento diferenciado das demais variáveis entre os subgrupos, pode ser explicado por fatores distintos (Tabela 6).

A mesma estatística descritiva foi desenvolvida para a amostra de cooperativas com dados não balanceados, a qual possui maior número de cooperativas, já que, nesse caso, não é necessária a frequência regular de cooperativas durante todo o período analisado. As cooperativas pequenas apresentam valores menores para as variáveis estudadas. Portanto, avaliando os valores médios das variáveis consideradas, observa-se um comportamento coerente, visto que as grandes cooperativas parecem dispor de um *status* financeiro melhor em relação às pequenas (Tabela 7).

Tabela 7 – Estatísticas descritivas dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variáveis	Cooperativas Pequenas 21 cooperativas		Cooperativas Grandes 39 cooperativas	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
AT _{it}	25.081.894,48	36.554.847,48	212.650.680,29	361.164.490,09
PL _{it}	19.526.277,75	31.677.244,16	141.882.296,73	210.007.867,88
FC _{it}	-25.159,50	129.072,76	171.333,70	938.302,95
V _{it}	39.736.575,81	54.999.099,65	284.119.236,78	457.842.209,21
K _{it}	6.729.121,52	7.136.214,26	60.496.798,23	78.173.822,15
I _{it}	590.528,47	2.438.817,82	5.993.912,48	14.597.124,40
PT _{it}	5.555.616,73	14.669.446,71	70.768.383,56	161.340.906,59
I _{it} /K _{it}	0,06	0,64	0,14	0,27
V _{it} /K _{it}	10,18	8,87	8,19	7,02
END _{it} /K _{it}	2,88	4,03	2,03	2,38
FC _{it} /K _{it}	-0,01	0,06	0,00	0,04

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: AT - Ativo Total; PL – Patrimônio Líquido; FC – Fluxo de Caixa; V – Vendas; K – Imobilizado Líquido; I – Investimento; PT – Passivo Total e END – Endividamento Total – é a razão entre PT e K.

Na análise das Tabelas 4 e 7, verifica-se que o indicador de endividamento foi maior para as pequenas cooperativas. No entanto, ao se analisar a relação entre o capital próprio da cooperativa (PL) e o capital de terceiros (PT), observa-se que as cooperativas grandes, na composição de sua estrutura de capital, têm maior dependência de capital de terceiros do que as pequenas, uma vez que, quando se analisa, por exemplo, na Tabela 7, o percentual de capital de terceiros em relação ao capital total $[PT/(PT+PL)]$, tem-se, em média, 22% para as cooperativas pequenas e 33% para as cooperativas grandes. Essa relação também mostra que a estrutura de capital das cooperativas agropecuárias do Paraná é composta em sua maior parte por capital próprio.

O teste de normalidade das variáveis analisadas, apresentado na Tabela 8, indicou que elas não seguem uma distribuição normal, o que limita a interpretação de testes paramétricos. Dessa forma, o teste estatístico de igualdade de médias foi realizado utilizando um método não paramétrico.

Tabela 8 – Resultado do teste de normalidade de Jarque-Bera, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variáveis	JB	P-valor	H ₀ : distribuição normal H _A : nao segue distribuição normal
I_{it}/K_{it}	101.132,0	0,0000	Rejeita-se H0
FC_{it}/K_{it}	22.915,36	0,0000	Rejeita-se H0
V_{it}/K_{it}	621,3949	0,0000	Rejeita-se H0
END_{it}/K_{it}	28.123,08	0,0000	Rejeita-se H0

Fonte: Resultados da pesquisa.

O teste de Mann-Whitney-Wilcoxon apresentado na Tabela 9 indicou que todas as variáveis testadas são estatisticamente diferentes entre as pequenas e grandes cooperativas, evidenciando a importância da análise do comportamento dos investimentos nesses subgrupos.

Tabela 9 – Resultado do teste de Mann-Whitney-Wilcoxon, presumindo que os subgrupos de médias são idênticos, das variáveis fluxo de caixa, vendas e endividamento, normalizadas pelo imobilizado líquido, dos dados não balanceados das cooperativas agropecuárias do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variáveis	Estatística Z	P-valor	$H_0: \mu_P = \mu_G$ $H_A: \mu_P \neq \mu_G$
I_{it}/K_{it}	1,915	0,0554*	Rejeita-se H_0
FC_{it}/K_{it}	3,229	0,0012***	Rejeita-se H_0
V_{it}/K_{it}	-1,859	0,0630**	Rejeita-se H_0
END_{it}/K_{it}	-3,884	0,0001***	Rejeita-se H_0

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: P = cooperativas pequenas e G = cooperativas grandes; FC – Fluxo de Caixa; V - Vendas; K – Imobilizado Líquido; I – Investimento; PT – Passivo Total e END – Endividamento Total.

*** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.

As diferenças encontradas para pequenas e grandes cooperativas não permitem maiores conclusões, sendo realizadas análises posteriores, no item 4.3, quanto às restrições financeiras e investimentos em cada um desses subgrupos.

4.2. Resultados do Modelo Q de Investimento e do Modelo Q de Investimento Aumentado

Foram apresentados os resultados da amostra completa de cooperativas agropecuárias. A amostra é composta de dados organizados de forma balanceada, ou seja, o mesmo conjunto de unidades analisadas sobre o mesmo período de tempo, bem como por dados não balanceados, em que o número de cooperativas pode diferir entre os anos. Todas as variáveis foram padronizadas pela variável K, Imobilizado Líquido. Foi realizado o teste de estacionariedade das variáveis utilizadas, verificando suas propriedades estatísticas, as quais estão apresentadas no Anexo C.

Para cada painel, foram estimados modelos com Efeitos Fixos e realizados os testes de redundância dos efeitos, com o objetivo de verificar se estes são estatisticamente significativos. Caso não sejam, isso significa que o

modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) gera estimadores consistentes e eficientes. Assim, nesse modelo, tem-se a regressão dos dados empilhados, sem levar em consideração as características das seções cruzadas e das séries no tempo, também chamada de *pooled regression*. Quando rejeitada a hipótese de redundância, o passo seguinte foi verificar qual efeito é o mais adequado, EF ou EA, e se os resíduos do modelo indicado como mais adequado atendem às pressuposições básicas de ausência de autocorrelação e heterocedasticidade.

O Modelo Q de Investimento, especificado conforme equação (19), utiliza somente a variável Q Fundamental, *proxy* para as oportunidades de investimento. Com uma única variável independente, o modelo assume que os mercados de capitais são perfeitos, e, portanto, fundos gerados interna e externamente são substitutos perfeitos. Neste estudo, Q Fundamental foi construído utilizando o modelo PVAR, de ordem 1, já que defasagens superiores, na maioria das vezes, apresentaram médias iguais a zero, não sendo relevantes no modelo regressão. Os resultados dessas estimativas estão apresentados no Anexo B.

O Modelo Q de Investimento Aumentado, especificado conforme equação (20), inclui fluxo de caixa no conjunto de variáveis explicativas, assumindo a imperfeição no mercado de capital, em que fundos externos e internos não são substitutos perfeitos. Se o fluxo de caixa for significativo e positivo, evidenciará as imperfeições existentes no mercado financeiro, indicando a presença de restrição financeira.

4.2.1. Estimação do Modelo Q de Investimento para amostra completa das cooperativas

A equação de investimento foi estimada para os painéis balanceado e não balanceado com dados *winsorized*. Também foram feitas estimativas para o painel balanceado com valores não *winsorized*.

Foram realizados os testes de raiz unitária de IPS, Fischer e Hadri sobre todas as variáveis analisadas, considerando a amostra completa de cooperativas, apresentados na Tabela 1C do Anexo C. Pelos resultados dos testes de IPS e Fischer, todas as variáveis são consideradas estacionárias, ou seja, sem raiz unitária. Já no teste de Hadri, que tem como hipótese nula a ausência de raiz unitária em qualquer série do painel, ou seja, todas as séries são estacionárias, tem-se a rejeição dessa hipótese. Assim, este teste indica que o uso dessas variáveis pode conduzir a regressões espúrias na utilização do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), podendo conduzir a coeficientes significativos, mas que não refletem nenhuma relação econômica entre as variáveis, gerando também resíduos não estacionários. De modo geral, os resultados dos testes de raiz unitária não foram robustos, provavelmente em razão de o período de tempo analisado ser pequeno.

O primeiro passo, dentro do conjunto de estimativas e testes apresentados na Tabela 10, foi verificar se os efeitos são importantes ou se o modelo que se adequa melhor aos dados é o MQO com dados empilhados, o qual não considera as características das seções cruzadas e das séries de tempo. Para todos os modelos, pode ser verificado que foi rejeitada a hipótese nula de que os efeitos são redundantes. Assim, o passo seguinte foi verificar se a melhor abordagem refere-se ao modelo de Efeitos Fixos ou de Efeitos Aleatórios.

O teste de Hausman permite verificar as diferenças entre os coeficientes estimados por Efeitos Fixos e por Efeitos Aleatórios. A hipótese desse modelo consiste em verificar se as estimativas por EA estão corretas com até 10% de significância. Caso o teste de Hausman aponte que as estimativas por EA e EF não são estatisticamente iguais, opta-se pelo EF, pois este é consistente, independentemente da hipótese adicional dos EA, que considera que não há correlação entre o componente específico por empresa e as variáveis explicativas. Caso contrário, o modelo de EA é mais eficiente. Observando os resultados, verifica-se que para as estimativas do painel balanceado com dados *winsorized* e não *winsorized* rejeita-se a hipótese nula, sendo, portanto,

melhores as estimativas por EF. Já para o painel não balanceado, em que o valor da probabilidade do teste *qui-quadrado* de Hausman não foi significativo a 10%, aceita-se a hipótese nula de que as estimativas por EA são corretas.

Tabela 10 – Resultado dos coeficientes estimados por EF e EA do Modelo Q de Investimento, para todas as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Painel balanceado com dados não <i>winsorized</i>		Painel balanceado com dados <i>winsorized</i>		Painel não balanceado	
	EF	EA	EF	EA	EF	EA
Const	0,0900*** (0,0016)	0,0603** (0,0202)	0,0769** (0,0171)	0,0382 (0,1559)	0,0944*** (0,0000)	0,0818*** (0,0008)
Q _{it}	0,0003 (0,8003)	0,0019** (0,0531)	0,0018* (0,0974)	0,0032*** (0,0000)	0,0018** (0,0112)	0,0025*** (0,0000)
Nº de obs.	280	280	312	312	412	412
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes						
	F(34,24) = 1,5691 (0,0287)**		F(38,27) = 1,8337 (0,0032)***		F(56,35) = 1,9843 (0,0001)***	
	$\chi^2(34) = 55,3669$ (0,0117)***		$\chi^2(38) = 71,1580$ (0,009)***		$\chi^2(56) = 112,4755$ (0,0000)***	
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias						
	$\chi^2(1) = 3,7248$ (0,0536)**		$\chi^2(2) = 3,1456$ (0,0761)*		$\chi^2(1) = 2,3710$ (0,1236)	
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo <i>i</i>						
Bartlett	$\chi^2(3) = 4,6988$ (0,1952)		$\chi^2(3) = 13,2756$ (0,0041)***		$\chi^2(3) = 71,6663$ (0,0000)***	
Levene	$\chi^2(3, 28) = 1,4473$ (0,2293)		$\chi^2(3, 31) = 2,7937$ (0,0405)**		$\chi^2(3, 41) = 18,9569$ (0,0000)***	
Brown-Forsythe	$\chi^2(3, 28) = 0,8555$ (0,4647)		$\chi^2(3, 31) = 1,4107$ (0,2397)		$\chi^2(3, 41) = 11,5169$ (0,0000)***	
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem						
	F(1,24) = 45,6356 (0,0000)***		F(1, 27) = 45,1510 (0,0000)**		F(1,35) = 206,5147 (0,0000)***	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%. Os valores entre parêntese referem-se aos P-valores.

Ao observar o sinal e o nível de significância da variável Q nos modelos indicados como mais adequados, verifica-se que nas regressões realizadas para os painéis balanceado e não balanceado *winsorized* a variável Q foi positiva e significativa em nível de até 10% de significância, o que mostra que os investimentos das cooperativas respondem à lucratividade marginal do capital, ou seja, às oportunidades de investimento. Entretanto, no modelo com painel balanceado com dados não *winsorized*, a variável Q, apesar de positiva, não foi significativa.

Visando assegurar a qualidade dos resultados apresentados, foram realizados testes da presença de heterocedasticidade e de autocorrelação nos resíduos das regressões por MQO dos modelos indicados como mais adequados pelos testes de redundância dos efeitos e de Hausman.

A análise do teste de heterocedasticidade para o painel balanceado não *winsorized* indicou igualdade da variância dos resíduos para cada cooperativa, ou seja, os resíduos são homocedásticos. Para o painel balanceado com dados *winsorized*, os resultados do teste de Bartlett e Levene diferiram daqueles do teste de Brown-Forsythe, em que os primeiros indicaram que os resíduos são heterocedásticos, enquanto o teste de Brown-Forsythe indicou resíduos homocedásticos. Considerando que este teste é assumido como o mais robusto entre os demais, assume-se que esses resíduos são homocedásticos. Ao realizar o teste de autocorrelação, verificou-se que em todos os casos há ocorrência de correlação serial de primeira ordem. Já as estatísticas encontradas para o painel não-balanceado indicaram a presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

Tendo em vista os problemas encontrados nos termos de resíduo das estimativas dos dados em painel por MQO, optou-se por um estimador mais robusto (Tabela 11). O modelo de MMG possui propriedades assintóticas e não faz nenhuma especificação sobre suposição de exogeneidade estrita, em que é assumido que não há correlação entre os regressores e o termo de resíduo ε_i . Conforme Terra (2003), o principal problema com a estimação por MQO é que ela não fornece estimadores consistentes quando a variável

independente é endógena. Assim, se houver outras variáveis que afetam simultaneamente investimento e fluxo de caixa, ou investimento e variável Q, o estimador de MQO não será consistente. A solução é então usar variáveis instrumentais e estimar pelo método dos momentos. De acordo com Chadad (2001), o estimador MMG e as variáveis instrumentais utilizadas permitem a correção de potenciais vieses introduzidos pelo Q Fundamental, que é uma variável construída e não observada.

Tabela 11 – Resultado dos coeficientes estimados por MMG, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Balanceado não <i>winsored</i> MMG	Balanceado <i>winsored</i> MMG	Não balanceado MMG
Const	0,0375 (0,2988)	-0,1142 (0,1121)	-0,0948 (0,1725)
Q _{it}	0,0048** (0,0202)	0,0110*** (0,0007)	0,0127*** (0,0032)
Nº de observações	175	195	242
Instrumentos:	Vendas t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2, t-3; Depreciação t-2, t-3, t-4	Vendas t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2, t-3, t-4; Depreciação t-2, t-3, t-4 Fluxo de Caixa t-2, t-3	Vendas t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2, t-3, t-4; Depreciação t-2, t-3, t-4; Fluxo de Caixa t-2, t-3, t-4.
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são válidas	$\chi^2(3) = 2,7394$ (0,4336)	$\chi^2(41) = 24,9248$ (0,9774)	$\chi^2(59) = 14,5261$ (0,9999)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%. Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Analisando os resultados da Tabela 11, verifica-se que as decisões de investimento nas cooperativas agropecuárias do Paraná, no período analisado, são influenciadas positivamente pela lucratividade marginal do capital, tendo, em todos os casos, coeficiente significativo em até 5%. Nesse caso, as estimativas são realizadas sob as pressuposições da teoria neoclássica, em que os investimentos dependem apenas do valor presente esperado dos lucros futuros de uma unidade adicional de capital, também chamado de oportunidade de investimento, visto que o capital externo e o interno são

substitutos perfeitos. Esses resultados são semelhantes aos encontrados por Chaddad (2001) para as cooperativas agropecuárias dos Estados Unidos, indicando, de modo geral, que as cooperativas respondem às oportunidades de investimento.

A consistência do estimador MMG pode ser avaliada pelo resultado do teste de Hansen, que verifica se as restrições são válidas, ou seja, se as variáveis instrumentais não são correlacionadas com os resíduos. Esse teste é conhecido como teste de sobreidentificação.

Observando os resultados do teste de Hansen apresentados na Tabela 11, verifica-se que a hipótese nula em que os instrumentos são considerados válidos é aceita nos três modelos estimados, indicando a consistência do estimador MMG.

4.2.2. Estimação do Modelo Q de Investimento Aumentado para amostra completa de cooperativas

Foi estimado também o Modelo Q de Investimento Aumentado pela inclusão da variável fluxo de caixa, apresentado na Tabela 12. Inicialmente, foi observado se o melhor modelo seria o de dados empilhados, sem considerar os efeitos da presença de diferentes unidades de seção cruzada e de tempo, conforme teste de redundância dos efeitos. Os testes realizados para os dados em painel balanceados, mas não *winsorized*, indicaram que a utilização de efeitos não seria relevante; portanto, o melhor modelo, nesse caso, foi o modelo com dados empilhados. Os efeitos foram considerados relevantes para os modelos painel balanceado e não balanceado *winsorized*, sendo as melhores abordagens, indicadas pelo teste de Hausman, as de EA e EF, respectivamente. Avaliando os modelos indicados como mais adequados pelos testes de redundância dos efeitos e de Hausman, na Tabela 12, a adição da variável fluxo de caixa aumentou o poder explicativo da equação de investimento, depois de controlar seu papel como variável de previsão através de Q Fundamental.

Tabela 12 – Resultado dos coeficientes estimados por EF e EA, do Modelo Q de Investimento Aumentado, para todas as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Balanceado não winsored			Balanceado winsored		Não balanceado	
	<i>Pooled Regression</i>	EF	EA	EF	EA	EF	EA
Const	0,0783*** (0,0007)	0,1016*** (0,0006)	0,0783*** (0,0007)	0,08191*** (0,0175)	0,0590** (0,0373)	0,0911*** (0,0000)	0,1048*** (0,0000)
Q _{it}	0,0016* (0,0738)	0,0001 (0,9367)	0,0016* (0,0761)	0,0016 (0,1797)	0,0024*** (0,0029)	0,0019*** (0,0009)	0,0013* (0,0764)
FC _{it} / K _{it}	1,5660*** (0,0000)	0,6077 (0,1267)	1,5660*** (0,0000)	0,1854 (0,6770)	0,6494** (0,0504)	1,0794*** (0,0000)	0,7460*** (0,0085)
Nº de obs.	280	280	280	312	312	412	412
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes							
		$F(34,24) = 0,8713$ (0,6759)		$F(38,27) = 1,6602$ (0,0119)***		$F(56,35) = 1,5768$ (0,0080)***	
		$\chi^2(34) = 32,2075$ (0,5557)		$\chi^2(38) = 65,2958$ (0,0038)***		$\chi^2(56) = 91,9825$ (0,0017)***	
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias							
				$\chi^2(2) = 4,6503$ (0,1178)	$\chi^2(2) = 4,4551$ (0,1078)	$\chi^2(2) = 7,9939**$ (0,0184)	
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i							
Bartlett		$\chi^2(3) = 41,1415$ *** (0,0000)		$\chi^2(3) = 10,1875$ ** (0,0170)		$\chi^2(3) = 30,2438$ *** (0,0000)	
Levene		$\chi^2(3,28) = 9,1367$ *** (0,0000)		$\chi^2(3,31) = 3,6811$ ** (0,0125)		$\chi^2(3) = 8,5464$ *** (0,0000)	
Brown-Forsythe		$\chi^2(3,28) = 6,0416$ *** (0,0005)		$\chi^2(3,31) = 3,0238$ ** (0,0299)		$\chi^2(3) = 4,2512$ *** (0,0057)	
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem							
		$F(1,24) = 70,1621$ (0,0000)***		$F(1,27) = 106,8694$ (0,0000)***		$F(1,4) = 80,7459$ (0,0000)***	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.
Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Em todos os modelos indicados como mais adequados aos dados pelo testes estatísticos, o coeficiente da variável fluxo de caixa foi significativo e positivo em um nível de até 5%, o que indica a presença de restrições

financeiras nessas cooperativas. Portanto, verifica-se que as decisões de investimento das cooperativas são sensíveis às oportunidades de investimento, mas são ainda mais sensíveis à variável que representa a liquidez, o que revela a sujeição das cooperativas às imperfeições do mercado de crédito, em que o aumento dos fundos internos tem impacto sobre os investimentos dessas cooperativas.

A presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial foi detectada em todos os modelos estimados, sugerindo que os resultados, apesar de consistentes e não viesados, não são eficientes, não sendo confiáveis para inferências quanto à relação entre decisões de investimento, lucratividade marginal do capital e restrições financeiras. Assim, novas estimativas foram realizadas (Tabela 13), usando o método MMG.

A análise do Modelo Q de Investimento Aumentado permite observar o impacto das imperfeições de mercado sobre os investimentos, desvinculando a análise das relações estabelecidas pela teoria neoclássica, proporcionando assim uma abordagem mais prática dos dados. Nesse caso, as cooperativas, para definirem seu nível de investimento, não podem só avaliar a viabilidade deste através do valor presente de lucros futuros de um novo investimento, mas devem avaliar também a disponibilidade de recursos tanto internos quanto externos, sabendo que estes não são mais substitutos perfeitos, e que os credores externos exigem um prêmio sobre o crédito concedido para compensar o risco inerente à concessão de empréstimos.

Analisando os resultados apresentados na Tabela 13, verifica-se que, em todos os casos, as decisões de investimento das cooperativas agropecuárias do Paraná, no período considerado, são influenciadas pela lucratividade marginal do capital, representada pela variável Q de investimento, e que essas cooperativas sofrem restrições financeiras, já que a disponibilidade de fundos internos, representada pela variável fluxo de caixa, afeta os investimentos em um nível de até 5% de significância. Esses resultados indicam que, após controlar o papel de fluxo de caixa como variável de previsão na construção

da variável Q, encontra-se o excesso de sensibilidade de investimento a fluxo de caixa e, portanto, o indício de restrições financeiras.

Tabela 13 – Resultado dos coeficientes estimados por MMG, do modelo Q de Investimento Aumentado, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Painel balanceado não winsorized MMG	Painel balanceado winsorized MMG	Painel não balanceado MMG
Const	0,0633* (0,0770)	-0,1053* (0,1003)	0,0217 (0,5115)
Q _{it}	0,0037* (0,0728)	0,0100*** (0,0001)	0,006397*** (0,0001)
FC _{it} /K _{it}	0,9021** (0,0208)	2,1653** (0,0476)	2,3502*** (0,0000)
Nº de observações	175	234	298
Instrumentos:	Vendas t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2, t-3; Depreciação t-2, t-3.	Vendas t-2; Patrimônio Líquido t-2,t-3,t-4; Depreciação t-2,t-3,t-4, t-5; Fluxo de Caixa t-2, t-3,t-4,t-5; Endividamento t-2,t-3,t-4,t-5	Vendas t-2,t-3,t-4, t-5; Depreciação t-2,t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2, t-3,t-4; Fluxo de Caixa t-2, t-3,t-4
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são validas	$\chi^2(2) = 0,0426$ (0,9789)	$\chi^2(42) = 27,2787$ (0,9616)	$\chi^2(2) = 1,2334$ (0,5397)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.
Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Para Carpenter e Guariglia (2003), devido à assimetria de informação, os investidores não têm acesso à informação completa sobre a instituição. Nesse sentido, a variável Q reflete as oportunidades de investimentos que são visualizadas pelos agentes externos, ou seja, a percepção dos agentes financeiros, por exemplo, quanto à situação das cooperativas, resultando na concessão ou não de empréstimos, ou mesmo na percepção dos associados quanto à maior ou menor capitalização. O sinal positivo e significativo do coeficiente da variável Q implica que as cooperativas se utilizam dessa

percepção para realização de investimentos. No entanto, o coeficiente da variável fluxo de caixa positivo e significativo e superior ao coeficiente da variável Q indica que as restrições são superiores às oportunidades percebidas, sugerindo que, apesar de as oportunidades de investimento das cooperativas serem percebidas como positivas, estas são superadas por outros fatores, que terminam por limitar, em parte, o acesso aos recursos financeiros. Chaddad (2001), ao analisar os investimentos feitos por cooperativas norte-americanas, relacionando-os à variável Q Fundamental e à variável fluxo de caixa, confirmou a hipótese de seu trabalho, de que cooperativas são financeiramente restritas, concluindo que investimentos e decisões de financiamento parecem ser interdependentes nas cooperativas agropecuárias.

Esses resultados podem ser decorrentes da limitação das cooperativas para obtenção de fundos externos, como citado por Zylberstajn (2002), já que os ativos das cooperativas alocados como colaterais pertencem a um grupo de pessoas, os sócios, tendo, portanto, elevado custo de venda devido às dificuldades de negociação. Os associados da cooperativa também podem percebê-la como negócio sólido e rentável, sem ter, no entanto, motivação para maiores investimentos, visto que suas quotas-partes não são valorizadas conforme o valor de mercado da cooperativa. Portanto, os resultados encontrados na Tabela 13 – na qual se constata que as cooperativas agropecuárias analisadas são financeiramente restritas – podem ser o reflexo da indefinição dos direitos de propriedade nas cooperativas, as quais, pela sua natureza, representam risco adicional para os emprestadores e investimento de retorno zero na visão dos associados.

Na próxima seção, a heterogeneidade da amostra é explorada para testar o ajuste do modelo entre pequenas e grandes cooperativas e identificar quais cooperativas são mais financeiramente restritas. Com a divisão da amostra, também se torna possível analisar se há mudança na sensibilidade de investimento a fluxo de caixa em diferentes estruturas.

4.3. Estimaco do Modelo Q de Investimento para subamostra das cooperativas

As cooperativas agropecurias do Paran foram divididas em pequenas e grandes, na tentativa de obter grupos mais homogneos. Essa classificao foi feita com base no tamanho dos ativos. As subamostras analisadas so compostas de dados balanceado e no balanceado. No painel balanceado, o ponto de corte referente ao tamanho do ativo foi aplicado para o ano de 2000, o qual indicou quais cooperativas da amostra poderiam ser classificadas como pequenas. Dessa forma, o mesmo conjunto de unidades foi analisado em todos os perodos de tempo, sendo o ano de 2000 considerado o ano-base para definio das subamostras.

Nas subamostras referentes ao painel no balanceado, as cooperativas foram classificadas conforme o tamanho do ativo a cada ano, constituindo grupos mutuamente exclusivos. Assim, uma mesma cooperativa pode ter observaes classificadas em um grupo para dado ano e em outro grupo para anos diferentes. Todas as variveis foram padronizadas pela varivel K, Imobilizado Lquido.

Foram realizados testes de raiz unitria para as subamostras de cooperativas, para os dados organizados de forma balanceada e no balanceada, os quais esto apresentados nas Tabelas 2C, 3C e 4C, no Anexo C. Em todas as formas de estruturao dos dados, os resultados das cooperativas pequenas e grandes foram semelhantes. Considerando os testes IPS e Fisher, rejeita-se a hiptese nula de no estacionariedade, no havendo nas variveis da subamostra a presena de raiz unitria. No entanto, como no caso da amostra completa, ao verificar os resultados do teste de Hadri, encontra-se resultado contrrio, pois a hiptese de estacionariedade  rejeitada, o que pode ser atribudo ao curto perodo de tempo presente na anlise.

As Tabelas 14 a 19 informam as estimativas por MQO e MMG para as pequenas e grandes cooperativas. Os resultados esto apresentados conforme a estruturao dos dados: painel balanceado no *winsorized*, painel balanceado e painel no balanceado *winsorized*.

4.3.1. Painel balanceado não winsorized

A Tabela 14 apresenta os resultados de todos os modelos estimados para 11 cooperativas classificadas como pequenas e 23 cooperativas classificadas como grandes, presentes nos dados estruturados em painel balanceado não *winsorized*. O teste de redundância dos efeitos apresentou rejeição da hipótese nula de que os efeitos não são relevantes. Assim, para todos os modelos, foi verificada qual abordagem se adequava melhor aos dados, EF ou EA, utilizando o teste de Hausman. Para as cooperativas pequenas foi indicado EF, e para as grandes, EA.

Analisando os resultados das cooperativas agropecuárias do Paraná classificadas como pequenas, verifica-se que o coeficiente da variável Q, apesar de significativo, apresentou sinal negativo no período analisado. Assim, buscou-se identificar se o modelo estimado por MQO seria o mais indicado; constatou-se, de acordo com o teste de heterocedasticidade e autocorrelação, que, apesar de os resíduos serem homocedásticos, há a violação da pressuposição desse modelo de não correlação entre os resíduos. Os mesmos resultados desses testes foram encontrados para as grandes cooperativas (Tabela 14). Procedeu-se então à estimativa via método MMG, a qual mostrou que as pequenas cooperativas parecem não ser influenciadas pela lucratividade marginal do capital, o que significa, conforme Bierlen e Featherstone (1998), que essas cooperativas não respondem aos incentivos dados pelas oportunidades de investimento. Já as grandes cooperativas mostraram influência dessa variável.

Tabela 14 – Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado não *winsorized*, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Cooperativa pequena			Cooperativa grande		
	MQO EF	MQO EA	MMG	MQO EF	MQO EA	MMG
Const	0,0783** (0,0515)	0,0647 (0,1195)	0,0296 (0,6657)	0,0807*** (0,0030)	0,0566** (0,0176)	0,0170 (0,5698)
Q _{it}	-0,001647* (0,0914)	-0,0007 (0,4618)	0,0054 (0,3815)	0,0016 (0,2069)	0,0028*** (0,0022)	0,0070*** (0,0000)
Nº de obs.	88	88	66	184	184	138
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes						
$F(10,76) = 1,8852$ (0,0602)*			$F(22,16) = 1,7763$ (0,0232)**			
$\chi^2(10) = 19,4997$ (0,0344)**			$\chi^2(22) = 40,2084$ (0,0102)***			
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias						
$\chi^2(1) = 8,1560$ (0,0043)***			$\chi^2(1) = 2,2021$ (0,1378)			
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i						
Bartlett	$\chi^2(5) = 2,4457$ (0,7846)			$\chi^2(3) = 3,2728$ (0,3514)		
Levene	$\chi^2(5, 82) = 1,1347$ (0,3487)			$\chi^2(3, 18) = 1,6007$ (0,1909)		
Brown-Forsythe	$\chi^2(5, 82) = 0,5945$ (0,7042)			$\chi^2(3, 18) = 1,1586$ (0,3270)		
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem						
$F(1,76) = 10,3686$ (0,0019)***			$F(1,160) = 67,4769$ (0,0000)***			
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são válidas						
$\chi^2(3) = 2,1462$ (0,5426)			$\chi^2(3) = 7,382$ (0,1170)			
Instrumentos:	Depreciação t-2,t-3; Fluxo de Caixa t-2,t-3,t-4; Patrimônio Líquido t-2,t-3.			Vendas t-2,t-3,t-4; Patrimônio Líquido t-2,t-3,t-4; Fluxo de Caixa t-2,t-3,t-4; Depreciação t-2,t-3,t-4		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%. Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Os resultados da Tabela 14, para as estimativas MMG, assemelham-se às estimativas realizadas por Chaddad (2001) para as cooperativas agropecuárias dos Estados Unidos classificadas como pequenas, o qual verificou que esses resultados estão em conformidade com a ideia de que as cooperativas têm acesso imperfeito ao capital de risco. Assim, o modelo neoclássico de investimento Q é rejeitado pelas cooperativas classificadas *a priori* como restritas.

Foram avaliadas quais subamostras de cooperativas apresentam maior nível de restrições financeiras, mediante estimativas do Modelo Q de Investimento Aumentado, apresentado na Tabela 15. Inicialmente, buscou-se verificar a relevância dos efeitos; foi identificado que tanto para as pequenas quanto para as grandes cooperativas eles são redundantes, sendo indicado como mais adequado o modelo de dados empilhados, em que não são considerados os efeitos referentes a diferentes cooperativas e período de tempo analisados. No entanto, a análise dos resíduos desses modelos indicou a existência de autocorrelação serial de primeira ordem e heterocedasticidade. Assim, procedeu-se à estimativa por MMG.

As decisões de investimento das cooperativas agropecuárias do Paraná classificadas como pequenas, considerando o modelo MMG, não são afetadas pela variável Q, a qual não apresentou coeficiente significativo em um nível de até 10%. No entanto, essas cooperativas, no período analisado, apresentaram relação entre investimento e fundos internos, visto que o coeficiente da variável fluxo de caixa mostrou-se positivo e significativo em nível de 5%, indicando a presença de restrições financeiras. Assim, muito provavelmente, essas cooperativas não respondem às oportunidades de investimento devido às restrições de acesso ao capital. Esses resultados são coerentes com a expectativa de que cooperativas pequenas estão sujeitas às imperfeições do mercado de capital, por serem pouco conhecidas, não poderem oferecer, normalmente, muitas garantias por restrições de colateral, entre outros fatores, como apontado por Schaller (1993), Gilchrist e Himmelberg (1995), Bierlen e Featherstone (1998) e Chaddad (2001).

Tabela 15 – Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado não *winsorized*, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Cooperativa pequena				Cooperativa grande			
	<i>Pooled Regression</i>	MQO EF	MQO EA	MMG	<i>Pooled Regression</i>	MQO EF	MQO EA	MMG
Const	0,0970** (0,0206)	0,0935** (0,0342)	0,0970** (0,0200)	0,0771 (0,2385)	0,0756*** (0,0003)	0,1102*** (0,0002)	0,07869*** (0,0005)	0,0509 (0,2037)
Q _{it}	-0,0010 (0,2597)	-0,0018* (0,0730)	-0,0010 (0,2575)	0,0025 (0,6695)	0,0022*** (0,0100)	0,0006 (0,6389)	0,0020** (0,0231)	0,0052*** (0,0084)
FC _{it} / K _{it}	1,6638*** (0,0041)	0,8207 (0,3885)	1,6638*** (0,0040)	1,1109** (0,0511)	1,3422*** (0,0001)	2,3290** (0,0229)	1,3800*** (0,0002)	1,0304* (0,0673)
Nº de obs.	88	88	88	66	184	184	184	138
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes								
$F(10,75) = 1,0776$ (0,3901)					$F(22,16) = 1,3046$ (0,1756)			
$\chi^2(10) = 11,8137$ (0,2977)					$\chi^2(22) = 30,5341$ (0,1061)			
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias								
$\chi^2(2) = 6,6696$ (0,0356)**					$\chi^2(2) = 2,4321$ (0,2964)			
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i								
Bartlett	$\chi^2(3) = 11,8591$ (0,0079)***				$\chi^2(3) = 12,2016$ (0,0067)**			
Levene	$\chi^2(3,84) = 6,9945$ (0,0003)***				$\chi^2(3,18) = 4,3974$ (0,0052)***			
Brown-Forsythe	$\chi^2(3,84) = 5,0532$ (0,0029)***				$\chi^2(3,18) = 3,3505$ (0,0203)**			
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem								
$F(1,76) = 18,9139$ (0,0001)***					$F(1,16) = 100,4516$ (0,0000)***			
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são válidas								
$\chi^2(2) = 0,5038$ (0,7773)							$\chi^2(2) = 1,3562$ (0,5076)	
Instrumentos:	Depreciação t-2, t-3; Fluxo de Caixa t-2, t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2, t-3.				Vendas t-2, t-3, t-4, t-5; Patrimônio Líquido t-2, t-3, t-4, t-5; Fluxo de Caixa t-2, t-3, t-4, t-5;			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.
Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

As cooperativas classificadas como grandes mostraram-se sensíveis à lucratividade marginal do capital e ao fluxo de caixa, ambos com coeficientes positivos e significativos, o que significa que essas cooperativas, no período analisado, respondem às oportunidades de investimento, mas suas decisões são afetadas pelas restrições financeiras. Conforme Bizinha e Aldrighi (2007), se a variável fluxo de caixa for um parâmetro bom para avaliar restrições financeiras e se a divisão da amostra refletir o quanto as empresas estão sujeitas às imperfeições do mercado, deve ser esperado que empresas menores apresentem coeficiente de fluxo de caixa superior ao das grandes empresas. As evidências apresentadas na Tabela 15 confirmam essa previsão, considerando o modelo MMG, indicado como mais adequado pelos testes estatísticos.

4.3.2. Painel balanceado winsorized

Os modelos foram estimados também para o painel balanceado com dados *winsorized*, técnica que reduz o impacto de valores aberrantes da amostra, permitindo também o uso de um número maior de observações, já que os valores extremos não precisam ser excluídos. Foram analisadas 16 cooperativas classificadas como pequenas e 23 cooperativas classificadas como grandes.

As Tabelas 16 e 17 apresentam os resultados das estimativas por MQO e MMG, bem como os testes estatísticos dos modelos Q de Investimento e Q de Investimento Aumentado.

Tabela 16 – Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado *winsorized*, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Cooperativa pequena			Cooperativa grande		
	MQO EF	MQO EA	MMG	MQO EF	MQO EA	MMG
Const	0,0725 (0,3165)	0,0041 (0,9461)	-0,0838 (0,2508)	0,0815*** (0,0036)	0,0590** (0,0178)	0,0301 (0,3509)
Q _{it}	0,0018 (0,2774)	0,0036*** (0,0015)	0,0066*** (0,0002)	0,0015 (0,2354)	0,0027*** (0,0054)	0,0062*** (0,0001)
Nº de observações	128	128	96	184	184	138
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes						
	F(15,11) = 1,8052 (0,0424)**			F(22,16) = 1,862 (0,0153)**		
	$\chi^2(15) = 27,9402$ (0,0219)**			$\chi^2(22) = 41,9526$ (0,0063)***		
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias						
	$\chi^2(1) = 1,9998$ (0,1573)			$\chi^2(1) = 1,8543$ (0,1733)		
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i						
Bartlett	$\chi^2(3) = 9,4367$ (0,0240)**			$\chi^2(3) = 5,9137$ (0,1159)		
Levene	$\chi^2(3) = 2,7327$ (0,0466)**			$\chi^2(3,18) = 3,0903$ (0,0284)**		
Brown-Forsythe	$\chi^2(3) = 2,1292$ (0,0999)*			$\chi^2(3,18) = 2,3164$ (0,0773)*		
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem						
	F(1,11) = 35,3407 (0,0000)***			F(1,16) = 122,7108 (0,0000)***		
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são válidas						
	$\chi^2(3) = 1,7425$ (0,4184)			$\chi^2(2) = 3,3517$ (0,1872)		
Instrumentos:	Vendas t-2,t-3,t-4, t-5; Depreciação t-2,t-3,t-4.			Vendas t-2,t-3,t-4; Patrimônio Líquido t-2,t-3.		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.
Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Analisando as subamostras de pequenas e grandes cooperativas na Tabela 16, verifica-se que foi rejeitada a hipótese de redundância dos efeitos, sendo testados os modelos de EF e EA. O teste de Hausman indicou ser o modelo de EA o mais recomendado, o qual apresentou, tanto para as pequenas quanto para as grandes cooperativas, o coeficiente da variável Q positivo e significativo a 1%. Na análise realizada sobre os resíduos dos modelos MQO, considerando os EA, foi encontrada a presença de heterocedasticidade e autocorrelação. Esses resultados indicaram a não eficiência nas estimativas por MQO e conduziram à estimativa via MMG, a qual confirmou que as decisões de investimentos das cooperativas são afetadas pela lucratividade marginal do capital, tanto para as cooperativas classificadas como pequenas quanto para as grandes.

Ao comparar os resultados das estimativas por MMG da Tabela 16 com os da Tabela 14, verifica-se que estes se contradizem quando se trata das cooperativas classificadas como pequenas, conduzindo à incerteza quanto à relação entre investimento e a variável Q. Dessa forma, não se pode concluir se as cooperativas pequenas respondem ou não aos incentivos dados pelas oportunidades de investimento.

Foram realizadas estimativas considerando a variável fluxo de caixa, no intuito de verificar a presença de restrições financeiras. Na realização do teste de redundância dos efeitos, constatou-se que, para as pequenas cooperativas, o uso dos efeitos é relevante, tendo o teste de Hausman indicado que o modelo MQO deve ser estimado com EA. Já para as cooperativas grandes não foi indicada a inserção de EF ou EA, utilizando somente os dados empilhados. Os resíduos dos modelos de MQO usados para as pequenas e grandes cooperativas foram testados quanto à presença de heterocedasticidade e autocorrelação serial de primeira ordem, as quais foram encontradas. Assim, foram realizadas estimativas utilizando MMG (Tabela 17).

Tabela 17 – Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel balanceado *winsorized*, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Cooperativa pequena			Cooperativa grande			
	MQO EF	MQO EA	MMG	<i>Pooled Regression</i>	MQO EF	MQO EA	MMG
Const	0,0724 (0,3472)	0,0187 (0,7839)	0,0488 (0,6818)	0,0752*** (0,0004)	0,1101*** (0,0002)	0,0783*** (0,0006)	0,0568** (0,0540)
Q _{it}	0,0018 (0,3328)	0,0032** (0,0325)	0,0027 (0,3841)	0,0022*** (0,0103)	0,0006 (0,6430)	0,0020** (0,0241)	0,0049*** (0,0008)
FC _{it} /K _{it}	-0,0009 (0,9989)	0,2536 (0,6532)	0,1520 (0,9174)	1,3994*** (0,0000)	2,3460** (0,0207)	1,4337*** (0,0001)	1,3518*** (0,0009)
Nº de obs.	128	128	96	184	184	184	138
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes							
$F(15,11) = 1,7609$ (0,0495)**				$F(22,16) = 1,3072$ (0,1739)			
$\chi^2(15) = 27,5470$ (0,0246)**				$\chi^2(22) = 30,5911$ (0,1048)*			
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias							
$\chi^2(2) = 2,0025$ (0,3674)				$\chi^2(2) = 2,3874$ (0,3031)			
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i							
Bartlett	$\chi^2(3) = 9,0451$ (0,0287)**			$\chi^2(3) = 11,9928$ (0,0074)**			
Levene	$\chi^2(3,12) = 2,6286$ (0,0532)**			$\chi^2(3,18) = 4,3458$ (0,0055)***			
Brown-Forsythe	$\chi^2(3,12) = 2,1971$ (0,0918)*			$\chi^2(3,18) = 3,2934$ (0,0218)**			
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem							
$F(1,11) = 35,4512$ (0,0000)***				$F(1,16) = 100,9816$ (0,0000)***			
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são validas							
$\chi^2(3) = 0,3120$ (0,8556)				$\chi^2(2) = 2,3765$ (0,3048)			
Instrumentos:	Depreciação t-2,t-3; Fluxo de Caixa t-2,t-3,t-4; Patrimônio Líquido t-2,t-3.			Vendas t-2,t-3,t-4; Patrimônio Líquido t-2, t-3,t-4; Fluxo de Caixa t-2,t-3,t-4.			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.
Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Os resultados encontrados nas estimativas via MMG, na Tabela 17, não indicaram a presença de restrição financeira nas pequenas cooperativas, bem como indicaram que a variável Q não influencia as decisões de investimento. Esses resultados contrariam os encontrados na Tabela 15, em que o coeficiente da variável fluxo de caixa foi significativo, indicando a presença de restrições financeiras. Já as grandes cooperativas agropecuárias do Paraná, no período analisado, apresentaram resultado compatível com o da Tabela 15, em que tanto o coeficiente da variável fluxo de caixa quanto o coeficiente da variável Q foram significativos, indicando que, além da influência da lucratividade marginal do capital sobre investimentos, existe também a presença de limitação ao acesso ao crédito por parte dessas cooperativas. Como os resultados podem ser influenciados pela forma como os dados são estruturados, foi feita a análise dos resultados referentes aos dados em painel não balanceado nas Tabelas 18 e 19, em busca de elucidar qual a real situação das cooperativas agropecuárias classificadas como pequenas, no período analisado.

4.3.3. Painel não balanceado winsorized

Os resultados apresentados na Tabela 18 indicam que o uso dos efeitos fixos ou aleatórios nas estimativas é relevante, tendo o teste de Hausman indicado o uso do modelo MQO com EA tanto para as cooperativas classificadas como pequenas quanto para as classificadas como grandes. Na realização dos testes de resíduos desses modelos foi observada a presença de heterocedasticidade e autocorrelação.

Tabela 18 – Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel não balanceado *winsorized*, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Cooperativa pequena			Cooperativa grande		
	MQO EF	MQO EA	MMG	MQO EF	MQO EA	MMG
Const	0,0225 (0,7721)	0,0685 (0,2850)	-0,0730 (0,4776)	0,0768** (0,0156)	0,0642** (0,0198)	0,0520* (0,0918)
Q _{it}	0,0037 (0,3686)	0,0015 (0,5980)	0,0070 (0,2668)	0,0025 (0,1533)	0,0033*** (0,0145)	0,0056*** (0,0027)
Nº de obs.	147	147	91	211	211	150
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes						
	F(28,12) = 1,5811 (0,0480)**			F(31,18) = 1,6474 (0,0239)**		
	$\chi^2(28) = 47,1726$ (0,0131)***			$\chi^2(31) = 53,2215$ (0,0078)***		
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias						
	$\chi^2(1) = 0,5578$ (0,4552)			$\chi^2(1) = 0,4636$ (0,4960)		
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i						
Bartlett	$\chi^2(3) = 82,7690$ (0,0000)***			$\chi^2(3) = 8,6617$ (0,0341)**		
Levene	$\chi^2(3,14) = 28,5068$ (0,0000)***			$\chi^2(3,21) = 4,0634$ (0,0078)***		
Brown-Forsythe	$\chi^2(3,14) = 16,64$ (0,0000)***			$\chi^2(3,21) = 2,5523$ (0,0566)*		
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem						
	F(1, 12) = 77,9126 (0,0000)***			F(1,18) = 148,0380 (0,0000)***		
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são válidas						
	$\chi^2(4) = 1,8245$ (0,6096)			$\chi^2(5) = 7,894$ (0,1621)		
Instrumentos :	Vendas t-2,t-3,t-4, t-5; Fluxo de Caixa t-2,t-3,t-4; Patrimônio Líquido t-2,t-3,t-4; Depreciação t-2,t-3.			Depreciação t-2,t-3,t-4; Vendas t-2,t-3,t-4, t-5; Fluxo de Caixa t-2,t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2; Endividamento t-2.		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.
Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

As estimativas por MMG, apresentadas na Tabela 18, indicaram que a lucratividade marginal do capital só influencia as decisões de investimento das

grandes cooperativas. Assim, os resultados das estimativas do painel não balanceado com dados *winsorized* são compatíveis com as estimativas via MMG realizadas para o painel balanceado não *winsorized*, apresentadas na Tabela 14, em que as cooperativas agropecuárias do Paraná classificadas como pequenas não responderam às oportunidades de investimento, no período analisado.

Os resultados encontrados para as cooperativas pequenas, na Tabela 18, indicam que para elas o valor presente esperado dos lucros futuros provenientes de uma unidade adicional de investimento não tem efeito sobre os investimentos correntes, o que pode ser decorrente da impossibilidade da cooperativa em investir, mesmo que as oportunidades sejam boas, dada as dificuldades financeiras, ou pode ser consequência de uma postura estratégica dessas cooperativas para sobrevivência – alternativa considerada quando as cooperativas apresentam desempenho ruim. Nesse caso, opta-se pelo desinvestimento, o qual pode ocorrer através da não realização de novos investimentos ou mesmo pela diminuição da capacidade produtiva, por meio da venda ou do fechamento de parte do negócio.

Ferreira et al. (2006) desenvolveram um estudo de caso da Cooperativa de Lorena e Piquete no Vale do Paraíba, cooperativa agropecuária de leite do Estado de São Paulo, e constataram que a saída para essa cooperativa sobreviver no mercado, após um período de prejuízos, foi o fechamento da usina de beneficiamento. Assim, numa postura estratégica de sobrevivência, a decisão foi parar os investimentos e reduzir, ao máximo possível, as despesas. Reis (2009), ao analisar a administração financeira e social de uma amostra de cooperativas agropecuárias mineiras, percebeu que a maioria dessas cooperativas não investe na agregação de valor à matéria-prima entregue pelos associados, dada a baixa capacidade de investimento.

Na Tabela 19 são encontrados os resultados das estimativas para o Modelo Q de Investimento Aumentado. Testes de redundância dos efeitos foram realizados e indicaram, para as pequenas cooperativas, que eles não seriam relevantes, sendo adequado o uso do modelo. Assim, o modelo foi

estimado considerando dados empilhados (*Pooled Regression*). Quanto às cooperativas grandes, foi encontrada a relevância dos efeitos, tendo o teste de Hausman indicado o uso do modelo com efeitos aleatórios. No tocante aos resíduos dos modelos, realizaram-se os testes de heterocedasticidade e autocorrelação de primeira ordem, as quais foram encontradas, tornando ineficientes os coeficientes estimados por MQO.

Para tornar as estimativas mais robustas, utilizou-se o MMG. Os resultados foram compatíveis com aqueles encontrados para os dados em painel balanceados, porém não *winsorized*, apresentados na Tabela 15. Observou-se que o coeficiente da variável fluxo de caixa foi significativo, indicando que pequenas e grandes cooperativas enfrentam restrições financeiras e somente as grandes cooperativas têm influência da lucratividade marginal do capital sobre suas decisões de investimento. No entanto, não foi encontrado maior nível de restrições financeiras nas pequenas cooperativas, visto que o coeficiente da variável fluxo de caixa para as grandes cooperativas foi maior do que para as pequenas, além de apresentar melhor significância (Tabela 19). Resultados semelhantes foram encontrados por Chaddad (2001), que mostrou que eles podem ser decorrentes do problema do carona, que é maior em grandes ações organizadas coletivamente. Assim, pode não ser surpresa, portanto, que pequenas cooperativas tenham menores restrições financeiras que as grandes.

Outra interpretação para o comportamento do fluxo de caixa entre as pequenas e grandes cooperativas é dada por Jensen (1986), com o argumento de que empresas aumentam seus investimentos em resposta à disponibilidade de fluxo de caixa, o qual normalmente é maior para cooperativas grandes. Assim, administradores têm incentivos para promover o crescimento da empresa além do tamanho ótimo, desde que o crescimento aumente o poder do administrador, por aumentar os recursos sob seu controle.

Tabela 19 – Resultado dos coeficientes estimados por EF, EA e MMG, do painel não balanceado *winsorized*, para as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Cooperativa pequena				Cooperativa grande		
	<i>Pooled Regression</i>	MQO EF	MQO EA	MMG	MQO EF	MQO EA	MMG
Const	0,0691 (0,1991)	0,0223 (0,7749)	0,0701 (0,2178)	-0,0667 (0,4439)	0,0961*** (0,0025)	0,0719*** (0,0050)	0,0336 (0,2681)
Q _{it}	0,0025 (0,3444)	0,0043 (0,3161)	0,0025 (0,3573)	0,0077 (0,1529)	0,0013 (0,4498)	0,0028** (0,0235)	0,0065*** (0,0004)
FC _{it} /K _{it}	1,5478*** (0,0013)	0,5616 (0,5281)	1,4816*** (0,0034)	0,9213* (0,0733)	4,0695*** (0,0017)	2,3703*** (0,0000)	2,4194*** (0,0094)
Nº de obs.	147	147	147	91	211	211	150
Teste de redundância dos efeitos H ₀ : os efeitos são redundantes							
$F(28,12) = 1,1866$ (0,2602)				$F(31,18) = 1,4327$ (0,0777)*			
$\chi^2(28) = 37,0228$ (0,1184)				$\chi^2(31) = 47,2398$ (0,0311)**			
Teste de Hausman H ₀ : as diferenças entre os coeficientes são aleatórias							
$\chi^2(2) = 2,2997$ (0,3167)				$\chi^2(2) = 2,9921$ (0,2240)			
Heterocedasticidade H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i							
Bartlett	$\chi^2(3) = 87,7351$ (0,0000)***				$\chi^2(3) = 11,0688$ (0,0114)**		
Levene	$\chi^2(3) = 29,4075$ (0,0000)***				$\chi^2(3) = 4,7403$ (0,0032)***		
Brown-Forsythe	$\chi^2(3) = 14,1564$ (0,0000)***				$\chi^2(3) = 3,0909$ (0,0032)***		
Autocorrelação H ₀ : ausência de correlação serial de 1ª ordem							
$F(1,12) = 53,7625$ (0,0000)***				$F(1,15) = 2393,759$ (0,0000)***			
Teste de Hansen (J) H ₀ : as restrições são válidas							
$\chi^2(3) = 0,9130$ (0,8223)				$\chi^2(2) = 1,2065$ (0,5470)			
Instrumentos:	Vendas t-2,t-3,t-4, t-5; Fluxo de Caixa t-2,t-3, t-4; Patrimônio Líquido t-2,t-3,t-4; Depreciação t-2,t-3, t-4.				Depreciação t-2,t-3, t-4; Vendas t-2,t-3,t-4, t-5; Fluxo de Caixa t-2,t-3, t-4.		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *Significativo a 10%.

Os valores entre parênteses referem-se aos P-valores.

Apesar da diferença em termos de magnitude, o coeficiente da variável fluxo de caixa apresentou influência sobre os investimentos tanto das pequenas quanto das grandes cooperativas analisadas. Esse resultado pode ser decorrente do fato de as cooperativas estarem sujeitas às diferenças de custo entre a utilização de recursos internos para investimentos e a de recursos externos, dado o prêmio exigido pelos emprestadores para compensar o risco inerente à concessão de crédito para uma cooperativa que tem diversas peculiaridades. Dessa forma, a não diferenciação entre bons e maus pagadores, como apresentado graficamente por Hubbard (1998), faz com que todas as cooperativas estejam sujeitas às mesmas tarifas, sendo esses efeitos decorrentes da assimetria de informação e seleção adversa.

Pode-se também argumentar a influência do fluxo de caixa nos investimentos das cooperativas analisadas, devido à presença de restrições financeiras internas junto a seu quadro de associados. Gimenes et al. (2004), em um estudo realizado nas cooperativas agropecuárias singulares do Paraná, verificaram que a ampliação de recursos financeiros via capitalização pelos cooperados já existentes ou pela incorporação de novos cooperados é uma prática bastante rara nas cooperativas analisadas.

Pelos resultados apresentados no Modelo Q de Investimento Aumentado para os subgrupos de cooperativas, verifica-se que houve consistência, para as grandes cooperativas, em todas as estimativas, considerando as diferentes formas de estruturação dos dados. Já as pequenas apresentaram divergências quanto à significância da variável fluxo de caixa: entre os três diferentes tratamentos realizados sobre os dados, um apresentou fluxo de caixa não significativo. No entanto, de modo geral, os resultados para as pequenas cooperativas indicaram que estas não respondem às oportunidades de investimento, dadas pela variável Q Fundamental, e que suas decisões de investimento são afetadas pela presença de restrições financeiras.

5. RESUMO E CONCLUSÕES

As cooperativas, dados os princípios e a legislação que regem seu funcionamento, são intuições constituídas com o propósito de solucionar os problemas existentes de um grupo de pessoas que são limitadas em capacidade de negociação quando atuam individualmente no mercado, tendo baixo poder de barganha. Na atividade agropecuária, essas intuições surgem, em muitos casos, como uma saída para os problemas enfrentados pelos produtores quanto à aquisição de insumos a preços mais baixos, a adequadas condições de armazenamento da produção e obtenção de melhor preço de venda, impedindo que os rendimentos sejam apropriados por intermediários. Atuando no mercado competitivo, cooperativas que não aprimoram seus processos são, pouco a pouco, excluídas do mercado. Assim, torna-se latente a necessidade de produtos de maior qualidade e com maior valor agregado, passando essas cooperativas a necessitarem de maior nível de investimentos.

As decisões de investimentos dependem de fontes de recursos financeiros. A possibilidade de reter parte das sobras, se houver, e a chamada de capital têm como barreiras o desinteresse por parte dos associados, já que essas alternativas afetam diretamente o caixa destes; como esse dinheiro não é recuperado conforme o valor de mercado da cooperativa, há, normalmente, resistência por parte dos cooperados. Nesse caso, o sócio da cooperativa se

depara com a situação de dispor de recursos para investir em sua propriedade – no caso de um produtor rural, para investir na cooperativa. No entanto, os investimentos realizados na cooperativa retornam para esse produtor em termos de melhor prestação de serviços, mas não em termos de ganhos financeiros, já que as quotas-partes não podem ser vendidas a terceiros nem são valorizadas conforme o aumento do valor de mercado da cooperativa. Essa situação desestimula os sócios à capitalização, limitando o acesso das cooperativas a esses recursos. Dessa forma, parte-se para a possibilidade de financiamento.

As cooperativas, ao buscarem financiamento, se deparam com uma série de exigências, passando pelo crivo da avaliação do risco de crédito por parte do agente financiador, tendo como condição indispensável bons indicadores financeiros. Assim, a própria situação financeira da cooperativa é, muitas vezes, um entrave à obtenção de financiamento, já que os agentes financeiros, ao notarem baixo retorno obtido pela cooperativa em suas atividades ao longo dos anos ou baixo Patrimônio Líquido, perceberão os riscos inerentes à concessão do crédito. Dessa maneira, se uma cooperativa já enfrenta dificuldades financeiras e vê na melhoria de sua estrutura física ou na agregação de valor ao produto uma saída dessa situação, provavelmente, isso não ocorrerá à base de financiamentos com níveis de juros não extorsivos.

Outro fato que amplia essas exigências por parte dos agentes financeiros são as falências de inúmeras cooperativas agropecuárias pelo Brasil, que marcaram a sua história, impactando de certa forma a percepção desses agentes sobre as atuais cooperativas.

A indefinição dos direitos de propriedade das cooperativas completa o quadro de limitações, já que os agentes financeiros, em caso de não recebimento dos empréstimos realizados, teriam dificuldades em acionar judicialmente um responsável direto, uma vez que a cooperativa é a figura institucional de um grupo de pessoas.

Diante de tantas limitações, este estudo buscou analisar, com dados empíricos, se as cooperativas agropecuárias sofrem restrições financeiras

quando tomam suas decisões de investimento. Também buscou-se identificar se as oportunidades de investimento influenciam o nível de investimento. No intuito de identificar a influência da estrutura, foi realizada a divisão da amostra em pequenas e grandes cooperativas, tendo como base o tamanho do Ativo, para identificar se há mudanças no comportamento dos investimentos em relação ao fluxo de caixa em diferentes estruturas.

Estudos que analisaram o problema das restrições financeiras sobre os investimentos das empresas consideraram como *proxy* para fundos internos a variável fluxo de caixa, que representa o ganho líquido das empresas, sendo a sensibilidade de investimento a fluxo de caixa considerada indício da presença de restrições financeiras. A variável fluxo de caixa, algumas vezes, foi assumida como *proxy* para oportunidades de investimento, porque, quando há aumento do fluxo de caixa, essas empresas, aos olhos dos emprestadores, são vistas como de menor risco, sendo percebida maior condição de pagamento; conseqüentemente, há uma tendência de redução dos juros, facilitando o acesso ao crédito. Para solucionar o dilema da variável fluxo de caixa como *proxy* para oportunidade de investimento *versus* indício de restrição financeira, Gilchrist e Himmelberg (1995) propuseram a variável Q Fundamental, *proxy* para oportunidades de investimento, a qual é construída considerando informações financeiras das empresas, sendo incluída a variável fluxo de caixa. O modelo de investimento passa então a considerar a variável Q Fundamental e a variável fluxo de caixa. Quando os investimentos mantêm uma relação positiva e significativa com o coeficiente da variável Q Fundamental, significa que as empresas respondem às oportunidades de investimento. Sendo os investimentos também positiva e significativamente relacionados ao coeficiente da variável fluxo de caixa, tem-se o excesso de sensibilidade dos investimentos ao fluxo de caixa, o que evidencia as imperfeições do mercado de capital traduzidas em restrições financeiras. Neste estudo, esse modelo foi utilizado para identificar se as cooperativas agropecuárias sofrem restrições financeiras.

Foi utilizado o modelo de Dados em Painel para estimar a equação de investimento e testar sua sensibilidade às oportunidades de investimento e aos fundos internos, através das variáveis Q Fundamental e fluxo de caixa, respectivamente. Por ser a variável Q Fundamental construída e não observada, sua definição envolveu o cálculo de uma matriz de coeficientes dada por uma estimativa PVAR, considerando as variáveis vendas e fluxo de caixa.

Os dados amostrados foram provenientes dos demonstrativos financeiros das cooperativas agropecuárias do Paraná, as quais são monitoradas pela cooperativa central do Estado, OCEPAR, que estabeleceu uma padronização dos dados contábeis dessas cooperativas, o que assegura uma análise de maior qualidade. Ao longo dos anos analisados, 1999 a 2007, houve variação no número total de cooperativas amostradas. Assim, as análises foram ajustadas nas estruturas de painel não balanceado e balanceado, sendo trabalhadas informações de um total de 60 e 39 cooperativas, respectivamente.

Na análise dos resultados, considerando a amostra completa de cooperativas, para todos os modelos estimados, foi verificado que as cooperativas respondem positiva e significativamente às oportunidades de investimento. No entanto, foi possível observar que nem sempre essas oportunidades são devidamente aproveitadas, já que houve sensibilidade do investimento a fluxo de caixa, indicando a presença de restrições financeiras. Essas restrições podem ser decorrentes da não capitalização da cooperativa por parte dos sócios ou devido às dificuldades da cooperativa em acessar as linhas de financiamento existentes – problemas estes originados pela indefinição dos direitos de propriedade nas cooperativas.

Os resultados das subamostras mostraram que tanto pequenas quanto grandes cooperativas estão sujeitas às imperfeições do mercado de capital, apresentando restrições financeiras. Contudo, a maior parte dos resultados para as cooperativas pequenas indicou que estas não respondem às oportunidades de investimento, o que pode ser indício de que elas são mais

afetadas pelas restrições que as grandes cooperativas. A não reação das pequenas cooperativas diante das oportunidades de investimento pode ser decorrente da sua maior dificuldade, em relação às grandes cooperativas, em obter crédito, por oferecerem menores garantias ou mesmo devido a uma estratégia de sobrevivência que conduz ao desinvestimento diante de desempenho financeiro ruim. O ambiente legal que define a estrutura organizacional e de direitos de propriedade das cooperativas gera restrições para elas acessarem recursos financeiros, seja de agentes financeiros ou dos próprios cooperados, necessitando de mudanças estruturais que conduzam a um menor nível de restrições financeiras e promovam o crescimento das cooperativas.

Uma alternativa seria o estabelecimento de uma legislação mais flexível, na qual os direitos de propriedade pudessem ser mais bem definidos e que permitisse às cooperativas maior liberdade, se esta fosse uma estratégia adequada, para o estabelecimento de um mercado secundário para suas quotas-partes. Dessa forma, os sócios da cooperativa seriam motivados à capitalização desta, pois o impacto dos investimentos no valor de mercado das cooperativas seria automaticamente refletido no valor das quotas-partes, tendo os sócios o direito de transferi-las quando desejado. A existência desse mercado secundário poderia resolver também o problema do controle, visto que os associados, ao se reconhecerem como investidores, passariam a acompanhar o desempenho da cooperativa, o qual seria o reflexo da boa ou má administração. Poderia também, para os cooperados admitidos posteriormente à constituição da cooperativa, ser exigida a subscrição e integralização de quotas-partes de capital, adicionada por uma joia do montante definido por uma percentagem sobre o capital social ou sobre o Patrimônio Líquido da cooperativa. Essa medida contribuiria para mitigar o problema do carona nas cooperativas.

A limitação principal do trabalho refere-se ao fato de não ter sido possível realizar estimativas para uma amostra maior de cooperativas agropecuárias, limitando-se às cooperativas agropecuárias paranaenses, já que

as demonstrações financeiras para esse ramo do cooperativismo nos demais Estados não são padronizadas, o que inviabiliza a sua análise conjunta. Outra limitação foi a impossibilidade de analisar fatores como o tempo de atuação da cooperativa no mercado como *proxy* de sua reputação para obtenção de crédito, uma vez que as informações obtidas não permitiram a identificação das instituições analisadas. Apesar das limitações, este estudo buscou contribuir para um maior entendimento das relações entre restrições financeiras e investimento nas cooperativas agropecuárias, utilizando dados empíricos e uma abordagem até então não aplicada a casos brasileiros.

Para trabalhos futuros, sugere-se a aplicação do modelo metodológico considerando uma amostra maior de cooperativas, bem como o desenvolvimento de uma pesquisa de campo, fazendo levantamentos sobre a visão dos administradores quanto aos investimentos realizados e às perspectivas de investimentos futuros, no intuito de identificar os fatores considerados por eles nas decisões de investimentos. Sugere-se também a aplicação da variável Q Fundamental na análise das decisões de investimento em outros setores da economia brasileira.

REFERÊNCIAS

ABEL, A.B.; BLANCHARD, O.J. The present value of profits and cyclical movements in investment. **Econometrica**, v. 54, n. 2, p. 249-273, mar. 1986.

ALCHIAN, A. Specificity, specialisation, and coalitions. **Journal of Institutional and Theoretical Economics**, v. 140, n.1, p.34-49, 1984.

ALMEIDA, H.; CAMPELLO, M. Financial constraints, asset tangibility and corporate investment. **The Review of Financial Studies**, v. 20, n. 5, p. 1429-1460, Sept. 2007.

AMARATUNGA, D.; CABRERA, J. **Exploration and Analysis of DNA Microarray and Protein Array Data**. New York:Wiley, 2003. 246 p.

ANDERSON T. W.; HSIAO C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, p. 47–82, 1982.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification in panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variables estimation of error components models. **Journal of Econometrics**, vol 68, p.29 – 51, 1995.

ALVES, A. G. DE M. P. **As cooperativas agropecuárias e o BRDE: histórico, situação atual e perspectivas**. Banco Regional de Desenvolvimento do Extremo Sul, Nov. 2003. Disponível em <<http://www.brde.com.br> >. Acesso em:01 Maio 2009.

AZEVEDO, C. M. de; SHIKIDA, P. F. A. Assimetria de informação e o crédito agropecuário: o caso dos cooperados da Coamo-Toledo (PR). **Rev. Econ. Sociol. Rural** [online], v.42, n. 2, p. 267-292, 2004.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. New York: JohnWiley, 2005. 314p.

BARTON D., PARCELL J., FEATHERSTONE A. **Optimal capital structure in centralized agricultural Cooperatives**, paper submitted for contributed paper submission WAEA Meetings,1996.

BAUMANN U.; PRICE, S. Understanding investment better: insights from recent research. **Bank of England - Quarterly Bulletin**, v. 47, n. 2; p. 232-243, 2007.

BEHR, A. Investment, Q and Liquidity: Evidence for Germany Using Firm Level Balance Sheet Data. **Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik**, v. 225, p. 02-21, Jan. 2005.

BEHR, A.; BELLGARDT, E. **Dynamic Q-investment functions for Germany using panel balance sheet data and a new algorithm for the capital stock at replacement values**, Set. 2002. Discussion paper 23/02 Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank. Disponível em <www.bundesbank.de/download/volkswirtschaft/dkp/2002/200223dkp.pdf>. Acesso em: 18 novembro 2007.

BIALOSKORSKI NETO, S. Estratégias e cooperativas agropecuárias: Um ensaio analítico. In: BRAGA, M.J., REIS, B.S. (Orgs.). **Agronegócio cooperativo: reestruturação e estratégias**. Viçosa: UFV, 2002. p. 77-97.

_____. Ambiente Institucional e Estratégias de Empreendimentos Cooperativos. In: II Workshop Internacional de Tendências do Cooperativismo, 2000, Ribeirão Preto. **Anais...** 2000. p. 7-24.

_____. **Cooperativas: economia, crescimento e estrutura de capital**. São Paulo: OCESP/ SESCOOP, 2001. 177 p.

BIERLEN, R. W.; FEATHERSTONE, A. M. Fundamental q, cash flow, and investment: Evidence from farm panel data. **Review of Economics and Statistics**, v. 80, n. 3, p.427-435, Ag. 1998.

BISINHA, R.; ALDRIGHI, D. M. Restrição ao crédito para empresas com ações negociadas em bolsa no Brasil. In: **XXXV Encontro Nacional de Economia**. Disponível em <<http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A040.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2007.

BOND, S.; MEGHIR, C. Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy. **Review of Economic Studies**, v. 61, n. 2, p. 197-222, Apr., 1994.

BOND, S.; CUMMINS, J. G. **Noisy share prices and the Q model of investment**. Working Paper n.W01/22, Institute for Fiscal Studies, London, 2001.

BOND, S.; KLEMM, A.; NEWTON-SMITH, R.; SYED, M.; VLIEGHE, G. **The roles of expected profitability, Tobin's Q and cash flow in econometric models of company investment**. Bank of England, Working Paper, n. 222, 2004.

BLUNDELL, R.; BOND, S.; DEVEREUX, M.; SCHIANTARELLI, F. Investment and Tobin's Q: Evidence From Panel Data. **Journal of Econometrics**, v. 51, p. 233-257, 1992.

BROWN, M. B.; A. B. FORSYTHE. Robust Tests for the Equality of Variances, **Journal of the American Statistical Association**, n° 69, p.364-367, 1974.

CARPENTER, R. E.; GUARIGLIA, A. Cash flow, investment, and investment opportunities: New tests using UK panel data. In: **Royal Economic Society Annual Conference**, 2003. Disponível em <<http://repec.org/res2003/Guariglia.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2007.

CARVALHO, F. J. C. de. **Investimento, poupança e financiamento: financiando o crescimento com inclusão social**. Disponível em <www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/investimento_poupanca_e_financiamento.pdf>. Acesso em: 14 fev. 2008.

CASAGRANDE, E. E. Modelos de Investimento: Metodologia e Resultados. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 1 (85), jan.-mar. 2002.

CHADDAD, F. R. **Financial constraints in U.S. agricultural cooperatives: theory and panel data econometric evidence**. 2001. 171f. Dissertation (Doctor of Philosophy), University of Missouri, Columbia, 2001.

CHADDAD, F. R.; COOK, M. L. Understanding new cooperative models: An ownership control rights typology. **Review of Agricultural Economics**, v. 26, p. 348–360, 2004.

CHADDAD, F. R., COOK, M. L.; HECKELEI, T. Testing for the Presence of Financial Constraints in US Agricultural Cooperatives: An Investment Behaviour Approach. **Journal of Agricultural Economics**, v. 56, n. 3, p. 385–397, 2005.

CHAMBERLAIN, G. Panel Data. In: GRILLICHES, Z e INTRILIGATOR, M (Orgs.). **Handbook of Econometrics**, Amsterdam:North Holland, 1983, Chapter 22.

CHESNICK, D. S. Leveraging the Future? Higher Debt Levels Among Large Ag Co-ops May Be Cause for Concern. **Rural Cooperatives**. p. 11-15, nov./dec. 1997.

CHIRINKO, R. S. Business fixed investment spending: Modeling strategies, empirical results, and Policy Implications. **Journal of Economic Literature**, v. 31, n. 4, p.1875-1911, dec. 1993.

CHIRINKO, R. S.; SCHALLER, H. Bubbles, fundamentals and investment: a multiple equation testing strategy. **Journal of Monetary Economics**, v. 38, p. 47-76, 1996.

_____. Business fixed investment and “bubbles”: the Japanese case. **American Economic Review**, v. 91, p. 663-80, 2001.

CLEARY, S. The relationship between firm investment and financial status. **The Journal of Finance**. v. 54, n. 2, apr. 1999.

COAD, A. **Neoclassical vs evolutionary theories of financial constraints : critique and prospectus**, Fev. 2007. Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), Centre d'Economie de la Sorbonne. Disponível em <<http://ideas.repec.org/p/mse/cesdoc/r07008.html>>. Acesso em: 21 dezembro 2007.

COASE, R. The problem of social cost. **Journal of Law and Economics**, v. 3, p. 1-44, oct. 1960.

COOK, M. L. The future of U.S. agricultural cooperatives: A neo-institutional approach. **American Journal of Agricultural Economics**. v. 77, p. 1153-1159, 1995.

COOK, M.L.; ILIOPOULOS, C. III - Defined Property Rights in Collective Action: The case of US agricultural Cooperatives. In: MENARD C. (Org.). **Institutions, Contracts, and Organizations: Perspectives from New Institutional Economics**. Cheltenham (UK): Edward Elgar Publishing Limited. 2000. p. 335-348.

CONDON, A. M. The methodology and requirements of a theory of modern cooperative enterprise. In: ROYER, J.S. (Org.). **Cooperative Theory: New Approaches**. Washington: USDA Agricultural Cooperative Services, 1987. p. 01 - 32.

CUNNINGHAM, R. **Finance Constraints and Inventory Investment: Empirical Tests with Panel Data**, Oct. 2004. International Department Bank of Canada. Disponível em <<http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpma/0411015.html>>. Acesso em: 16 dezembro 2007.

DAVIS, K. Credit union governance and survival of the cooperative form. **Journal of Financial Services Research**, v.19, n. 2/3, p.197–210, 2001.

DEMSETZ, H. Toward a Theory of Property Rights. **American Economic Review** v.57, p.347–359, 1967.

DICKEY, D.A., FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427–431, 1979.

DONALDSON, G. **Corporate debt capacity: A study of corporate debt policy and the determinants of corporate debt capacity**. Boston: Division of Research, Harvard Business School. 1961.

EISNER, R.; STROTZ, R. H. Determinants of Business Investment. In: **Commission on Money and Credit Impacts of Monetary Policy**. New Jersey: Prentice-Hall, 1963, p. 59-337.

EMMOTT, B. O Brasil um dia vai ser a China? **Revista Exame**. Out., 2007. Disponível em <<http://portalexame.abril.com.br/revista/exame>>. Acesso em: 14 fev. 2008.

ERICKSON, T.; WHITED, T. M. Measurement error and the relationship between investment and q. **Journal of Political Economy**, v. 108, p. 1.027-1.057, 2000.

EVIEWS 6. **User's Guide**. Quantitative Micro Software, LLC, 2007.

FAMA, E. F.; JENSEN, M. C. Separation of Ownership and Control. **Journal of Law and Economics**. v. 26, n. 2, p.301-325, 1983.

FAZZARI, S. M.; ATHEY, M. Asymmetric information, financing constraints, and investment. **Review of Economics and Statistics**, v.69, n. 3, 1987.

FAZZARI, S. M., HUBBARD, R. G. AND PETERSEN, B. C. Financing constraints and corporate investment. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, p. 141–195, 1988.

_____. **Financing Constraints and Corporate Investment: Response to Kaplan and Zingales**. NBER Working Paper No. W5462, Feb. 1996. Disponível em <<http://ssrn.com/abstract=7506>>. Acesso em: 5 de maio 2009.

FERREIRA, M.M. **Eficiência técnica e de escala de cooperativas e sociedades de capital na indústria de laticínios do Brasil.** 2005. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG. 2005.

FERREIRA, G. M. V.; OLIVEIRA, L. de; TALAMINI, E. Posicionamento Estratégico em Cooperativas Agropecuárias de Leite: o caso da Cooperativa de Lorena e Piquete no Vale do Paraíba. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XLIV, 2006, Fortaleza. **Questões Agrárias, Educação no Campo e Desenvolvimento.** Fortaleza: SOBER, 2006. 1 CD.

FOSS, K.; FOSS, N. J. Organizing Economic Experiments: Property Rights and Firm Organization. **Review of Austrian Economic**, v. 15, n.4, p. 297-312, dec., 2002.

GILCHRIST, S.; HIMMELBERG, C. Evidence on the role of cash flow in reduced-form investment equations. **Journal of Monetary Economics**. v. 36, p. 541–572, 1995.

_____. Investment, Fundamentals and Finance. **NBER Working Paper Series.** Cambridge: Mit Press, n. 6652, 1998.

GIMENES, R. M. T.; OPAZO, M. A. U.; GIMENES, F. M. P. Como decidem os executivos financeiros sobre estrutura de capital em cooperativas agropecuárias. **Pesquisa & Debate**, v. 15, n. 1(25), p. 5-22, 2004.

GOYAL, V. K.; YAMADA, T. Asset Price Shocks, Financial Constraints, and Investment: Evidence from Japan. **The Journal of Business**, v. 77, n. 1, p.175-199, Jan. 2004.

GORDON, S. Costs of adjustment, the aggregation problem and investment. **Review of Economics and Statistics**, v.74, p.422–429, 1992.

GOULD, J. P. Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm. **Review of Economic Studies**, v. 35, p. 47-55, 1968.

GREENE, W. **Econometric analysis.** 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 1.026p.

GROSSMAN, S. J.; HART, O. The Cost and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 4, p. 691-719, 1986.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica.** Tradução de Ernesto Yoshida. São Paulo: Editora Makron Books, 2000. 846p.

GUNNARSSON, P. **Organisational Models for Agricultural Cooperatives: A Comparative Analysis of the Irish Dairy Industry.** 1999.

87f. Dissertation (Magister Scientiae in Agricultural Economics), Swedish University of Agricultural Sciences, Uppsala, 1999.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **Econometrics Journal**, v.3, p. 148–161, 2000.

HALL, A. R. **Generalized Method of Moments**: advanced texts in econometrics. New York: Oxford University Press, 2005. 400p.

HAMBURGER, R. R. **Restrições financeiras e os investimentos corporativos no Brasil**. 2003. 210f. Tese (Doutorado em Administração), Fundação Getúlio Vargas, São Paulo. 2003.

HANSEN, L. P. Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators. **Econometrica**, v. 50, p.1029–1054, 1982.

HANSMANN, H. The ownership of the firm. **Journal of Law, Economics and Organization**. v. 4, n. 2, p. 267-304, 1988.

HAYASHI, F. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. **Econometrica**. v. 50, p. 213–224, 1982.

HARRIS, M.; RAVIV, A. The theory of capital structure. **Journal of Finance**, v. 46, nº 1, p. 297–355, Mar. 1991.

HAUSMAN, J.A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, p.1251–1271, 1978.

HENDRIKSE, G.W.J.; VEERMAN, C. P. Marketing cooperatives and financial structure: a transaction costs economics analysis. **Agricultural Economics**. v. 26, p.205-216, 2001.

HOLTZ-EAKIN, D., NEWEY, W. AND ROSEN, H. S. Estimating vector auto-regressions with panel Data. **Econometrica**. v. 56, p. 1371–1395, 1988.

HOSHI, T.; KASHYAP, A. E SCHARFSTEIN, D. Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups. **The Quarterly Journal of Economics**, v.106, p. 33-60, fev. 1991.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. 2. ed. Cambridge University Press, 2002. 382p.

HUBBARD, R. G. Capital-Market Imperfections and Investment. **Journal of Economic Literature**, v.36, p. 193–225, mar. 1998.

HUBBARD, R.G.; KASHYAP, A. K. Internal Net Worth and the Investment Process: An Application to U.S. Agriculture. **Journal of Political Economy**. v. 100, n. 3, p. 506-34, Jun. 1992.

HUBBARD, R. G.; KASHYAP, A. K.; WHITED, T. M. Internal Finance and Firm Investment. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, n. 3, p. 683-701, Ag. 1995.

IM, K. S.; PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**. v. 115, p.53-74, Jan. 2003.

JENSEN, M. C.; Agency Costs and Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. **American Economic Review**, v. 76, p. 323-329, 1986.

JENSEN, M. C.; MECKLING, W.H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. **Journal of Financial Economics**. v. 3, n. 4, p. 305-360, Oct. 1976.

JOHNSTON, J. e DINARDO, J. **Econometric methods**. 4. ed., New York:McGraw-Hill, 1997. 531p.

JOHNSON, S.; MCMILLAN, J.; WOODRUFF, C. Property rights and finance. **The American Economic Review**. v. 92, n. 5, p. 1335-1356, Dec. 2002.

JORGENSON, D. Capital Theory and Investment Behavior. **American Economic Review**, v. 53, n. 2, 247-259, 1963.

JUDGE, G. G.; GRIFFITHS, W. E.; CARTER HILL, R.; HELMUT LÜTKEPOHL; TSOUNG-CHAO LEE. **The Theory and Practice of Econometrics**, 2^a ed., New York: John Wiley & Sons, 1985.

KALECKI, M. **Crescimento e ciclo das economias capitalistas**. São Paulo: HUCITEC, 2^a ed., 1987. 193 p.

KIM, J.; MAHONEY, J. T. Property rights theory, transaction costs theory, and agency theory: an organizational economics Approach to Strategic Management. **Managerial and Decision Economics**, v. 26, p. 223–242, 2005.

KOSLOVSKI, J. P. e BAGGIO, L. R. A cooperação faz a força, **Revista FAE Business**, nº 12; p. 08 -11, set. 2005.

LAUSCHNER, R. Agroindústria cooperativa. In: PINHO, D. B. (org.). **Tipologia cooperativa – Manual de cooperativismo**. São Paulo: CNPq, v. 4, p. 76-84. 1984.

LAZZARINI, S. G.; CHADDAD, F. R. Gerenciamento de tecnologia e inovação em sistemas agroindustriais. In.: ZYLBERSZTAJN, D.; NEVES, M. F. (Orgs). **Economia & gestão dos negócios agroalimentares**. São Paulo: Pioneira/PENSA, 2000. p.81-105.

LAZZARINI, S. G.; BIALOSKORSKI NETO, S.; CHADDAD, F R. Decisões financeiras em cooperativas: fontes de ineficiências e possíveis soluções. **Gestão da Produção**, v. 6, n° 3, p. 257 – 268. 1999.

LERMAN, Z.; PARLIAMENT, C. **Financing of growth in agricultural cooperatives**. Staff Paper Series, University of Minnesota: Department of Applied Economics, p. 91-33, 1991.

LEVENE, H. Robust Tests for the Equality of Variances. In.: OLKIN, I., GHURYE, S. G., HOEFFDING, W.; MADOW, W. G.; MANN, H. B. (Orgs.), **Contribution to Probability and Statistics**, Stanford University Press, 1960. p. 278-292.

LEVIN, A.; C. F. LIN. **Unit root tests in panel data**: New results. Discussion Paper, University of California at San Diego, Discussion Paper n. 93, 1993.

LÍZAL, L.; SVEJNAR, J. Investment, Credit Rationing, And The Soft Budget Constraint: Evidence From Czech Panel Data. **The Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 2, p. 353-370, May. 2002.

LOVE, I; ZICCHINO, L. Financial Development and Dynamic Investment Behaviour: evidence from Panel VAR. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v.46, 2006, p.190-210.

LUCAS, R. E. Jr. Adjustment Costs and the Theory of Supply. **Journal of Political Economy**, v. 75, p.321–334, 1967.

MYERS, S. C. **The capital structure puzzle**. The Journal of Finance, v. 39, n.3, p. 575-592, Jul. 1984.

MYERS S.; MAJLUF, N. Corporate Finance and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have. **Journal of Financial Economics**, v.13, p. 187-221, 1984.

MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford bulletin of economics and statistics**, Special Issue, p. 631-652, 1999.

MENEGÁRIO, A. H. **Emprego de indicadores sócio-econômicos na avaliação financeira de cooperativas agropecuárias**. 2000. 121f. Dissertação (Mestrado Economia Aplicada), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2000.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **American Economic Review**, v. 48, p.261-297, 1958.

_____. Corporate income taxes and cost of capital: a correction. **American Economic Review**, v. 53, n. 3, p. 433-443, 1963.

NAKANE, M. I. Poupança, investimento e o desenvolvimento do setor bancário pós estabilização. In: **Seminário sobre o Brasil do Século XXI**, 2007. Disponível em < www.econ.fea.usp.br/seculo_xxi>. Acesso em: 14 fev. 2008.

OCB – Organização das Cooperativas Brasileiras. **Dados Consolidados de 2008**. Disponível em < <http://www.ocb.org.br/site/servicos/biblioteca.asp?CodPastaPai=40>>. Acesso em: 5 jul. 2009.

OCEPAR - Sindicato e Organização das Cooperativas do Estado do Paraná. **O Estado do Paraná**, 2005. Disponível em < <http://www.ocepar.org.br/ocepar/>>. Acesso em: 10 jan. 2008.

OGAWA, K.; SUZUKI, K. Land values and corporate investment: evidence from Japanese panel data. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 12, p. 232–249, 1998.

OLINER, S. D.; RUDEBUSCH, G. D.; SICHEL, D. The Lucas critique revisited assessing the stability of empirical Euler equations for investment. **Journal of Econometrics**, v. 70, nº 1, p. 291-316, Jan. 1996.

PADILLA, A.. **The Property Economics of Agency Problems**, Feb. 2002. Disponível em < <http://ssrn.com/abstract=625701>>. Acesso em: 28 janeiro 2008.

PEDUZZI, P.; MACEDO, D. Banco do Brasil amplia linha de crédito a mini e pequenos produtores rurais. **Agência Brasil**, 2008. Disponível em < <http://www.agrosoft.org.br/agropag/103145.htm>>. Acesso em: 01 maio 2009.

PRATT, J.W.; ZECKHAUSER, R.J. Principals and agents: an overview. In: PRATT, J.W.; ZECKHAUSER, R.J. (Org.). **Principals and agents: the structure of business**. Boston: Harvard Business School Press, 1991. p.1-35.

QUAH, D. Exploiting cross section variation for unit root inference in dynamic data. **Economics Letters**, v. 44, p.9–19, 1994.

REIS, B. dos S. **Administração financeira e social em cooperativas agropecuárias de Minas Gerais**. Relatório Final Convênio Fapemig SHA APQ-6891-5.05/07, UFV, 2009, mimeo.

RODRIGUES, R. L.; GUILHOTO, J. J. M. Análise Setorial e Topografia da Estrutura Produtiva: As Cooperativas Agropecuárias no Paraná. **Estudos Econômicos**. v. 37, n.3, p. 487-513, jul-set 2007.

SARGAN, J. D. ‘The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica**, v. 26, p. 393–415, 1958.

SCHALLER, H. Asymmetric information, liquidity constraints, and Canadian investment, **Canadian Journal of Economics**. v. 26, p. 552–574, 1993.

SCHIANTARELLI, F. Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 12, nº 2, p.70-89, 1996.

SIEGEL, S. **Estatística não-paramétrica para as ciências do comportamento**. São Paulo: McGraw-Hill, 1975, 350 p.

SPEAR, R. Governance in Democratic Member Based Organizations. In: **Special issue of Annals of Public and Co-operative Economics: Governance in the social economy**. pp 33-60, 2004.

STAATZ, J.M. The Structural Characteristics of Farmer Cooperatives and Their Behavioral Consequences. In: ROYER, J.S. (Org.). **Cooperative Theory: New Approaches**. Washington: USDA Agricultural Cooperative Services, 1987. p. 33– 60.

STEIN, J. C. Agency, Information and Corporate Investment. In: CONSTANTINIDES, G.M.; HARRIS, M.; STULZ, R. M. (Orgs.). **Handbook of the Economics of Finance**. New York: Elsevier, 2003. p. 111-165.

STIGLITZ, J.; WEISS, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. **American Economic Review**, v. 71, nº 3, p. 393-410, 1981.

TERRA, M. C. T. Credit constraints in Brazilian firms: evidence from panel data. **Revista Brasileira de Economia** [online], v.57, nº 2, p. 443-464, 2003.

TIETENBERG, T. **Environmental and natural resource economics**. 4. ed. New York: HarperCollins, 1996. 678 p.

TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**. v.1, p.15-29, fev. 1969.

WILLIAMSON, O. **The Economic Institutions of Capitalism**. N. York: The Free Press. p.15-38, 1985.

WHINSTON, M. D. Assessing the property rights and transaction-cost theories of firm scope. **The American Economic Review**; v. 91, n. 2, p. 184-188, May, 2001.

WHITED, T. M. External Finance constraints and the intertemporal pattern of intermittent. **Journal of Financial Economics**, v. 81, p. 467-502, 2006.

_____. Debt, Liquidity Constraints and Corporate Investment: Evidence from Panel Data. **Journal of Finance**, V. 47, n. 4, p. 1425-1460, Set. 1992.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2002. 735p.

VAN BEKKUM, O. -F. **Cooperative Models and Farm Policy Reform**. Van Gorcum, Assen, The Netherlands, 2001. 231p.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. Chichester: John Wiley & Sons, 2000. 384p.

ZYLBERSZTAJN, D. Quatro estratégias fundamentais para as cooperativas agrícolas. In: BRAGA, M.J., REIS, B.S. (Orgs.). **Agronegócio cooperativo: reestruturação e estratégias**. Viçosa: UFV, 2002. p. 55-75.

ANEXOS

ANEXO A

CÁLCULO DA VARIÁVEL Q FUNDAMENTAL

$$Q_{it} = C'(I - \lambda A)^{-1} x_{it}$$

em que:

$$x_{it} = Ax_{it-1} + f_i + d_t + u_{it}$$

$$x_{it} = \begin{bmatrix} V_t \\ FC_t \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$

$$x_{it-1} = \begin{bmatrix} V_{t-1} \\ FC_{t-1} \end{bmatrix}, \text{ para}$$

V_t = vendas

FC_t = fluxo de caixa

f_i = efeito específico por empresa

d_t = efeito específico no tempo

u_{it} = termo de erro

$$\begin{bmatrix} V_t \\ FC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} V_{t-1} \\ FC_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_i + d_t + u_{it} \\ f_i + d_t + u_{it} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} V_t \\ FC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}V_{t-1} + a_{12}FC_{t-1} \\ a_{21}V_{t-1} + a_{22}FC_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} f_i + d_t + u_{it} \\ f_i + d_t + u_{it} \end{bmatrix}$$

$$V_t = a_{11}V_{t-1} + a_{12}FC_{t-1} + f_i + d_t + u_{it}$$

$$FC_t = a_{21}V_{t-1} + a_{22}FC_{t-1} + f_i + d_t + u_{it}$$

Parte 1

$$(I - \lambda A)^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \lambda \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 - \lambda a_{11}) & -\lambda a_{12} \\ -\lambda a_{21} & (1 - \lambda a_{22}) \end{bmatrix}$$

Para calcular a matriz inversa, determina-se a matriz de cofator:

$$C_{11} = (1 - \lambda a_{22})(-1)^2 = (1 - \lambda a_{22})$$

$$C_{12} = -\lambda a_{21}(-1)^3 = \lambda a_{21}$$

$$C_{21} = -\lambda a_{12}(-1)^3 = \lambda a_{12}$$

$$C_{22} = (1 - \lambda a_{11})(-1)^4 = 1 - \lambda a_{11}$$

Matriz de cofator:

$$C = \begin{bmatrix} (1 - \lambda a_{22}) & \lambda a_{21} \\ \lambda a_{12} & (1 - \lambda a_{11}) \end{bmatrix}$$

Adj A = C'

$$Adj A = \begin{bmatrix} (1 - \lambda a_{22}) & \lambda a_{12} \\ \lambda a_{21} & (1 - \lambda a_{11}) \end{bmatrix}$$

$$\det A = \begin{bmatrix} (1 - \lambda a_{11}) & -\lambda a_{12} \\ -\lambda a_{21} & (1 - \lambda a_{22}) \end{bmatrix}$$

$$\det A = (1 - \lambda a_{11})(1 - \lambda a_{22}) - [(-\lambda a_{12}) \cdot (-\lambda a_{21})] = 1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}$$

$$(I - \lambda A)^{-1} = \frac{1}{|A|} adj A$$

$$\begin{bmatrix} \frac{(1 - \lambda a_{22})}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} & \frac{\lambda a_{12}}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} \\ \frac{\lambda a_{21}}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} & \frac{(1 - \lambda a_{11})}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} \end{bmatrix}$$

Parte 2

$$C'(I - \lambda A)^{-1}$$

C = vetor de zeros com 1 na j -ésima linha

$$C = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad C' = [0 \quad 1]$$

$$C'(I - \lambda A)^{-1} = [0 \quad 1] \begin{bmatrix} \frac{(1 - \lambda a_{22})}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} & \frac{\lambda a_{12}}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} \\ \frac{\lambda a_{21}}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} & \frac{(1 - \lambda a_{11})}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \frac{\lambda a_{21}}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} & \frac{(1 - \lambda a_{11})}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} \end{bmatrix}$$

Parte 3

$$Q_{it} = C'(I - \lambda A)^{-1} x_{it}$$

$$x_{it} = \begin{bmatrix} V_t \\ FC_t \end{bmatrix}$$

$$Q_{it} = \begin{bmatrix} \frac{\lambda a_{21}}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} & \frac{(1 - \lambda a_{11})}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_t \\ FC_t \end{bmatrix}$$

$$Q_{it} = \frac{\lambda a_{21} \cdot V_t}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} + \frac{1 \cdot FC_t - \lambda a_{11} \cdot FC_t}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}}$$

$$Q_{it} = \frac{\lambda a_{21} \cdot V_t + FC_t - \lambda a_{11} \cdot FC_t}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}}$$

$$Q_{it} = \frac{FC_t + \lambda(a_{21} \cdot V_t - a_{11} \cdot FC_t)}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}}$$

Assim, a equação de Investimento dada por:

$$\frac{I_{it}}{K_{it}} = n_i + v_t + \beta Q_{it} + \gamma CF_{it} + \varepsilon_{it}$$

pode ser assim representada:

$$\frac{I_{it}}{K_{it}} = n_i + v_t + \beta \left[\frac{FC_t + \lambda(a_{21} \cdot V_t - a_{11} \cdot FC_t)}{1 - \lambda a_{22} - \lambda a_{11} + \lambda^2 a_{11} a_{22} - \lambda^2 a_{12} a_{21}} \right] + \gamma CF_{it} + \beta_{it}$$

em que os parâmetros a serem estimados são:

β , a_{11} , a_{12} , a_{21} , a_{22} , γ

ANEXO B

AMOSTRA COMPLETA DE COOPERATIVAS

Tabela 1B – Resultado das estimativas PVAR para amostra completa das cooperativas agropecuárias do Paraná, para dados balanceados não *winsorized*, no período de 1999 a 2007

Variável dependente - Vendas			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,7421	0,0846	8,7731
Fluxo de Caixa $t-1$	-0,8280	0,3928	-2,1083

Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,0012	0,0002	4,8925
Fluxo de Caixa $t-1$	0,8482	0,2025	4,1891

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 2B – Resultado das estimativas PVAR para amostra completa das cooperativas agropecuárias do Paraná, para dados balanceados *winsorized*, no período de 1999 a 2007

Variável dependente - Vendas			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,7572	0,1029	7,3591
Fluxo de Caixa $t-1$	5,7138	2,8708	1,9904

Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,0018	0,0007	2,3938
Fluxo de Caixa $t-1$	0,4058	0,1611	2,5183

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3B – Resultado das estimativas PVAR para amostra completa das cooperativas agropecuárias do Paraná, para dados não balanceados, no período de 1999 a 2007

Variável dependente - Vendas			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,6571	0,0878	7,4832
Fluxo de Caixa $t-1$	-41,5804	8,9937	-4,6233
Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,0010	0,0003	3,2714
Fluxo de Caixa $t-1$	-0,2465	0,1163	-2,1169

Fonte: Resultados da pesquisa.

SUBAMOSTRA DE COOPERATIVAS PEQUENAS

Tabela 4B – Resultado das estimativas PVAR da subamostra das cooperativas agropecuárias do Paraná, classificadas como pequenas, para dados balanceados não *winsorized*, no período de 1999 a 2007

Variável dependente - Vendas			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,0822	0,0236	3,4871
Fluxo de Caixa $t-1$	0,0550	0,01012	5,4362
Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	-0,0001	0,0000	-2,5626
Fluxo de Caixa $t-1$	0,740496	0,2188	3,3844

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 5B – Resultado das estimativas PVAR da subamostra das cooperativas agropecuárias do Paraná, classificadas com pequenas, para dados balanceados *winsorized*, no período de 1999-2007

Variável dependente - Vendas			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,7460	0,1236	6,0344
Fluxo de Caixa $t-1$	2,9704	1,8018	1,6485
Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,0019	0,0009	1,9936
Fluxo de Caixa $t-1$	0,4767	0,2439	1,9541

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 6B – Resultado das estimativas PVAR da subamostra das cooperativas agropecuárias do Paraná, classificadas como pequenas, para dados não balanceados, no período de 1999 a 2007

Variável dependente - Vendas			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,7143	0,1500	4,7608
Fluxo de Caixa $t-1$	-3,3792	1,7754	-1,9033
Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	-0,0043	0,0018	-2,4600
Fluxo de Caixa $t-1$	0,9361	0,3548	2,63850

Fonte: Resultados da pesquisa.

SUBAMOSTRA DE COOPERATIVAS GRANDES

Tabela 7B – Resultado das estimativas PVAR da subamostra das cooperativas agropecuárias do Paraná, classificadas como grandes, para dados balanceados não *winsorized*, no período de 1999 a 2007

Variável dependente - Vendas			
	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,8274	0,08409076	9,8388
Fluxo de Caixa $t-1$	3,6972	1,930986	1,9147
Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	-0,0021	0,0005	-4,5816
Fluxo de Caixa $t-1$	1,1787	0,4838	2,4361

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 8B – Resultado das estimativas PVAR da subamostra das cooperativas agropecuárias do Paraná, classificadas como grandes, para dados balanceados *winsorized*, no período de 1999 a 2007

Variável dependente - Vendas			
	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,8275	0,06694927	12,3595
Fluxo de Caixa $t-1$	2,8935	1,659258000	1,7439
Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	-0,0011	0,0005	-2,3554
Fluxo de Caixa $t-1$	1,1787	0,4842	2,4344

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 9B – Resultado das estimativas PVAR da subamostra das cooperativas agropecuárias do Paraná, classificadas como grandes, para dados não balanceados, no período de 1999 a 2007.

Variável dependente - Vendas			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,7529	0,0646	11,6506
Fluxo de Caixa $t-1$	-3,2052	1,7541	-1,8273
Variável dependente – Fluxo de Caixa			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t
Vendas $t-1$	0,0007	0,0004	2,1020
Fluxo de Caixa $t-1$	0,1361	0,0374	3,6347

Fonte: Resultados da pesquisa.

ANEXO C

TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA DADOS EM PAINEL

Estimações considerando dados não estacionários conduzem a regressões espúrias, em que são tratadas relações entre variáveis geradas por processos inteiramente independentes. Conforme Greene (2003), pode-se considerar uma série estacionária quando sua média e variância são constantes no tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos.

Segundo Hsiao (2002), as propriedades estatísticas dos estimadores das séries de tempo dependem de os dados serem ou não estacionários. Se as variáveis são estacionárias, a distribuição da maioria dos estimadores será aproximadamente normal quando $T \rightarrow \infty$. No entanto, se os dados são não estacionários ou contêm raízes unitárias, a distribuição dos estimadores não é normal quando $T \rightarrow \infty$. Assim, Dickey e Fuller (1979) propuseram novos testes e valores críticos para eles: Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

O teste de Dickey-Fuller (DF) é somente aplicado a modelos $AR(1)$ com resíduos ruído branco. O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é utilizado nos casos em que as séries apresentam nível de correlação serial mais elevado, de modo que a suposição de resíduos ruído branco seja violada. Portanto, admite-se que a série seja um processo $AR(p)$, em que p representa as defasagens da variável dependente do lado direito da equação.

De acordo com Hadri (2000), existe uma ampla literatura para testes de raiz unitária em dados de séries de tempo, mas só recentemente alguns procedimentos foram desenvolvidos para modelos de Dados em Painel. Conforme Maddala e Wu (1999), desde o artigo de Levin e Lin (1993), o uso de testes de raiz unitária em Dados em Painel tornou-se popular entre pesquisadores, sendo geralmente aceito que testes como o de Dickey-Fuller (DF) possuem baixo poder em distinguir a hipótese nula de raiz unitária da hipótese alternativa de estacionariedade. Assim, o uso dos testes de raiz

unitária para Dados em Painel é uma forma de aumentar o poder dos testes de raiz unitária, que têm como base uma única série de tempo. Conforme Hsiao (2002), dos Dados em Painel podem ser exploradas informações das seções cruzadas para fazer inferências sobre a estacionariedade, usando a distribuição normal ou t, considerando o teorema do limite central entre as unidades de seção cruzada.

Teste de Hadri

O teste de Hadri assume que existe um processo comum de raiz unitária, de forma que os parâmetros do modelo são comuns entre as unidades de seção cruzada. Hadri (2000) desenvolveu uma extensão do teste de raiz unitária para dados em painel com termos de erro independentes e identicamente distribuídos (i.i.d) entre as unidades i e sobre o tempo t . Esse teste permite acomodar o caso de termos de erros heterogêneos entre as unidades i . Os resíduos de uma regressão MQO de y_{it} sobre uma constante, ou uma constante e uma tendência, considerando um Multiplicador de Lagrange (LM) são usados como base para testar a hipótese nula da ausência de raiz unitária em qualquer das séries do painel. Os testes são aplicados a Dados em Painel com T grande e N moderado.

Considerando um modelo de regressão de Dados em Painel com uma constante e uma tendência, tem-se:

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \varepsilon_{it} \quad (1C)$$

Dados os resíduos $\hat{\varepsilon}$ da regressão, pode-se formar a estatística LM:

$$LM_1 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_0 \right) \quad (2C)$$

em que $S_i(t)$ é a soma cumulativa dos resíduos

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{it} \quad (3C)$$

e f_0 é a média dos estimadores individuais dos resíduos espectrais na frequência zero:

$$f_0 = \sum_{i=1}^N f_{i0} / N \quad (4C)$$

Uma forma alternativa da estatística LM permite a heterocedasticidade através de i :

$$LM_2 = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / f_{i0} \right) \quad (5C)$$

Hadri (2000) apresenta as seguintes estatísticas padronizadas para LM:

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\varsigma} \text{ converge em distribuição para } N(0,1) \quad (6C)$$

em que $\xi = 1/6$ e $\varsigma = 1/45$, se o modelo inclui somente constantes, e $\xi = 1/15$ e $\varsigma = 11/6300$, caso contrário. Hadri (2000) apresentou os valores tabelados da estatística z para $N = 15, 25, 50$ e 100 e $T = 10, 15, 25, 50$ e 100 .

Conforme Hadri (2000), esses testes podem ser aplicados a diversos modelos de Dados em Painel, desde que estes não tenham erros autocorrelacionados, bem como apresentam significativa distorção de tamanho na presença de autocorrelação quando não existe raiz unitária. Nesse caso, o teste tende a rejeitar a hipótese nula de estacionariedade.

Teste de Im, Pesaran e Shin (IPS)

Conforme Im et al. (2003), os testes de raiz unitária, como o proposto por Quah (1994), não acomodam a heterogeneidade entre os grupos analisados, como os efeitos específicos por indivíduo, e modelos com correlação serial dos resíduos. Nesse sentido, propuseram um teste LM que permite a heterogeneidade dos parâmetros e a correlação serial dos resíduos, podendo variar livremente através das unidades de seção cruzada. Esse teste tem como base a média da estatística de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), calculada para cada grupo no painel. Segundo Maddalla e Wu (1999), em vez de trabalhar com dados empilhados, são utilizados testes de raiz unitária separados para cada unidade de seção cruzada.

De acordo com Im et al. (2003), pode ser assim apresentada a regressão separada ADF para cada unidade analisada:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (7C)$$

As hipóteses são:

$$H_0 : \alpha_i = 0, \text{ para todo } i$$

$$H_1 : \begin{cases} \alpha_i < 0 & \text{para } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \alpha_i = 0 & \text{para } i = N + 1, N + 2, \dots, N \end{cases}$$

Após estimar as regressões separadas ADF, a média da estatística t para α_i é dada por:

$$\bar{t}_{NT} = \left(\sum_{i=1}^n t_{iT_i}(p_i) \right) / N \quad (8C)$$

em que t_{iT} representa a estatística t para os testes de raiz unitária, sendo i o número de unidades analisadas e T o número de observações.

No caso em que a ordem de defasagem é sempre zero ($p_i = 0$ para todo i), valores críticos simulados para \bar{t}_{NT} são fornecidos por Im et al. (2003) para diferentes números de unidades de seção cruzada N e tamanhos de séries de tempo T , bem como para equações de teste que contém intercepto, ou intercepto e tendência linear.

No caso geral em que ordem de defasagem na equação (7C) é diferente de zero, para algumas unidades de seção cruzada, IPS mostra que um \bar{t}_{NT} corretamente normalizado pode apresentar distribuição normal padronizada assintótica:

$$W_{i_{NT}} = \frac{\sqrt{N} \left(\bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(\bar{t}_{iT}(p_i)) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(\bar{t}_{iT}(p_i))}} \text{ converge em distribuição para } N(0,1) \quad (9C)$$

A expressão para a média e variância da regressão ADF, $E(\bar{t}_{iT}(p_i))$ e $Var(\bar{t}_{iT}(p_i))$, respectivamente, são fornecidas por IPS para vários valores de T e p .

A estatística de teste IPS requer a especificação do número de defasagens e a especificação do componente determinístico para cada unidade de seção cruzada na equação ADF. Podem ser incluídos somente constantes individuais ou termos constantes individuais e tendência.

Segundo Maddala e Wu (1999), o teste IPS tem implícita a suposição de que T é o mesmo para todas as unidades de seção cruzada e $E(\bar{t})$ e $Var(\bar{t})$ são os mesmos para todas as unidades. Assim, o teste IPS só pode ser usado nos casos em que o painel é balanceado.

Teste de Fisher

Conforme Maddala e Wu (1999), Fisher (1932) sugeriu um teste em que são combinados níveis de significância observados (p-valores) de testes de raiz unitária das seções cruzadas analisadas.

Considere π_i como o nível de significância de um teste de raiz unitária para uma unidade de seção cruzada i e a hipótese nula de que todas as N unidades de seção cruzada têm raiz unitária. Suponha que os níveis de significância π_i ($i=1,2,\dots,N$) são variáveis com distribuição uniforme independente $U(0,1)$ e $-2\log_e \pi_i$ tem uma distribuição χ^2 com dois graus de liberdade. Usando a propriedade aditiva, tem-se que $\lambda = -2\sum_{i=1}^N \log_e \pi_i$, com uma distribuição χ^2 como $2N$ graus de liberdade.

As vantagens desse teste é que ele não requer um painel balanceado como no caso do teste IPS, e pode ser realizado com qualquer teste de raiz unitária. Também pode utilizar diferentes tamanhos de defasagem nas regressões individuais, usando o teste ADF.

Na Tabela 1C estão apresentados os resultados desses testes para a amostra completa de cooperativas. As Tabelas 2C, 3C e 4C mostram os testes de raiz unitária, considerando as subamostras de cooperativas, para os dados organizados de forma balanceada e não balanceada.

Tabela 1C – Resultado do teste de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (IPS), Fischer e Hadri para todas as cooperativas agropecuárias do Paraná, no período de 1999 a 2007

Variável	Teste IPS ¹		Teste de Fischer ¹		Teste de Hadri ¹	
	Estatística t	P-valor	Estatística χ^2	P-valor	Estatística Z_τ	P-valor
Balancado não winsorized						
I_{it}/K_{it}	-2,50791	0,0061***	132,572	0,0000***	24,9497	0,0000***
Q_{it}	-7,34884	0,0000***	155,167	0,0000***	20,9838	0,0000***
FC_{it}/K_{it}	-4,32987	0,0000***	176,419	0,0000***	11,2276	0,0000***
E_{it}/K_{it}	-3,27939	0,0005***	141,080	0,0000***	10,1783	0,0000***
Balancado winsorized						
I_{it}/K_{it}	-2,68339	0,0036***	149,602	0,0000***	27,6684	0,0000***
Q_{it}	-4,69557	0,0000***	158,432	0,0000***	14,2806	0,0000***
FC_{it}/K_{it}	-4,33777	0,0000***	192,039	0,0000***	10,2372	0,0000***
E_{it}/K_{it}	-2,94027	0,0016***	144,215	0,0000***	22,8335	0,0000***
Não balancado						
I_{it}/K_{it}	-	-	229,471	0,0000***	8,65689	0,0000***
Q_{it}	-	-	144,325	0,0079***	10,2466	0,0000***
FC_{it}/K_{it}	-	-	197,676	0,0000***	8,60179	0,0000***
E_{it}/K_{it}	-	-	240,673	0,0000***	10,8580	0,0000***
	Hipótese H_0 : não estacionariedade		Hipótese H_0 : não estacionariedade		Hipótese H_0 : Todas as séries no painel são estacionárias	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significância estatística a 1%; ** significância estatística a 5%.

1 – modelo com termos de tendência e intercepto.

I – Investimento; Q - Fundamental; FC – Fluxo de Caixa; e END – Endividamento Total.

Tabela 2C – Resultado do teste de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (IPS), Fischer e Hadri das cooperativas agropecuárias do Paraná, para dados balanceados não *winsorized*, no período de 1999 a 2007

Variável	Teste IPS ¹		Teste de Fischer ¹		Teste de Hadri ¹	
	Estatística t	P-valor	Estatística χ^2	P-valor	Estatística Z_τ	P-valor
Cooperativa Pequena						
I_{it}/K_{it}	-2,2939	0,0109***	50,9233	0,0004***	18,0469	0,0000***
Q_{it}	-8,2172	0,0000***	68,2302	0,0000***	5,7569	0,0000***
FC_{it}/K_{it}	-1,4620	0,0719*	43,6502	0,0039***	5,3518	0,0000***
E_{it}/K_{it}	-1,3249	0,0926*	44,8434	0,0028***	5,6643	0,0000***
Cooperativa Grande						
I_{it}/K_{it}	-1,3420	0,0898*	75,2290	0,0042***	13,0175	0,0000***
Q_{it}	-2,6874	0,0036***	95,9891	0,0000***	13,4345	0,0000***
FC_{it}/K_{it}	-3,9077	0,0000***	121,364	0,0000***	13,7189	0,0000***
E_{it}/K_{it}	-2,4711	0,0067***	80,8414	0,0011***	21,9345	0,0000***
	Hipótese H_0 : não estacionariedade		Hipótese H_0 : não estacionariedade		Hipótese H_0 : Todas as séries no painel são estacionárias	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significância estatística a 1%; ** significância estatística a 5%.

1 – modelo com termos de tendência e intercepto.

I – Investimento; Q - Fundamental; FC – Fluxo de Caixa; e END – Endividamento Total.

Tabela 3C – Resultado do teste de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (IPS), Fischer e Hadri das cooperativas agropecuárias do Paraná, para dados balanceados *winsorized*, no período de 1999 a 2007

Variável	Teste IPS ¹		Teste de Fischer ¹		Teste de Hadri ¹	
	Estatística t	P-valor	Estatística χ^2	P-valor	Estatística Z_τ	P-valor
Cooperativa Pequena						
I _{it} /K _{it}	-2,5804	0,0049***	74,3729	0,0000***	23,8231	0,0000***
Q _{it}	-4,1574	0,0000***	66,8627	0,0003***	8,8261	0,0000***
FC _{it} /K _{it}	-2,0872	0,0184**	70,6750	0,0001***	6,3399	0,0000***
E _{it} /K _{it}	-1,6278	0,0518**	63,3732	0,0008***	14,6108	0,0000***
Cooperativa Grande						
I _{it} /K _{it}	-1,3420	0,0898*	75,2290	0,0042***	13,0175	0,0000***
Q _{it}	-2,6148	0,0045***	92,2482	0,0001***	12,7099	0,0000***
FC _{it} /K _{it}	-3,9077	0,0000***	121,364	0,0000***	13,7189	0,0000***
E _{it} /K _{it}	-2,4711	0,0067***	80,8414	0,0011***	21,9345	0,0000***
Hipótese H ₀ : não estacionariedade			Hipótese H ₀ : não estacionariedade		Hipótese H ₀ : Todas as séries no painel são estacionárias	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: *** significância estatística a 1%; ** significância estatística a 5%.

1 – modelo com termos de tendência e intercepto.

I – Investimento; Q - Fundamental; FC – Fluxo de Caixa; e END – Endividamento Total.

Tabela 4C – Resultado do teste de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (IPS), Fischer e Hadri das cooperativas agropecuárias do Paraná, para dados não balanceados, no período de 1999 a 2007

Variável	Teste IPS ¹		Teste de Fischer ¹		Teste de Hadri ¹	
	Estatística t	P-valor	Estatística χ^2	P-valor	Estatística Z_τ	P-valor
Cooperativa Pequena						
I _{it} /K _{it}	0,40070	0,6557	20,0206	0,5818	44,2014	0,0000***
Q _{it}	-5,28048	0,0000***	31,9392	0,0784*	23,0103	0,0000***
FC _{it} /K _{it}	-2,66964	0,0038***	52,7340	0,0002***	11,4223	0,0000***
E _{it} /K _{it}	-4,73758	0,0000***	51,0972	0,0004***	9,73254	0,0000***
Cooperativa Grande						
I _{it} /K _{it}	-1,47847	0,0696*	77,5727	0,0025***	16,1189	0,0000***
Q _{it}	-2,49438	0,0063***	73,3992	0,0063***	14,8245	0,0000***
FC _{it} /K _{it}	-4,09348	0,0000***	123,678	0,0000***	15,9588	0,0000***
E _{it} /K _{it}	-3,33869	0,0004***	98,2139	0,0000***	17,8264	0,0000***
Hipótese H ₀ : não estacionariedade			Hipótese H ₀ : não estacionariedade		Hipótese H ₀ : Todas as séries no painel são estacionárias	

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: *** significância estatística a 1%; ** significância estatística a 5%.

1 – modelo com termos de tendência e intercepto.

I – Investimento; Q - Fundamental; FC – Fluxo de Caixa; e END – Endividamento Total.