Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

**Modelos de séries temporais aplicados à análise prospectiva
de concessão de crédito bancário**

Kleber Giovelli Abitante

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba

2007

Kleber Giovelli Abitante
Bacharel em Administração

**Modelos de séries temporais aplicados à análise prospectiva
de concessão de crédito bancário**

Orientadora:

Prof^ª. Dra. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba

2007

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP

Abitante, Kleber Giovelli

Modelos de séries temporais aplicados à análise prospectiva de concessão de crédito bancário / Kleber Giovelli Abitante. - - Piracicaba, 2007.
251 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2007.
Bibliografia.

1. Análise de séries temporais 2. Crédito bancário 3. Integração vetorial 4. Previsão
(Análise de Séries Temporais) I. Título

CDD 332.1

“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo auxílio na superação das dificuldades ao longo do curso, permitindo que eu vencesse mais essa etapa na minha vida.

Aos professores do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP, pois ao proporcionarem conhecimentos para o aprimoramento dos alunos, estão contribuindo também para a melhoria da sociedade como um todo.

Um agradecimento especial à Prof^a. Dra. Mirian Rumenos Piedade Bacchi, pela orientação, sempre com clareza e paciência, na elaboração deste trabalho, principalmente na parte metodológica, sem a qual não seria possível a elaboração do mesmo.

Ao Prof. Dr. Roberto Arruda de Souza Lima e ao Prof. Dr. João Gomes Martines Filho, pelas lúcidas e pertinentes contribuições para o aprimoramento do trabalho.

Aos funcionários do LES, em especial à Maria Aparecida Maielli Travalini, pelas excelência na execução de suas atividades e na informação aos alunos.

Ao Banco do Brasil, pela confiança em minha capacidade e pelo suporte financeiro em quase todo o curso.

Por fim, agradeço a todos que participaram, de maneira direta ou indireta, na elaboração deste trabalho.

SUMÁRIO

SUMÁRIO.....	3
RESUMO	5
ABSTRACT	6
LISTA DE FIGURAS	7
LISTA DE TABELAS	9
1 INTRODUÇÃO.....	12
1.1 Objetivos.....	13
1.3 Organização do trabalho.....	14
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	15
2.1 Conceitos e definições relacionados ao crédito bancário	15
2.2 A dinâmica da firma bancária.....	19
2.2.1 Perspectiva Clássica	19
2.2.2 Perspectiva Neoclássica.....	20
2.2.2.1 Os modelos Neoclássicos da firma bancária	22
2.2.3 Perspectiva Pós-keynesiana.....	26
2.2.4 Motivações para existência de intermediários financeiros	27
2.2.5 Relacionamento entre concessor-tomador de empréstimos.....	31
2.2.6 Equilíbrio e racionamento no mercado de crédito.....	36
2.2.7 Relação entre os intermediários financeiros e ambiente macroeconômico.....	40
2.3 Estudos sobre o crédito bancário.....	45
3 CARACTERÍSTICAS DO SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO	55
3.1 Evolução histórica do sistema financeiro brasileiro	55
3.1.1 O Império e os primeiros anos da República.....	55
3.1.2 O período de guerras e a Depressão	57
3.1.3 O período de transição de 1945 a 1964	58
3.1.4 Das reformas de 1964 e 1965 até os dias atuais	59
3.2 Composição atual do sistema financeiro brasileiro	62
3.3 Panorama recente do sistema financeiro brasileiro e das operações de crédito bancário.....	68
3.3.1 O crédito rural no sistema financeiro brasileiro	73
4 METODOLOGIA.....	78

4.1 Tipo de pesquisa	78
4.2 Metodologia econométrica	78
4.2.1 Teste de raiz unitária.....	78
4.2.2 Identificação, estimação, verificação e previsão de um modelo univariado	81
4.2.3 Identificação, estimação, verificação e previsão de um modelo multivariado.....	89
4.2.4 Sequência de aplicação da metodologia econométrica.....	97
4.3 Variáveis utilizadas no trabalho	98
5 RESULTADOS	107
5.1 Modelo de previsão das concessões de crédito às pessoas jurídicas	107
5.2 Modelo de previsão das concessões de crédito às pessoas físicas.....	122
5.3 Modelo de previsão das concessões de crédito para financiamento de atividades rurais.....	138
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	155
REFERÊNCIAS	158
APÊNDICES	168

RESUMO

Modelos de séries temporais aplicados à análise prospectiva de concessão de crédito bancário

O presente trabalho teve por objetivo modelar as séries de concessão de crédito bancário às pessoas físicas, às pessoas jurídicas e para financiamento de atividades rurais, bem como realizar previsões a cerca dos comportamentos destas séries. A metodologia utilizada foi de Auto-Regressão Vetorial. A propriedade de co-integração entre as variáveis foi considerada no trabalho, sendo que foram estimados modelos de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro – VEC. Os resultados mostram que o produto, a taxa de juros cobrada nos empréstimos, as exportações e as vendas no varejo podem auxiliar na geração de previsões satisfatórias das concessões de crédito às pessoas jurídicas e às pessoas físicas. Para o modelo de previsão das concessões de crédito para financiamento de atividades rurais, utilizaram-se variáveis referentes à produção de fertilizantes, vendas de tratores e colheitadeiras, produção de leite e produção de carnes bovina, suínas e de aves, sendo que as previsões geradas pelo modelo apresentaram performance adequada, dada a dificuldade da modelagem.

Palavras-chave: Crédito bancário; Previsão; Séries temporais; Auto-Regressão Vetorial

ABSTRACT

Time series models applied to forecast analysis of banking credit concessions

The aim of this study was to model the series of banking credit concessions to individuals, to firms and for rural activities financing, and to generate forecasts about the behavior of that series. The methodology used was the Vector Auto-Regression. The property of co-integration among the variables was considered, and were estimated Vector Auto-Regression models with Error Correction – VEC. The results shows that the product, the lending interest rate, the exportation and the retail sales can to help on the generation of satisfactory forecast of the banking credit concessions to firms and to individuals. Regarding the forecast model of the banking credit concessions for rural activities financing, was used variables about the fertilizers production, sales of tractors and harvesters machines, milk production and the production of meat of cattle, pork and chicken, and the forecasts generated by the model showed suitable perform, considering the modeling difficult.

Keywords: Banking credit; Forecast; Time series; Vector Auto-Regression

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Equilíbrio na alocação de empréstimos financeiros	31
Figura 2 - Composição do sistema financeiro brasileiro	63
Figura 3 - Volume real mensal de concessões de crédito do sistema financeiro brasileiro com recursos livres no período de 01/2001 a 12/2005 (em R\$ milhões)	70
Figura 4 - Relação crédito/PIB no Brasil no período de 1988-2005 (em %)	71
Figura 5 - Média das taxas de juros prefixadas reais cobradas nas concessões de crédito bancário com recursos livres às pessoas físicas e jurídicas (em % ao ano)	72
Figura 6 - Razão crédito/PIB e taxa de juros real média cobrada nas operações de crédito bancário nos EUA, África do Sul, Coreia do Sul, Chile, Brasil, Colômbia e México (dados de 2005)	73
Figura 7 - Concessões de crédito rural reais no Brasil no período de 1969 a 2004 (em R\$ bilhões)	77
Figura 8 - Trajetória temporal das variáveis em nível utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas, no período de 01/2001 a 12/2005	104
Figura 9 - Trajetória temporal das variáveis em nível utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas, no período de 01/2001 a 12/2005	105
Figura 10 - Trajetória temporal das variáveis em nível utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais, no período de 07/2002 a 03/2006 ..	106
Figura 11 - Função de Autocorrelação (FAC) da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$	111
Figura 12 - Função de Autocorrelação Parcial (FACP) da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$	111
Figura 13 - Comparativo entre os valores realizados da série $\ln \text{CréditoPJ}_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelo A (valores em número-índice, base: 12/2005 = 100)	121
Figura 14 - Função de Autocorrelação (FAC) da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$	125
Figura 15 - Função de Autocorrelação Parcial (FACP) da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$	126

Figura 16 - Comparativo entre os valores realizados da série $\ln Cr\acute{e}ditoPF_t$ no perodo de 01/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelo H (valor em nmerondice, base 12/2005 = 100).....	137
Figura 17 - Funo de Autocorrelao da srie $\Delta^{12}(\Delta \ln Cr\acute{e}ditoRural)_t$	141
Figura 18 - Funo de Autocorrelao Parcial da srie $\Delta^{12}(\Delta \ln Cr\acute{e}ditoRural)_t$	141
Figura 19 - Comparativo entre os valores realizados da srie $\ln Cr\acute{e}ditoRural_t$ no perodo de 04/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelo M (valores em nmerondice, base: 03/2006 = 100)	153

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Identificação do processo ARMA a partir do comportamento da FAC e FACP	83
Tabela 2 - Resultados da primeira etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas.....	108
Tabela 3 - Resultados da segunda etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas.....	109
Tabela 4 - Resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas	110
Tabela 5 - Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$.	112
Tabela 6 - Resultados da estimação do modelo univariado para a série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$	113
Tabela 7 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoPJ}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Exportações}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{PIB}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPJ}_t$ com 3 lags.....	115
Tabela 8 - Resultados da estimação do Modelo A para concessão de crédito às pessoas jurídicas	117
Tabela 9 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\ln \text{CréditoPJ}_t$, $\ln \text{PIB}_t$, $\ln \text{Exportações}_t$, $\ln \text{Importações}_t$, $\ln \text{TaxaJurosPJ}_t$ e $\ln \text{BensCapital}_t$ com 2 lags	119
Tabela 10 - Valores realizados da série $\ln \text{CréditoPJ}_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e valores previstos pelo Modelo A para o mesmo período (valores em número-índice, base: 12/2005 = 100).....	122
Tabela 11 - Resultados da primeira etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas.....	123
Tabela 12 - Resultados da segunda etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas.....	124
Tabela 13 - Resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas	125
Tabela 14 - Valores AIC e SBC para diferentes modelos univariados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$	127

Tabela 15 - Resultados da estimação de um modelo univariado para a série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$	128
Tabela 16 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{PIB}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_t$ com 6 lags	129
Tabela 17 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{PIB}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_t$ com 4 lags	131
Tabela 18 - Resultados da estimação do Modelo H para concessão de crédito às pessoas físicas	133
Tabela 19 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\ln \text{CréditoPF}_t$, $\ln \text{PIB}_t$, $\ln \text{TaxaJurosPF}_t$ e $\ln \text{VendasVarejo}_t$ com 3 lags	134
Tabela 20 - Valores realizados da série $\ln \text{CréditoPF}_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e valores previstos pelo Modelo H para o mesmo período (valores em número-índice, base: 12/2005 = 100)	137
Tabela 21 - Resultados da primeira etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais	138
Tabela 22 - Resultados da segunda etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais	139
Tabela 23 - Resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais	140
Tabela 24 - Valores AIC e SBC para diferentes modelos univariados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$	142
Tabela 25 - Resultados da estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$	143
Tabela 26 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Leite}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{Aves}_t$ com 4 lags	145
Tabela 27 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Leite}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Aves}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{BovinosSuínos}_t$ com 2 lags	147

Tabela 28 - Resultados da estimação do Modelo M para concessão de crédito às atividade rurais	148
Tabela 29 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\ln Cr\acute{e}ditoRural_t$, $\ln M\acute{a}qAgr\acute{ic}olas_t$, $\ln Leite_t$, $\ln Aves_t$, $\ln Fertilizantes_t$ e $\ln BovinosSu\acute{í}nos_t$ com 3 lags ..	151
Tabela 30 - Valores realizados da s\erie $\ln Cr\acute{e}ditoRural_t$ no per\iodo de 04/2006 a 09/2006 e valores previstos pelo Modelo M para o mesmo per\iodo (valores em n\umero-\xedice, base: 03/2006 = 100)	154

1 INTRODUÇÃO

A década de 1990 e os primeiros anos do século XXI representaram períodos de mudanças importantes no mercado de crédito bancário no Brasil. O setor privado incrementou sua participação no saldo de empréstimos e financiamentos bancários, passando de cerca de 70,0% no período de 1989 a 1992, para 97,0% em 2005. Em compensação, o setor público (governos federal, estaduais, municipais e suas empresas) passou a absorver menos crédito. Houveram alterações também dentro dos segmentos do setor privado. O setor produtivo (agricultura, pecuária, indústria e habitação) apresentou queda em sua participação no crédito bancário total da economia, a qual passou de cerca de 55,0% em 1989, para aproximadamente 38,0% em 2005. O setor de serviços teve uma elevação em sua absorção de recursos, pois em 1989, este setor era responsável por 15,0% do saldo total de crédito na economia brasileira. Em 2005, este percentual foi de 27,0%. Por fim, as pessoas físicas tiveram o maior aumento no montante total de crédito da economia brasileira, passando de 2,0%, no período de 1989 a 1994, para 15% no período de 1994-1999, vindo a atingir cerca de 36% em 2005. Estas concessões de crédito para consumo se encontravam reprimidas por quase duas décadas de alta inflação, a qual causava grande incerteza quanto ao comportamento do nível de preços da economia. A criação do empréstimo consignado, em 2003, contribui de maneira para o aumento da participação das concessões de crédito às pessoas físicas (CERQUEIRA, 1998; SOARES, 2001; BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN, 2006d).

Diante da exposição acima, pode-se constatar que houve um aumento na importância da atividade de intermediação de recursos ao setor privado da economia brasileira, sendo que o funcionamento deste mercado depende da identificação, por parte dos órgãos regulatórios e das instituições financeiras, da predição do comportamento que os agentes econômicos terão em se tratando da utilização de crédito bancário.

O governo, através do Banco Central do Brasil - BACEN e do Conselho Monetário Nacional - CMN, atua de forma decisiva no funcionamento do mercado de crédito através da formulação de políticas creditícias, como por exemplo, o controle da oferta de crédito por meio da retenção de parte dos depósitos à vista e o repasse de recursos aos bancos públicos para financiamento de atividades e/ou setores específicos. A realização de análises prospectivas por parte do governo sobre o comportamento da concessão de crédito bancário mostra-se de vital importância como subsídio na definição de normas e regulamentos a cerca deste mercado.

A atividade de intermediação de recursos realizada pelas instituições financeiras possui um papel importante na economia, na medida em que facilita o repasse de recursos oriundos de agentes superavitários para agentes deficitários, os quais não teriam capacidade de produzir ou adquirir bens e serviços sem recorrer a empréstimos ou financiamentos. Contudo, a correta alocação de recursos entre os diversos produtos disponibilizados pelas instituições financeiras depende de previsões a cerca do volume de concessões de crédito que serão realizadas por estas instituições. A subestimação destes valores pode ocasionar a exclusão de indivíduos e/ou firmas do processo de obtenção de crédito. No caso oposto, de superestimação do volume de concessões, tem-se recursos não utilizados e que não estão sendo remunerados, podendo fazer com que as instituições tenham dificuldade em honrar seus passivos.

Na literatura se verifica a existência de alguns trabalhos que salientam a influência positiva dos intermediários financeiros (e, conseqüentemente, do crédito) na economia, como por exemplo, Gurley e Shaw (1955), Fama (1985), Williamson (1987) e Greenwood e Jovanovic (1990). Apesar disso, há uma escassez de estudos sobre o comportamento da concessão de crédito bancário em relação às demais variáveis da economia.

1.1 Objetivos

O objetivo principal deste estudo consiste em modelar as concessões de crédito bancário às pessoas físicas, às pessoas jurídicas e para financiamento de atividades rurais, bem como realizar previsões a cerca dos comportamentos dessas séries.

Os objetivos específicos são:

- a) Apresentar os principais aspectos das teorias sobre intermediação financeira;
- b) Realizar revisão da literatura sobre a concessão de crédito bancário, com o intuito de identificar possíveis variáveis que possam ser utilizadas neste trabalho;
- c) Apresentar a evolução e situação atual do sistema financeiro nacional e das operações de crédito contratadas no âmbito do mesmo;
- d) Estimar modelos econométricos para previsão das séries de concessões de crédito às pessoas físicas, às pessoas jurídicas e para financiamento de atividades rurais;
- e) Verificar a capacidade preditiva dos modelos estimados e discutir suas limitações.

1.3 Organização do trabalho

O presente trabalho possui, além desta introdução, outros cinco capítulos. O capítulo 2 contém uma revisão bibliográfica a cerca dos seguintes temas: descrição das principais operações de crédito bancário do sistema financeiro nacional, o funcionamento da firma bancária, alguns tópicos relacionados ao crédito bancário (relacionamento entre concessor e tomador de empréstimos, o equilíbrio e racionamento no mercado de crédito e a relação entre o mercado de crédito e o ambiente macroeconômico) e, por fim, trabalhos que utilizaram metodologias econométricas para estudar o crédito bancário.

O capítulo 3 descreve, resumidamente, a evolução do sistema financeiro nacional, e apresenta um panorama recente do mercado de crédito bancário.

No capítulo 4 é descrita o tipo de pesquisa e a metodologia econométrica de séries temporais utilizada no trabalho. No final deste capítulo é apresentado um resumo da sequência lógica de utilização dos modelos e métodos econométricos descritos.

Os resultados e discussões são apresentados no capítulo 5. Os modelos estimados e a performance de previsão dos mesmos também são discutidos neste capítulo.

Finalmente, o capítulo 6 conclui o estudo, apresentando os principais resultados obtidos e as considerações finais sobre o objetivo proposto. Além disso, neste capítulo são descritas as limitações do trabalho e sugestões de pesquisas futuras.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Neste capítulo, é apresentada uma breve revisão bibliográfica sobre assuntos que contribuem para o entendimento do crédito bancário e do funcionamento das instituições financeiras, sendo que o mesmo encontra-se dividido em três seções. Na seção 2.1 são definidas as principais operações de crédito contratadas no sistema financeiro nacional. Na seção 2.2 são apresentadas algumas correntes teóricas que explicam o funcionamento da firma bancária, juntamente com as motivações para existência de intermediários financeiros e alguns trabalhos que estudaram temas relacionados ao crédito bancário, como o relacionamento entre concessor e tomador de empréstimos, o equilíbrio e racionamento no mercado de crédito e a relação entre a atividade de intermediação financeira e o ambiente macroeconômico. Por fim, na seção 2.3 são discutidos alguns trabalhos que estudaram a concessão de crédito bancário através de metodologias econométricas.

2.1 Conceitos e definições relacionados ao crédito bancário

As operações de crédito, realizadas pelas instituições financeiras, podem ser conceituadas como as que envolvem o risco de inadimplência de obrigações contratuais assumidas por clientes. As operações de crédito podem se constituir em um risco direto para a instituição, quando o contrato é firmado diretamente entre ela e seu cliente, como nos empréstimos e financiamentos, ou um risco contingente, nos casos em que a instituição concede garantia em obrigações que seu cliente assumiu perante terceiros e na intermediação de operações de *swaps* (ORTOLANI, 2000).

Os contratos, como os títulos de crédito, são utilizados para formalizar as operações de crédito, assim como instrumentos próprios são utilizados para formalizar suas respectivas garantias. Em linhas gerais, a estrutura básica de um contrato que representa a operação de crédito incluirá: *i*) preâmbulo (qualificação das partes envolvidas); *ii*) objeto (o empréstimo ou financiamento); *iii*) cláusulas negociais; *iv*) forma de pagamento; *v*) garantias; *vi*) mora e suas consequências; *vii*) vencimento antecipado; *viii*) fiscalização (facultada ao credor); *ix*) *covenants* (cláusulas contratuais implicando certa ingerência do credor na empresa tomadora de recursos); *x*) rito (procedimento judicial escolhido pelas partes para dirimir, em juízo, dúvidas e cumprimento do contrato); *xi*) foro (local onde deve ser discutido o contrato), e; *xii*) anexos (podem ser notas

promissórias, letras de câmbio ou instrumentos de formalização de garantias) (ORTOLANI, 2000).

As operações de crédito podem ser classificadas, de acordo com a origem dos recursos, em (BACEN, 2006d; ORTOLANI, 2000):

- a) Operações de crédito com recursos direcionados: operações realizadas com taxas ou recursos pré-estabelecidos em normas governamentais, destinadas, basicamente, aos setores rural, habitacional e de infra-estrutura;
- b) Operações de crédito com recursos livres: formalizadas com taxas de juros livremente pactuadas entre os mutuários e as instituições financeiras. Excluem-se as operações de repasses do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social - BNDES ou quaisquer outras lastreadas em recursos compulsórios ou governamentais. As principais modalidades desta categoria são (FORTUNA, 1999; BACEN, 2006d):
 - *Hot money*: trata-se de um empréstimo de curto prazo, no máximo de 29 dias. Para os clientes tradicionais neste tipo de operação, como forma de simplificar os procedimentos operacionais, cria-se um contrato fixo de *hot money*, sendo estabelecidas as regras de empréstimo e permitindo a liberação dos recursos ao cliente a partir de um telefonema ou fax, sendo que a operação é garantida por uma nota promissória anteriormente assinada, evitando-se o fluxo de papéis para cada operação;
 - Capital de giro: são as operações tradicionais de empréstimo vinculadas a um contrato específico que estabeleça prazo, taxas, valores e garantias necessárias e que atendem às necessidades de capital de giro das empresas. O plano de amortização é estabelecido de acordo com os interesses e necessidades das partes e, normalmente, envolve prazo de até 180 dias. Geralmente essas operações são garantidas por duplicatas, quando as taxas de juros são mais baixas;
 - Conta garantida: uma conta de crédito é aberta com um valor-limite, que normalmente é movimentada diretamente pelos cheques emitidos pelo cliente, desde que não haja saldo disponível na conta corrente de movimentação. À medida que, nessa última, existam valores disponíveis, estes são transferidos de volta, para cobrir o saldo devedor da conta garantida. Algumas contas garantidas têm caráter apenas de conta devedora, funcionando separadas da conta corrente e, normalmente, exigem do cliente o aviso com antecedência dos valores a serem sacados;

- Desconto de títulos (notas promissórias e duplicatas): é o adiantamento de recursos aos clientes, feito pelo banco, sobre valores referenciados em duplicatas de cobrança ou notas promissórias, de forma a antecipar o fluxo de caixa do cliente. O cliente transfere o risco do recebimento de suas vendas a prazo ao banco, e garante o recebimento imediato dos recursos, que, teoricamente, só estariam disponíveis no futuro;
- *Vendor*: é uma operação de financiamento de vendas baseada no princípio da cessão de crédito, que permite a uma empresa vender seu produto a prazo e receber o pagamento à vista. A operação de *Vendor* supõe que a empresa compradora seja cliente tradicional da vendedora, tendo em vista que será esta que assumirá o risco do negócio junto ao banco. A empresa vendedora transfere seu crédito ao banco e este, em troca de uma taxa de intermediação, paga o vendedor à vista e financia o comprador;
- Aquisição de bens: operações tradicionais de financiamento destinadas às pessoas físicas e jurídicas, nas quais a concessão do crédito está vinculada à aquisição de determinado bem, que quase sempre constitui a garantia da operação;
- Financiamento imobiliário: operações não vinculadas ao Sistema Financeiro de Habitação e destinadas a financiar aquisição, construção ou reforma de imóveis;
- Adiantamento sobre contratos de câmbio: consiste na antecipação parcial ou total dos reais equivalentes à quantia em moeda estrangeira comprada a termo desses exportadores pelo banco. O objetivo desta modalidade de financiamento é proporcionar recursos antecipados ao exportador, que podem ser utilizados no processo de produção e comercialização da mercadoria a ser exportada;
- *Export notes*: representam contratos de cessão de crédito de exportação, nos quais o exportador cede ao tomador (empresa ou banco), por meio de um título, os direitos creditícios de uma operação a ser realizada no futuro, obtendo dessa forma recursos para financiar a produção das mercadorias a serem exportadas. Diferencia-se das operações de ACC por não apresentar prazo para embarque da mercadoria;
- Repasses de recursos externos: transferência, para empresas localizadas no país, de recursos captados no exterior por instituição financeira;
- Cheque Especial: crédito vinculado à conta bancária de pessoas físicas, sendo que determinado limite de recursos é disponibilizado para utilização de acordo com a

conveniência do cliente. O saldo existente na conta bancária é automaticamente utilizado para abater o saldo devedor porventura existente no cheque especial;

- Crédito pessoal: operações tradicionais de empréstimo às pessoas físicas, nas quais a concessão do crédito não está vinculada à aquisição específica de um bem ou serviço;
- Cartão de crédito: o usuário do cartão de crédito têm acesso aos seguintes serviços (BRASIL, 2004): *i*) intermediação de pagamentos à vista entre consumidor e empresa pertencente a uma rede credenciada; *ii*) intermediação financeira (crédito) para quitar obrigação contraída através do cartão de crédito junto à empresa pertencente a uma rede credenciada; *iii*) intermediação financeira (crédito) para quitar inadimplemento por parte do usuário de obrigações contraídas junto à empresa pertencente a uma rede credenciada, e; *iv*) intermediação financeira (crédito) para empréstimos em dinheiro direto ao consumidor, disponibilizado através de operação de saque;
- Outras operações de crédito: operações registradas nas contas do ativo das instituições financeiras como operações de crédito e que não sejam passíveis de classificação nas demais modalidades, conforme estabelecido pela Circular 2.957/1999.

O crédito destinado ao financiamento de atividades rurais (crédito rural) possui um grande número de linhas de crédito, tanto com recursos livres quanto com recursos direcionados, e que variam também em segundo a região geográfica do país. Porém, todas as linhas de crédito rural podem ser enquadradas, segundo suas finalidades, em três categorias (BANCO DO BRASIL, 2004; BACEN, 2006):

- Custeio: quando atende às despesas normais do ciclo produtivo. O custeio classifica-se como: a) custeio agrícola, para financiamento de lavouras periódicas, da entressafra de lavouras permanentes ou da extração de produtos vegetais espontâneos ou cultivados, incluindo o beneficiamento primário da produção obtida e seu armazenamento no imóvel rural ou em cooperativa; b) custeio pecuário, para pagamento das despesas normais de exploração pecuária, e; c) custeio de beneficiamento ou industrialização de produtos agropecuários.
- Investimento: trata-se do crédito rural destinado a aquisição de bens e serviços que propiciem aumento da produtividade e da renda do produtor rural, sendo que os itens financiados geram benefícios por mais de um ciclo de produção, e;

- Comercialização: tem o objetivo de assegurar, ao produtor rural ou a suas cooperativas, os recursos necessários à comercialização de seus produtos no mercado.

2.2 A dinâmica da firma bancária

Nesta seção, tem-se o objetivo de realizar uma revisão bibliográfica de alguns tópicos que foram objeto de estudo em relação à firma bancária e que possuem, em maior ou menor relevância, ligação com o tema “crédito bancário”. Para tanto, a seção encontra-se dividida em seis tópicos. Nos tópicos 2.2.1 a 2.2.3 são descritas as três diferentes correntes teóricas que procuram explicar a dinâmica de funcionamento da firma bancária, as quais são denominadas na literatura de perspectivas Clássica, Neoclássica e Pós-keynesiana. O tópico 2.2.4 contém as principais motivações levantadas por diferentes pesquisadores para a existência da firma bancária e da intermediação financeira como um todo. No tópico 2.2.5 são apresentados estudos realizados sobre o relacionamento entre tomador e concesso de empréstimos, abordando tópicos como teoria dos contratos incompletos e seleção adversa de projetos. Por fim, o tópico 2.2.6 aborda a análise de equilíbrio e eventual racionamento existente no mercado de crédito.

2.2.1 Perspectiva Clássica

As unidades de consumo final podem ser divididas em três grupos: *i*) unidades com orçamento equilibrado, as quais mantêm seus gastos em consumo, investimento ou bens e serviços do governo exatamente em igualdade com sua renda; *ii*) unidades com orçamento superavitário, as quais têm um excesso de renda em relação aos seus gastos em bens e serviços, poupando o excedente e, desta forma, são ofertantes de fundos emprestáveis, e; *iii*) unidades com orçamento deficitário, cujos gastos em bens e serviços excedem seu orçamento, demandando, assim, fundos emprestáveis.

Os gastos e investimentos destas unidades podem ser financiados de três formas: auto financiamento, financiamento direto e financiamento indireto. O auto financiamento ocorre quando a unidade financia seu consumo por meio da própria renda ou da poupança acumulada anteriormente. O financiamento direto diz respeito à modalidade onde a unidade deficitária adquire empréstimo diretamente de uma unidade superavitária. Finalmente, o financiamento indireto ocorre quando a unidade deficitária financia seus gastos e investimentos adquirindo

empréstimos de um intermediário financeiro (como um banco comercial, por exemplo) (GURLEY; SHAW, 1955).

Diante das considerações acima, os bancos têm como papel, primeiro, obter empréstimos de unidades superavitárias e conceder, em troca, segurança indireta. Esta segurança indireta refere-se à moeda corrente e aos depósitos que as unidades de dispêndio preferem possuir ao invés de deterem toda sua riqueza em ativos reais. Em segundo lugar, os bancos têm como papel transmitir os fundos obtidos por meio de empréstimos para unidades deficitárias, recebendo em troca garantias diretas para seu portfólio (GURLEY; SHAW, 1955).

A perspectiva Clássica considerava também a neutralidade das instituições financeiras, afirmando que o papel dos bancos é de apenas oferecer serviços de pagamento, sendo a atividade bancária passiva na formação de preços e das variáveis reais da economia (PAULA, 1999).

2.2.2 Perspectiva Neoclássica

A visão Neoclássica da firma bancária pode ser dividida na visão “velha” e na visão “nova”. No primeiro caso, os bancos são vistos como criadores sucessivos e sistemáticos de moeda bancária, sendo que, para a criação de moeda, basta uma assinatura do gerente do banco em um instrumento de concessão de crédito, sendo que este montante de crédito concedido será novamente depositado no banco, gerando novos empréstimos e, assim, sucessivamente (TOBIN, 1963).

Já na visão “nova” da dinâmica bancária, o uso que o banco faz de suas reservas é uma variável econômica que depende das oportunidades de empréstimo e da taxa de juros. Os intermediários financeiros (incluindo bancos comerciais) têm como função fundamental satisfazer as preferências do portfólio de dois tipos de indivíduos ou firmas: de um lado, os agentes econômicos, limitados pela própria riqueza líquida e, do outro lado, estão os concessores de empréstimos, que desejam manter parte de toda a sua riqueza líquida em ativos de valor financeiro estável e reduzido risco de inadimplência. Se os custos para obter as reservas financeiras, sob a forma de depósitos em geral, for menor que a taxa de juros disponível para empréstimos, o banco deve alocar mais recursos para emprestar aos agentes, podendo inclusive solicitar empréstimo ao banco central, caso o custo seja atraente. Do contrário, o banco irá evitar destinar reservas para empréstimo. Desta forma, a proporção dos depósitos e ativos detidos pelos bancos dependerá das preferências do depositante (em casos de instabilidade econômica, os depositantes podem desejar

converte seus depósitos em moeda corrente, diminuindo a capacidade de empréstimo dos bancos) e das oportunidades de empréstimo e investimento disponíveis para os bancos (TOBIN, 1963).

Diversos modelos foram desenvolvidos com base na nova visão da firma bancária. Um dos trabalhos precursores foi elaborado por Klein (1971). Segundo este autor, os bancos, como demandantes de depósitos à vista, são os administradores do mecanismo de pagamentos do país. Desse modo, duas constatações podem ser feitas. Primeiro, recursos escassos são utilizados na provisão destes serviços de pagamento e, portanto, há um custo social para a utilização do mecanismo de pagamentos. Segundo, os bancos devem determinar o preço mínimo necessário para induzir a promoção deste serviço. Com base nessas informações, o autor elabora um modelo no qual o banco define três variáveis: *i*) o montante de fundos alocado para empréstimos, cujo valor escolhido é aquele onde o retorno marginal dos empréstimos é igual ao retorno esperado médio (e marginal) dos títulos do governo; *ii*) o montante de dinheiro na forma de papel-moeda, o qual é determinado pela igualdade entre retorno marginal (implícito) e retorno dos títulos do governo, considerando também eventuais penalidades decorrentes da impossibilidade de honrar as demandas de saque por parte dos correntistas, e; *iii*) taxa de juros que o banco pagará aos depositantes, a qual depende da demanda por depósitos no banco e da taxa de retorno esperada dos depósitos do governo.

Em outro trabalho, Tobin (1982) desenvolveu um modelo simplificado de escolha do portfólio por parte de um banco comercial, o qual tem por objetivo a maximização do lucro. Segundo aquele autor, os ativos de um banco comercial devem ser divididos em duas categorias: *i*) empréstimos e investimentos, que são ativos ilíquidos ou de valor imprevisível, e que podem estar disponíveis (para suprir eventuais saques dos correntistas) apenas com algum risco de perda de valor, e; *ii*) ativos de defesa, os quais são, em contraste, ativos de alta liquidez e o banco sabe que eles podem ser vendidos, ou repassados por meio de empréstimo, sem perda de valor ou demora. Uma parte destes ativos de defesa está sujeita às reservas obrigatórias, impostas pela autoridade regulatória do setor. O valor dos ativos de defesa que excede as reservas obrigatórias é chamado de Posição Defensiva. Desta forma, a identidade básica da firma bancária é:

$$\text{Depósitos} + \text{Capital subscrito pelos acionistas} = \text{Reservas requeridas} + \text{Posição Defensiva} + \text{Empréstimos e Investimentos}.$$

O modelo de equilíbrio completo procura determinar o nível ótimo de empréstimos e de Posição Defensiva, utilizando, para tanto, o custo marginal dos fundos disponíveis para o banco, o

custo marginal de uma unidade monetária esperada de depósito e o custo de oportunidade marginal de emprestar os fundos do banco (medido pelo retorno da Posição Defensiva).

2.2.2.1 Os modelos Neoclássicos da firma bancária

Na visão neoclássica, a firma bancária tenta maximizar uma função objetivo em termos de riqueza. Para tanto, são consideradas variáveis de quantidade e preço, sendo que a extensão do modelo depende do ambiente considerado e do grau de regulação. De fato, restrições regulatórias devem diminuir o conjunto de oportunidade dos ativos e passivos, ou aumentar o domínio da solução para uma ou mais variáveis endógenas. A forma geral do problema pode ser especificado como (o símbolo $\sim$ sobre as variáveis indica que os valores das mesmas são estocásticos) (SANTOMERO, 1984):

$$\max_{E(\tilde{W}_{t+\tau})} E[V(\tilde{W}_{t+\tau})] \quad (1)$$

sujeito a

$$\tilde{W}_{t+\tau} = W_t (1 + \tilde{\Pi}_{t+1})(1 + \tilde{\Pi}_{t+2}) \dots (1 + \tilde{\Pi}_{t+\tau}) \quad (2)$$

$$\tilde{\Pi}_{t+k} = \frac{\sum_i \tilde{r}_{A_i} A_i - \sum_j \tilde{r}_{D_j} D_j - C(A_i, D_j)}{W_{t+k-1}} = \frac{\tilde{\pi}_{t+k}}{W_{t+k-1}} \quad (3)$$

onde

$V(\bullet)$ = função objetivo, onde $\partial V / \partial W_{t+\tau} > 0$ e $\partial^2 V / \partial W_{t+\tau}^2 \leq 0$;

$(\tilde{W}_{t+\tau})$ = valor da riqueza final no horizonte de tempo τ ;

$\tilde{\Pi}_{t+k}$ = lucro estocástico por unidade de capital durante o período $t + k$, onde

$$0 \leq k \leq \tau;$$

$\tilde{r}_{A_i}$ = taxa de retorno estocástica do ativo i ;

A_i = ativo i , em unidades monetárias, onde $0 \leq i \leq n$;

$\tilde{r}_{D_j}$ = taxa de custo estocástica do depósito j ;

D_j = depósito j , em unidades monetárias, onde $1 \leq j \leq m$;

$C(\bullet)$ = função de custo das operações, onde $\partial C / \partial A_i \geq 0 \quad \forall i$ e $\partial C / \partial D_j \geq 0 \quad \forall j$.

n (número de ativos da firma bancária), k e τ são números inteiros quaisquer, maiores ou iguais a zero;

m (número de depósitos de responsabilidade da firma bancária) é um número inteiro qualquer, maior que zero.

A eq. (1) representa a função objetivo de lucro do banco, cuja esperança é maximizada. A primeira derivada é positiva, indicando que mais riqueza no final do período é preferível em relação a menos riqueza. A derivada segunda negativa indica que a riqueza marginal do banco é decrescente, podendo atingir um ponto de máximo lucro.

A eq. (2) pode ser definida como um problema de apreciação de multiperíodo. Frequentemente assume-se independência entre períodos como forma de fazer a análise da maximização para um período individual.

Por fim, a eq. (3) define o lucro unitário do capital investido pelos proprietários da firma ou seus gestores. Neste caso, o processo de otimização envolve a escolha dos componentes da alavancagem e do portfólio da firma. Cumpre-se que n e m podem ter valores distintos em cada período de tempo $(t+k)$, garantindo que o número de ativos e de depósitos varie com o tempo. O fato de $n \geq 0$ faz com que o banco possa não ter nenhum ativo, o que significa que $\sum_i \tilde{r}_A A_i = 0$. Por outro lado, a definição de $m \geq 1$ indica que o banco deve possuir pelo menos um depósito (no mínimo, o aporte de capital inicial para o funcionamento da firma).

Como a determinação dos valores das variáveis existentes na função objetivo representada pela eq. (1), bem como nas equações de restrição (2) e (3), são cruciais para o processo de maximização, foram desenvolvidos modelos objetivando apurar os valores de tais variáveis. Esses modelos podem ser divididos em: modelos de alocação de ativo, modelos de escolha de passivo e modelos completos da firma bancária ou modelos dos dois lados do balanço (SANTOMERO, 1984; PAULA, 1999).

Os modelos de alocação de ativo tratam da alocação ótima dos fundos entre diferentes ativos, considerando que a estrutura do passivo é determinada de maneira exógena. De maneira geral, estes modelos podem ser divididos em dois tipos:

- i. Modelos de gestão das reserva, os quais consideram o problema da quantidade ótima de ativos líquidos (reservas) e de ativos lucrativos (empréstimos) a serem mantidos por um banco que está sujeito a perdas estocásticas de reserva e incerteza em relação ao nível de

depósitos. O modelo básico da gestão de reservas pode ser estabelecido da seguinte forma: considere um banco que tem dois ativos: reservas que não geram lucros, R , e ativos lucrativos, A , os quais têm uma taxa média de retorno igual a $\bar{r}_A$. Os depósitos, a procura por obter crédito bancário e amortizações de empréstimos são todos sujeitos a oscilações aleatórias sem notificação prévia ao banco. Os saques líquidos dos bancos são definidos como X , com a função de densidade $f(X)$. Se os saques líquidos excedem as reservas, isto é, $X > R$, o banco deve sofrer uma taxa de custo proporcional, c , para obter fundos adicionais. Portanto, o banco, desejando maximizar o lucro esperado de seu balanço de depósitos, deve maximizar (em relação a $\tilde{r}_A$) a seguinte função:

$$\tilde{\pi} = \bar{r}_A(D - R) - \int_R^\infty c(X - R)f(X)dX \quad (4)$$

onde $\tilde{\pi}$ representa o lucro estocástico do banco, e os empréstimos são iguais a depósitos (D) menos reservas (R), para simplicidade da exposição. As condições de primeira-ordem deste problema resultam em uma quantidade de reserva que satisfaz a condição

$$\bar{r}_A = c \int_R^\infty f(X)dX \quad (5)$$

isto é, o custo de oportunidade das reservas ($\bar{r}_A$) deve ser igual ao custo esperado pelo banco, diante da possibilidade de que os saques líquidos excedam as reservas. Apesar de alguns trabalhos adicionarem outras variáveis, esta é a condição essencial que deve ser encontrada em modelos de gestão de reservas.

- ii. Modelos de escolha do portfólio de alocação entre ativos de risco, que tratam da alocação considerando risco e retorno. Geralmente estes modelos aparecem de duas formas na literatura. Uma primeira abordagem trata o banco como possuindo algum grau de controle monopolístico sobre os preços de seus empréstimos. Este grupo de trabalhos procura obter o volume ótimo de ativos e/ou empréstimos a partir da maximização do lucro esperado da firma. Em quase todos os caso, a função objetivo é linear no lucro e frequentemente não são consideradas incertezas. Para formalizar, esta classe de modelos é resultado do seguinte processo de maximização:

$$\max_{A_i, D_j} \pi = \sum_i r_{A_i} A_i - \sum_j r_{D_j} D_j \quad (6)$$

onde: $\frac{\partial r_{A_i}}{\partial A_i} < 0 \quad \forall i$, $\frac{\partial r_{D_j}}{\partial D_j} > 0 \quad \forall j \neq m$, $\frac{\partial r_{D_m}}{\partial D_m} = 0$ e r_{D_m} é a taxa de custo do depósito m .

Convém salientar que m refere-se ao m -ésimo depósito existente no banco, conforme definição da eq. (3). A crítica que se faz a esta formulação do comportamento do banco refere-se ao fato de que a mesma não considera custos operacionais na análise e de que diferenças muito pequenas entre ativos ou depósitos são indistinguíveis. A outra abordagem considera que o mercado de ativos é perfeitamente competitivo e o banco deve selecionar, por meio de critérios de risco e retorno, quantidades apropriadas de empréstimos de várias características. Essa abordagem pode ser formulada da seguinte forma padrão: o investidor, ou gestor, é visto como maximizando uma função côncava do lucro no fim do período, com uma função quadrática ou exponencial frequentemente usada para representar as ordens de preferência da firma. Os trabalhos que utilizaram essa abordagem procuraram definir as características do conjunto atingível de ativos e/ou passivos da firma. Então, a escolha de ativos é restrita à fronteira eficiente, onde retorno adicional é atingido somente ao custo do aumento da variância (risco). Desta forma, o banco seleciona um ponto da fronteira eficiente onde a taxa marginal de substituição da função objetivo entre risco e retorno é igualada com o conjunto de oportunidades do mercado (SANTOMERO, 1984; BALTENSBERGER, 1980).

Os modelos de escolha do passivo buscam estabelecer o passivo ótimo para uma dada estrutura ativa. Estes modelos tomam dois caminhos separados. Para depósitos, a modelagem assemelha-se à estrutura de um modelo monopolístico simples delineado para o lado dos ativos. Para questões relacionadas a capital e à alavancagem, a literatura utiliza técnicas mais sofisticadas, incluindo considerações a respeito de falência e modelos da teoria financeira corporativa. As duas principais classes de modelos de escolha do passivo são:

- i. Modelos de determinação da estrutura de depósitos: um dos trabalhos precursores a cerca de depósitos foi apresentado por Klein (1971). Neste modelo, considera-se que uma quantidade ilimitada de fundos pode ser obtida pelas instituições financeiras, pois as mesmas possuem algum controle monopolístico sobre o mercado de depósitos. Denotando-se o número de depósitos por n , os custos por transação de depósito por p e as tarifas de serviços cobradas também por transação de depósito por s , a função lucro pode ser escrita de maneira mais geral como

$$\pi = \sum_i r_{A_i} A_i - \sum_j r_{D_j} D_j - \sum_j [(p_j - s_j) n_j (D_j)] \quad (7)$$

O banco deve agora considerar o retorno sobre os depósitos, o custo dos serviços de depósitos, e a inter-relação entre os dois.

- ii. Modelos de decisão entre depósitos e capital: buscam definir a situação de equilíbrio ótimo entre depósitos e capital no passivo, considerando que o capital próprio do banco e suas reservas podem ser utilizados contra crises de liquidez. Uma situação de insolvência pode ocorrer quando o rendimento obtido com os ativos for insuficiente para cobrir os juros devidos sobre os depósitos. Desta forma, a decisão ótima do banco relativa a sua estrutura do passivo deve comparar o custo de oportunidade de se utilizar o capital próprio ao invés de fundos de depósitos para cobrir uma deficiência de liquidez. A situação de equilíbrio no que se refere ao patrimônio líquido é dada pela igualdade entre o custo marginal de oportunidade de elevação do capital próprio e a receita marginal de redução dos custos de iliquidez.

Uma terceira e última categoria, os modelos completos da firma bancária, ou modelos dos dois lados do balanço, consideram o problema da determinação da estrutura de ativos, de passivos e das relações entre ambos e, além disso, procuram determinar o tamanho ideal da firma. São formados por dois tipos de modelos:

- i. Modelos de monopólio: nestes modelos, considera-se que o banco possui poder de monopólio para fixar a taxa de juros em pelo menos um dos mercados em que ele opera, normalmente o mercado de crédito, comportando-se como um determinador de preço, sendo que tal poder explicaria a sua escala de operação e sua estrutura ativa e passiva.
- ii. Modelos de recursos reais: buscam explicar o tamanho e estrutura das obrigações e ativos dos bancos em termos dos fluxos de custos reais de geração e manutenção do empreendimento, considerando a escala eficiente da atividade bancária baseada, principalmente, na função de custos operacionais.

2.2.3 Perspectiva Pós-keynesiana

Segundo a visão Pós-keynesiana exposta por Paula (1999), os bancos não são apenas intermediadores passivos de recursos, mas são capazes de criar crédito independentemente da existência de depósitos prévios, por meio da criação ativa de moeda bancária. Desta maneira, os bancos têm um papel importante na determinação das condições de financiamento em uma economia capitalista, pelo fato de estabelecerem o nível e as condições em que o crédito é ofertado e proporcionando os recursos necessários para aumento dos ativos de capital de maneira independente da poupança acumulada previamente.

A oferta de crédito por parte dos bancos depende, essencialmente, de suas expectativas quanto à capacidade do tomador de obter recursos para cumprir com as amortizações futuras do empréstimo. A avaliação realizada pelos bancos da capacidade de pagamento dos demandantes de crédito causa variação da oferta de crédito e, como consequência, alterações no volume de investimento, produto e emprego na economia.

A gestão do balanço das instituições bancárias realiza-se de maneira dinâmica, do lado do ativo e do passivo, e constitui-se em um fator que condiciona o comportamento das mesmas. A firma bancária, de forma análoga ao modo que escolhe a cesta de ativos que irá reter, busca, no âmbito do passivo, gerir suas obrigações, introduzir inovações financeiras e, ainda, obter empréstimos junto ao Banco Central de modo a promover a expansão de seus ativos.

A gestão dos ativos diz respeito à composição do portfólio de aplicações dos bancos, determinando a divisão de recursos entre as diferentes formas de aplicação, conforme seus valores esperados de rentabilidade e de riscos, e sua preferência pela liquidez. Keynes (1971) argumenta que a questão dos bancos no que tange ao gerenciamento do lado do ativo não se refere ao volume que será emprestado, o qual é determinado pelo estado de suas reservas, mas sobre quais formas tais recursos serão emprestados, ou seja, qual a proporção destes recursos será destinada a cada investimento disponível. A administração do passivo significa atuar, em nível de obrigações, de maneira ativa e não apenas como depositários inertes dos recursos dos clientes. As instituições buscam aumentar o volume de recursos captados e influenciar nas escolhas do público, gerando meios de captação de recursos e realizando a gestão do volume de reservas requeridas.

O lucro dos bancos depende fundamentalmente da diferença entre as taxas de empréstimo de recursos e as taxas de captação de recursos. Mais especificamente, o lucro resulta da diferença entre a taxa média de retorno recebida sobre seus ativos ($\bar{r}_A$) e a taxa média de custo do passivo, ($\bar{r}_D$), multiplicado pelo volume total das operações do balanço (V), mais receitas com tarifas (R_T) e menos custos administrativos ($C_{Adm.}$). Assim:

$$\pi = [(\bar{r}_A - \bar{r}_D)V] + R_T - C_{Adm.} \quad (8)$$

2.2.4 Motivações para existência de intermediários financeiros

Considerando as diferentes visões de funcionamento da firma bancária, expostas nos tópicos 2.2.1 a 2.2.3, pode-se definir intermediário financeiro como sendo um agente econômico

especializado nas atividades de compra e venda (concomitantes) de contratos financeiros e títulos. Os bancos também podem ser enquadrados nesta definição, pois os mesmos compram os títulos desejados pelos tomadores de empréstimos e os revendem aos depositantes. Porém, os bancos são em geral mais complexos por duas razões (FREIXAS; ROCHET, 1999):

- Bancos geralmente negociam contratos financeiros (empréstimos e depósitos), os quais não são facilmente revendidos, em oposição a títulos mobiliários, como ações e debêntures, que são facilmente transacionáveis;
- As características dos contratos ou títulos demandados pelas firmas (tomadores de empréstimos) são geralmente diferentes daqueles dos contratos ou títulos desejados pelos investidores (depositantes). Os bancos transformam os contratos financeiros e títulos de modo a conciliar as duas partes.

Portanto, a forma mais simples de justificar a existência de intermediários financeiros refere-se à diferença entre seus insumos e produtos e examinar sua atividade principal de transformação de ativos financeiros. Especificamente, tais empresas buscam transformar depósitos de baixo valor, curto prazo e baixo risco em empréstimos não comercializáveis, de longo prazo e algum grau de risco quanto ao seu uso e retorno. Porém, tal procedimento de transformação poderia ser feito pelos próprios tomadores de empréstimos, não havendo a necessidade de intermediários financeiros. Desta maneira, um modelo consistente deve incorporar os custos de transação. Os intermediários financeiros surgem para superar tais custos de transação por meio de economias de escopo e economia de escala (BENSTON; SMITH, 1976; FREIXAS; ROCHET, 1999).

A existência de intermediários financeiros também pode ser justificada considerando as mesmas como sendo “*pools* de liquidez”, que proporcionam segurança às famílias contra choques particulares que afetam o consumo. Como os choques que afetam estas famílias não são perfeitamente correlacionados, a reserva total de recursos de um banco tamanho N (isto é, formado como uma coalizão de N depositantes) aumenta menos que proporcionalmente que N . Esta é a base para o “sistema de reserva fracional”, no qual alguma fração dos depósitos pode ser usada para financiar investimentos rentáveis e de baixa liquidez (DIAMOND; DYBIVIG, 1983).

A seleção adversa também pode ser vista como justificativa para a existência de intermediários financeiros. Os empresários podem sinalizar a qualidade de seus projetos, investindo mais ou menos de sua própria riqueza nestes projetos. Deste modo, os mesmos podem

parcialmente superar o problema da seleção adversa, desde que projetos considerados “bons” podem ser separados daqueles considerados “ruins” através de seu nível de financiamento. Entretanto, se os empresários são aversos a riscos, esta sinalização é custosa, desde que “bons” empresários são obrigados a reter uma fração substancial do risco de seus projetos. Uma coalizão de empresários permite melhor comunicação sobre a qualidade dos projetos, em comparação a um único empresário. Esta capacidade de informar sobre a qualidade do projeto permite a obtenção de melhores condições de empréstimo. Assim surgem os intermediários financeiros, os quais podem ser vistas como grupos de empresários que procuram tomar recursos emprestados dos depositantes (LELAND; PYLE, 1977).

Os intermediários financeiros podem emergir da atividade de monitoramento delegada pelos investidores. O monitoramento, neste caso, possui um amplo sentido (DIAMOND, 1984):

- Escolher os melhores projetos em um contexto de seleção adversa;
- Prevenir comportamento oportunístico por parte dos tomadores de empréstimos no decorrer da realização de um projeto (risco moral);
- Auditar e/ou punir um tomador de empréstimos que falha no cumprimento de suas obrigações contratuais.

Considerando que estas atividades claramente melhoram a eficiência dos contratos entre concessores e tomadores de empréstimos, as mesmas poderiam muito bem ser realizadas pelos próprios concessores de empréstimos, ou, de forma mais acurada, por empresas especializadas. A teoria da supervisão delegada da intermediação financeira sugere que o banco tem vantagens comparativas nestas atividades de monitoramento, como economias de escala, em virtude de financiar um grande número de projetos.

Por fim, os intermediários financeiros são uma fonte de financiamento para as empresas que não podem ou não desejem atuar no mercado de títulos. Desde que, na prática, o empréstimo direto (por meio de títulos como ações e debêntures, entre outros) é menos oneroso para a empresa em comparação ao empréstimo bancário, geralmente considera-se que os requerentes da última modalidade são apenas aqueles agentes que não podem solicitar recursos no mercado de títulos mobiliários. De maneira mais específica, o modelo de Holmstrom e Tirole (1997) mostra que somente firmas bem capitalizadas podem obter débito direto, enquanto firmas razoavelmente capitalizadas tomam empréstimos de bancos e firmas sub-capitalizadas não podem investir.

Fry (1995) considera que os intermediários financeiros possuem duas funções econômicas principais: *i*) criar moeda e administrar o sistema de pagamentos, e; *ii*) possibilitar o encontro entre poupadores e investidores de recursos (concessores e tomadores de empréstimos). No caso desta segunda função, se os concessores de empréstimos tivessem que procurar tomadores de empréstimos, e vice-versa, o retorno líquido para os concessores seria substancialmente menor que o custo bruto para os tomadores. No cálculo do retorno líquido sobre os empréstimos, os concessores subtrairiam os custos de procura, juntamente com os prêmios de risco, devido a incertezas sobre a qualidade dos tomadores, e de iliquidez. Os tomadores, por sua vez, adicionariam neste cálculo o custo bruto de obter o empréstimo.

A Figura 1 apresenta os efeitos dos intermediários financeiros sobre a atividade de empréstimo de recursos. A obtenção de empréstimos, representada pela curva de oferta, é uma função do retorno líquido sobre a poupança. O retorno líquido é representado pela taxa de juros de mercado ajustada para os riscos de retorno do empréstimo e de iliquidez. Por exemplo, de um retorno de 12,0% sobre títulos do governo, um concessor de empréstimos poderia subtrair 2,0% de custos de procura de um tomador, 3,0% de prêmio de risco, e 1,0% para prêmio de iliquidez, gerando um lucro ajustado de 6,0%. A concessão de recursos, representada pela curva de demanda, é uma função do custo bruto de contrair o empréstimo. Os tomadores, por exemplo, adicionariam 8,0% de custos de transação aos 12,0% cobrados pelo mercado. Desta forma, uma lacuna de 14 pontos percentuais ($20,0\% - 6,0\% = 14,0\%$) é criada entre o custo bruto de obter empréstimo e o retorno líquido de conceder empréstimo. A Figura 1 mostra que o volume de recursos emprestados sob tais circunstâncias seria de I_0 (FRY, 1995).

Figura 1 - Equilíbrio na alocação de empréstimos financeiros

Fonte: Adaptado de Fry (1995)

Instituições financeiras podem reduzir esta lacuna. Ao proporcionar informações que facilitam a negociação entre concessores e tomadores de recursos, aquelas instituições podem reduzir os custos associados com risco de inadimplência de prêmio de iliquidez de 6,0% para 2,0%, por exemplo. Os custos de transação dos tomadores de recursos seriam reduzidos de 8,0% para 4,0%. Partindo de uma taxa de juros de mercado de 12,0%, o lucro ajustado para o intermediário financeiro seria de 10,0% e o custo bruto para o tomador seria de 16,0%. A lacuna entre o retorno líquido e o custo bruto passou de 14 para 6 pontos percentuais e volume de recursos emprestados aumentou para I_1 , em virtude do aumento no retorno líquido.

2.2.5 Relacionamento entre concessor-tomador de empréstimos

Uma das linhas de pesquisa na teoria bancária trata do relacionamento entre a parte adquirente do empréstimo e a parte supridora do mesmo, sendo que neste trabalho pretende-se apresentar alguns tópicos desta linha de pesquisa.

Diamond (1984) proporciona um exemplo de como se pode formalmente explicar a existência de intermediários financeiros. O autor considera um conjunto com uma estrutura de

informação em que os concessionários de recursos não podem gratuitamente observar os retornos dos projetos dos tomadores. Desta forma, como em Townsend (1979), o arranjo financeiro bilateral ótimo refere-se a um contrato de débito contemplando o risco do projeto, em que o concessionário monitora o tomador somente no evento de inadimplência. O autor mostra que, a fim de economizar em custos de monitoramento, o comportamento ótimo para uma instituição financeira competitiva é canalizar fundos entre poupadores e tomadores. Além disso, a estrutura desta instituição – que surge endógenamente – compartilha características básicas de um intermediário convencional. Tais instituições *i)* escrevem contratos de empréstimos com tomadores individuais e monitoram tomadores que ficam inadimplentes; *ii)* mantêm um portfólio altamente diversificado; *iii)* transformam ativos para os poupadores – em particular, o passivo que os bancos detêm é emitido para os poupadores com retornos mais suavizados que os retornos proporcionados pelos títulos que os indivíduos poderiam obter no mercado. Diamond (1984) mostra que as últimas duas características surgem para resolver um problema de incentivo potencial entre a instituição financeira e seus depositantes. Para evitar duplicação nos custos de monitoramento dos tomadores, as instituições devem agir como monitores delegados, atuando no interesse dos depositantes. Porém, surge o problema de como os depositantes podem monitorar os monitores, representados pelos intermediários. O autor argumenta que a instituição pode evitar este problema mantendo um portfólio altamente diversificado. Diversificação elimina a necessidade dos depositantes auditarem os intermediários, em razão destes proporcionarem um retorno verossímil aos depositantes.

O trabalho de Sharpe (1990) apresenta uma teoria dinâmica de “relacionamento com o consumidor” em mercados de empréstimo bancário. Segundo esta teoria, o relacionamento com o consumidor surge endógenamente, como uma consequência da evolução assimétrica dos conjuntos de informação. O autor explora a hipótese feita por Kane e Malkiel (1965) e Fama (1985), de que um banco que empresta para uma firma apreende mais sobre as características daquele tomador que outros bancos. Uma consequência fundamental desta evolução assimétrica da informação, diz respeito à criação potencial de monopólios temporários ou *ex-post*. A teoria desenvolvida pelo autor sugere que firmas permanecem com o mesmo banco não simplesmente porque o banco trata-as particularmente bem, mas porque as firmas de alta qualidade são “informacionalmente capturadas”. Os próprios bancos oferecem seus melhores serviços, porém a relação se mantém devido, também, à dificuldade das firmas obterem informações sobre a

performance de outros bancos. De outro lado, a seleção adversa torna difícil para um banco atrair bons consumidores de outros bancos sem atrair os consumidores menos desejáveis. Estas ineficiências são reduzidas se os intermediários podem desenvolver reputações. Se bancos fazem promessas que são cumpridas, e participantes do mercado apreendem a respeito da propensão dos bancos em manter tais promessas, “contratos implícitos” surgem, sendo que tal arranjo será caracterizado por preços que mais se aproximam de preços ótimos, e, desta forma, lideram uma alocação mais eficiente do capital.

A teoria da predação trata de modelos em que uma firma tenta convencer uma ou mais firmas rivais de que não seria lucrativo permanecer na indústria. A predação muda a crença das firmas rivais a respeito da demanda da indústria ou os custos da firma predadora. Bolton e Scharfstein (1990) desenvolvem uma teoria da predação baseada em problemas de agência nos contratos de empréstimo. O problema da agência ocorre sempre que há uma relação de emprego na qual o bem-estar de um indivíduo depende das ações realizadas por outra pessoa. Também denomina-se tal problema da relação de agente-principal, em que o agente seria o indivíduo atuante (o administrador de uma empresa, por exemplo) e o principal seria a parte afetada pela ação do agente (o proprietário da empresa, seguindo o mesmo exemplo). O problema da agência em contratos de empréstimo ocorre em virtude da produção da empresa depender da ação do gestor, e as atitudes deste, por sua vez, dependem de forma crucial da razão entre débito e patrimônio líquido. Desta forma, os investidores podem usar a estrutura de capital, por meio do aumento da obtenção de crédito, para induzir os gestores a agirem de maneira mais agressiva, afetando o equilíbrio no mercado de produtos. O ponto central do trabalho citado diz respeito ao fato de que as atitudes de financiamento que minimizam o problema da agência também maximizam os incentivos dos rivais para realizar uma atividade predatória contra a empresa, na medida em que, se as mesmas tiverem informações a respeito da obtenção de empréstimos por parte da empresa, tal atitude pode ser encarada como uma dificuldade financeira por parte da mesma. Desta forma, reduzir as decisões de financiamento por parte da empresa desencorajam a predação, porém, exacerbam o problema de agência. Em equilíbrio, o fato dos contratos de empréstimo deterem a predação depende da importância relativa destes dois efeitos (PINDYCK; RUBINFELD, 1994).

A questão da seleção adversa em projetos de financiamento foi abordada, entre outros autores, por Webb (1991). Neste trabalho, o autor propõe que contratos de empréstimo de longo

prazo possam ser usados em mercados financeiros competitivos para separar empresários com diferentes habilidades. Parte-se de um modelo em que empresários tem diferentes probabilidades de completar sucessivos projetos com sucesso. A observação do retorno não pode revelar o tipo de projeto, entretanto, repetidas observações dos retornos podem fornecer informações a respeito do tipo de projeto. Considera-se dois empresários, neutros ao risco, sendo que um deles possui uma alta probabilidade de completar o projeto com sucesso e o segundo tem uma baixa probabilidade. Ambos possuem um projeto para cada uma de duas datas sucessivas. Os projetos requerem financiamento bancário. Bancos neutros ao risco oferecem contratos de crédito para os dois períodos ao empresário. Diante destas considerações, nota-se que o problema da seleção adversa deve surgir em virtude dos contratos distintos para cada um dos períodos. O contrato do segundo período não irá considerar se o tomador de recursos atingiu uma situação de inadimplência no primeiro período. Desta maneira, tais contratos irão atrair tanto empresários de boa qualidade quanto de baixa qualidade. Para solucionar a seleção adversa, o autor propõe um contrato em que o pagamento do segundo período realiza-se condicionado ao fato do empresário ter falhado e entrado em uma situação de inadimplência no primeiro período. Em particular, o pagamento do segundo período será maior se o empresário entrou em inadimplência no primeiro período. Assim, haverá uma seqüência “justa” de contratos para o empresário de alta qualidade, o qual será encorajado a manter um relacionamento de longo prazo com o banco, e, de maneira oposta, desencoraja empresários de baixa qualidade.

O risco moral é um problema que ocorre após a concessão do empréstimo. O conceito é de que os indivíduos não tem o mesmo incentivo para cuidar da propriedade alheia como cuidam da sua própria. No caso de empréstimos, os tomadores de recursos tem menos incentivo para cuidar do dinheiro emprestado do que para cuidar de seu próprio dinheiro. A razão para este comportamento repousa nas providências em caso de falência: a pior consequência para os tomadores de recursos inadimplentes é a perda do capital investido. Os mesmos não serão presos e nem terão que prestar serviços para pagar seus débitos. Uma resposta ao risco moral seria aumentar o percentual de capital próprio que os empresário deveriam alocar no projeto. Uma maior contribuição de capital proporciona um alinhamento entre os interesses dos tomadores e dos concessionários de recursos. Se os concessionários financiassem apenas uma pequena fração do projeto, os empresários considerariam o projeto como sendo totalmente financiado com recursos próprios e tomariam mais cuidado com os recursos (FRY, 1995).

Em Freixas e Rochet (1999), os autores desenvolveram um modelo básico para definir os contratos ótimos (do ponto de vista de compartilhamento de riscos) a serem especificados em uma operação de concessão de crédito quando o fluxo de caixa da firma tomadora de recursos pode ser observado. As seguintes conclusões foram obtidas:

- i. Quando se considera a inflação, as utilidades dos tomadores e dos concessionários de recursos são funções dos fluxos de caixa reais (em oposição à nominal). Desta forma, o pagamento ótimo do empréstimo (em termos reais) é independente do nível de preços, havendo uma correção dos valores a serem pagos pelo tomador;
- ii. Quando o custo dos fundos para o concessor de empréstimos é estocástico (e, deste modo, há risco na taxa de juros), o contrato ótimo deve contingenciar o pagamento do empréstimo à taxa de juros;
- iii. Se a renda do tomador de recursos não pode ser diretamente observável, o concessor de empréstimos tentará coletar informações indiretas a respeito desta renda. De fato, o contrato ótimo fará os pagamentos do empréstimo contingenciados às variáveis observáveis que são mais informativas a cerca da renda do tomador.

Uma linha de pesquisa na teoria bancária, estuda o processo de barganha entre tomador e concessor de empréstimos. Na teoria baseada na barganha da estrutura de capital tem o conceito que a estrutura de capital da firma influencia potenciais negociações futuras entre ela e seus investidores. Determina-se a escolha dos contratos de empréstimo como uma troca entre, de um lado, o desejo de desencorajar renegociações futuras e, por outro lado, o desejo de limitar uma liquidação ineficiente quando o fluxo de caixa da firma torna-se restrito para honrar o compromisso do débito. Posteriormente, esta teoria foi estendida para mostrar que as firmas com ativos prontamente empregáveis em outras atividades e/ou empresas (com baixa especificidade de ativos), tem uma maior capacidade de realizar operações financeiras em comparação às firmas que possuem alta especificidade de ativos (BERGLÖF; THADDEN, 1994).

A teoria dos contratos incompletos também merece destaque. Segundo tal teoria, um contrato completo seria aquele que possui cláusulas de contingência para todos os possíveis estados futuros da natureza. Devido aos custos de transação para redigir tais contratos (impossibilidade de prever as contingências, custo de redação de tais contratos e custo de exigí-los perante à justiça), verifica-se que na prática eles são incompletos. Um exemplo típico da existência de contratos incompletos pode ser visto quando ocorre a falência de uma empresa.

Neste caso, devido à não definição nos contratos quanto aos direitos de cada uma das partes (empregados, fornecedores, consumidores, investidores), inicia-se uma série de procedimentos de barganha, envolvendo desde negociações diretas entre os interessados até o aguardo de definição por parte da justiça (FREIXAS; ROCHET, 1999; TIROLE, 1999).

2.2.6 Equilíbrio e racionamento no mercado de crédito

Uma área de pesquisa na microeconomia bancária procura estudar o comportamento da oferta e demanda de crédito e entender como ocorre o equilíbrio neste mercado. Segundo a doutrina da disponibilidade (“availability doctrine”, desenvolvida no início dos anos de 1950), os bancos são limitados pela disponibilidade de fundos que eles podem atrair. Portanto, o crédito encontra-se sempre racionado e o equilíbrio no mercado de crédito ocorre puramente pelas condições de oferta. Neste contexto, a política monetária teria grandes impactos na determinação da oferta de crédito e da taxa de juros (FREIXAS; ROCHET, 1999).

O racionamento de crédito diz respeito a uma situação em que a demanda por empréstimos de bancos comerciais excede a oferta de tais bancos, ao nível vigente da taxa de juros cobrada pelo empréstimo. Em outros mercados, o efeito de um aumento na demanda seria o aumento no preço do produto, o que geralmente não ocorre no mercado de crédito bancário. Distinguem-se duas formas de racionamento de crédito: *i*) racionamento de equilíbrio, o qual pode ser definido como o racionamento que ocorre quando a taxa de juros dos empréstimos encontra-se em um equilíbrio de longo prazo; e, *ii*) racionamento dinâmico, quando há racionamento de crédito no curto prazo e a taxa de juros não se apresenta em um nível ótimo de longo prazo (JAFFEE; MODIGLIANI, 1969).

Para justificar a existência de racionamento de crédito por parte dos bancos, Jaffee e Modigliani (1969) argumentam que, na presença de risco quanto ao resultado do empréstimo a ser concedido, reduzir o volume do mesmo aumentará a taxa esperada de retorno em virtude de reduzir a perda esperada decorrente da insolvência do agente tomador do empréstimo. Desta maneira, os bancos estariam agindo de forma racional ao restringir o crédito, pois estariam buscando aumentar seu retorno por meio de uma melhoria na qualidade de sua carteira de crédito, o qual poderia ser obtido concedendo empréstimos para agentes de menor risco.

Jaffee e Russel (1976) explicam como diferenças não observáveis na qualidade dos tomadores podem induzir racionamento de crédito. O trabalho elabora um cenário onde a

probabilidade de inadimplência do tomador aumenta com o tamanho empréstimo. Desta forma, para algum dado tamanho do empréstimo, a probabilidade de inadimplência difere entre tomadores devido a fatores que os concessores não podem observar. Desde que os tomadores são indistinguíveis *ex-ante*, a taxa de juros do mercado incorpora um prêmio pelo risco de inadimplência dos tomadores de recursos de má qualidade por ventura existentes. Racionamento de crédito na forma de restrições sobre o tamanho do empréstimo, pode surgir pela seguinte razão: bons tomadores devem preferir as restrições de menor tamanho dos empréstimos, o que diminui a probabilidade de inadimplência média do mercado, reduzindo o prêmio da taxa de juros; os maus tomadores têm que acompanhar o mercado a fim de não revelarem a si mesmos.

Fried e Howitt (1980) justificam a existência de um racionamento no mercado de crédito bancário como sendo parte de um arranjo de compartilhamento de riscos entre o banco e seus clientes. Por meio deste arranjo, bancos e consumidores podem compartilhar os riscos associados a um futuro incerto. Se os empréstimos fossem negociados em leilões, então dos consumidores estariam expostos às flutuações na taxa de juros cobrada por esses recursos. O banco atua nas taxa de juros cobradas em seus empréstimos, evitando que as mesma variem como em um mercado de leilão, recebendo em troca, uma disposição por parte dos consumidores em pagaram uma taxa de juros média mais elevada. Para possibilitar que os bancos realizem este trabalho de amortecimento da taxa de juros, os mesmos podem utilizar de instrumentos como o racionamento de crédito.

Stiglitz e Weiss (1981, 1983) utilizam o conceito de seleção adversa para justificar a opção dos bancos em não aumentar as taxas de juros e racionar o crédito. Segundo os autores citados, um aumento na taxa de juros diante do aumento na demanda de crédito causaria uma redução na taxa de retorno esperada por parte dos bancos, na medida em que a probabilidade de inadimplência aumentaria. Duas razões foram apresentadas para uma possível relação inversa entre a taxa de juros cobrada e o retorno esperado do banco:

- i. taxas de juros mais altas causam um processo de seleção adversa, ou seja, reduzem a proporção de tomadores de empréstimos de baixo risco. O tomador de recursos, ao contrário do banco, conhece sua probabilidade de liquidar o empréstimo. Desta forma, o agente econômico com maior probabilidade de honrar a dívida deve, em média, estar disposto a contratar empréstimos a uma taxa de juros menor em comparação a indivíduos que têm uma menor probabilidade de honrar o empréstimo;

- ii. taxas de juros mais elevadas induzem os tomadores de empréstimos a praticar ações mais arriscadas. Tal elevação causa a diminuição no retorno de projetos com grande chance de êxito. Assim, as firmas são induzidas a arriscar-se em projetos com menor probabilidade de sucesso, porém, com maiores retornos quando bem sucedidos.

Além disso, Stiglitz e Weiss (1981, 1983) argumentam que aumentar o nível de garantias nos contratos de empréstimos não elimina o racionamento de crédito. Para chegar a tal conclusão, os autores delinearam um modelo em que os potenciais tomadores de empréstimos podem escolher entre um conjunto de projetos de investimento, cada qual com o seu risco de êxito. Cada tomador escolhe no máximo um projeto para desenvolver. Todos os indivíduos possuem a mesma função de utilidade, diferentes riquezas iniciais e, por hipótese, tem aversão a risco. Portanto, a escolha do projeto para empreender e o método de financiamento – auto financiamento através da riqueza inicial ou empréstimo bancário – será diferenciado de um indivíduo para outro. Além disso, considera-se que indivíduos de maior riqueza inicial são indivíduos que, no passado, tiveram sucesso com projetos de maior risco (os quais, geram maior retorno). Isto posto, um aumento nas garantias requeridas tem dois efeitos sobre o mercado de empréstimos: aqueles indivíduos que permanecem no mercado são os indivíduos que possuem maior riqueza inicial (pois suportam conceder um maior nível de garantias) e dispostos a empreender projetos mais arriscados (tomadores de maior risco); e os indivíduos que saíram do mercado são aqueles de menor riqueza inicial e tomadores de menor risco. Se o segundo efeito for suficientemente forte, esta exigência de reforço nas garantias significará uma queda nos retornos esperados por parte do conessor de empréstimos.

Bester (1985) chega a uma conclusão oposta à aquela obtida por Stiglitz e Weiss quanto ao resultado do aumento no requerimento de garantias. Aquele autor afirma que, em uma situação de equilíbrio, não haverá racionamento de crédito, pois os bancos competem pela definição de garantias e taxa de juros a serem exigidas dos tomadores de empréstimos. Este argumento está fundamentado na hipótese de que os bancos decidem a respeito das taxas de juros e das garantias de seus empréstimos simultaneamente, ao invés de separadamente. O autor também considera que os requisitos de garantias podem ser explicados como uma resposta à informação imperfeita. Tais requisitos devem servir para revelar informação a respeito do risco de inadimplência dos tomadores de crédito. Tomadores de alto risco podem ser identificados, porque os mesmos preferem empréstimos com menores requisitos de garantias e taxas de juros maiores. Em um

equilíbrio, o nível de garantias é negativamente relacionado com o risco dos projetos de investimento empreendidos pelos tomadores de crédito. Desta forma, não há racionamento de crédito, pois o mecanismo de sinalização, representado pelas garantias, possibilita ajustar a taxa de juros para cada tomador de recursos.

Para Chan e Kanatas (1985), as garantias também possuem o papel de revelar informações a cerca do tomador de empréstimos, sendo que os custos de transação de proporcionar tais garantias forçam os demandantes de crédito a elaborarem projetos de melhor qualidade. Aqueles autores argumentam que as garantias possuem um papel importante em contratos de empréstimo, em que há uma diferença nas avaliações de tomadores e concessionores do crédito, em virtude de seus diferentes pontos de vista. Se o concessor tem um menor poder de avaliação, o tomador de empréstimos tem incentivos para oferecer garantias em troca de uma redução na taxa de juros.

Stiglitz e Weiss (1992) argumentam que deve haver racionamento de crédito em todos os contratos oferecidos, ainda que garantias sejam usadas otimamente (em conjunto com outros instrumentos, em particular, a taxa de juros cobrada) para diferenciar os tomadores de crédito quanto à sua probabilidade de inadimplência. Ainda segundo os mesmos, o racionamento de crédito pode ocorrer se três condições são satisfeitas:

- i.* Deve haver alguma incerteza residual (informação imperfeita) depois que os concessionores de empréstimo empregaram todos os meios disponíveis para diferenciar os requerentes de empréstimo e controlar seu comportamento;
- ii.* Os efeitos da seleção adversa/incentivo adverso diante de uma mudança na taxa de juros ou nos termos não-preço do contrato (garantias, capital de contrapartida, etc) devem ser suficientemente fortes para o concessor usar totalmente este instrumento para alocar crédito;
- iii.* A oferta de fundos para empréstimo deve ser tal que, no equilíbrio Walrasiano (onde demanda e oferta são iguais, considerando o uso de instrumento não-preço), o retorno esperado para o concessor de empréstimos é menor que para outros contratos em que existe racionamento de crédito.

Por fim, os autores salientam que a discrepância entre o retorno para o banco e o retorno total dos projetos de investimento tem importantes implicações no bem-estar social. Os bancos, no processo de escolha entre tomadores de crédito em potencial, não necessariamente escolhem entre

empréstimos com maior retorno. Além disso, quando restringe-se o crédito através de política monetária, não são necessariamente os projetos com menor retorno que são restritos.

2.2.7 Relação entre os intermediários financeiros e ambiente macroeconômico

Apesar da literatura a respeito dos bancos tratar em sua maioria dos aspectos microeconômicos destas firmas, alguns autores estudaram o relacionamento entre o ambiente macroeconômico (produto agregado, emprego, taxas de juros de mercado, entre outras variáveis) e os bancos, representados por suas atividades de concessão de crédito e acesso ao sistema de pagamentos.

Um dos trabalhos precursores foi o de Gurley e Shaw (1955), o qual enfatiza o papel da intermediação na oferta de crédito, em oposição à oferta de dinheiro. Segundo estes autores, a diferença entre países desenvolvidos e menos desenvolvidos deve-se ao fato de que nos primeiros, e não nos últimos, há um sistema amplo e altamente organizado de intermediação financeira para facilitar o fluxo de fundos emprestáveis entre poupadores e investidores, sendo que a capacidade financeira total da economia mostra-se mais relevante para o comportamento macroeconômico do que o estoque de dinheiro existente.

O papel da intermediação financeira também foi estudado por Fama (1980), o qual, para tanto, utilizou um modelo de mercado competitivo sem a presença de custos de transação. Neste ambiente, bancos e outras instituições financeiras são simplesmente “cortinas” sobre o comportamento econômico real. Desta forma, a estrutura financeira – incluindo a estrutura de intermediação – tem papel indeterminado e irrelevante.

Fama (1985) seguiu por outra direção, e realizou considerações sobre o motivo de intermediários terem um papel importante na economia, particularmente os bancos comerciais. O ponto inicial é a observação casual que tomadores que obtêm empréstimos em bancos, tipicamente pagam uma taxa maior, em comparação a obter tais recursos por meio da emissão de títulos (ou ações) no mercado, com vencimento similar ao do empréstimo bancário. A inferência diz respeito ao fato de que, para certas classes de tomadores, crédito bancário mostra-se especial, pois o mercado de títulos mobiliários não se encontra disponível como substituto perfeito. O autor argumenta que esta característica dos empréstimos bancários surge em virtude da vantagem comparativa que os bancos desenvolvem em obter informações sobre os tomadores. Esta

vantagem implica que intermediação não se constitui frequentemente uma “cortina”, mas surge para minimizar os problemas informacionais entre conessor e tomador de recursos.

A Grande Depressão também estudada por Bernanke (1983), o qual analisou a relativa importância de fatores monetários versus fatores financeiros durante aquele período. Sua conclusão central é de que o colapso do sistema financeiro foi um determinante importante da profundidade e persistência da depressão, sendo que fatores monetários isoladamente foram insuficientes para explicar o fenômeno da depressão. Segundo o autor, a falência bancária afetou a atividade real pelo fato de estrangular o fluxo financeiro para certos setores da economia, setores estes que não tinham fácil acesso a formas de crédito não intermediado. Além disso, a piora no balanço dos consumidores, resultante do aumento no serviço de débito (pagamento do principal e juros dos empréstimos) absorveu um maior volume das garantias dos tomadores, reduzindo suas habilidades de obter fundos no mercado de títulos mobiliários.

Sharpe (1990) apresenta uma explicação no âmbito microeconômico para o aprofundamento da Grande Depressão. O autor considera que alguns bancos falharam, por exemplo, devido a fatores externos ao mercado de crédito dos Estados Unidos (como empréstimos a países menos desenvolvidos) e, desta maneira, não foram capazes de oferecer crédito aos seus antigos consumidores. Se contratos implícitos estão operando (como descrito no tópico 2.2.5), os clientes com bons históricos enfrentam, no período de dificuldade dos bancos, taxas de juros maiores e, desta forma, os mesmos procuram outros bancos. Apesar do mercado de crédito ter permanecido competitivo durante a Grande Depressão, os bancos não foram capazes de distinguir de forma satisfatória entre clientes de baixo risco e de alto risco, o que levou os mesmos a cobrar taxas de juros maiores inclusive dos clientes de baixo risco. O prêmio de risco em empréstimos (representado pelo acréscimo na taxa de juros) provocou a redução no capital de trabalho para aquelas firmas que não tiveram as oportunidades de negócios restritas pela depressão. A destruição da informação durante a quebra das instituições financeiras agiu como um mecanismo de propagação da crise. Nos dias atuais, o resultado seria menor produção e emprego, além da possibilidade de falências adicionais.

Mankiw (1986) analisa o mercado de crédito considerando tomadores de baixa qualidade. O autor mostra como um pequeno aumento na taxa de juros sem risco pode liderar uma grande redução na concessão de empréstimos, possivelmente causando um colapso. O resultado ocorre porque o aumento na taxa de juros sem risco causa um aumento na taxa de juros dos empréstimos,

o que reduz a qualidade média dos tomadores de recursos, como preconizado por Stiglitz e Weiss (1981). Esta redução da qualidade dos tomadores, por sua vez, força o intermediário a elevar a taxa de juros, a fim de obter um maior retorno diante do risco de inadimplência mais elevado. Se o problema da qualidade média dos tomadores for severo o suficiente, os investimentos poderão entrar em colapso.

O papel dos intermediários financeiros no ciclo de negócios foi objeto de estudo de Williamson (1987). O autor considera que, em uma situação de equilíbrio, os custos de monitorar os tomadores são incorridos pelo intermediário financeiro somente quando os tomadores entram em uma situação de inadimplência. Tais custos podem ser interpretados como custos de falência e têm um papel importante na propagação dos choques reais que ocorrem na economia. A propagação ocorre por parte do racionamento de crédito. Durante um choque macroeconômico negativo (aumento no preço do petróleo, por exemplo), alguns tomadores em potencial não recebem empréstimos (em virtude dos custos de falência que o concessor teme ter de incorrer), apesar de estarem dispostos a pagar taxas de juros maiores que as de mercado, o que contribui para aumentar o efeito do choque sobre o produto real da economia.

Greenwood e Jovanovic (1990) analisaram o crescimento da economia, desenvolvimento institucional e a distribuição de renda. Segundo os autores, crescimento econômico alimenta investimento em bens de capital que, por sua vez, promove crescimento futuro. No modelo, intermediários surgem endogenamente para facilitar o comércio na economia, e cumprem tal papel de dois modos: *i*) os intermediários permitem que seja obtida uma maior taxa de retorno esperada sobre o investimento. Em particular, no ambiente modelado, informação faz-se valiosa desde que ela permita aos investidores apreender a respeito do estado agregado da tecnologia. Através de um processo de pesquisa, intermediários coletam e analisam informações que permitem que os recursos do investidor fluam para seu uso mais rentável. Investindo através de um intermediário, os indivíduos obtêm acesso a experiência de riqueza de outros indivíduos, e; *ii*) as instituições financeiras também executam o papel tradicional de dissolver os riscos através de um grande número de investidores. A conclusão fundamental dos autores é de que, nos estágios iniciais de desenvolvimento de um país, o mercado financeiro apresenta-se virtualmente inexistente e cresce lentamente. A formação de uma “superestrutura” financeira começa a tomar forma quando a economia aproxima-se do estágio intermediário do ciclo de crescimento. Aqui, ambas as taxas de crescimento da economia e da poupança aumentam, e a distribuição de renda

dos ricos para os pobres também aumenta. Na maturidade, a economia desenvolveu uma estrutura extensa para intermediação financeira. No estágio final de desenvolvimento, a distribuição de renda entre os agentes se estabiliza, a taxa de poupança cai e a taxa de crescimento da economia converge para o maior nível predominante na taxa inicial de desenvolvimento do país.

A magnitude da contribuição do setor financeiro para a eficiência de toda a economia está diretamente relacionada com o grau de eficiência que trabalha o sistema financeiro. Quanto maior é a qualidade e a quantidade dos serviços proporcionados, mais significativa é esta contribuição. A qualidade dos serviços financeiros pode ser mensurado de diferentes maneiras. Primeiro, ela está relacionada com sua habilidade de proporcionar um meio de troca estável e amplamente aceitável. Segundo, está relacionado com a capacidade de oferecer ativos financeiros atrativos que encorajam a prática da poupança. Terceiro, depende do sucesso em avaliar os investimentos alternativos, direcionar os recursos para tais investimentos e monitorar os tomadores de recursos. Finalmente, depende da atividade de gestão do portfólio. Uma gestão apropriada do portfólio deveria reunir, afixar o preço e comercializar os riscos envolvidos em intermediação financeira (SHIROTA, 1996).

Um exemplo interessante da influência do crédito bancário na economia como um todo pode ser tirado da utilização de medidas de controle de crédito nos Estados Unidos em 1980, o qual foi objeto de estudo de Schreft (1990). Segundo o autor, nos anos imediatamente anteriores à 1980, a inflação norte-americana apresentava-se como principal fator de preocupação para os agentes econômicos. A taxa anual de inflação foi de 6,4% em 1977, passando para 9,0% em 1978 e atingindo 13,3% em outubro de 1979. A taxa de poupança era muito baixa, fruto do aumento no consumo a fim de evitar o futuro aumento de preços, o que se refletiu nas compras a prazo. Em 1978, o crédito parcelado ao consumidor cresceu 19,4%. As autoridades norte-americanas colocavam o crédito como principal pivô do aumento na taxa de inflação.

Em 14/03/1980 o presidente Jimmy Carter, utilizando o instrumento constitucional chamado de *Credit Control Act* - CCA¹, de 1969, autorizou o Federal Reserve Bank - FED a impor restrições sobre o crescimento do crédito. Desta forma, o *Board of Governors of the Federal Reserve Bank* redigiu o *Credit Restraint Program* - CRP, a fim de atender à invocação do CCA. O CRP contemplava as seguintes medidas: i) os bancos deveriam limitar a taxa de

¹ O CCA concedia ao presidente poderes quase ditatoriais para controlar qualquer ou todas as extensões de crédito, incluindo montantes máximos, termos e condições e taxas de juros máximas e o tempo de vigoração.

crescimento dos seus empréstimos, a qual deveria se situar entre 6,0% a 9,0%, de 12/1979 a 12/1980; *ii*) retenção, junto ao FED, de 15,0% do valor correspondente ao total de empréstimos contratados até 14/03/1980; *iii*) aumento no requerimento de reserva sobre o passivo dos grandes bancos, o qual passou de 8,0% para 10,0%; *iv*) requerimento de reserva especial nos aumentos do passivo de bancos não-membros do FED; *v*) requerimento de reserva especial de 15,0% sobre o aumento nos ativos dos fundos mútuos participantes do mercado financeiro, e; *vi*) sobretaxa de 3,0% sobre a taxa de desconto cobrada nos empréstimos dos grandes bancos junto ao FED.

Os efeitos do CRP foram sentidos logo após o seu anúncio. Em 14/03/1980, a taxa de juros *prime rate* era de 18,5% ao ano. Em abril, duas semanas após o CRP ter começado, a *prime rate* atingiu 20,0%. A taxa de crescimento anual projetada dos empréstimos bancários rapidamente atingiu 9,0%, ficando dentro da meta estabelecida pelo FED. Durante as primeiras quatro semanas após o CRP, os ativos dos fundos mútuos caíram cerca de US\$ 1 bilhão. As empresas de cartão de crédito passaram a cobrar taxas adicionais, aumentaram os requerimento para concessão de novos cartões, aumentaram o requerimento de pagamento mínimo mensal, entre outras medidas. Um mês após o início dos controles de crédito, as taxas de juros declinaram.

Os controles de crédito ao consumidor induziram os mesmos a alterar seu comportamento de compra. Os gastos dos consumidores, especialmente gastos financiados em crédito, caíram dramaticamente. Os maiores varejistas dos EUA experimentaram declínio de 10,0% nas vendas a crédito, entre março e abril. Em maio, as taxas de juros caíram cerca de um ponto percentual por semana.

A flexibilização do CRP, em maio, não diminuiu o fluxo de más notícias da economia em junho. A taxa de desemprego havia subido 1,6 pontos percentuais em relação a abril e maio, passando para 7,8% da população em idade ativa, sendo o maior aumento em dois meses já visto nos EUA. Em adição, o débito parcelado do consumidor caiu 8,0% em abril. Por outro lado, o aumento nos preços foi de apenas 0,3% em maio. No fim de junho, o *National Bureau of Economic Research* declarou que a economia estava em recessão, a qual havia iniciado em 01/1980. Como resultado, em 03/07/1980 os diretores do FED anunciaram a interrupção do CRP.

Dados publicados em 09/07/1980 mostraram que o crédito parcelado ao consumidor caiu cerca de 13% em maio. De janeiro a maio, a produção de bens ao consumidor caiu 3,7%, enquanto as vendas do varejo caíram 10,3%. De abril a junho, dados preliminares mostraram um declínio anualizado de 8,5% no produto nacional bruto.

Embora a recessão de 1980 já estivesse a caminho antes que o CRP fosse imposto, o FED, o poder executivo e o mercado financeiro julgaram que o programa contribuiu para a queda da atividade econômica em março. Segundo Schreft (1990), cada componente do CRP teve efeitos diferentes na economia. Alguns atenderam ao objetivo definido e outros não. Também houveram componentes que foram muito efetivos em reduzir o crédito. Alguns agentes econômicos, como as operadoras de cartão de crédito, adotaram medidas que restringiram o crédito mais do que o previsto pelo FED, o que contribuiu para o aprofundamento dos efeitos do CRP além do desejado pelas autoridades.

Por fim, para Lopes e Rosseti (1998) a intermediação financeira possui os seguintes benefícios para a economia agregada como um todo: *i*) a intermediação pode elevar os níveis de formação de capital, através de maior incentivo à poupança individual. À medida que existam diferenças significativas entre os agentes econômicos quanto ao seus fluxos de caixa, a existência de intermediários financeiros viabiliza não apenas a transformação dos grandes excedentes monetários em ativos monetários, como também a de excedentes de menor expressão absoluta. Assim, a intermediação pode contribuir para expansão da demanda agregada de consumo, na hipótese de se destinar ao consumo uma parcela das disponibilidades ociosas captadas pelos intermediários, e; *ii*) o processo de intermediação financeira pode conduzir a ganhos de eficiência, em termos de produção, para um igual volume de formação de capital, desde que os recursos captados pelos intermediários financeiros tendem a ser canalizados para atividades que resultem em retornos sociais mais elevados, dado um igual volume de poupanças intermediadas.

2.3 Estudos sobre o crédito bancário

Esta seção tem por objetivo apresentar alguns trabalhos que estudaram o crédito bancário utilizando metodologias econométricas. Tal revisão tem o intuito de auxiliar na definição das variáveis a serem utilizadas na elaboração do presente estudo.

Melitz e Pardue (1973) identificaram e estimaram equações de oferta e demanda de empréstimos oriundos de bancos comerciais. A equação de demanda de crédito foi identificada pelos autores como tendo a seguinte forma:

$$\frac{L_t^d}{P_t^e} = \beta_{10} + \beta_{11} \frac{Y_t^{pb}}{P_t^e} - \beta_{12} \frac{Y_t^{tran}}{P_t^e} - \beta_{13} (r_t - \dot{P}_t^e) \pm \beta_{14} F_t \pm \beta_{15} Q_t + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

onde: L_t^d = montante de empréstimo concedido pelos bancos comerciais;

P_t^e = nível de preço esperado pelo indivíduo para o período relevante;

Y_t^{perm} = renda permanente do agente econômico;

Y_t^{tran} = renda transitória do agente econômico;

r_t = taxa de juros nominal cobrada pelos empréstimos;

$\dot{P}_t^e$ = taxa esperada de mudança no nível de preço;

F_t = índice que define o contorno da curva de oportunidade de produção (no caso da empresa) ou do mapa de indiferença (no caso de indivíduo);

Q_t = custos relativos a obter crédito de bancos comerciais (tarifas de abertura de crédito, tarifas de contratação do empréstimo, entre outras);

ε_{1t} = termo de erro aleatório do modelo, sendo que: $\varepsilon_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$.

As séries de dados trimestrais utilizadas referem-se ao EUA e abrangeram o período de 1951 a 1969. Para estimação da equação de demanda acima descrita, os autores utilizaram o investimento real em bens de capital e o valor real do estoque de bens na economia, como *proxies* para a variável F_t . O resultado da estimação do sistema de equações revelou que as variáveis acima definidas apresentaram capacidade adequada de explicação das variações dos empréstimos reais concedidos pelos bancos.

Caligiuri, Fazio e Padoa-Schioppa (1974) elaboraram um trabalho que teve por objetivo o desenvolvimento de um modelo completo do sistema financeiro da Itália, e também estimar as equações de demanda e oferta de crédito bancário daquele país. Segundo os autores, variações na demanda de crédito (ΔL_t^d) seriam uma função de variações da renda interna (ΔY_t), do saldo do balanço de pagamentos (BP_t) e de variações na taxa de juros cobradas pelos empréstimos (Δr_t). O modelo efetivamente estimado foi o seguinte:

$$\Delta L_t^d = \beta_{20} + \beta_{21}\Delta Y_t + \beta_{22}\Delta Y_{t-1} + \beta_{23}BP_t + \beta_{24}\Delta r_t + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

onde ε_{2t} é um termo de erro aleatório do modelo, sendo que: $\varepsilon_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$.

Os autores utilizaram dados mensais abrangendo o período de 02/1958 a 04/1971, e os resultados da estimação permitiram concluir que a demanda de crédito na Itália apresenta grande dependência de valores correntes e passados da renda interna e da taxa de juros.

Anderson (1990) analisou o acesso de pequenos produtores rurais do estado de São Paulo ao mercado de crédito rural. Utilizando dados em painel de 333 fazendas no estado de São Paulo, referente aos anos agrícolas de 1980/81, 1981/82 e 1982/83, o autor estimou um modelo *Probit*, tendo como variável dependente o acesso ao mercado de crédito (representado por uma *dummy*) e as seguintes variáveis explicativas: *i*) variável *dummy* representando diferenças regionais de clima, solo e infra-estrutura; *ii*) escolaridade dos residentes na propriedade rural e variável *dummy* sobre o local de residência do proprietário da fazenda, como tentativa de capturar a qualidade e natureza da gestão da propriedade rural; *iii*) distância da propriedade até o centro urbano mais próximo, a qual busca capturar os custos de monitorar um contrato de crédito; *iv*) extensão da propriedade rural; *v*) fração da propriedade alocada para produção de feijão, arroz, milho, amendoim, algodão, soja e outras culturas; *vi*) valor da produção da propriedade em 1980, e; *vii*) indicadores do tamanho da propriedade, conforme as definições oficiais do governo. O autor concluiu que o volume de crédito concedido aos pequenos produtores ficou abaixo do nível esperado pelos formuladores da política de crédito agrícola, ocorrendo concentração de recursos para poucos produtores de grande porte.

Barros e Araújo (1991) identificaram os determinantes da demanda de crédito rural no Brasil no ano agrícola de 1989/1990. Os autores utilizaram dados *cross-section* de 117 produtores rurais para estimar o seguinte modelo teórico:

$$LVEMPRES_t = \beta_{30} + \beta_{31}(r_t - \dot{P}_t) + \beta_{32}LCAPMAQ_t + \beta_{33}LTEREXP_t + \beta_{34}LINS_t + \varepsilon_{3t} \quad (11)$$

onde: $LVEMPRES_t$ = valor dos empréstimos de custeio rural contratados pelos produtores;

$(r_t - \dot{P}_t)$ = taxa de juros real cobrada nos empréstimos, formada pela diferença entre a taxa de juros nominal do empréstimo (r_t) e a taxa de inflação ($\dot{P}_t$);

$LCAPMAQ_t$ = estoque de bens de capital de posse do produtor na forma de máquinas e implementos agrícolas, em valores de 07/1990, o qual procura capturar o nível tecnológico do produtor;

$LTEREXP_t$ = área total de terra potencialmente explorável pelo produtor;

$LINS_t$ = total dos gastos realizados com fertilizantes, calcário e defensivos realizados pelo produtor no ano agrícola 1989/1990, representando também o nível de tecnologia do produtor;

$D1$, $D2$, $D3$ e $D4$ = variáveis *dummy* indicando o nível de escolaridade do produtor (primário, ginásio, colegial e nível superior), como tentativa de capturar a qualificação do capital humano;

onde ε_{3t} é um termo de erro aleatório do modelo, sendo que: $\varepsilon_{3t} \sim N(0, \sigma^2)$.

Com exceção das variáveis *dummy* de escolaridade, todas as demais variáveis se mostraram significativas na explicação da demanda de crédito rural no período 1989/1990, sendo que a taxa de juros mostrou-se negativamente relacionada com a demanda de crédito, ao passo que o capital em máquinas, a extensão de terras potencialmente exploráveis e os gastos com insumos se mostraram positivamente relacionados com a demanda.

Fase (1995) estimou um modelo estrutural de duas equações para o mercado de crédito da Holanda, tendo como variáveis dependentes a demanda de crédito bancário de curto prazo e a taxa de juros cobrada pelos empréstimos. Neste trabalho, a demanda de crédito foi tomada como sendo dependente do volume de vendas esperado pelo setor comercial, do nível de preços, da taxa de juros cobrada sobre os empréstimos e do retorno sobre os títulos do governo. Para a estimação utilizou-se uma amostra de dados trimestrais compreendendo o período de 1970 a 1990. O principal resultado obtido pelo autor refere-se à significância da taxa de juros como determinante da demanda de crédito, a qual não foi observada em muitos trabalhos empíricos.

Catão (1997) estudou a diminuição do volume de crédito na Argentina, no período de 1994 a 1995, com o intuito de verificar se a mesma foi causada por restrições impostas pelas instituições financeiras, em virtude de problemas de seleção adversa e perda de informações sobre o cliente, ou pela demanda, em decorrência do aumento nas taxas de juros e no desemprego. Para atingir seu objetivo, o autor estimou duas equações: uma equação de oferta de crédito, na qual considerou-se que o volume de crédito ofertado depende positivamente da capacidade de empréstimo das instituições bancárias (representado pelo montante de depósitos à vista e a prazo) e positivamente da taxa de juros cobrada nos empréstimos, e uma equação de demanda de crédito, na qual o volume de crédito demandado é função positiva do Produto Interno Bruto da economia e função negativa da taxa de juros cobrada pelos empréstimos. A principal conclusão obtida pelo

autor foi de que a grande fuga de depósitos dos bancos, a elevação no risco dos candidatos à aquisição de empréstimos e mudanças negativas na atividade econômica foram responsáveis pela queda no volume de concessões de crédito no período analisado.

Kocher (1997) investigou a existência de racionamento de crédito rural na Índia. Para tanto, foram utilizados dados *cross-section*, apurados no período de 1981/82, referentes a 2.415 famílias de produtores rurais, para estimar um modelo qualitativo *Probit*, cuja variável dependente é uma variável *dummy* com valor 1 para famílias que contraíram empréstimos rurais e 0 para famílias que não contraíram empréstimos. As variáveis explicativas utilizadas foram: i) taxa de juros cobrada no empréstimo; ii) extensão da área de terra cultivável, de terra irrigada, e de terra própria possuídas pelo produtor; iii) número de homens adultos na família; iv) disponibilidade de infra-estrutura no distrito em que se localiza a propriedade rural; v) lucro com a produção de grãos no ano anterior ao levantamento dos dados; vi) extensão de estradas pavimentadas no distrito em que se localiza a propriedade, e; vii) quantidade de chuva precipitada na propriedade nos dois anos anteriores ao levantamento dos dados. Uma das principais conclusões do autor é de que a demanda por crédito rural mostra-se baixa, sendo o racionamento de crédito consideravelmente menor do que é convencionalmente assumido.

Barajas, Lopes e Oliveros (2001) estudaram a existência de restrições na oferta de crédito bancário na Colômbia. A metodologia utilizada pelos autores compreendeu a estimação de duas equações, uma de oferta e outra demanda de crédito, sendo que a última possui a seguinte especificação:

$$\frac{L_t^d}{P_t} = \beta_{40} + \beta_{41}(r_t - \dot{P}_t) + \beta_{42}d_t + \beta_{43}B_t + \beta_{44}\dot{P}_t^e + \beta_{45}GAP_t + \beta_{46}r_t^b + \varepsilon_{4t} \quad (12)$$

onde: L_t^d = Corresponde às carteiras nominais de crédito do sistema financeiro e títulos do setor privado;

P_t = índice de preços da economia;

r_t = taxa de juros nominal cobrada nos empréstimos;

$\dot{P}_t$ = taxa de inflação dos preços ao consumidor;

d_t = índice de produção industrial real da indústria;

B_t = média mensal do indicador diário da Bolsa de Valores de Bogotá;

P_t^e = taxa de inflação esperada. Foi utilizada uma média móvel de ordem 3, centrada no período t , da taxa de inflação anual dos preços ao consumidor;

GAP_t = hiato do produto;

r_t^b = taxa de juros dos depósitos a prazo;

ε_{4t} é um termo de erro aleatório do modelo, sendo que: $\varepsilon_{4t} \sim N(0, \sigma^2)$.

Os autores utilizaram dados mensais para analisar os períodos de 03/1999 a 09/1999 e também de 04/2000 a 02/2001, e concluíram que em ambos ocorreu racionamento de crédito, representado por um excesso de demanda à taxa de juros vigente. Segundo eles, essa restrição de crédito ocorreu devido à menor capacidade de concessão de empréstimo por parte dos intermediários e à deterioração da qualidade dos ativos que poderiam ser oferecidos em garantia.

Calza, Gartner e Sousa (2001) estudaram os determinantes dos empréstimos para o setor privado na área de atuação do Euro. Os autores utilizaram uma amostra de dados trimestrais abrangendo o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1980 e o segundo trimestre de 1999 e aplicaram a metodologia de co-integração proposta por Johansen (1988, 1991). A principal conclusão do trabalho foi de que o volume de empréstimos reais possui um relacionamento de longo prazo com o Produto Interno Bruto e com a taxa de juros, sendo positivamente relacionado com o primeiro e negativamente relacionado com o último.

Zárate e Hernández (2001) estudaram a demanda de crédito no México. A metodologia utilizada pelos autores consistiu na estimação de uma função, onde o volume de crédito demandado depende: *i*) do índice da Bolsa Mexicana de Valores; *ii*) da dívida pública; *iii*) da taxa de juros dos títulos públicos Cetes de 28 dias; *iv*) da oferta monetária, representada pelo conceito M1 dos meios de pagamento; *v*) das importações de bens intermediários; *vi*) do Produto Interno Bruto; *vii*) dos gastos em promoção e publicidade por parte dos bancos; *viii*) do número de filiais das instituições financeiras; *ix*) da taxa de câmbio de pesos/dólares norte-americanos; *x*) dos salários reais, e; *xi*) da taxa de inflação. Uma das conclusões dos autores refere-se ao fato de que a demanda de crédito obedece a fatores inerciais relacionados com a relação entre banco versus tomador de recursos e com o dinamismo da atividade econômica.

Hofmann (2001) analisou os determinantes do crédito do setor privado não-bancário, em 16 países industrializados, durante o período de 1980 a 1998. Por meio de testes de co-integração,

o autor concluiu que movimentos de longo-prazo do crédito no período citado não foram explicados por fatores de demanda de crédito usuais, como o Produto Interno Bruto - PIB e a taxa de juros real. Porém, uma vez que os preços de propriedades, medidos como uma média ponderada dos preços de propriedades comerciais e rurais, são adicionados ao sistema, pode-se obter equilíbrios de longo prazo relacionando positivamente o crédito real ao PIB real e aos preços de propriedade reais e relacionando negativamente o crédito real à taxa de juros real. Portanto, os preços de propriedades aparentam ser um importante determinante da capacidade de empréstimo de longo-prazo do setor privado.

Valverde et al. (2002) estimaram a demanda privada real de crédito para a Costa Rica no período compreendido entre 01/1995 a 12/2001. A demanda de crédito foi especificada como uma função negativa da taxa de juros real cobrada pelos empréstimos, e uma função positiva tanto do nível de atividade econômica real, como do crescimento econômico real esperado para os seis meses seguintes.

Khandker e Faruquee (2003) investigaram os determinantes da utilização de crédito rural pelas famílias rurais do Paquistão. Utilizando dados *cross-section* de 1996, obtidos junto a 4.380 unidades familiares, os autores estimaram um modelo do tipo *Tobit*, tendo como variável dependente o montante total de crédito rural tomado pelas famílias, e como variáveis explicativas: *i*) os gastos com consumo; *ii*) o custo anual de produção; *iii*) o valor da renda líquida obtida na venda da produção; *iv*) o valor dos ativos possuídos pela família (exceto a terra); *v*) a quantidade de horas de trabalho humano utilizado na produção; *vi*) escolaridade do chefe da família, e; *vii*) extensão de terra possuída pela família. Dentre as conclusões obtidas, destacam-se as evidências de que o crédito rural, além de influenciar significativamente o produto, contribui para a melhoria do bem-estar das famílias.

Lima (2003) investigou a influência do capital social (utilização de grupos e redes de relacionamentos para assegurarem benefícios) no acesso do agricultor ao crédito rural concedido pelos bancos. O autor utilizou dados da safra 1995/1996, referentes a 468 municípios do estado de São Paulo, e estimou um modelo *Logit* com as seguintes variáveis:

$$V = f(G, K, W) \quad (13)$$

onde *V* representa as Unidades de Produção Agropecuária - UPAs que receberam crédito, em cada município integrante da amostra de dados, assumindo valor 1 (ocorrido) ou 0 (não ocorrido); *G* refere-se às garantias oferecidas nos empréstimos, sendo utilizado, como *proxy*, o valor da receita

de produção animal e vegetal de cada município; K representa o capital social, cuja *proxy* escolhida para representá-lo foi o percentual de UPAs participantes de cooperativas, associações ou sindicatos de produtores, e; W representa outras variáveis que possam influenciar o volume de crédito, tais como presença de agência bancária no município, facilidade de acesso, tamanho do contrato, entre outras. O estudo conclui que o capital social afeta o volume de crédito rural, e que, portanto, investimentos na formação e manutenção deste capital contribuem para a eficiência da intermediação financeira e para o desenvolvimento do setor rural.

Ikhide (2003) analisou a existência de racionamento de crédito (excesso de demanda de crédito às taxas de juros vigentes) por parte dos bancos comerciais da Namíbia, durante o período de 1993-02. Uma parte do estudo consistiu na estimação de equações de oferta e demanda de crédito, sendo a última especificada da seguinte forma:

$$\frac{L_t^d}{P_t} = \beta_{50} + \beta_{51}GAP_{t-1} + \beta_{52}Y_t^e + \beta_{53}r_t + \beta_{54}\dot{P}_t + \beta_{55}P_t^{ne} + \varepsilon_{5t} \quad (14)$$

onde: L_t^d = demanda de crédito nominal;

P_t = índice de preços ao consumidor;

GAP_{t-1} = hiato do produto;

Y_t^e = produto esperado;

r_t = taxa de juros nominal cobrada sobre os empréstimos;

$\dot{P}_t$ = taxa de inflação observada;

P_t^{ne} = taxa de inflação não esperada, definida como sendo a diferença entre a taxa de inflação observada e a taxa de inflação esperada;

ε_{5t} é um termo de erro aleatório do modelo, sendo que: $\varepsilon_{5t} \sim N(0, \sigma^2)$.

O autor concluiu que, no período analisado, houve racionamento de crédito bancário, sendo que o mesmo foi causado pelo elevado risco percebido pelos bancos em relação aos seus clientes.

Souza Sobrinho (2003) estudou a existência de evidências empíricas para o canal de crédito no Brasil. A metodologia empregada consistiu em análise descritiva e testes econométricos realizados utilizando diferentes indicadores de mercado. As principais conclusões

do autor foram as seguintes: *i*) os empréstimos bancários determinados pelas condições de mercado são predominantemente de curto prazo, e destinados a financiar o capital de giro das empresas, implicando em uma rápida reação da economia frente aos choques de política monetária; *ii*) os testes de causalidade de Granger mostram que a oferta de crédito e, em menor proporção, o *spread* bancário, contêm informações que auxiliam na previsão do produto da economia; *iii*) as funções de resposta a impulso indicam que os bancos reduzem a oferta de crédito e aumentam o *spread* em resposta a um arrocho monetário, sendo que tal ação afeta negativamente a atividade econômica, e; *iv*) além dos indicadores do mercado de crédito baseados em preço e em quantidade, os testes apoiados na velocidade do crédito demonstram que essa variável tem um impacto significativo sobre a trajetória do produto, quando a mesma é afetada por choques monetários.

Sahu, Madheswaran e Rajasekhar (2004) investigaram o racionamento de crédito rural na Índia. Utilizando dados *cross-section* coletados em 2001-02, referentes a 200 produtores rurais, estimou-se um modelo *Probit*, tendo como variável dependente o acesso ao mercado de crédito rural. As variáveis explicativas utilizadas foram: *i*) extensão de terras cultiváveis; *ii*) qualidade da terra; *iii*) valor dos ativos detidos pelo produtor rural (excluindo a terra); *iv*) renda (excluindo a oriunda da atividade rural); *v*) proporção de terras irrigadas; *vi*) casta social a que pertence o produtor, e; *vii*) anos de escolaridade. Dentre as principais conclusões dos autores, destaca-se a evidência de que o crédito rural é limitado em certas áreas rurais, apesar da existência de uma elevada demanda pelo mesmo.

Katchova (2005) analisou os determinantes da probabilidade de contratar crédito rural por parte dos produtores rurais dos EUA. A autora utilizou dados de 7.699 propriedades rurais para estimar um modelo *Probit*, tendo como variável dependente o uso do crédito (variável *dummy* indicando 1 se a propriedade utiliza e 0 do contrário) e como variáveis explicativas: *i*) montante de débitos existente; *ii*) razão entre total de débitos e total de ativos; *iii*) número de empréstimos contraídos anteriormente; *iv*) renda bruta da propriedade; *v*) total de renda obtida por atividades não relacionadas à propriedade rural; *vi*) taxa de retorno sobre o ativo; *vii*) montante de pagamentos recebidos do governo; *viii*) extensão de terras utilizáveis; *ix*) índice indicando o grau de diversificação das atividades da propriedade; *x*) uso de seguro rural; *xi*) razão entre terra própria e terra arrendada; *xii*) idade do produtor; *xiii*) escolaridade do produtor; *xiv*) grau de aversão ao risco; *xv*) situação jurídica da propriedade (pessoa física, firma individual), e; *xvi*) taxa

de juros cobrada nos empréstimos. O autor concluiu que as variáveis mais significativas na explicação da probabilidade de contrair crédito rural foram a renda bruta, a qual afeta positivamente, e aversão ao risco e idade do produtor, as quais afetam negativamente a probabilidade de contratar crédito rural.

3 CARACTERÍSTICAS DO SISTEMA FINANCEIRO BRASILEIRO

Este capítulo do trabalho contém um panorama geral da estrutura do sistema financeiro brasileiro, bem como das operações de crédito realizadas no âmbito do mesmo, sendo que a mesma encontra-se dividida em três seções. A seção 3.1 apresenta a evolução histórica do sistema financeiro brasileiro. Na seção 3.2 é descrita a composição atual do sistema financeiro nacional e o funcionamento de suas principais instituições. Finalmente, a seção 3.3 contém informações acerca da evolução recente do sistema financeiro brasileiro, em termos de número de instituições e dados relativos às concessões de crédito, além de um tópico a respeito da evolução do crédito rural no Brasil.

3.1 Evolução histórica do sistema financeiro brasileiro

As principais fases da evolução do sistema financeiro do Brasil coincidem com as da evolução da economia brasileira, podendo ser caracterizadas quatro fases distintas: *i*) a primeira fase ocorre do período imperial até os primeiros anos de república no Brasil; *ii*) a segunda fase compreende o período entre as duas guerras mundiais, incluindo a Grande Depressão; *iii*) a terceira fase ocorre do fim da Segunda Guerra Mundial até 1964, e; *iv*) a quarta fase se estende de 1964 até os dias atuais. Estas fases são descritas nos tópicos 3.1.1 a 3.1.4, com base em Lopes e Rossetti (1998).

3.1.1 O Império e os primeiros anos da República

A primeira fase da evolução do sistema financeiro brasileiro abrange o fim do período colonial, o Império e os primeiros anos da República. Com a transferência da família real para o Brasil, em 1808, além do estabelecimento de instituições monetárias, criaram-se as pré-condições necessárias para o surgimento da intermediação financeira no país e a criação de bancos comerciais. Com a abertura dos portos, a celebração de novos acordos comerciais e a articulação de relações econômicas e financeiras com a Europa, com colônias africanas e asiáticas e com países sul-americanos, tornou-se necessária a implantação de um mercado financeiro capaz de dar assistência às atividades de importação e exportação amplamente incentivadas no período.

Em 1808, foi criada a primeira instituição financeira do país, o Banco do Brasil, realizando as seguintes operações: desconto de letras de câmbio, depósito de metais preciosos, papel-moeda e diamantes, emissão de notas bancárias (moeda de curso legal) a serem resgatadas contra apresentação, operações de câmbio, captação de depósitos a prazo, monopólio da venda de diamantes, Pau-Brasil e marfim, e o direito exclusivo das operações financeiras do governo.

Em 1835, as operações desse primeiro Banco do Brasil foram encerradas. O principal motivo que ensejou a falência desse banco teria sido sua interligação com o governo. Ao invés de cumprir funções básicas de intermediação para o crescimento das atividades produtivas internas, o Banco do Brasil havia se convertido em fornecedor de recursos para pagar as despesas governamentais, basicamente decorrentes das compensações devidas a Portugal, em função do reconhecimento da independência do Brasil, das despesas militares com a guerra no sul do país (anexação da Província Cisplatina) e dos gastos com a criação de um exército e de uma marinha de guerra.

Na década de 1830, teve início o ciclo de prosperidade econômica ligado à produção de café, estimulando a formação de um mercado interno e a execução de investimentos de longo prazo nas áreas de transporte ferroviário, portos marítimos e comunicações internacionais. Essa evolução na economia real seria acompanhada de uma expansão e consolidação do sistema financeiro. Em 1838, um grupo privado criou e estabeleceu o Banco Comercial do Rio de Janeiro. A solidez e o crescimento dessa instituição incentivaram o surgimento, em outras praças, de outras instituições similares, como o Banco da Bahia, em 1845, o Banco do Maranhão, em 1847 e o Banco Comercial de Pernambuco, em 1851. Também no ano de 1851, foi constituído um novo Banco do Brasil, por iniciativa do Barão de Mauá. Em 1853, operou-se a primeira fusão bancária do país, entre o Banco Comercial do Rio de Janeiro e o Banco do Brasil, criando um novo banco sob a denominação de Banco do Brasil.

A partir de 1853, verifica-se uma consolidação da estrutura do sistema financeiro do Brasil durante o Império. O Banco do Brasil expandiu-se, instalando filiais inicialmente no Rio Grande do Sul e em São Paulo, e posteriormente em Ouro Preto, Bahia, Pernambuco, Maranhão e Pará. Este, todavia, não manteria o monopólio da emissão de notas bancárias e da intermediação financeira no país, em decorrência do surgimento de novas casas bancárias.

A partir do início da década de 1860, as atividades de intermediação financeira no país seriam ampliadas com a chegada dos primeiros bancos estrangeiros. Os dois primeiros, ambos em

1863, foram o *London & Brazilian Bank*, com sede no Rio de Janeiro e filiais em Recife e no Rio Grande do Sul, e o *The Brazilian and Portuguese Bank*, fundado no Rio de Janeiro, com filial portuguesa na cidade do Porto. No final da década de 1870, o Brasil possuía 17 bancos, essencialmente ligados às atividades do setor cafeeiro ou à implantação de projetos do setor de infra-estrutura.

Nos últimos anos do Império e durante a Primeira República, no decurso de uma fase de crescimento não disciplinado, as atividades bancárias do país atravessaram momentos difíceis. A libertação dos escravos, ocorrida em 1888, alterou substancialmente a ordem econômica e financeira do país. Ainda no Império, para atender à pressão por maior volume de crédito em virtude da expansão da massa salarial e das necessidades de financiamento dos novos empreendimentos, o poder emissor, que se encontrava a cargo do Tesouro, foi estendido aos bancos.

Após o encilhamento, ocorrido entre 1892 e 1906, período em que se verificou grande expansão dos meios de pagamento, ampliação das atividades de intermediação financeira e conseqüente surto inflacionário, o país atravessou um período de contra-reforma, no período de 1892 a 1906, caracterizado, inicialmente, por um esforço de estabilização, seguido de um relaxamento da austeridade e, por fim, recessão generalizada.

As medidas de estabilização após o encilhamento levaram o sistema bancário do país a enfrentar dificuldades operacionais, resultando em novas fusões bancárias, envolvendo inclusive o Banco do Brasil.

A partir de 1906, com o fim da crise financeira do início do século, as atividades de intermediação financeira do país voltaram gradativamente à normalidade. Em 1910, o Brasil possuía 21 bancos comerciais, dos quais 5 eram estrangeiros e 16 nacionais.

3.1.2 O período de guerras e a Depressão

O período de 1914 a 1945, segunda fase de desenvolvimento do sistema financeiro brasileiro, caracterizou-se pela ocorrência de eventos de grande importância para a intermediação financeira no Brasil. Os principais são os seguintes:

- i.* Expansão do sistema de intermediação financeira de curto e médio prazos no país;

- ii.* Criação da Inspetoria Geral dos Bancos, em 1920, sendo substituída pela Caixa de Mobilização e Fiscalização Bancária, em 1942, instalação da Câmara de Compensação, e implantação da Carteira de Redescontos do Banco do Brasil, ambas em 1921. Estas medidas propiciaram disciplinamento, integração e ampliação das margens de segurança da intermediação financeira no país;
- iii.* Elaboração de projetos para ampliação e diversificação da estrutura de intermediação financeira no país, basicamente para a criação de instituições especializadas, que atendessem à crescente demanda por financiamentos a longo prazo;
- iv.* Início dos estudos e esforços para a criação de um Banco Central no país.

Durante os anos de 1914 a 1945, as instituições de intermediação financeira no país desenvolveram-se com relativa segurança, aumentando o seu raio de ação e dando sustentação às mudanças que se operavam na estrutura produtiva do país. A captação de recursos e os empréstimos concedidos pelos bancos comerciais elevaram-se de forma consistente durante todo o período, apesar da interrupção (pouco acentuada) nos anos da Grande Depressão. No período de 1914 a 1945, os depósitos e os empréstimos cresceram cerca de 65 vezes em valores nominais, e 11 vezes em valores deflacionados. Outro indicador da crescente importância do setor bancário na economia do Brasil, refere-se à participação dos depósitos à vista no estoque total de moeda (M1), o qual passou de 40% no início do período para mais de 60% no final da década de 1920.

Nos últimos anos da segunda fase, o número de estabelecimentos de intermediação bancária no país já se mostrava expressivo. De 1940 a 1945 as matrizes e agências de bancos nacionais passaram de 1.280 para 2.035, ao passo que os estabelecimentos de bancos estrangeiros passaram de 80 para 39.

3.1.3 O período de transição de 1945 a 1964

Esta fase é considerada um período de transição entre a estrutura ainda simples de intermediação financeira, firmada ao longo da primeira década do século, e a complexa estrutura formada a partir das reformas institucionais ocorridas em 1964 e 1965. As principais transformações ocorridas no período foram:

- i.* Consolidação e penetração, no espaço geográfico, da renda de intermediação financeira de curto e médio prazos, com a conseqüente expansão do número de agências bancárias nas diferentes regiões geoeconômicas do país;
- ii.* Implantação da Superintendência da Moeda e do Crédito - SUMOC, o qual tinha as funções normativa, de assessoria, controle e fiscalização do sistema financeiro;
- iii.* Criação de uma instituição financeira central de fomento, o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico - BNDE, para fornecer recursos de longo prazo, destinados principalmente para implantação de setores básicos de infra-estrutura na economia do país;
- iv.* Criação de instituições financeiras de apoio a regiões carentes, como o Banco do Nordeste do Brasil e o Banco de Crédito da Amazônia;
- v.* Desenvolvimento de companhias de crédito, financiamento e investimento, para captação e aplicação de recursos em prazos compatíveis com a crescente demanda de crédito a médio e longo prazos, exercida por empresas e consumidores, em decorrência da implantação de setores como de bens de capital e de consumo durável.

No período de 1951 a 1964 houve um grande processo de fusões e aquisições, sendo que o número de matrizes de bancos reduziu-se de 396, no início do período, para 328, em 1964. Contudo, no mesmo período, houve um aumento considerável no número de agências, o qual passou de 3.600 para 6.454. A razão entre depósitos à vista e M1 passou de 66,5% para 77,5%, no período citado. As operações de crédito cresceram cerca de 16,0%, em valores reais, entre 1951 e 1962, reduzindo-se apenas no período de 1963 e 1964.

3.1.4 Das reformas de 1964 e 1965 até os dias atuais

A última fase da evolução da intermediação financeira no Brasil inicia-se nos anos de 1964 e 1965, através da promulgação de três leis que causaram grandes alterações no sistema financeiro:

- i.* Lei n. 4.380, de 21/08/1964, que introduziu a correção monetária nos contratos imobiliários, criou o Banco Nacional de Habitação - BNH e institucionalizou o Sistema Financeiro de Habitação - SFH;
- ii.* Lei n. 4.595, de 31/12/1964, que reestruturou o Sistema Financeiro Nacional, definindo as características e as áreas específicas de atuação das instituições financeiras e

transformando a SUMOC e seu conselho no Banco Central do Brasil e no Conselho Monetário Nacional, respectivamente;

- iii.* Lei n. 4.728, de 14/07/1965, que disciplinou o mercado de capitais e estabeleceu medidas para seu desenvolvimento.

De forma resumida, as mudanças ocorridas no sistema de intermediação financeira do Brasil após as reformas do biênio 1964-65 foram as seguintes: *i*) maior diversidade de instituições financeiras; *ii*) especialização operacional; *iii*) forte expansão do número de instituições, no período de 1964 a 1974, seguida de redução, entre os anos de 1974 a 1985 e também no período de 1993 a 2000, objetivando ganhos de escala nas operações; *iv*) ampliação do número de agências por instituição; *v*) maior participação das instituições não bancárias (Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social - BNDES, caixas econômicas, sociedades de crédito imobiliário, associações de poupança e empréstimo, sociedades de crédito, financiamento e investimento e bancos de investimento) no total dos empréstimos concedidos; *vi*) expansão dos haveres financeiros não monetários (compreendem os depósitos de poupança, depósitos a prazo, letras de câmbio, letras imobiliárias e títulos da dívida pública federal, estadual e municipal fora do Banco Central) captados pelo sistema financeiro, e; *vii*) expansão dos empréstimos concedidos ao setor privado.

Em 1988, foram adotadas ações importantes para o sistema financeiro do país, entre as quais a implementação, por parte do Banco Central, do Plano Contábil das Instituições Financeiras - COSIF e a Resolução n. 1524/88 do Conselho Monetário Nacional, a qual alterou o processo de negociação e concessão de autorização para funcionamento de instituições financeiras e não financeiras que fazem parte do subsistema de intermediação (MASSEI, 2004).

A abertura financeira, no início da década de 1990, também levou as autoridades a promoverem medidas para adequar o Sistema Financeiro Nacional a este novo ambiente, dentre as quais, tem-se a publicação das seguintes resoluções (PUGA, 1999):

- i.* Resolução n. 2.099/94, a qual determinava que o país passaria a adotar a metodologia do Acordo da Basiléia a cerca dos níveis mínimos de capital, e introduz exigência de que as instituições financeiras são obrigadas a compatibilizar seu capital com o grau de risco das operações realizadas;
- ii.* Resolução n. 2.212/95, que retirava a determinação de que capital mínimo exigido dos bancos estrangeiros deveria ser 100,0% superior aos limites fixados para as instituições

nacionais. Esta resolução também incentivava as atividades de aquisição, fusão e incorporação entre as instituições, visando a redução de custos por meio do aumento na escala de operações.

Com o intuito de proteger a atividade bancária, que se encontrava exposta a um crescente risco sistêmico diante do reordenamento que ocorreu no Brasil após o Plano Real, em 1995 foi instituído o Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro - PROER (HAJJ, 2005).

O PROER determinava as reorganizações administrativas, operacionais e societárias de instituições financeiras, e compreendia basicamente a adoção das seguintes medidas (HAJJ, 2005):

- i.* Criação de linha especial de assistência financeira, vinculada a títulos ou operações de responsabilidade do Tesouro Nacional ou de entidades da administração federal indireta;
- ii.* Liberação de recursos do recolhimento compulsório, sobre os depósitos à vista, para aquisição de Certificados de Depósito Bancário - CDB de emissão de instituições participantes do PROER;
- iii.* Flexibilização do atendimento dos limites operacionais aplicáveis às instituições financeiras.

Até o seu encerramento, o PROER auxiliou sete bancos nacionais, a um custo estimado de R\$ 22,9 bilhões ao BACEN (HAJJ, 2005).

Dada a incapacidade dos bancos estaduais em se enquadrarem nas normas do sistema financeiro, principalmente em razão dos mesmos atuarem como “emissores de moeda”, em 1997 o BACEN implementou o Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual - PRO intermediários financeiros ES. Este programa autorizou o Governo Federal a financiar a privatização, extinção ou transformação dos bancos estaduais e, como medida mais importante, autorizou também a aquisição dos créditos de governos estaduais e de suas empresas junto a seus bancos. Desta forma, abriu-se caminho para viabilizar a privatização, liquidação ou transformação desses bancos em agências de fomento, resolvendo a questão das finanças públicas (MASSEI, 2004; LUNDBERG, 1999).

Um ação importante para expansão do crédito às pessoas físicas foi a promulgação, por parte do Governo Federal, da Medida Provisória n. 130, de 18/09/2003, a qual autorizou as instituições financeiras a descontar na folha de pagamento os valores referentes ao pagamento de

empréstimos e financiamentos, desde que permitido pelo devedor. Este tipo de operação ficou conhecido como empréstimo consignado, e geralmente possui taxas de juros inferiores às aquelas cobradas em operações cujas parcelas são debitadas da conta-corrente, em virtude do credor se deparar com uma maior probabilidade de retorno dos recursos emprestados. Em 05/2006, os empréstimos consignados representaram 48,8% do total das operações de crédito pessoal realizadas no âmbito do sistema financeiro brasileiro e 31,03% do total das concessões de crédito com recursos livres realizadas naquele mês (BACEN, 2006d).

Em 2004, o Bank for International Settlements - BIS lançou o Acordo da Basileia II, o qual propõe medidas para reforçar o controle sobre as operações realizadas pelas instituições financeiras. O ponto principal deste acordo é a vinculação das exigências de capital mínimo das instituições aos seus riscos operacional (perdas decorrentes de sistemas e/ou controles inadequados, falhas de gerenciamento e erros humanos), de crédito (devedores não honram seus compromissos) e de mercado (comportamento do preço do ativo diante das condições de mercado). No Brasil, o BACEN definiu um cronograma de implantação do novo acordo até o ano de 2011 (DUARTE JÚNIOR, 2006; PFITSCHER, 2005; CHIANAMEA, 2004).

3.2 Composição atual do sistema financeiro brasileiro

O sistema financeiro brasileiro tem sua composição atual formada por três diferentes tipos de entidades, de acordo com seu papel de atuação: órgãos normativos, entidades supervisoras e operadores. A Figura 2 apresenta um esquema contendo os participantes dentro de cada tipo de entidade, bem como os vínculos existentes entre os participantes do sistema. A seguir, são descritas apenas as funções do Conselho Monetário Nacional e das entidades vinculadas ao mesmo, não sendo considerado os demais participantes do sistema, para fins de adequação ao tema objeto de estudo neste trabalho (BACEN, 2006d; BACHA, 2004).

Figura 2 - Composição do sistema financeiro brasileiro

Fonte: Adaptado de BACEN (2006d)

O Conselho Monetário Nacional - CMN foi instituído pela Lei n. 4.595, de 31 de dezembro de 1964, e tem a responsabilidade de elaborar as políticas monetária, creditícia e cambial do país, as quais servem de orientação ao Banco Central em suas atividades de fiscalizar, controlar e regular a atuação dos intermediários financeiros. Os participantes do CMN são o Ministro da Fazenda (que ocupa o cargo de presidente do CMN), o Ministro do Planejamento, Orçamento e Gestão e o presidente do Banco Central do Brasil. São algumas funções do CMN:

- i.* adaptar o volume dos meios de pagamento às reais necessidades da economia;
- ii.* regular o valor interno e externo da moeda e o equilíbrio do balanço de pagamentos;
- iii.* orientar a aplicação dos recursos das instituições financeiras;
- iv.* propiciar o aperfeiçoamento das instituições e dos instrumentos financeiros;

- v. zelar pela liquidez e solvência das instituições financeiras;
- vi. coordenar as políticas monetária, creditícia, orçamentária e da dívida pública interna e externa.

O Banco Central do Brasil - BACEN tem a responsabilidade de executar as políticas monetária, creditícia e cambial definidas pelo CMN. Suas principais atribuições são:

- i. emitir papel-moeda;
- ii. receber os depósitos obrigatórios dos bancos comerciais;
- iii. realizar operações de redesconto de liquidez e de redesconto seletivo;
- iv. realizar operações de *Open Market*;
- v. efetuar o controle do crédito bancário;
- vi. realizar a gestão da base monetária e da taxa de depósito compulsório, visando influenciar a taxa de juros de mercado;
- vii. fiscalizar as instituições financeiras e a concessão da autorização para o funcionamento das mesmas;
- viii. administrar as reservas cambiais do país.

A Comissão de Valores Mobiliários - CVM representa uma autarquia vinculada ao Ministério da Fazenda, tendo sido instituída pela Lei n. 6.385, de 7 de dezembro de 1976. Tem como função regulamentar, desenvolver, controlar e fiscalizar o mercado de valores mobiliários brasileiro. Tem as seguintes funções principais:

- i. garantir o funcionamento eficiente e regular dos mercados de bolsa e de balcão;
- ii. conceder proteção aos titulares de valores mobiliários;
- iii. impedir ou coibir fraudes ou manipulações no mercado;
- iv. zelar pelo acesso do público a informações sobre valores mobiliários negociados e sobre as companhias que os tenham emitido;
- v. garantir a utilização de práticas comerciais justas no mercado de valores mobiliários;
- vi. estimular a formação de poupança interna e sua aplicação em títulos mobiliários;
- vii. promover a ampliação e o funcionamento eficiente e regular do mercado de ações e estimular as aplicações permanentes em ações do capital social das companhias abertas.

As instituições financeiras captadoras de depósitos à vista são os bancos múltiplos, bancos comerciais, Caixa Econômica Federal e Cooperativas de Crédito.

Os bancos múltiplos foram instituídos em 1988, e são instituições autorizadas a operar, conjuntamente, as carteiras comercial (financiamento de curto e médio prazo para empresas e pessoas físicas), de investimento (oferecem crédito de médio e longo prazo para capital de giro e investimento), de desenvolvimento (financiamento de investimentos privados de longo período de maturação), de crédito imobiliário, de arrendamento mercantil e de crédito, financiamento e investimento às pessoas físicas. O banco múltiplo pode operar todas essas carteiras ou combinações delas, sendo que o mesmo deve ter no mínimo duas carteiras, sendo uma delas obrigatoriamente comercial ou de investimento. São autorizados a captar depósitos à vista.

Bancos comerciais são instituições financeiras, privadas ou públicas, que têm como principal objetivo suprir recursos necessários para financiar, a curto e a médio prazos, o comércio, a indústria, as empresas prestadoras de serviços, as pessoas físicas e terceiros em geral. Podem captar depósitos à vista e a prazo, e devem ser constituídos sob a forma de sociedade anônima. São obrigados a recolher encaixes sobre os depósitos à vista e emprestar no mínimo 25,0% do montante captado em depósitos à vista para o financiamento da agropecuária.

A Caixa Econômica Federal está regulada, pelo Decreto-Lei n. 759, de 12 de agosto de 1969, como empresa pública vinculada ao Ministério da Fazenda. Tem forma de atuação similar aos bancos comerciais, tendo a prerrogativa de captar depósitos à vista e efetuar prestação de serviços. Uma característica peculiar da Caixa diz respeito à sua prioridade em conceder empréstimos e financiamentos a programas e projetos nas áreas de assistência social, saúde, educação, trabalho, transportes urbanos e esporte. Além disso, a Caixa tem o monopólio do empréstimo sob penhor de bens pessoais e da venda de bilhetes de loteria federal. Também centraliza o recolhimento e posterior aplicação de todos os recursos oriundos do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço - FGTS e integra o Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimo - SBPE e o Sistema Financeiro da Habitação - SFH.

As cooperativas de crédito são regulamentadas pelas legislações e normas do sistema financeiro, e também pela Lei n. 5.764, de 16 de dezembro de 1971, a qual define a política nacional de cooperativismo e institui o regime jurídico das sociedades cooperativas. Os lucros eventualmente auferidos de suas operações – prestação de serviços e oferecimento de crédito aos cooperados – são repartidos entre os associados. Devem possuir no mínimo vinte associados, e estão autorizadas a realizar operações de captação, por meio de depósitos à vista e a prazo, somente de associados, de empréstimos, repasses e refinanciamentos de outras entidades

financeiras, e de doações. Podem conceder crédito somente a associados, através de desconto de títulos, empréstimos e financiamentos, e realizar aplicação de recursos no mercado financeiro.

A categoria “Demais instituições financeiras” abrange as agências de fomento, associações de poupança e empréstimo, bancos de desenvolvimento, bancos de investimento, Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social - BNDES, companhias hipotecárias, cooperativas centrais de crédito, sociedades de crédito, financiamento e investimento, sociedades de crédito, financiamento e investimento, sociedades de crédito imobiliário e sociedades de crédito ao microempreendedor.

As agências de fomento têm como função a concessão de financiamento de capital fixo e de giro associado a projetos na Unidade da Federação onde tenham sede. Devem estar sob o controle de Unidade da Federação, sendo que cada Unidade só pode constituir uma agência. Tais entidades não podem captar recursos junto ao público, recorrer ao redesconto, ter conta de reserva no BACEN, contratar depósitos interfinanceiros na qualidade de depositante ou de depositária e nem ter participação societária em outras instituições financeiras. Devem constituir e manter, permanentemente, fundo de liquidez equivalente, no mínimo, a 10,0% do valor de suas obrigações, a ser integralmente aplicado em títulos públicos federais.

As associações de poupança e empréstimo são constituídas sob a forma de sociedade civil, sendo propriedade comum de seus associados. Suas operações ativas são basicamente direcionadas ao mercado imobiliário e ao Sistema Financeiro da Habitação - SFH. As operações passivas são constituídas de emissão de letras e cédulas hipotecárias, depósitos de cadernetas de poupança, depósitos interfinanceiros e empréstimos externos.

Os bancos de desenvolvimento são instituições financeiras controladas pelos governos estaduais, e têm por objetivo suprir recursos necessários ao financiamento, a médio e longo prazos, de programas e projetos que visem a promover o desenvolvimento econômico e social da respectiva Unidade da Federação. As operações passivas são depósitos a prazo, empréstimos externos, emissão ou endosso de cédulas hipotecárias, emissão de cédulas pignoratícias de debêntures e de Títulos de Desenvolvimento Econômico. As operações ativas são empréstimos e financiamentos, dirigidos prioritariamente ao setor privado.

Os bancos de investimento são instituições financeiras privadas, que tem por especialidade as operações de participação societária de caráter temporário, o financiamento da atividade produtiva para suprimento de capital fixo e de giro, e a administração de recursos de terceiros.

Captam recursos por meio de depósitos a prazo, repasses externos e internos e venda de cotas de fundos de investimento. As principais operações ativas são financiamento de capital de giro e capital fixo, subscrição ou aquisição de títulos e valores mobiliários, depósitos interfinanceiros e repasses de empréstimos externos.

O BNDES passou ao *status* de empresa pública federal, por meio da Lei n. 5.662, de 21/06/1971, com personalidade jurídica de direito privado e patrimônio próprio. Encontra-se vinculado ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, e tem como objetivo apoiar empreendimentos que contribuam para o desenvolvimento do país. Suas áreas de apoio abrangem financiamento de longo prazo e custos competitivos para o desenvolvimento de projetos de investimento e para a comercialização de máquinas e equipamentos novos, fabricados no país, além do incremento das exportações brasileiras.

As companhias hipotecárias são instituições financeiras constituídas sob a forma de sociedade anônima, tendo por objetivo a concessão de financiamentos destinados à produção, reforma ou comercialização de imóveis residenciais ou comerciais, aos quais não se aplicam as normas do SFH. Suas principais operações passivas são: letras hipotecárias, debêntures, empréstimos e financiamentos no País e no Exterior. Suas principais operações ativas são: financiamentos imobiliários residenciais ou comerciais, aquisição de créditos hipotecários, refinanciamentos de créditos hipotecários e repasses de recursos para financiamentos imobiliários.

As cooperativas centrais de crédito, formadas por cooperativas singulares, organizam as estruturas de administração e suporte de interesse comum das cooperativas singulares filiadas, exercendo sobre elas, entre outras funções, supervisão de funcionamento, capacitação de administradores, gerentes e associados, e auditoria de demonstrações financeiras.

As sociedades de crédito, financiamento e investimento, conhecidas também por financeiras, foram instituídas pela Portaria do Ministério da Fazenda 309, de 30 de novembro de 1959. São instituições financeiras privadas, que têm como objetivo básico a realização de financiamento para a aquisição de bens, serviços e capital de giro.

As sociedades de crédito imobiliário são instituições financeiras, criadas pela Lei n. 4.380, de 21 de agosto de 1964, tendo como função a concessão de financiamento habitacional. Constituem operações passivas dessas instituições os depósitos de poupança, a emissão de letras e cédulas hipotecárias e depósitos interfinanceiros. Suas operações ativas são: financiamento para construção de habitações, abertura de crédito para compra ou construção de casa própria,

financiamento de capital de giro a empresas incorporadoras, produtoras e distribuidoras de material de construção.

As sociedades de crédito ao microempreendedor, criadas pela Lei n. 10.194, de 14 de fevereiro de 2001, são entidades que têm por objetivo exclusivo a concessão de financiamentos e a prestação de garantias a pessoas físicas, bem como a pessoas jurídicas classificadas como microempresas, com vistas a viabilizar empreendimentos de natureza profissional, comercial ou industrial de pequeno porte.

Por fim, a categoria de “Outros intermediários financeiros e administradores de recursos de terceiro” contempla as administradoras de consórcio, as sociedades de arrendamento mercantil, as sociedades corretoras de câmbio, as sociedades corretoras de títulos e valores mobiliários, as sociedades de crédito imobiliário e as sociedades distribuidoras de títulos e valores mobiliários.

3.3 Panorama recente do sistema financeiro brasileiro e das operações de crédito bancário

A perspectiva de estabilidade de preços que antecedeu a implantação do Plano Real, a sua confirmação ao longo dos meses seguintes e a redução do *float*, importante fonte de receita das instituições financeiras, implicaram no desencadeamento de um processo de ajuste tanto na estrutura organizacional quanto na própria forma de atuação dessas instituições. Neste contexto, houve uma acentuada redução do número de instituições do sistema financeiro brasileiro a partir da implementação do plano. Este processo foi motivado por iniciativa do Estado ou da própria dinâmica do mercado, e ocorreu através de liquidações extrajudiciais, pedidos de cancelamento, incorporações, privatizações e transferências de controle, objetivando otimizar o funcionamento do sistema diante do novo cenário econômico e, também, a fim de enfrentar os desafios da internacionalização dos serviços financeiros.

Em 12/1993 haviam 1.056 instituições financeiras em funcionamento, sem considerar as cooperativas de crédito e as administradoras de consórcio. Em 12/1998, esse número era de 822, passando para 641, em 12/2004, mostrando uma redução de 39,3% no período compreendido entre 12/1993 e 12/2004. As maiores reduções no número de instituições, entre 12/1993 e 12/2004, ocorreram nos seguintes segmentos: sociedades distribuidoras de títulos e valores mobiliários (63,5%), bancos de desenvolvimento (42,9%), sociedades corretoras de títulos e valores mobiliários (42,1%), bancos múltiplos (32,5%), bancos comerciais (31,4%) e administradoras de consórcios (29,4%). No mesmo período, houveram segmentos que registraram

aumento no número de instituições participantes, como as cooperativas de crédito, as quais passaram de 877, em 12/1993, para 1.436 em 12/2004, um aumento de 63,7% no período, os bancos de investimento (aumento de 23,5%) e as sociedades de crédito, financiamento e investimento (aumento de 12,2%). O processo de redução do número de instituições deu-se com maior fôlego no período de 1994 a 1999, havendo uma desaceleração no ritmo a partir de 2000.

Apesar da redução do número de instituições financeiras nos segmentos de banco múltiplo e banco comercial, houve uma elevação de 7,86% no número de agências bancárias no período de 12/1998 a 12/2004, passando de 16.002 para 17.260. Os estados que tiveram maior aumento no número de agências bancárias, de 12/1998 a 12/2004, foram Amapá, com aumento de 64,29% no número de agências, seguido pelo Acre (34,78%), Roraima (30,77%), Tocantins (26,56%) e Rondônia (22,22%). No período citado, houve aumento no número de agências em todos os estados, com exceção do Maranhão, que teve um recuo de 8,16% (BACEN, 2006d).

Em 12/2004 a distribuição espacial das agências bancárias era a seguinte: Sudeste agregava 54,05% das agências, seguido pela região Sul (20,21%), região Nordeste (14,46%), região Centro-Oeste (7,55%) e região Norte (3,73%). Os cinco estados com maior proporção de agências bancárias em relação ao total de agências no país, segundo dados de 12/2004, eram: São Paulo, com 32,15% do total de agências, seguido por Minas Gerais (10,63%), Rio de Janeiro (9,43%), Rio Grande do Sul (8,16%) e Paraná (7,25%). De outro lado, os cinco estados com menor número de agências eram: Roraima, com 0,10% do total de agências, Amapá (0,13%), Acre (0,18%), Tocantins (0,47%) e Piauí (0,65%). Diante desse panorama, pode-se inferir que o atendimento bancário caminhou para regiões de maior saliência econômica da sociedade. Se a teoria e evidências empíricas mostram que o segmento financeiro pode ser considerado indutor de desenvolvimento econômico, são necessárias ações para que essa atividade atinja as regiões sem tal assistência e menos desenvolvidas (BACEN, 2006d).

No período de 01/2001 a 12/2005, as concessões totais de crédito bancário do sistema financeiro brasileiro com recursos livres (inclui as concessões de crédito de todas as operações descritas na seção 2.1, exceto o crédito rural), deflacionadas pelo IGP-DI, base: 12/2005, apresentaram um comportamento oscilatório, conforme demonstrado na Figura 3, tendo ocorrido uma tendência de decrescimento nas concessões de 01/2001 até meados de 2003, sendo que a partir de então o volume de concessões apresentou tendência de crescimento até 12/2005.

Comportamento análogo foi observado nas séries isoladas de concessões de crédito com recursos livres às pessoas jurídicas e às pessoas físicas, também deflacionadas pelo IGP-DI, base: 12/2005.

Figura 3 - Volume real mensal de concessões de crédito do sistema financeiro brasileiro com recursos livres no período de 01/2001 a 12/2005 (em R\$ milhões)

Fonte: Adaptado de BACEN (2006c)

Nota: Séries deflacionadas pelo IGP-DI, base: 12/2005.

Outra medida usualmente utilizada para mensurar o nível de intermediação financeira de um país é a relação crédito/PIB. Este indicador vem aumentando desde 2002, atingindo 31,2% em 2005. A Figura 4 apresenta a evolução deste indicador no período de 1988 a 2005.

Figura 4 - Relação crédito/PIB no Brasil no período de 1988-2005 (em %)

Fonte: Adaptado de Troster (2006)

Apesar das concessões reais de crédito com recursos livres terem se mantido relativamente constantes no período de 2001 a 2005, o mesmo não pode ser dito a respeito do custo desses empréstimos. As taxas de juros reais prefixadas médias, cobradas nas operações de crédito às pessoas físicas com recursos livres (abrange todas as operações com recursos livres e taxas pré-fixadas descritas na seção 2.1, exceto o crédito rural), apresentaram uma elevação de 65,9 pontos percentuais no seu valor anual, no período de 01/2001 a 12/2005. No caso das concessões de crédito às pessoas jurídicas, as taxas de juros reais prefixadas médias, cobradas nas operações de crédito com recursos livres, apresentaram uma elevação de 25,2 pontos percentuais no seu valor anual no mesmo período. A Figura 5 apresenta o comportamento da taxa de juros real prefixada, a qual representa a média ponderada pelo volume de concessões, cobrada de pessoas físicas e jurídicas nas operações de crédito com recursos livres no âmbito do sistema financeiro brasileiro.

Figura 5 - Média das taxas de juros prefixadas reais cobradas nas concessões de crédito bancário com recursos livres às pessoas físicas e jurídicas (em % ao ano)

Fonte: Adaptado de BACEN (2006c)

Nota: Deflacionado pelo IPCA/IBGE.

Quando comparado a outros países, a razão crédito/PIB do Brasil é uma das menores do mundo, estando a frente de poucos países, como o México e a Colômbia. A taxa de juros média cobrada nas operações de crédito do sistema financeiro brasileiro também se encontra entre as mais elevadas do mundo. A Figura 6 apresenta os valores destes dois indicadores para os Estados Unidos, África do Sul, Coréia do Sul, Chile, Brasil, Colômbia e México, segundo dados de 2005.

Figura 6 - Razão crédito/PIB e taxa de juros real média cobrada nas operações de crédito bancário nos EUA, África do Sul, Coréia do Sul, Chile, Brasil, Colômbia e México (dados de 2005)

Fonte: Elaborado com dados de International Monetary Fund - IMF (2006)

Nota: Razão crédito/PIB calculada conforme Djankov, McLiesh e Shleifer (2005).

O desempenho pífio do Brasil nestes dois indicadores pode ser relacionado com políticas governamentais e características do ambiente institucional. A elevada taxa de juros que o governo utiliza na emissão e rolagem de títulos da dívida pública mobiliária contribui para o deslocamento da oferta de crédito em favor dos títulos. O processo judicial no Brasil apresenta-se excessivamente caro e demorado, o que eleva a taxa de juros e diminui a oferta de crédito. Por fim, tem-se a elevada carga tributária sobre as operações financeiras, as altas alíquotas de compulsório que as instituições devem recolher sobre os depósitos à vista e a obrigatoriedade de conceder empréstimos a taxas de juros abaixo do mercado (TROSTER, 2006).

3.3.1 O crédito rural no sistema financeiro brasileiro

Apesar das operações de crédito rural serem realizadas também por pessoas físicas e jurídicas, as suas peculiaridades quanto à taxas de juros e políticas creditícias de direcionamento de recursos fazem com que as mesmas sejam tratadas a parte nas estatísticas de crédito, o que motivou a elaboração deste tópico.

Ao longo da história brasileira, os governos sempre tiveram interferência na agricultura brasileira, alterando-se apenas a forma de intervenção. Nas décadas de 1960 e 1970, havia o repasse de consideráveis volumes de crédito subsidiado para a agropecuária. A partir dos anos de 1980, a intervenção mais saliente passou a ocorrer por meio da Política de Garantia de Preços Mínimos - PGPM, inclusive como forma de compensar a redução da política de crédito rural subsidiado. Esse tipo de política abrangia produtos específicos, como o controle da comercialização do trigo, o monitoramento dos preços agrícolas e o contingenciamento das exportações. Estas duas formas de atuação por parte do governo (crédito subsidiado e PGPM) demandavam volumes consideráveis de recursos, e não puderam ser sustentadas após as crises das dívidas interna e externa que ocorreram na economia brasileira nos anos de 1980. Deve-se ainda acrescentar os planos de estabilização da economia, supervisionados pelo Fundo Monetário Internacional, que implicavam em ajustes fiscais e necessidade de cortes de despesas, restringindo ainda mais a oferta de crédito rural. O processo de abertura da economia brasileira, na década de 1990, fez com que todas as decisões sobre crédito rural fossem pautadas pela limitação dos gastos governamentais e maior exposição da agricultura brasileira ao comércio internacional (GASQUES et al., 2004).

Em meados da década de 1980, a incapacidade do Estado em ofertar recursos para o crédito rural levou a criação de novos instrumentos para o financiamento deste setor, dentre os quais se pode destacar (GASQUES; VILLA VERDE, 1995; BANCO DO BRASIL, 2004; GONÇALVES et al., 2005):

- i.* Criação, em 1986, da Caderneta de Poupança Rural, a qual exigia que no mínimo 65,0% dos recursos captados nesta poupança deveriam ser destinados às operações de crédito rural;
- ii.* Em 1989, são regulamentadas as operações de crédito utilizando recursos dos fundos constitucionais das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. São beneficiários desses fundos as pessoas físicas, jurídicas e cooperativas de produção que desenvolvem atividades produtivas no setor agropecuário, sendo priorizado os pequenos e mini-produtores rurais que produzam alimentos, bem como projetos de irrigação;
- iii.* Outro mecanismo para alavancar recursos destinados à agropecuária são os Depósitos Interfinanceiros Rurais - DIR, criados em 1990. O DIR constitui-se em recursos das exigibilidades sobre os depósitos à vista dos bancos particulares que não desejam aplicar

esses recursos na agricultura, nem recolhê-los ao BACEN. Neste caso, os bancos comerciais abrem uma conta no Banco do Brasil, com prazo de resgate de 180 dias. Estes recursos são emprestados pelo Banco do Brasil para financiamento da atividade rural;

- iv. Através da Resolução BACEN n. 1.872/91, as instituições financeiras do Sistema Nacional de Crédito Rural (Banco do Brasil, Banco da Amazônia e Banco do Nordeste, bancos privados e estaduais, caixas econômicas, cooperativas de crédito rural e sociedades de crédito) foram autorizadas a captar recursos externos para aplicação no setor agropecuário, sendo que tais recursos deveriam ser destinados ao custeio e comercialização. Em 1995, a agroindústria foi autorizada a receber esses recursos, antes restrito apenas aos exportadores;
- v. No início dos anos de 1990, começa a se difundir o Contrato de Compra e Venda de Soja Verde, de iniciativa exclusiva do setor privado. Trata-se de um contrato mercantil de entrega futura, com preços fixos ou a fixar, e que tem por base legal os artigos 192 e 1.126 dos Códigos Comercial e Civil, respectivamente;
- vi. Em 1994, é criada a Cédula de Produto Rural - CPR, a qual se constitui em um título de comercialização antecipada de produtos rurais, sendo emitida pelos agricultores ou por suas organizações (associações e cooperativas). Pode ser endossada e garante a quantidade de produto prevista, sendo que sua liquidação ocorre por meio da entrega do produto. Em 2000, é instituída a CPR Financeira, a qual é liquidada apenas financeiramente, não necessitando a entrega do produto (GONÇALVES et al., 2005);
- vii. Para investimentos de médio e longo prazos, em 1995 o BNDES instituiu o Finame Agrícola, o qual tem como público-alvo tanto produtores quanto empresas, e destina-se ao financiamento de máquinas e equipamentos, tendo prazo máximo de pagamento de sete anos;
- viii. Em 1996, é instituído o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar - PRONAF, o qual se destina ao financiamento de produtores rurais com renda bruta anual de até R\$ 60.000,00 e assentados da Reforma Agrária;
- ix. Por fim, através da Lei n. 11.076, de 30/12/2004, o governo lançou cinco novos títulos de crédito que poderão ser utilizados pelos agentes do agronegócio para captarem recursos privados (SILVA, 2006):

- Certificado de Depósito Agropecuário - CDA: representa um título de crédito emitido pelo produtor, com a promessa de entrega do produto agropecuário armazenado de acordo com a Lei n. 9.973/2000 (nova lei de armazenagem). Pode representar os produtos agropecuários, seus derivados, subprodutos e resíduo de valor econômico;
- Warrant Agropecuário - WA: é um título de crédito que confere o direito de penhor sob o produto representado pelo CDA. Ambos CDA e WA devem ser emitidos simultaneamente, com numeração idêntica;
- Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio - CDCA: trata-se de um título lastreado nos direitos creditórios das operações comerciais realizadas por pessoas jurídicas e cooperativas, que exercem a atividade de comercialização, beneficiamento e industrialização de produtos, insumos agropecuários ou máquinas e implementos destinados à produção agropecuária;
- Letra de Crédito do Agronegócio - LCA: é um título de crédito de emissão exclusiva das instituições financeiras, públicas ou privadas, com o objetivo de negociar seus direitos creditórios com investidores privados para captar mais recursos para novos investimentos. Os direitos creditórios devem ser originados de negócios com produtores rurais ou cooperativas;
- Certificado de Recebíveis do Agronegócio - CRA: é um título de crédito de emissão exclusiva de companhias securatizadoras, sendo lastreado em direitos creditórios do agronegócio.

Utilizando valores deflacionados pelo IGP-DI, base: média de 2004, o volume de crédito rural concedido no Brasil alcançou seu ápice em 1979, quando foram concedidos R\$ 103,4 bilhões, decaindo até R\$ 15,0 bilhões em 1996. A partir de 1999, os montantes concedidos passaram a ser crescentes. Em 2004, as instituições financeiras concederam R\$ 40,4 bilhões para financiamento de atividades agropecuárias. A Figura 7 apresenta a trajetória do volume de concessões de crédito rural entre 1969 e 2004 (BACEN, 2006a).

Figura 7 - Concessões de crédito rural reais no Brasil no período de 1969 a 2004 (em R\$ bilhões)

Fonte: Dados de BACEN (2006a)

Nota: Série deflacionada pelo IGP-DI, base: média de 2004.

Em 2004, cerca de 79,0% do volume de crédito rural concedido pelas instituições financeiras foi direcionado para o setor agrícola, sendo o restante destinado para a pecuária.

A maior parte das concessões de crédito para o setor agrícola foi destinado às atividades de custeio (61,66%), seguido pelos financiamentos para comercialização (20,69%) e para investimento (17,65%). Cerca de 74,0% dos recursos destinados ao custeio agrícola, em 2004, foram utilizados na produção de nove produtos (em ordem decrescente de recursos de custeio absorvidos): soja, milho, arroz, fumo, algodão, trigo, café, cana-de-açúcar e laranja (BACEN, 2006a).

No tocante aos financiamentos para a pecuária, as atividades de custeio e investimento obtiveram maior parte dos recursos destinados ao crédito rural em 2004, com 41,43% e 39,50%, respectivamente, sendo o restante destinado à comercialização. Neste mesmo ano, do montante de recursos destinados ao custeio pecuário, cerca de 85,0% foi direcionado para quatro atividades (em ordem decrescente de absorção de recursos): criação e produção de carne bovina, engorda de aves para abate, criação de suínos e produção de leite bovino (BACEN, 2006a).

4 METODOLOGIA

Este capítulo tem por objetivo caracterizar o tipo de pesquisa em que o trabalho pode ser classificado, bem como apresentar a metodologia econométrica utilizada para consecução dos objetivos propostos.

4.1 Tipo de pesquisa

O presente trabalho pode ser caracterizado como uma pesquisa exploratória do tipo qualitativa, utilizada na caracterização das instituições financeiras e do mercado de crédito, e também quantitativa, na medida em que foi utilizada metodologia econométrica. Também se verifica a presença de elementos de pesquisa causal, uma vez que foram definidas variáveis explicativas da concessão de crédito. Finalmente, os dados a serem utilizadas são do tipo secundário externos (MATTAR, 1997; MALHOTRA, 2001).

4.2 Metodologia econométrica

Esta seção contém a metodologia econométrica empregada no trabalho, a qual é apresentada na ordem em que foi utilizada. No tópico 4.2.1 são apresentados os procedimentos utilizados para testar a presença de raízes unitárias simples e sazonal nas variáveis. Os tópicos 4.2.2 e 4.2.3 descrevem os modelos univariados e multivariados de previsão, respectivamente, utilizados para previsão das concessões de crédito bancário.

4.2.1 Teste de raiz unitária

Inicialmente, há a necessidade de verificar se as variáveis utilizadas no trabalho são estacionárias (possuem média e variância constantes no tempo e as autocovariâncias entre os valores da série não dependem do tempo, variando apenas em relação ao intervalo entre as duas observações consideradas), pois a presença de variáveis não estacionárias pode resultar em regressões espúrias e inferências errôneas a respeito da relação entre as mesmas. Considerando a seguinte regressão:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde t representa o período de tempo e y_t representa cada uma das variáveis utilizadas no trabalho. Se o coeficiente ρ é estatisticamente igual a 1, diz-se que y_t é não estacionário e apresenta uma raiz unitária. Isto é, a raiz do polinômio auto-regressivo é igual a 1. Para testar se as variáveis utilizadas neste trabalho apresentam raiz unitária, foi utilizado o teste proposto por Dickey e Pantula (1987). Estes autores propõem a realização de uma sequência de testes, começando pelo maior número de raízes unitárias presumido, e reduz-se de uma unidade esse número cada vez que a hipótese nula H_0 : *existem d raízes unitárias* for rejeitada. O procedimento termina quando H_0 não for rejeitada ou quando a última hipótese nula H_0 : *existe uma raiz unitária* também for rejeitada (FAVA, 2000c; ENDERS, 2004). O teste consiste na realização dos seguintes procedimentos: caso seja presumido que a série y_t possui r raízes unitárias, deve-se estimar a equação:

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Onde (Δ) representa o operador de diferença, sendo que $\Delta = y_t - y_{t-1}$ e $\Delta^r y_t = \Delta^{r-1} y_t - \Delta^{r-1} y_{t-1}$. Se o confronto do teste- t do coeficiente β_1 com os valores críticos propostos por Fuller (1976) permitir a não rejeição da hipótese de que $\beta_1 = 0$, então não se deve rejeitar a hipótese nula de que a série possui r raízes unitárias. Se a hipótese da existência de exatamente r raízes unitárias é rejeitada, o próximo passo consiste em testar a existência de $r - 1$ raízes estimando a equação:

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Neste caso, se for possível rejeitar a hipótese de $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 0$ por meio da comparação dos respectivos testes- t com os valores críticos de Fuller (1976), então o próximo passo consiste em testar a existência de $r - 2$ raízes unitárias estimando uma nova equação no formato:

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \beta_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Enquanto for possível rejeitar a hipótese nula de que os verdadeiros valores de β_i são iguais a zero, a equação estimada tende para o seguinte formato:

$$\Delta^r y_t = a_0 + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \beta_3 \Delta^{r-3} y_{t-1} + \dots + \beta_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Este processo deve continuar até que não seja possível rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária ou até que haja evidências de que a série é estacionária. As equações utilizadas neste teste podem ser acrescidas de valores defasados da variável dependente, a fim de evitar problemas de correlação serial.

Se a série y_t apresentar raiz unitária, a mesma deve ser diferenciada para tornar-se estacionária. Uma série que possui uma raiz unitária deve ser diferenciada uma vez, ou seja, deve ser obtida uma nova série denominada Δy_t , tal que:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad (20)$$

De forma geral, se a série y_t possui r raízes unitárias, a mesma deve ser diferenciada r vezes, o que significa realizar o processo:

$$\Delta^r y_t = \Delta^{r-1} y_t - \Delta^{r-1} y_{t-1} \quad (21)$$

A partir de então, a série passa a ser chamada de Integrada de ordem d , ou $I(d)$, onde d representa o número de diferenciações necessárias para se atingir a estacionariedade da série.

Quando se utiliza séries econômicas de periodicidade inferior a um ano, é comum que algumas séries apresentem comportamento sazonal. A sazonalidade ocorre quando a série tem um comportamento no período t , similar ao seu comportamento no mesmo período do ano anterior. Se a série apresenta sazonalidade, então diz-se que a mesma possui raiz unitária sazonal. Para verificar a existência de uma raiz unitária sazonal, foi utilizado o teste proposto por Dickey, Hasza e Fuller (1984), o qual consiste em testar a hipótese nula de $\alpha_d = 1$, contra a hipótese alternativa de $\alpha_d < 1$, na equação

$$y_t = \sum_{i=1}^d \theta_i \delta_{it} + \alpha_d y_{t-d} + e_t \quad (22)$$

onde $\delta_{it} = 1$ se $i = t$

$= 0$, caso contrário.

Para facilitar a realização do teste, a eq. (22) pode ser alterada por meio da subtração de y_{t-d} de ambos os lados da mesma. A equação resultante possui a seguinte especificação:

$$\Delta^d y_t = \sum_{i=1}^d \theta_{i0} \delta_{it} + \rho_d y_{t-d} + e_t \quad (23)$$

onde $\rho_d = \alpha_d - 1$.

Desta forma, testar se $\alpha_d = 1$ equivale a testar se $\rho_d = 0$ na eq. (23). Para dados mensais, tem-se $d = 12$. Os valores críticos para o teste também foram calculados por Dickey, Hasza e Fuller (1984).

4.2.2 Identificação, estimação, verificação e previsão de um modelo univariado

Para realização de previsões a cerca das concessões de crédito bancário, primeiramente foram utilizados modelos univariados do tipo ARIMA, apresentados por Box e Jenkins (1976). A metodologia apresentada por aqueles autores permite a previsão de valores futuros de uma série tomando por base apenas seus valores passados, e também choques ocorridos no presente e no passado, considerando a correlação temporal existente entre os valores exibidos pela série. Tais modelos são chamados de ARIMA, e são classificados como modelos univariados por envolverem apenas uma série de tempo, em oposição aos modelos multivariados (FAVA, 2000a).

Os modelos ARIMA são formados pela combinação de três componentes: o componente Auto-regressivo - AR, o filtro de Integração - I e o componente de Médias Móveis - MA. A série pode apresentar todos estes componentes ou apenas alguns deles.

Um processo Auto-regressivo de ordem- p , denominado $AR(p)$, ocorre quando uma série temporal é descrita pelos seus valores passados e por um termo de erro, ε_t , que se comporta como um “ruído branco”, ou seja, possui as seguintes propriedades: $E(\varepsilon_t) = 0$; $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$, para $s \neq t$. Este processo pode ser representado pela equação genérica:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (24)$$

O processo de Médias Móveis de ordem- q , denominado $MA(q)$, descreve um conjunto de dados como sendo resultado da combinação linear dos choques aleatórios que se comportam como ruído branco, ocorridos no período corrente e nos períodos passados. Tal modelo pode ser representado pela equação:

$$y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (25)$$

Um modelo $ARMA(p,q)$ é uma combinação de um modelo $AR(p)$ e um modelo $MA(q)$ e tem sua forma geral representada pela equação:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (26)$$

Se a série tiver sido diferenciada d vezes para tornar-se estacionária, então o modelo formado pela combinação de um modelo $AR(p)$ e um modelo $MA(q)$ passa a ser chamado de $ARIMA(p,d,q)$.

A aplicação da metodologia de Box-Jenkins foi realizada em quatro etapas: identificação, estimação, verificação e previsão (FAVA, 2000a).

Na etapa de identificação, após assegurar a estacionariedade das séries, foram elaboradas as Funções de Autocorrelação - FAC e Funções de Autocorrelação Parcial – FACP das variáveis. A FAC de ordem k mostra o coeficiente de correlação, usualmente representado por ρ_k , entre um observação no período t e as observações em $t-1, t-2, \dots, t-k$, sendo k um número inteiro maior ou igual a zero. A seqüência de pares (k, ρ_k) representa a FAC. Como na prática se trabalha com amostras, uma estimativa de ρ_k , chamada de r_k , para uma série de valores y_t pode ser calculada como (ENDERS, 2004):

$$r_k = \frac{\sum_{t=s+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-s} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})} \quad (27)$$

onde $\bar{y}$ é a estimativa do valor médio da série, ou seja, $\bar{y} = (1/T) \sum_{t=1}^T y_t$, s é um número inteiro maior ou igual a zero e T é o número total de observações da amostra. A variância para cada correlação da FAC é estimada como sendo (ENDERS, 2004):

$$\text{Var}(r_k) = T^{-1} \text{ para } k = 1 \quad (28)$$

$$\text{Var}(r_k) = T^{-1} \left(1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j^2 \right) \text{ para } k > 1 \quad (29)$$

onde r_j é o coeficiente de autocorrelação entre um observação no período t e outra observação no período $t-j$.

A FACP de ordem k apresenta a correlação entre y_t e y_{t-k} depois que a influência de $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k+1}$ sobre y_t foi descontada. O coeficiente de correlação parcial (ϕ_{jj}), para $j = 1, 2, \dots$, é dado pelo último coeficiente, β_{jj} , de cada uma das regressões a seguir:

$$y_t = \beta_{11} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rightarrow \quad \phi_{11} = \beta_{11} \quad (30)$$

$$y_t = \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{22} y_{t-2} + \varepsilon_t \quad \rightarrow \quad \phi_{22} = \beta_{22} \quad (31)$$

$$\vdots$$

$$y_t = \beta_{11} y_{t-1} + \beta_{22} y_{t-2} + \dots + \beta_{kk} y_{t-k} + \varepsilon_t \quad \rightarrow \quad \phi_{kk} = \beta_{kk} \quad (32)$$

A sequência de pares (j, ϕ_{jj}) representa a FACP. Para cálculo da variância da FACP, pode-se considerar a distribuição Normal e a variância dos coeficientes de correlação parcial como sendo T^{-1} . Desta forma, podem ser elaborados intervalos de confiança, como por exemplo um intervalo de 95,0% de confiança, o qual seria aproximadamente igual a $2/(T)^{1/2}$. Se o valor do coeficiente excede, em módulo, este intervalo, então pode-se rejeitar, ao nível de significância de 5,0%, a hipótese do mesmo ser estatisticamente igual a zero (BOX; JENKINS, 1976).

Dentro de um grande grupo de autocorrelações, algumas podem exceder o valor do intervalo de confiança, enquanto outros não. A estatística- Q de Ljung e Box (1978) foi utilizada para testar se um grupo de autocorrelações é estatisticamente diferente de zero. O cálculo desta estatística é realizado da seguinte forma:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s r_k^2 / (T-k) \quad (33)$$

Esta estatística tem distribuição χ^2 , com s (número de autocorrelações utilizadas no cálculo da estatística) graus de liberdade.

As FAC e FACP são utilizadas para verificar se o processo gerador de dados da série pode ser descrito por um processo Auto-regressivo, de Médias Móveis ou uma combinação de ambos. Para tanto, devem ser observados os comportamentos da FAC e da FACP. A Tabela 1 apresenta, de forma resumida e simplificada, os comportamentos destas duas funções característicos dos processos AR, MA e ARMA (FAVA, 2000a).

Tabela 1 - Identificação do processo ARMA a partir do comportamento da FAC e FACP

Processo	Comportamento	
	FAC	FACP
Ruído branco		
AR(p)	Declinante	Truncada em $k = p$
MA(q)	Truncada em $k = q$	Declinante
ARMA (p,q)	Declinante	Declinante

Fonte: Adaptado de Fava (2000a)

Em virtude da freqüente dificuldade de se identificar o correto comportamento das FAC e FACP, podendo levar à identificação de vários possíveis modelos, foram utilizados também os critérios *Akaike Information Criterion* - AIC e o *Schwartz Bayesian Criterion* - SBC. Estes critérios são calculados da seguinte forma:

$$\text{AIC} = \ln \sigma_\varepsilon^2 + \frac{2(p+q)}{T} \quad (34)$$

$$\text{SBC} = \ln \sigma_\varepsilon^2 + \frac{(p+q) \ln(T)}{T} \quad (35)$$

onde p e q representam a ordem do modelo ARMA, T é o número de observações e σ_ε^2 a variância dos resíduos do modelo ARMA(p, q) estimado. Dessa forma, deve-se escolher a especificação que apresentar os menores valores de AIC e SBC.

Após escolher os valores de p , d e q , devem ser estimados os p parâmetros auto-regressivos (ϕ) e os q parâmetros de médias móveis (θ). Fazendo $\phi B = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ e $\theta B = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$, onde B representa o operador de defasagem, tal que $B y_t = y_{t-1}$, $B \varepsilon_t = \varepsilon_{t-1}$ e $B^r \varepsilon_t = \varepsilon_{t-r}$ e $B^r y_t = y_{t-r}$, pode-se reescrever a eq. (26) como:

$$\phi(B) \Delta^d y_t = \phi(B) w_t = \theta(B) \varepsilon_t \quad (36)$$

onde $w_t = \Delta^d y_t$

Para formular o procedimento de estimação de outro modo, pode-se reescrever a eq. (36) em termos do erro ε_t :

$$\varepsilon_t = \theta^{-1}(B) \phi(B) w_t \quad (37)$$

A estimação tem por objetivo a obtenção de um conjunto de ϕ e θ que minimize a soma de quadrados dos erros, ou seja:

$$S(\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q) = \sum_t \varepsilon_t^2 \quad (38)$$

No caso do modelo puramente auto-regressivo, o método de estimação por Mínimos Quadrados Ordinários - MQO é consistente. Se existem termo de médias móveis, a eq. (38) é não-linear em seus parâmetros e, assim, faz-se necessário o uso de um método de estimação não linear na minimização. Além disso, o primeiro termo do erro da série ε_1 depende dos valores passados e

não-observáveis $w_0, w_{-1}, \dots, w_{-p+1}$ e $\varepsilon_0, \varepsilon_{-1}, \dots, \varepsilon_{-q+1}$. Assim, tem-se que utilizar algum método para inicializar a série, ou seja, atribuir números para esses valores não observáveis.

Após a estimação do modelo $ARIMA(p,d,q)$, deve-se verificar se o mesmo cumpre as condições de estacionariedade e invertibilidade. Considere um modelo $AR(1)$ (SARTORIS, 2003):

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (39)$$

Sabe-se que a série y_t será estacionária apenas se ϕ for menor do que 1 em valor absoluto. Pode-se reescrever a eq. (39) da seguinte forma:

$$\phi_1(B)y_t = \varepsilon_t \quad (40)$$

sendo que: $\phi_1(B) = 1 - \phi B$

Igualando $1 - \phi B = 0$ e resolvendo a expressão para B , tem-se:

$$B = \frac{1}{\phi} \quad (41)$$

Como $|\phi| < 1$, então $|B| > 1$. Assim, para que y_t seja estacionário, a raiz do polinômio $\phi_1(B)$ deve ser maior do que 1, em valor absoluto, o que significa que a raiz “cai fora do círculo unitário”. Generalizando, em um modelo $AR(p)$, a condição de estacionariedade é de que todas as raízes do polinômio $\phi(B)$ caiam fora do círculo unitário.

No caso do modelo de médias móveis, deve-se verificar a condição de invertibilidade do mesmo, a qual é análoga à condição de estacionariedade do modelo auto-regressivo. Dado um modelo $MA(1)$:

$$y_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (42)$$

ou

$$y_t = \theta_1(B)\varepsilon_t \quad (43)$$

onde: $\theta_1(B) = 1 - \theta B$

Para estimação do modelo de médias móveis, faz-se necessário transformá-lo em um AR . No entanto, para que isso seja possível, é necessário que o coeficiente θ seja menor do que 1, em módulo. Fazendo $1 - \theta B = 0$ e resolvendo a expressão para B , tem-se:

$$B = \frac{1}{\theta} \quad (44)$$

Como $|\theta| < 1$, então $|B| > 1$. Assim, para um $MA(q)$, a condição de invertibilidade é que todas as raízes do polinômio $\theta(B)$ caiam fora do círculo unitário.

A etapa de verificação consiste em analisar se o modelo identificado é adequado. Para tanto, foram realizados testes para observar o comportamento dos resíduos. A análise da existência de autocorrelação nos resíduos foi realizada, primeiramente, pela elaboração da FAC dos resíduos, e posteriormente a utilização da estatística- Q de Ljung e Box (1978) para verificar a significância estatística de um grupo de autocorrelações. Adaptada para este fim, a estatística- Q de Ljung-Box é expressa como (FAVA, 2000a):

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^k r_k^2 / (T-k) \quad (45)$$

A estatística- Q amostral, calculada pela eq. (45) segue uma distribuição χ^2 como $k - p - q$ graus de liberdade, onde k representa o número de autocorrelações dos resíduos considerada no cálculo da estatística (FAVA, 2000a).

A avaliação da ordem do modelo foi realizada verificando-se a significância estatística dos coeficientes estimados, mediante a confrontação do seus valores com seus respectivos desvios-padrão estimados.

A última etapa da metodologia de Box-Jenkins consiste na realização e verificações das previsões realizadas para a série y_t . No caso deste trabalho, foram realizadas previsões apenas para as variáveis representativas das concessões de crédito bancário. A previsão pode ser pontual ou por intervalo. Para previsão pontual, faz-se necessário definir o previsor ótimo. No caso de intervalo, tem-se a necessidade de conhecer a distribuição do erro de previsão (FAVA, 2000a).

O previsor ótimo j períodos à frente, representado por $\hat{y}_n(j)$, pode ser definido como aquele que minimiza o erro quadrático médio de previsão:

$$E[y_{n+j} - \hat{y}_n(j)]^2 = E[e_n^2(j)] \quad (46)$$

onde $e_n(j)$ é o erro de previsão j instantes à frente de n .

Considere que o modelo selecionado seja um ARMA(1,1):

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (47)$$

A previsão de y_t no instante $n + j$ ($j > 0$) é dada pela esperança condicional de y_t , conforme indicado a seguir:

- equação do modelo:

$$(48)$$

$$y_{n+j} = \phi y_{n+j-1} + \varepsilon_{n+j} - \theta \varepsilon_{n+j-1}$$

- equação de previsão:

$$\hat{y}_n(j) = E[y_{n+j} / y_n, y_{n-1}, \dots, y_1] \quad (49)$$

$$\hat{y}_n(j) = E[(\phi y_{n+j-1} + \varepsilon_{n+j} - \theta \varepsilon_{n+j-1}) / y_n, y_{n-1}, \dots, y_1] \quad (50)$$

$$\hat{y}_n(j) = \phi \hat{y}_n(j-1) \quad (51)$$

Conforme apresentado nas equações (49) a (51), a esperança condicional dos valores presentes e passados de y_t é igual aos próprios valores, e a dos valores futuros é igual a suas previsões; a esperança condicional de ε_t é igual a zero nos instantes futuros (pois trata-se de um ruído branco) e igual às suas estimativas nos períodos corrente e passados.

Para elaborar um intervalo de previsão, faz-se necessário conhecer a distribuição do erro de previsão $e_n(j)$, o qual, no modelo ARMA(1,1), é dado por:

$$e_n(j) = y_{n+j} - \hat{y}_n(j) \quad (52)$$

Para facilitar a dedução da distribuição de $e_n(j)$, o modelo ARMA(p, q) é transformado em um MA(∞):

$$\phi(B)w_t = \theta(B)\varepsilon_t \quad (53)$$

$$w_t = \phi^{-1}(B)\theta(B)\varepsilon_t \quad (54)$$

Como $\phi^{-1}(B)$ é um polinômio de ordem infinita, a equação de y_t pode ser escrita da seguinte forma:

$$w_t = \psi(B)\varepsilon_t \quad (55)$$

$$w_t = (\psi_0 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \dots)\varepsilon_t \quad (56)$$

$$w_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \quad (57)$$

onde $\psi(B) = \phi(B)^{-1} \theta(B)$ e $\psi_0 = 1$.

Assim sendo, a equação w_{n+j} é:

$$w_{n+j} = \varepsilon_{n+j} + \psi_1 \varepsilon_{n+j-1} + \dots + \psi_{j-1} \varepsilon_{n+1} + \psi_j \varepsilon_n + \psi_{j+1} \varepsilon_{n-1} + \dots \quad (58)$$

A equação de previsão correspondente é:

$$\hat{w}_n(j) = \psi_j \varepsilon_n + \psi_{j+1} \varepsilon_{n-1} + \dots + \psi_{j+2} \varepsilon_{n-2} + \dots \quad (59)$$

A expressão da média e da variância de $e_n(j)$ é dada por:

$$(60)$$

$$E[(e_n(j))]=0$$

$$V[e_n(j)] = E[e_n^2(j)] = \sigma_\varepsilon^2(1 + \psi_1^2 + \psi_2^2 + \dots + \psi_{j-1}^2) = V(j) \quad (61)$$

Supondo que $e_n(j)$ tem distribuição Normal, ou seja: $e_n(j) \sim N[0; V(j)]$, pode-se construir um intervalo de previsão como sendo:

$$\hat{w}(j) \pm z \cdot \sigma_\varepsilon [1 + \psi_1^2 + \dots + \psi_{j-1}^2]^{\frac{1}{2}} \quad (62)$$

onde z representa o valor crítico escolhido da distribuição Normal Padronizada (por exemplo, para 95,0%, $z \approx 1,96$).

Como a variância de $e_n(j)$ cresce à medida que j aumenta, o intervalo de previsão aumenta quanto maior o valor de j , indicando que previsões de curto prazo são mais precisas do que as de longo prazo.

Para comparar o poder de predição dos modelos estimados, foi utilizado o Erro Quadrático Médio de Previsão - MSPE, o qual é definido como:

$$\text{MSPE} = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H e_{li}^2 \quad (63)$$

onde H representa o número de observações utilizadas para comparação com os valores previstos pelo modelo (e, portanto, não utilizadas na estimação do modelo) e e_{li} representa a diferença entre o valor realizado no período i e o valor previsto pelo modelo no mesmo período. Os modelos escolhidos foram aqueles que apresentaram os menores valores de MSPE.

A presença de sazonalidade nas variáveis requer a introdução de novos procedimentos na metodologia de Box-Jenkins. A sazonalidade pode ser comprovada por meio do exame da FAC e FACP ou através da detecção de raiz unitária sazonal. Por exemplo, para dados mensais, a sazonalidade se mostraria presente por meio da significância estatística dos coeficientes de correlação e correlação parcial nas defasagens 12, 24, 36, e assim por diante. Na prática, o processo de identificação será complicado pelo fato de que o padrão sazonal irá interagir com o padrão não sazonal dos dados. Quando a série possui evidências de raiz unitária sazonal, recomenda-se efetuar a diferenciação sazonal nos dados antes de aplicar a técnica de Box-Jenkins. Além disso, deve ser incluído um termo no modelo para capturar a sazonalidade. No caso de dados mensais, pode-se incluir tanto um termo auto-regressivos de ordem 12, quanto um termo de média móvel de mesma ordem, ou ambos simultaneamente. Para uma série mensal de dados, um

modelo ARMA(1,1) com termos para capturar a sazonalidade pode ser definido como (ENDERS, 2004):

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_{12} y_{t-12} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_{12} \varepsilon_{t-12} \quad (64)$$

A eq. (64) trata a sazonalidade por meio de coeficientes aditivos ao modelo. Outra especificação utilizada é tratar os efeitos sazonais de forma multiplicativa, permitindo a interação entre o modelo ARIMA e os efeitos sazonais. Considere a seguinte especificação multiplicativa:

$$(1 - a_1)y_t = (1 + \beta_1 L)(1 + \beta_{12} L^{12})\varepsilon_t \quad (65)$$

A eq. (65) permite que o termo de média móvel na defasagem 1 interaja com o termo sazonal de média móvel na defasagem 12. Multiplicando todos os termos, tem-se:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_{12} \varepsilon_{t-12} + \beta_1 \beta_{12} \varepsilon_{t-13} \quad (66)$$

Na prática, deve-se estimar modelos tanto na forma aditiva quanto na multiplicativa e utilizar as estatísticas de diagnóstico para escolher o melhor modelo, observando também o critério da parcimônia.

Os modelos sazonais multiplicativos têm sua notação na forma $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s$, onde: p e q = coeficientes ARIMA não sazonais;

d = número de diferenças não sazonais;

P = número de coeficientes auto-regressivos multiplicativos;

D = número de diferenças sazonais;

Q = número de coeficientes de média móvel multiplicativos;

s = período sazonal.

4.2.3 Identificação, estimação, verificação e previsão de um modelo multivariado

Após definir um modelo univariado, do tipo ARIMA, para as concessões de crédito bancário, foi verificada a possibilidade de que outras variáveis melhorassem a performance das previsões a cerca das concessões de crédito. Os modelos que procuram prever os valores de uma variável a partir dos valores de outras variáveis são chamados de modelos multivariados. Uma classe de modelos multivariados é o modelo ARIMA (p,d,q) com inclusão de variáveis exógenas ou independentes, o qual passa a ser chamado de Modelo de Função de Transferência - MFT.

Se uma série x_t incluída como variável explicativa no modelo de y_t é também gerada por um processo estocástico, então tal série não é chamada exógena no sentido estabelecido no

contexto do modelo linear geral. A hipótese neste caso é de que valores passados de y_t não exercem nenhuma influência em x_t (FAVA, 2000b).

Podem ser incorporadas diversas variáveis ao modelo de y_t . No entanto, para exemplificar o procedimento, será considerado apenas uma série. Considere que y_t e x_t sejam ambas variáveis estacionárias. A influência de x_t sobre y_t ocorre segundo a equação a seguir (FAVA, 2000b):

$$y_t = v_0 x_t + v_1 x_{t-1} + v_{t-2} x_{t-2} + \dots + n_t \quad (67)$$

$$y_t = v(B) x_t + n_t \quad (68)$$

onde $v(B) = (v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots)$ é um polinômio de ordem infinita que representa o operador de defasagens de x_t e n_t é um ruído qualquer (o qual pode ou não ser do tipo ruído branco) descrito por um modelo ARMA(p, q). O polinômio $v(B)$ é denominado função de transferência e a sequência de coeficientes $v_0, v_1, v_2, \dots$ é conhecida como função de resposta ao impulso. No entanto, pode-se trabalhar com uma estrutura mais parcimoniosa, aproximando $v(B)$ pela razão de dois polinômios de ordem finita: $\omega(B)$ de ordem s e $\delta(B)$ de ordem r .

$$v(B) = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = \frac{(\omega_0 + \omega_1 B + \omega_2 B^2 + \dots + \omega_s B^s)}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \dots - \delta_r B^r)} \quad (69)$$

Portanto, a equação de y_t torna-se:

$$y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + n_t \quad (70)$$

Rearranjando os termos, tem-se:

$$y_t = \delta_1 y_{t-1} + \dots + \delta_r y_{t-r} + \omega_0 x_{t-b} + \omega_1 x_{t-b-1} + \dots + \omega_s x_{t-b-s} + n_t \quad (71)$$

Para garantir a estacionariedade de y_t , é necessário que todas as raízes da equação característica $\delta(B) = 0$ caiam fora do círculo unitário.

A elaboração de um MFT segue as mesmas etapas da metodologia de Box-Jenkins para os modelos ARIMA: identificação, estimação, verificação e previsão.

Inicialmente, o processo de identificação do MFT consiste em verificar a ordem de integração das variáveis originais com o intuito de obter duas variáveis estacionárias: y_t e x_t .

Na etapa seguinte da identificação, deve-se determinar a ordem dos polinômios $\omega(B)$ e $\delta(B)$, ou seja, os valores de r, s e b . Para tanto, deve-se utilizar a Função de Correlação Cruzada - FCC.

A FCC entre duas variáveis, como y_t e x_t , representa a correlação $\rho(k)$ em diferentes períodos de tempo entre as duas variáveis, considerando tanto x_t como causador de y_t ($x_t \rightarrow y_t$), mas também y_t causando x_t ($y_t \rightarrow x_t$). O estimador de $\rho(k)$ é dado por:

$$r_{xy} = \frac{c_{xy}(k)}{\sqrt{c_{xx}(0)c_{yy}(0)}}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (72)$$

onde: $c_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})$ para $k = 0, 1, 2, \dots$, o qual se verifica $x_t \rightarrow y_t$

$\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n+k} (y_t - \bar{y})(x_{t-k} - \bar{x})$ para $k = 0, -1, -2, \dots$, o qual se verifica $y_t \rightarrow x_t$

Entretanto, quando uma das variáveis, y_t ou x_t , é altamente autocorrelacionada, a FCC entre estas variáveis pode ser de difícil interpretação e ainda pode gerar decisões enganosas. Neste caso, existe a possibilidade de que duas variáveis que não sejam relacionadas apresentem alta correlação de origem espúria, em virtude das mesmas apresentarem coeficientes de autocorrelação altamente significantes. Para contornar este problema, recomenda-se realizar um “pré-branqueamento” das variáveis, o qual consiste em identificar e estimar um modelo univariado, do tipo ARIMA, para cada uma das variáveis envolvidas, e então, no segundo estágio, elaborar a FCC entre os resíduos de tais modelos estimados, desde que os mesmos sejam do tipo ruído branco. O motivo para realização deste procedimento é que, se uma variável explanatória, chamada de x_t , pode explicar o comportamento de uma variável y_t , por exemplo, deve-se primeiro eliminar todas as variações em x_t e y_t que podem ser explicadas pelos seus próprios valores passados, o que é feito por meio do processo de pré-branqueamento citado (VANDAELE, 1983).

Assim como a FAC, foi testada a significância dos coeficientes de correlação cruzada de forma individual comparando cada coeficiente ao seu erro padrão $1/(T)^{1/2}$, e também através da estatística- Q de Ljung e Box (1978), para verificar a significância estatística de um grupo de coeficientes de correlação (FAVA, 2000b).

Os valores de r , s e b podem ser identificados usando a FCC, como segue (VANDAELE, 1983):

1. O valor de b é igual à defasagem do primeiro coeficiente de correlação significativo;
2. A ordem do denominador, r , é encontrada através do exame da existência de algum padrão nas correlações cruzadas. Este padrão, se ele existe, corresponderá à FAC de um modelo AR(r). Se ele não existe, $r = 0$. Desta forma, a ordem do polinômio do denominador pode

ser identificada através da associação do padrão de correlação cruzada com o padrão de uma função de autocorrelação;

3. A ordem do numerador, s , é o número de períodos que o padrão do $AR(r)$ é atrasado. Por exemplo, se $r_{xy}(3)$ é significativa, porém o padrão do $AR(r)$ não se inicia até o período 4, então $s = 4 - 3 = 1$. Se não há padrão AR na FCC, então há somente parâmetros do numerador com a ordem igual ao número de correlações cruzadas diferentes de zero menos 1.

Após a identificação dos valores de r , s e b , obtém-se uma estimativa preliminar de $v(B)$ e calcula-se a série de resíduos $\hat{n}_t$:

$$\hat{n}_t = y_t - \hat{v}(B)x_t = \frac{\hat{\omega}(B)}{\hat{\delta}(B)} B^b x_t \quad (73)$$

Como tentativa de assegurar que os resíduos $\hat{n}_t$ se comportem como um ruído branco, recomenda-se a identificação de um modelo univariado para esta sequência de valores. Considerando que o ruído é descrito por um $ARMA(p,q)$, basta aplicar à série $\hat{n}_t$ os procedimentos de identificação apresentados na seção 2.4.3.2.

O modelo a ser estimado é (FAVA, 2000):

$$y_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \varepsilon_t \quad (74)$$

o que implica a estimação de $r + s + 1 + p + q$ parâmetros:

$$\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s; \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_r; \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q \quad (75)$$

A estimação pode ser feita por MQO ou por Máxima Verossimilhança, de forma similar à estimação dos modelos univariados. Neste caso, deve-se acrescentar a necessidade de conhecer os valores passados de x_t .

Assim como os modelos ARIMA, a verificação do modelo MFT estimado é realizado por meio da estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos do modelo, bem como a verificação das significância dos parâmetros estimados.

A previsão baseada em MFT assemelha-se àquela realizada para os modelos univariados, exceto pelo fato que neste tipo de modelo, a previsão de y_t depende também dos valores futuros de x_t . Se os valores futuros de x_t são conhecidos, estabelecidos por políticas governamentais por exemplo, deve-se apenas substituí-los nas equações de previsão. Do contrário, os mesmos terão que ser previstos.

Se através da FCC não for assegurado que as variáveis que se pretende incluir no modelo ARMA são realmente exógenas, então deve-se elaborar um modelo de Auto-Regressão Vetorial - VAR, em oposição ao Modelo de Função de Transferência.

O modelo VAR trata cada variável como sendo endógena, podendo também ser incluídas variáveis exógenas. Para exemplificar, considere duas variáveis endógenas, x_t e y_t . Se for detectada que y_t segue um processo AR(1) e sofre a influência de valores passados de x_{t-1} , e que x_t também segue um processo AR(1) tendo influência de valores passados de y_{t-1} , então tem-se um modelo VAR de ordem 1, com duas variáveis. Esse modelo pode ser escrito como:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (76)$$

$$x_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (77)$$

sendo assumido que: (1) ambos y_t e x_t são estacionários; (2) ε_{yt} e ε_{xt} são distúrbios do tipo ruído branco. As equações (76) e (77) constituem uma Auto-Regressão Vetorial (VAR) de primeira ordem, em decorrência do número de defasagens nas variáveis ser igual a um. De forma mais geral, um modelo VAR pode ser descrito como:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (78)$$

onde $\mathbf{y}_t$ é a matriz contendo as variáveis no período t , $\boldsymbol{\mu}$ é o vetor de constantes, $\mathbf{y}_{t-p}$ é a matriz contendo as variáveis com p defasagens, $\boldsymbol{\Gamma}_p$ é a matriz de coeficientes e $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é o vetor de erros (ENDERS, 2004; GREENE, 2003).

Nota-se que todas as variáveis do lado direito das equações (76) e (77) são pré-determinadas e que assume-se que os termos de erro são serialmente não correlacionados e com variância constante. Desta forma, cada equação no sistema representado pela eq. (78) pode ser estimada separadamente usando MQO.

Para escolher entre modelos com diferentes números de defasagens, podem-se utilizar os critérios AIC e SBC, já citados anteriormente, os quais são ligeiramente modificados para servirem a este propósito, passando a ser calculados como (ENDERS, 2004):

$$\text{AIC} = T \log|\boldsymbol{\Sigma}| + 2N \quad (79)$$

$$\text{SBC} = T \log|\boldsymbol{\Sigma}| + N \log(T) \quad (80)$$

onde: $|\boldsymbol{\Sigma}|$ = determinante da matriz de variância/covariância dos resíduos;

N = número total de parâmetros estimados em todas as equações.

A utilização de regressores adicionais no modelo reduzirá $\log |\Sigma|$ às custas de aumento em N . Neste caso, deve-se selecionar os modelos com menores valores de AIC e SBC.

As previsões realizadas a partir de modelos VAR são semelhantes às previsões realizadas com modelos uniequacionais. Considerando o exemplo do VAR bivariado de ordem 1, representado pelas equações (76) e (77), a esperança de y_{t+1} calculada no período t seria dada como:

$$E_t y_{t+1} = \beta_1 + \beta_2 y_t + \beta_3 x_t \quad (81)$$

considerando que ε_{yt} se comporta como ruído branco, $E_t \varepsilon_{yt+i} = 0$, para $\forall i > 0$. Como y_t e x_t são conhecidos, basta substituí-los na eq. (81) para obter o valor de y_{t+1} . Considerando agora a previsão para o período $t+2$. O cálculo da esperança de y_{t+2} apurada no período t é descrita como:

$$E_t y_{t+2} = \beta_1 + \beta_2 y_{t+1} + \beta_3 x_{t+1} \quad (82)$$

O valor de y_{t+1} na eq. (82) representa o valor previsto pela eq. (81). Porém, agora há a necessidade do cálculo da previsão de x_{t+1} para obtenção de y_{t+2} . Assim, o cálculo das previsões de y_t realizadas para os períodos $t+3$, $t+4$, ..., requer também as previsões de x_t . Este exemplo podem ser generalizado para modelos VAR de diferentes ordens.

Se o modelo possuir variáveis exógenas (as quais aparecem apenas como variáveis explicativas nas equações, não atuando como variável dependente no sistema), então o horizonte de previsão de uma variável endógena do VAR é limitado pela ordem de defasagem das variáveis exógenas. Por exemplo, considere o seguinte modelo VAR:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 x_{t-1} + \beta_4 z_{t-3} + \varepsilon_{yt} \quad (83)$$

$$x_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 x_{t-1} + \alpha_4 z_{t-3} + \varepsilon_{xt} \quad (84)$$

Neste modelo, z_{t-3} é uma variável exógena. Os horizontes de previsão de y_t e x_t estão limitados a 3 períodos à frente, pois em um horizonte superior a este, haverá a necessidade de se prever o valor de z_t . Caso esta seja uma variável macroeconômica, por exemplo, pode haver facilidade em obter previsões da mesma a partir de publicações do governo ou de fontes privadas.

Dentro da categoria de modelos VAR, há ainda uma subcategoria de modelos que também foi utilizada na consecução dos objetivos propostos neste trabalho. Estes modelos são chamados de Vetor de Correção de Erros - VCE e são estimados quando as variáveis são co-integradas.

Duas ou mais variáveis, não-estacionárias e integradas de mesma ordem, são ditas co-integradas quando existe uma combinação linear das mesmas que comporta-se de forma estacionária. De maneira mais formal, Engle e Granger (1987) propõe a seguinte definição de co-integração: os componentes do vetor $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})$ são ditos serem co-integrados de ordem d, b , denotado por $y_t \sim CI(d, b)$ se: a) todos os componentes de y_t são integrados de ordem d , e; b) existe um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear $\beta y_t = \beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + \dots + \beta_n y_{nt}$ é integrada de ordem $(d - b)$ onde $b > 0$. O vetor β é chamado de vetor de co-integração.

A principal característica de variáveis co-integradas refere-se ao fato de que as suas trajetórias temporais são influenciadas por qualquer desvio de seu equilíbrio de longo prazo. Assim, se as variáveis se encontram fora do equilíbrio de longo prazo, pelo menos uma das variáveis deve responder à magnitude do desequilíbrio. Este modelo dinâmico de ajustamento é definido como um modelo correção de erro (ou vetor de co-integração). No caso de duas variáveis $I(1)$, y_t e x_t , pode-se escrever o termo de correção de erro como:

$$\Delta y_t = \alpha_1 (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (85)$$

$$\Delta x_t = -\alpha_2 (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (86)$$

Constata-se nas eq. (85) e (86), que se o desvio ocorrido foi positivo ($x_{t-1} - \beta y_{t-1} > 0$), então o valor de y_t deve aumentar e o valor de x_t deve diminuir para que se atinja a igualdade de longo prazo $x_t = \beta y_t$. O modelo VEC refere-se a um modelo do tipo VAR, com a incorporação do termo correção de erro. Considerando as variáveis y_t e x_t , um VEC pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_{10} + \alpha_1 (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \sum_i \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{12}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (87)$$

$$\Delta x_t = \alpha_{20} - \alpha_2 (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + \sum_i \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_i \alpha_{22}(i) \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (88)$$

A ordem dos modelos VEC também foi escolhida com base nos critérios AIC e SBC multivariados.

Tendo em vista que as variáveis a serem utilizadas no modelo VEC devem ser co-integradas, a etapa inicial para identificação deste modelo passa pela realização de um teste de co-integração entre as variáveis. Neste trabalho, foi utilizada a metodologia proposta por Johansen (1988) e Stock e Watson (1988) para detectar a presença de vetores de co-integração, a qual é implementada nas seguintes etapas:

- 1º) Verificar, por meio de teste de raiz unitária, se as variáveis são integradas de mesma ordem;

2º) Para apresentar a equação a ser estimada, parte-se do seguinte modelo VAR:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (89)$$

Após uma série de transformações algébricas, a eq. (89) pode ser escrita como:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\Phi} \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Phi}_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (90)$$

onde: $\boldsymbol{\Phi} = -(\mathbf{I} - \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Gamma}_i)$ e $\boldsymbol{\Phi}_i = -\sum_{j=i+1}^p \boldsymbol{\Gamma}_j$

O número de vetores de co-integração é igual ao *rank* da matriz $\boldsymbol{\Phi}$, obtida a partir da estimação do sistema representado pela eq. (90). O *rank* de uma matriz é igual ao número de raízes características (também chamadas de *eigenvalues*) da matriz que diferem de zero.

Para identificar o número de vetores de co-integração, Johansen (1988) propõe duas estatísticas:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (92)$$

$$\lambda_{max}(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (91)$$

sendo que: $\hat{\lambda}_i$ = os valores estimados das raízes características obtidas da matriz $\boldsymbol{\Phi}$ estimada;

T = número de observações utilizadas na estimação da eq. (90).

A primeira estatística (Estatística do Traço) testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração distintos é menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que ele é maior que r . A última estatística (Estatística do Máximo Autovalor) testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é r , contra a hipótese alternativa de que o número de vetores é $r + 1$. Os valores críticos de λ_{trace} e λ_{max} podem ser obtidos em MacKinnon, Haug e Michelis (1999). Os resultados do teste dependem do número de defasagens ($\Delta \mathbf{y}_{t-i}$) incluídos no lado direito da eq. (90). Para escolha do número de defasagens a ser utilizado no teste de co-integração, Enders (2004) propõe que seja estimado modelos VAR de diferentes ordens para as variáveis em nível objeto do teste e seja escolhido o número de defasagens igual à ordem do modelo com menores valores para os critérios AIC e SBC.

O procedimento para o cálculo das previsões a partir de modelos VEC é similar ao procedimento descrito anteriormente para geração de previsões a partir do VAR. A única diferença é a presença de um ou mais termos de correção de erro no VEC, sendo necessário

apenas substituir os valores conhecidos ou estimados nas variáveis que constituem o termo de correção.

A verificação da performance de previsão dos modelos multivariados também foi realizada por meio do Erro Quadrático Médio de Previsão - MSPE, descrito na seção 4.2.2.

4.2.4 Sequência de aplicação da metodologia econométrica

Este tópico apresenta a sequência em que a metodologia econométrica (descrita nos itens 4.2.1 a 4.2.3) foi utilizada no trabalho:

- 1.^a ETAPA) Verificação da existência de raiz unitária nas variáveis utilizadas. Para as variáveis em que foi detectada a presença de r raízes unitárias, foram criadas novas variáveis a partir da realização de r diferenciações nas séries originais. Foi utilizado o teste de Dickey e Pantula (1987) para detecção de raiz unitária;
- 2.^a ETAPA) Verificação da existência de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas. Para as séries em que foi detectada a existência de raiz unitária sazonal, foram criadas novas variáveis, a partir da diferença sazonal das séries já diferenciadas para eliminação da raiz unitária simples. Foi utilizado o teste de Dickey, Hasza e Fuller (1984) para detecção de raiz unitária sazonal;
- 3.^a ETAPA) Identificação, estimação e verificação de modelos univariados, do tipo ARIMA (p,d,q), para as séries de concessão de crédito. Também foram avaliadas as previsões geradas por esses modelos, utilizando-se o Erro Quadrático Médio de Previsão - MSPE;
- 4.^a ETAPA) Análise das Funções de Correlação Cruzada - FCC, para verificar a possibilidade de estimação de modelos multivariados para previsão das concessões de crédito. Quando as FCCs apresentaram correlações significativas tanto no sentido das demais variáveis causando as concessões de crédito, quanto no sentido das concessões de crédito causando as demais variáveis, e também no sentido das demais variáveis causando as concessões de crédito, então o modelo multivariado escolhido foi do tipo VAR. Por outro lado, quando as FCCs apresentaram

correlações significativas no sentido das demais variáveis causando as concessões de crédito, então o modelo escolhido foi do tipo Função de Transferência;

- 5.^a ETAPA) Na situação em que o modelo multivariado escolhido para previsão das concessões de crédito foi a Função de Transferência, então o modelo foi estimado e sua performance de previsão foi analisada por meio do MSPE. Quando o modelo escolhido foi do tipo VAR, foi realizado teste de co-integração entre as variáveis, antes da estimação do modelo. Quando foi detectada a presença de co-integração entre as variáveis, então o modelo estimado foi do tipo VEC. Também foi utilizado o MSPE para avaliação da previsões geradas pelos modelos VAR e VEC;
- 6.^a) ETAPA) Por fim, após estimar modelos univariados e multivariados para as concessões de crédito, foi realizada a comparação do poder de previsão dos modelos estimados, sendo escolhido como previsor o modelo com o menor valor de MSPE.

4.3 Variáveis utilizadas no trabalho

As variáveis utilizadas no presente trabalho constituem séries históricas de periodicidade mensal, abrangendo o período de 01/2001 a 12/2005 para as variáveis pertencentes aos modelos de concessão de crédito às pessoas físicas e às pessoas jurídicas, e de 07/2002 a 03/2006 para o modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais. As séries foram transformadas em logaritmo neperiano, para auxiliar no controle da variância dos resíduos do modelo ajustado. Abaixo tem-se a descrição das mesmas (em parênteses tem-se as siglas que serão utilizadas para se referir às variáveis no decorrer do texto).

Variáveis para o modelo de concessão de crédito às pessoas físicas:

- Concessões de crédito às pessoas físicas ($\ln Cr\acute{e}ditoPF_t$): volume de concessões de crédito do sistema financeiro nacional com recursos livres às pessoas físicas. Contempla as seguintes linhas de crédito (descritas na seção 2.1): cheque especial, cartão de crédito, crédito pessoal, financiamento imobiliário, financiamento para aquisição de bens e outras operações. Os valores encontram-se em milhões de reais e foram deflacionados pelo IGP-DI, base: 12/2005. Em 12/2005, o cheque especial representou 40,88% do total das concessões de crédito com recursos livres feitas às pessoas físicas. Em segundo lugar aparece o cartão de crédito (17,33%), seguido pelo financiamento para aquisição de bens (15,53%), pelo crédito pessoal

(14,80%), pelo financiamento imobiliário (0,08%) e pelas demais operações (11,38%) (BACEN, 2006b). Série obtida de BACEN (2006c);

- Média ponderada das taxas de juros nominais cobradas das pessoas físicas ($\ln TaxaJurosPF_t$): trata-se da taxa de juros pré-fixada média, ponderada pelo volume mensal de concessões de crédito, cobrada pelas instituições financeiras nas operações de cheque especial, crédito pessoal e aquisição de bens. Como a taxa de juros representa o custo para obter crédito, espera-se que esta apresente uma relação negativa com o volume de concessões às pessoas físicas. Valores encontram-se em porcentagem ao ano. Série obtida de BACEN (2006c);
- Produto Interno Bruto real ($\ln PIB_t$): valor mensal real do Produto Interno Bruto brasileiro. Os valores encontram-se em milhões de reais e foram deflacionados pelo IGP-DI, base: 12/2005. Esta variável representa a demanda por bens e serviços finais na economia e também a renda dos indivíduos. Desta forma, *a priori* não há uma expectativa a respeito de como será a relação desta variável com o crédito. Ao mesmo tempo em que o aumento no PIB representa um aumento na demanda por bens e serviços, gerando, teoricamente, um aumento na concessão de crédito para financiar esta elevação no consumo, também pode ser interpretado como um aumento na renda dos indivíduos, significando que agora os mesmos possuem uma necessidade menor de crédito para aquisição de bens e serviços. Série obtida de BACEN (2006c);
- Volume de vendas no comércio varejista ($\ln VendasVarejo_t$): trata-se de um índice (base: média de 2003 = 100) do volume de vendas reais no comércio varejista, elaborado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE por meio da Pesquisa Mensal de Comércio - PMC. Esta variável visa capturar os efeitos da obtenção de crédito para consumo, haja visto que a variável $\ln PIB_t$ representa simultaneamente a renda e a demanda por bens e serviços, e espera-se que apresente relação positiva com $\ln CréditoPF_t$. Esta pesquisa para levantamento dos dados utilizados na elaboração deste índice possui as seguintes características (IBGE, 2004b):
 - Abrangência: são investigadas empresas comerciais, sediadas no território nacional, que possuam 20 ou mais pessoas ocupadas, e cuja receita bruta provenha predominantemente da atividade comercial varejista;
 - Unidade de investigação: as empresas pesquisadas são classificadas em dez grupos de atividades, segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas - CNAE: i)

- combustíveis e lubrificantes; *ii*) supermercados, hipermercados, produtos alimentícios, bebidas e fumo; *iii*) tecidos, vestuário e calçados; *iv*) móveis e eletrodomésticos; *v*) artigos farmacêuticos, médicos, ortopédicos, de perfumaria e cosméticos; *vi*) equipamentos e materiais para escritório, informática e de comunicação; *vii*) livros, jornais, revistas e papelaria, e; *viii*) outros artigos de uso pessoal e doméstico;
- Amostra: dentro do âmbito e da abrangência definidas acima, de janeiro/01 a dezembro/03 eram selecionadas cerca de 5.000 empresas distribuídas nas 27 unidades federativas. A partir de 2004, cerca de 9.000 empresas passaram a ser pesquisadas;

Variáveis para o modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas:

- Concessão de crédito às pessoas jurídicas ($\ln Cr\acute{e}ditoPJ$): volume de concessões de crédito com recursos livres às pessoa jurídicas, realizadas no âmbito do sistema financeiro nacional. Contempla as linhas de crédito (descritas na seção 2.1): *hot money*, desconto de duplicatas, desconto de nota promissória, capital de giro, conta garantida, financiamento imobiliário, aquisição de bens, *vendor*, adiantamento sobre contratos de câmbio, *export notes*, repasses externos, financiamento de importações e outras linhas de crédito. Os valores encontram-se em milhões de reais e foram deflacionados pelo IGP-DI, base: 12/2005. Em 12/2005, a linha de crédito conta garantida foi responsável por 29,02% das concessões às pessoas jurídicas. Em segundo lugar tem-se o capital de giro (12,95%), seguido pelo desconto de duplicatas (9,34%), adiantamento sobre contratos de câmbio (9,21%), *vendor* (6,61%), aquisição de bens (3,78%), repasses externos (3,41%), *hot money* (1,52%), financiamento às importações (1,38%) e outras operações (22,78%) (BACEN, 2006b). Série obtida de BACEN (2006c);
- Média ponderada das taxas de juros nominais cobradas das pessoas jurídicas ($\ln TaxaJurosPJ$): taxa de juros média pré-fixada, ponderada pelo volume de concessões mensais, cobrada pelo sistema financeiro nacional nas linhas de crédito *hot money*, desconto de duplicata, desconto de nota promissória, capital de giro, conta garantida, aquisição de bens e *vendor*. Tendo em vista que a taxa de juros representa o custo da captação de empréstimos, espera-se que esta variável apresente relação negativa com as concessões de crédito às pessoas jurídicas. Valores encontram-se em porcentagem ao ano. Série obtida de BACEN (2006c);
- Produto Interno Bruto real ($\ln PIB$): valor mensal real do Produto Interno Bruto brasileiro. Esta variável tem por objetivo explicar a concessão de crédito às firmas para produção de bens e

serviços. De maneira análoga ao modelo para pessoas físicas, não há expectativa *á priori* sob sua relação com a concessão de crédito. Uma variação positiva no PIB pode significar um aumento na concessão de crédito para financiar esta elevação da produção. Por outro lado, o aumento do PIB pode significar um aumento nas vendas das firmas, propiciando melhora no faturamento das mesmas e conseqüente diminuição da dependência de crédito. Valores encontram-se em milhões de reais e foram deflacionados pelo IGP-DI, base: 12/2005. Série obtida junto a BACEN (2006c);

- Exportações FOB (*lnExportações*): total das exportações brasileiras *Free on Board* (exportador tem a responsabilidade pelo embarque da mercadoria no porto). Série original em milhões de US\$ obtida de Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA (2006), convertida para milhões de R\$ utilizando a taxa de câmbio R\$/US\$, na forma de média mensal para venda. Esta variável tem por objetivo explicar a concessão de crédito às pessoas jurídicas para financiamento de exportações (adiantamento sobre contratos de câmbio e *export notes*) e espera-se que apresente relação positiva com *lnCréditoPJ*. Série obtida de IPEA (2006);
- Importações FOB (*lnImportações*)²: total das importações brasileiras *Free on Board*. Série original em milhões de US\$ obtida de IPEA (2006) e convertida de R\$ utilizando a taxa de câmbio R\$/US\$, na forma de média mensal para compra. Tendo em vista a existência de linhas de crédito voltadas ao financiamento de importações, esta variável visa explicar a concessão de crédito para esta finalidade, e espera-se que apresente relação positiva com as concessões de crédito às pessoas jurídicas. Série obtida de IPEA (2006);
- Produção industrial de bens de capital (*lnBensCapital*): trata-se de um índice, base: média de 2002 = 100, da quantidade produzida de bens de capital no Brasil, apurada pelo IBGE por meio da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física – PIM-PF. A utilização desta variável visa explicar o financiamento de investimentos por parte das firmas e, portanto, espera-se que apresente relação positiva com as concessões de crédito às pessoas jurídicas. Série obtida de IBGE (2006). A pesquisa PIM-PF realizada para obtenção dos dados utilizados na construção deste índice possui as seguintes características (IBGE, 2004a):
 - Abrangência: são pesquisadas indústrias extrativas e de transformação, inscritas no Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica - CNPJ, com pelo menos 5 empregados;

² As importações tipo CIF (com a inclusão de frete e seguro) seriam mais adequadas, pois a inclusão destes custos poderia aumentar o volume de crédito tomado pelo importador. No entanto, não foi possível obter dados sobre este tipo de importação.

- Unidade de investigação: as indústrias pesquisadas atuam nas seguintes atividades, conforme classificação do Cadastro Nacional de Atividades Econômicas - CNAE: indústrias extrativas; produtos alimentícios; bebidas; fumo; têxteis; vestuários e acessórios; preparação de couros e fabricação de calçados e artigos de couro; madeira; celulose e papel; edição; refino de petróleo e produção de álcool; produtos farmacêuticos; sabões, detergentes e artigos de perfumaria; outros produtos químicos; borracha e plástico; produtos de minerais não-metálicos; metalurgia básica; produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos; máquinas e equipamentos; máquinas para escritório e equipamentos de informática; máquinas, aparelhos e materiais elétricos; material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações; instrumentos médico-hospitalares, cronômetros e relógios; fabricação e montagem de veículos automotores; outros equipamentos de transporte; artigos do mobiliário e produtos diversos. A produção destas empresas é também classificada em bens de capital, bens intermediários e bens de consumo;
- Amostra: são pesquisadas cerca de 3.700 unidades de produção, sendo que os produtos pesquisados e os informantes são selecionados pelo critério geral de participação no mercado.

Variáveis para o modelo de concessão de crédito para o financiamento de atividades rurais:

- Concessões de crédito rural ($\ln CréditoRural_t$): refere-se ao volume mensal de concessões de crédito para financiamento de atividades rurais no Brasil. Compreende operações de custeio, investimento e comercialização em todo do Brasil e encontra-se em milhões de reais. Série pesquisada junto a uma instituição financeira nacional;
- Produção industrial de adubos ($\ln Fertilizantes_t$): índice (média 2002 = 100) da produção industrial de adubo, apurada pelo IBGE por meio da PIM-PF. Esta variável serve como *proxy* para a área plantada no Brasil e espera-se que apresente relação positiva com $\ln CréditoRural_t$. Série obtida de IBGE (2006);
- Vendas internas de tratores e colheitadeiras ($\ln MáqAgrícolas_t$): volume, expresso em unidades, de vendas internas de tratores de rodas e colheitadeiras. A inclusão desta variável tem por objetivo captar a concessão de crédito rural para investimento, e espera-se que

apresente relação positiva com *lnCréditoRural_t*. Série obtida de Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores - ANFAVEA (2006);

- Abate de bovinos e suínos e preparação de carnes (*lnBovinosSuínos_t*): índice da produção de carnes bovina e suína (média 2002 = 100) apurado pelo IBGE através da PIM-PF. Esta variável tem por objetivo capturar a concessão de crédito rural para custeio pecuário da bovinocultura e da suinocultura e espera-se que apresente relação positiva com às concessões de crédito para financiamento de atividades rurais. Série obtida junto ao IBGE (2006);
- Abate de aves e preparação de carnes (*lnAves_t*): índice do abate de aves e produção de carnes (média 2002 = 100) apurado pelo IBGE por meio da PIM-PF. Esta variável visa explicar a concessão de crédito rural para custeio da avicultura, e espera-se que a mesma apresente relação positiva com *lnCréditoRural_t*. Série obtida junto ao IBGE (2006);
- Quantidade de leite adquirido pelas indústrias (*lnLeite_t*): volume, expresso em mil litros, de leite bovino cru ou resfriado adquirido pelas indústrias, apurado pelo IBGE através da Pesquisa Trimestral do Leite - PTL. A inclusão desta variável tem por objetivo explicar a concessão de crédito rural para custeio da atividade de produção leiteira, sendo esperado que a mesma apresente relação positiva com *lnCréditoRural_t*. Variável obtida junto ao IBGE (2006). A PTL possui as seguintes características:
 - Unidade de investigação e abrangência: estabelecimentos que adquirem leite cru ou resfriado e o industrializa, como por exemplo, usinas de pasteurização e beneficiamento, fábricas de laticínios e microusinas, limitados àqueles sob inspeção federal, estadual ou municipal;
 - Amostra: são pesquisados 2.400 estabelecimentos em todo território nacional.

As Figuras 8, 9 e 10 apresentam a evolução dos valores originais da séries utilizadas na elaboração dos modelo de concessão de crédito às pessoas físicas, às pessoas jurídicas e para financiamento de atividades rurais, respectivamente. Em virtude dos valores da série *lnCréditoRural_t* serem sigilosos, os mesmo foram transformados em número-índice, base: 03/2006 = 100, para apresentação gráfica.

Figura 8 - Trajetória temporal das variáveis em nível utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas, no período de 01/2001 a 12/2005

Fonte: Dados de BACEN (2006c) e IBGE (2006)

Figura 9 - Trajetória temporal das variáveis em nível utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas, no período de 01/2001 a 12/2005

Fonte: Dados de BACEN (2006c), IPEA (2006) e IBGE (2004a)

Figura 10 - Trajetória temporal das variáveis em nível utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais, no período de 07/2002 a 03/2006

Fonte: Dados de IBGE (2006), ANFAVEA (2006) e da pesquisa.

5 RESULTADOS

Os resultados das análises deste trabalho são apresentados e discutidos neste capítulo. As estimativas do modelos de séries temporais escolhidos, bem como as previsões geradas a partir dos mesmos também são apresentados neste capítulo. Neste trabalho, optou-se por dividir as concessões de crédito bancário em três categorias: concessão de crédito às pessoas físicas, às pessoas jurídicas e para financiamento de atividades rurais. Desta forma, foram elaborados modelos de previsão para cada uma destas séries. Este capítulo encontra-se dividido em 3 seções, sendo que cada seção apresenta os modelos e as análises realizadas para uma categoria de concessão de crédito.

5.1 Modelo de previsão das concessões de crédito às pessoas jurídicas

Cada uma das variáveis utilizadas na elaboração do modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas foi submetida a teste para verificar a presença de raiz unitária, conforme método proposto por Dickey e Pantula (1987) e descrito no tópico 4.2.1. De acordo com uma vasta literatura empírica, grande parte das variáveis macroeconômicas são integradas de ordem 1. Desta forma, o teste foi realizado, para cada variável, considerando H_0 : *existência de 2 raízes unitárias na série* contra H_a : *existência de 1 raiz unitária na série*. Na primeira etapa, estimou-se a equação:

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (93)$$

onde y_t representa cada uma das variáveis utilizadas no trabalho. Nesta etapa, deve-se verificar $H_0: \beta_1 = 0$ contra $H_a: \beta_1 < 0$, o qual é realizado por meio do confronto do teste- t de β_1 com a estatística τ_u de Fuller (1976). Para realização do teste, também foram incluídos termos defasados das variáveis dependentes, a fim de controlar a correlação serial dos resíduos. A Tabela 2 apresenta os valores do teste- t calculados para β_1 em cada regressão realizada com as variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas. A inclusão de termos deterministas na eq. (93) pode afetar o resultado do teste, sendo necessário escolher de maneira adequada os termos a serem incluídos. O exame da trajetória temporal das variáveis em nível não apresenta evidências da existência de tendência linear nas mesmas. Por outro lado, as variáveis apresentam média diferente de zero, o qual motivou a realização do teste com a presença de

constante e sem tendência linear. A quantidade de defasagens (valor de k) utilizadas no teste também consta na Tabela 2, sendo que tal número foi escolhido por meio da estatística- Q de Ljung e Box (1978) dos resíduos e também pelos critérios AIC e SBC.

Tabela 2 - Resultados da primeira etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas

Variável	Valor de k	$H_0: \beta_1 = 0$
$\ln \text{CréditoPJ}_t$	5 ^(a)	-2,96 ^(*)
$\ln \text{TaxaJurosPJ}_t$	3	-3,17 ^(*)
$\ln \text{PIB}_t$	3 ^(a)	-4,13 ^(**)
$\ln \text{Exportações}_t$	7	-5,25 ^(**)
$\ln \text{Importações}_t$	2 ^(a)	-3,74 ^(*)
$\ln \text{BensCapital}_t$	3 ^(a)	-4,98 ^(**)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ^(a) Com inclusão de defasagem da variável dependente em $t-12$; ^(*) Significativo ao nível de 5,0%; ^(**) Significativo ao nível de 1,0%. Valores críticos de Fuller (1976).

Os resultados apresentados na Tabela 2 permitem rejeitar, aos níveis de significância de 1,0% e 5,0%, a hipótese de que as variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas possuem duas raízes unitárias.

A próxima etapa consiste em testar, para todas as variáveis, a hipótese H_0 : existência de 1 raiz unitária na série contra H_a : série não possui raiz unitária. Para tanto, deve-se estimar a equação:

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (94)$$

e verificar se $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 0$ por meio da estatística τ_u de Fuller (1976). A Tabela 3 apresenta os resultados desta etapa do teste.

Tabela 3 - Resultados da segunda etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas

Variável	Valor de k	$H_0: \beta_1 = 0$	$H_0: \beta_2 = 0$
$\ln \text{CréditoPJ}_t$	4 ^(c)	-3,01 ^(*)	-0,24
$\ln \text{TaxaJurosPJ}_t$	3	-3,11 ^(*)	-2,38
$\ln \text{PIB}_t$	3 ^(a)	-2,25 ^(*)	-0,92
$\ln \text{Exportações}_t$	7	-2,93 ^(*)	-1,25
$\ln \text{Importações}_t$	7	-7,13 ^(**)	-2,47
$\ln \text{BensCapital}_t$	3 ^(a)	-3,86 ^(**)	-0,95

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ^(a) Com inclusão de defasagem da variável dependente em $t-12$; ^(c) Com inclusão de defasagens da variável dependente em $t-11$ e $t-12$; ^(*) Significativo ao nível de 5,0%; ^(**) Significativo ao nível de 1,0%. Valores críticos de Fuller (1976).

Os resultados da segunda etapa do teste fornecem evidências de que todas as variáveis testadas possuem uma raiz unitária, ao nível de significância de 5,0%.

Para verificar a existência de uma raiz unitária sazonal, foi utilizado o teste proposto por Dickey, Hasza e Fuller (1984), o qual consiste em testar a hipótese nula de $\rho_d = 0$ contra a hipótese alternativa de $\rho_d < 1$, em valor absoluto, na equação

$$\Delta^d y_t = \sum_{i=1}^d \theta_i \delta_{it} + \rho_d y_{t-d} + e_t \quad (95)$$

Como os dados têm periodicidade mensal, então $d = 12$. Os valores críticos para o teste também foram calculados por Dickey, Hasza e Fuller (1984). A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas.

Tabela 4 - Resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas

Variável	$H_0: \alpha_d = 1$
$\ln \text{CréditoPJ}_t$	-5,72
$\ln \text{TaxaJurosPJ}_t$	-8,06 (**)
$\ln \text{PIB}_t$	-5,49
$\ln \text{Exportações}_t$	-5,85
$\ln \text{Importações}_t$	-8,16 (**)
$\ln \text{BensCapital}_t$	-2,59

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (**) Significativo ao nível de 1,0%. Valores críticos de Dickey, Hasza e Fuller (1984).

Segundo a Tabela 4, há evidências de que todas as variáveis testadas, com exceção de $\ln \text{TaxaJurosPJ}_t$ e $\ln \text{Importações}_t$, apresentam uma raiz unitária sazonal. Para tornar as variáveis estacionárias, as mesmas foram submetidas à diferença primeira, a qual consiste em realizar a diferença entre o seu valor no período t e $t-1$. Contudo, a fim de que as variáveis também se tornassem estacionárias sazonalmente, as novas séries originadas da diferença primeira foram submetidas à diferença sazonal, representada pela diferença entre o seu valor em t e $t-12$. Mesmo as variáveis $\ln \text{TaxaJurosPJ}_t$ e $\ln \text{Importações}_t$, as quais não apresentaram evidências de raiz unitária sazonal, também foram diferenciadas sazonalmente, a fim de homogeneizar a ordem da integração e tornar mais simples a análise da relação entre as variáveis. As novas variáveis foram denominadas pelo nome das variáveis em nível, acrescido do prefixo delta (Δ^i), onde i representa o número de diferenciações que a série foi submetida (na ausência de expoente, subentende-se que o mesmo é igual a 1).

O próximo passo consistiu na estimação de um modelo univariado para previsão de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$. Para tanto, foram elaboradas as FAC e FACP da variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$, as quais são apresentadas nas Figuras 11 e 12, respectivamente. O eixo das abscissas indica o número de defasagens e o eixo das ordenadas representa o valor do coeficiente de autocorrelação. Os valores dos coeficientes da FAC e da FACP para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ são apresentados no Apêndice A, juntamente com a estatística- Q de Ljung-Box e o valor- p associado a esta estatística. As linhas superiores e inferiores representam um intervalo de confiança de

95,0%, cujo cálculo é apresentado na seção 4.2. Se o coeficiente de correlação apresenta valor superior, em módulo, a este intervalo, pode-se afirmar que o mesmo é estatisticamente diferente de zero, ao nível de significância de 5,0%.

Figura 11 - Função de Autocorrelação - FAC da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 12 - Função de Autocorrelação Parcial - FACP da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

A FAC apresenta um comportamento decrescente e a FACP é truncada a partir do *lag* 2, indicando que o processo gerador da série possa ser um ARIMA(2,1,0). No entanto, pode-se considerar que a FAC é truncada a partir do *lag* 4 (valor próximo ao limite do intervalo de confiança) e a FACP a partir do *lag* 2. Neste caso, um ARIMA(4,1,2) poderia representar bem o processo gerador da série. A fim de complementar o processo de identificação, foram calculados

os critérios AIC e SBC para modelos ARIMA alternativos estimados para a variável citada. Os valores dos critérios são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 - Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(1,1,0)	-2,602800	-2,523294
(2,1,0)	-2,984119	-2,863674
(3,1,0)	-2,969023	-2,806823
(0,1,1)	-2,738342	-2,659612
(0,1,2)	-2,826730	-2,708636
(0,1,3)	-2,947815	-2,790356
(1,1,1)	-2,744722	-2,625463
(1,1,2)	-2,794158	-2,635146
(1,1,3)	-2,964596	-2,765830
(2,1,1)	-3,169875	-3,009283 (*)
(2,1,2)	-3,137154	-2,936414
(2,1,3)	-3,121591	-2,880703
(3,1,1)	-3,122888	-2,920139
(3,1,2)	NI	NI
(3,1,3)	-3,078602	-2,794753
(0,1,4)	-3,045448	-2,848623
(1,1,4)	-2,977165	-2,738646
(2,1,4)	-3,171021 (*)	-2,889985
(3,1,4)	-3,101132	-2,776734
(4,1,4)	-3,140631	-2,772007
(4,1,0)	-2,951176	-2,746386
(4,1,1)	-3,067658	-2,821909
(4,1,2)	-3,058884	-2,772177
(4,1,3)	-3,044606	-2,716940

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Indica os menores valores dos critérios para os modelos estimados; (NI) Indica que o modelo não atende à condição de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Os critérios sugerem o modelo $\text{ARIMA}(2,1,1)$ como mais apropriado para representar o processo gerador de dados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$. A inclusão de um termo de MA no modelo sugerido pela FAC e FACP melhorou sua performance. Tendo em vista que a FACP apresenta evidência de sazonalidade, este modelo foi estimado com a inclusão de termos sazonais na forma auto-regressiva e de médias móveis. O modelo $\text{ARIMA}(2,1,1)(0,1,1)_{12}$ apresentou os melhores resultados do ponto de vista da significância dos parâmetros e performance dos resíduos. Os coeficientes e estatísticas estimados para este modelo se encontram na Tabela 6.

Tabela 6 - Resultados da estimação do modelo univariado para a série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$				
Modelo: ARIMA(2,1,1)(0,1,1) ₁₂				
Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- <i>t</i>	Valor- <i>p</i>
Constante	0,005178	0,002009	2,577530	0,0137
AR(1)	-1,270587	0,096792	-13,12696	0,0000
AR(2)	-0,837450	0,086919	-9,634884	0,0000
MA(1)	0,691038	0,116030	5,955686	0,0000
SMA(12)	-0,897248	0,038868	-23,08422	0,0000
R ²	0,797240	Estatística- <i>Q</i> de Ljung-Box dos resíduos		
R ² Ajustado	0,776964	Q (<i>k</i>)	Valor	Valor- <i>p</i>
AIC	-3,769518	Q (5)	1,5526	0,213
SBC	-3,568778	Q (10)	4,8228	0,567
Teste- <i>F</i>	39,31937	Q (15)	8,3606	0,681
Valor- <i>p</i> (Teste- <i>F</i>)	0,000001			
N. observações	45			

Fonte: Dados da pesquisa.

Com o intuito de verificar a performance de um modelo de previsão para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ sem a de realização da diferença sazonal na variável, a qual gera a perda de 12 observações, foi identificado (através dos coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial calculados para esta variável e apresentados no Apêndice B) e estimado um modelo univariado para a variável $\Delta \ln \text{CréditoPJ}_t$, o qual possui a especificação ARIMA(0,1,3)(0,0,1)₁₂. Os resultados da estimação deste modelo encontram-se no Apêndice C.

A última etapa consiste em verificar a viabilidade de estimação de um modelo multivariado para previsão das concessões de crédito às pessoas jurídicas. Para auxiliar na identificação de um modelo multivariado, foram elaboradas as Funções de Correlação Cruzada - FCCs entre a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ e as variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})_t$. Para a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$, foram utilizados os resíduos do modelo univariado apresentado na Tabela 6 para elaboração das FCCs. Para as outras variáveis, foram identificados e estimados modelos univariados, os quais são apresentados nos Apêndices J a S, sendo utilizados os resíduos destes modelos na elaboração das FCCs. As funções de correlação cruzada são apresentadas no Apêndice HH.

As FCCs fornecem evidências da existência de uma relação bicausal (uma dada variável y_t é influenciada por valores passados de outra variável x_t , mas x_t também é influenciado por valores passados de y_t) entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ e as variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$, haja visto a existência de correlações significativas, ao nível de 95,0% de confiança, nos *lags* positivos e negativos das FCCs envolvendo estas variáveis e as concessões de crédito às pessoas jurídicas. A inexistência de correlação significativa na FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$ sugere que esta variável pode não contribuir para predição de valores da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$, sendo que a mesma não foi incluída no modelo. No tocante a análise de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ})_t$, as correlações significativas ocorrem apenas nas defasagens (*lags*) negativas, o que sugere uma possível causalidade no sentido de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ})_t$ para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$. Finalmente, a FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})_t$ sugere a existência de correlação significativa apenas em $k = 0$, ou seja, de forma contemporânea. Como o objetivo é a realização de previsões para a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ e não o desenvolvimento de um modelo estrutural, a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})_t$ não foi incluída no modelo de previsão. A existência de relação bicausal entre as variáveis torna inviável a estimação de um Modelo de Função de Transferência para previsão de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$, conforme exposto na seção 4.2, restando a alternativa de estimação de um modelo VAR. Desta forma, foram estimados modelos VAR, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ})_t$.

Para identificar a necessidade de inclusão de um termo de correção de erro no modelo VAR, foi realizado teste de co-integração entre as variáveis diferenciadas sazonalmente, conforme procedimento proposto por Johansen (1988) e Stock e Watson (1988). Como pode ser verificado nos testes de raiz unitária realizados anteriormente, as variáveis que participam deste teste de co-integração são integradas de mesma ordem $I(1)$, tanto em relação à raiz unitária simples como em relação à raiz sazonal. O número de defasagens utilizadas no teste (eq. 90) foi escolhido a partir da estimação de modelos VAR de ordens 1 a 4. O número de defasagens escolhidas correspondeu a ordem do VAR com os menores valores para os critérios AIC e SBC. A decisão de restringir a ordem máxima de 4 para o modelo repousa no critério de utilizar no mínimo 50,0% do número de observações disponíveis para formar os graus de liberdade no processo de estimação.

Para interpretar os resultados do teste, deve-se verificar primeiro as hipóteses nulas de que $r \leq 3$ e $r = 3$, onde r representa o número de vetores de co-integração. A não rejeição da mesma indica que pode haver no máximo 3 vetores de co-integração entre as variáveis. No caso de tal hipótese ser rejeitada, há vestígios da existência de no mínimo 4 vetores de co-integração, e assim sucessivamente até que uma hipótese possa ser rejeitada ao nível de significância adotado. Os critérios AIC e SBC não foram unânimes na indicação dos *lags* utilizados no teste. Os resultados do teste de co-integração com 3 *lags* são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$ com 3 *lags*

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 3$	$r > 3$	9,006459	9,272890
$r \leq 2$	$r > 2$	22,94734 ^(*)	26,44018 ^(*)
$r \leq 1$	$r > 1$	44,86981 ^(*)	49,76337 ^(*)
$r = 0$	$r > 0$	73,63189 ^(*)	84,85440 ^(*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 3$	$r = 4$	9,006459	9,272890
$r = 2$	$r = 3$	13,94088	17,16729
$r = 1$	$r = 2$	21,92247	23,32319
$r = 0$	$r = 1$	28,76209 ^(*)	35,09103 ^(*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

O teste com 3 *lags* apresenta contradição em seus resultados. A estatística λ_{trace} permite não rejeitar a hipótese de existência de 3 vetores de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$, ao nível de significância de 5,0%. Por outro lado, a estatística λ_{max} indica a presença de um vetor de co-integração entre as variáveis, ao mesmo nível de significância citado. Desta forma, foram estimados modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$ e incluindo um vetor de co-integração, fundamentado no princípio da parcimônia. Os valores dos critérios AIC e SBC multivariados foram avaliados a fim de escolher o melhor modelo.

Tendo em vista que houve discrepância no comportamento dos critérios AIC e SBC, foram avaliadas as previsões de dois modelos: *i*) um VEC de ordem 1, com base em SBC, o qual passa a ser denominado de Modelo A, e, *ii*) um VEC de ordem 3, considerando o valor de AIC, denominado de Modelo B. Ambos os modelos foram estimados com constante apenas no termo de correção de erro e sem tendência linear, conforme valores AIC e SBC, utilizando dados mensais abrangendo o período de 02/2002 a 12/2005. As previsões foram realizadas fora da amostra para o período de 01/2006 a 09/2006. O Erro Quadrático Médio de Previsão - MSPE calculado para o Modelo A foi de 12.336.165,45 e para o Modelo B foi de 14.386.991,87. Uma nova especificação dos modelos, com a inclusão de variáveis binárias para os meses de janeiro a novembro não propiciou melhorias: o MSPE do Modelo A com binárias foi de 16.762.766,55 e do Modelo B com binárias foi de 26.157.385,58. O Modelo A sem binárias e com constante apenas no termo de correção de erro é formado pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ})_t &= \alpha_{10}(\beta_{10} + \Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_{t-1} + \beta_{11}\Delta^{12}\ln\text{PIB}_{t-1} + \beta_{12}\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_{t-1} + \\ &\beta_{13}\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_{t-1}) + \gamma_{11}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ})_{t-1} + \gamma_{12}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{PIB})_{t-1} + \\ &\gamma_{13}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + \gamma_{14}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + e_{1t}\end{aligned}\quad (96)$$

$$\begin{aligned}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{PIB})_t &= \alpha_{20}(\beta_{10} + \Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_{t-1} + \beta_{11}\Delta^{12}\ln\text{PIB}_{t-1} + \beta_{12}\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_{t-1} + \\ &\beta_{13}\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_{t-1}) + \gamma_{21}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ})_{t-1} + \gamma_{22}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{PIB})_{t-1} + \\ &\gamma_{23}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + \gamma_{24}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + e_{2t}\end{aligned}\quad (97)$$

$$\begin{aligned}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{Exportações})_t &= \alpha_{30}(\beta_{10} + \Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_{t-1} + \beta_{11}\Delta^{12}\ln\text{PIB}_{t-1} + \beta_{12}\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_{t-1} + \\ &\beta_{13}\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_{t-1}) + \gamma_{31}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ})_{t-1} + \gamma_{32}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{PIB})_{t-1} + \\ &\gamma_{33}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + \gamma_{34}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + e_{3t}\end{aligned}\quad (98)$$

$$\begin{aligned}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_t &= \alpha_{40}(\beta_{10} + \Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_{t-1} + \beta_{11}\Delta^{12}\ln\text{PIB}_{t-1} + \beta_{12}\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_{t-1} + \\ &\beta_{13}\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_{t-1}) + \gamma_{41}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ})_{t-1} + \gamma_{42}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{PIB})_{t-1} + \\ &\gamma_{43}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + \gamma_{44}\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ})_{t-1} + e_{4t}\end{aligned}\quad (99)$$

A Tabela 8 apresenta os resultados da estimação do Modelo A. Os coeficientes do termo de correção de erro (β_1 , β_2 , β_3 e β_4) são apresentados na primeira parte da tabela, os quais se

encontram representados pelas variáveis que acompanham estes coeficientes. Na parte da tabela encabeçada “Coeficientes VAR” são apresentados os coeficientes estimados que acompanham as variáveis explicativas em cada equação. Os valores entre colchetes representam a estatística-*t* dos coeficientes³.

Tabela 8 - Resultados da estimação do Modelo A para concessão de crédito às pessoas jurídicas

(continua)

Termo de correção de erro				
Variáveis	Coeficientes			
$\Delta^{12}lnCréditoPJ_{t-1}$	1,0000			
$\Delta^{12}lnPIB_{t-1}$	213,8443 [4,01310]			
$\Delta^{12}lnExportações_{t-1}$	101,4149 [7,47555]			
$\Delta^{12}lnTaxaJuroPJ_{t-1}$	32,08917 [1,76357]			
Constante (β_{10})	-10,96217 [-4,48000]			
Coeficientes VAR				
Variáveis explicativas	Variáveis dependentes			
	$\Delta(\Delta^{12}lnCréditoPJ)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnPIB)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnExportações)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnTaxaJuroPJ)_t$
Coef. cor. de erro (α)	-0,001427 [-1,93006]	-0,001222 [-5,78907]	-0,001503 [-0,81688]	0,001354 [3,04333]
$\Delta(\Delta^{12}lnCréditoPJ)_{t-1}$	-0,481269 [-2,59153]	-0,074315 [-1,40161]	-0,021406 [-0,04632]	-0,152499 [-1,36462]
$\Delta(\Delta^{12}lnPIB)_{t-1}$	-0,212453 [-0,42235]	-0,189853 [-1,32193]	-0,225158 [-0,17985]	-0,141299 [-0,46679]
$\Delta(\Delta^{12}\Delta lnExportações)_{t-1}$	0,051416 [0,60035]	0,060833 [2,48790]	-0,166716 [-0,78217]	-0,123803 [-2,40222]
$\Delta(\Delta^{12}\Delta lnTaxaJuroPJ)_{t-1}$	0,066694 [0,26348]	0,109755 [1,51867]	-0,625734 [-0,99326]	0,138743 [0,91083]
R^2	0,371887	0,538088	0,175972	0,448878
R^2 Ajustado	0,310608	0,493023	0,09558	0,39511
Teste- F	6,068722	11,94037	2,188905	8,348426
AIC	-2,595026	-5,102009	-0,771463	-3,61081

³ O teste de co-integração também foi realizado incluindo as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{Importações}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{BensCapital}_t$, e a presença de co-integração não pode ser rejeitada. Desta forma, foram estimados modelos VEC de ordens 1 a 3 tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12} \ln \text{CréditoPJ}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{PIB}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Exportações}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Importações}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPJ}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{BensCapital}_t$ e também foram realizadas previsões para o período de 01/2006 a 09/2006. Porém, o MSPE de tais previsões foram superiores aos obtidos pelos Modelos A e B, sendo que tal fato se repetiu com a inclusão de variáveis binárias.

Tabela 8 - Resultados da estimação do Modelo A para concessão de crédito às pessoas jurídicas

(conclusão)				
Coeficientes VAR				
Variáveis explicativas	Variáveis dependentes			
	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{PIB})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{Exportações})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{TaxaJuroPJ})_t$
SBC	-2,396261	-4,903243	-0,572698	-3,412045
N. observações	46			
AIC multivariado	-12,54935			
SBC multivariado	-11,55552			

Fonte: Dados da pesquisa.

Com o intuito de evitar a realização da diferença sazonal nas variáveis, a qual causa a perda de 12 observações em cada uma das variáveis, foram também estimados modelos univariados para as variáveis sem diferenciação sazonal, os quais se encontram nos Apêndices J a S, e os resíduos de tais modelos foram utilizados para elaboração de novas Funções de Correlação Cruzada entre as variáveis, as quais se encontram no Apêndice HH. As FCCs revelaram uma relação bicausal entre $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$ e $\Delta\ln\text{PIB}_t$, $\Delta\ln\text{Exportações}_t$, $\Delta\ln\text{Importações}_t$, $\Delta\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$ e $\Delta\ln\text{BensCapital}_t$. As FCCs entre $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$ e $\Delta\ln\text{PIB}_t$, $\Delta\ln\text{Exportações}_t$, $\Delta\ln\text{Importações}_t$ e $\Delta\ln\text{BensCapital}_t$ revelou correlações significativas nos lags -2, 3 e 0. Os lags negativos representam a correlação de $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$ com as demais variáveis em $t-1$, $t-2$, ..., $t-12$. Os lags positivos representam a correlação de $\Delta\ln\text{CréditoPJ}$ em $t-1$, $t-2$, ..., $t-12$ com as demais variáveis no período t . Entre $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$ e $\Delta\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$ ocorreram correlações significativas em -1, -4, 1, 2, 3 e 5. Em virtude da bicausalidade entre as variáveis, um modelo VAR com as variáveis endógenas $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta\ln\text{PIB}_t$, $\Delta\ln\text{Exportações}_t$, $\Delta\ln\text{Importações}_t$, $\Delta\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$ e $\Delta\ln\text{BensCapital}_t$ mostrasse mais adequado como possível estimador do processo gerador de dados da série $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$.

Para verificar a necessidade de inclusão de um termo de correção de erro no VAR a ser estimado, foi realizado o teste de co-integração entre as variáveis em nível. O número de defasagens a ser utilizado no teste de co-integração foi escolhido com base na estimação de modelos VAR de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas todas as variáveis que serão posteriormente submetidas ao teste de co-integração. A restrição do número de defasagens é justificada pelo número de observações disponíveis, de maneira análoga ao teste anterior. A Tabela 9 apresenta os resultados do teste realizado com 2 lags.

Tabela 9 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\ln\text{PIB}_t$, $\ln\text{Exportações}_t$, $\ln\text{Importações}_t$, $\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$ e $\ln\text{BensCapital}_t$ com 2 lags

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 5$	$r > 5$	4,341647	0,432874
$r \leq 4$	$r > 4$	10,87854	6,942878
$r \leq 3$	$r > 3$	23,73741	18,85731
$r \leq 2$	$r > 2$	45,12069	40,10878
$r \leq 1$	$r > 1$	78,12522 ^(*)	71,75253 ^(*)
$r = 0$	$r > 0$	127,0674 ^(*)	119,9976 ^(*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 5$	$r = 6$	4,341647	0,432874
$r = 4$	$r = 5$	6,536890	6,510004
$r = 3$	$r = 4$	12,85888	11,91443
$r = 2$	$r = 3$	21,38328	21,25147
$r = 1$	$r = 2$	33,00452	31,64375
$r = 0$	$r = 1$	48,94221 ^(*)	48,24508 ^(*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

O teste de co-integração apresentou discrepância nos seus resultados. A estatística λ_{trace} permite não rejeitar a hipótese de existência de 2 vetores de co-integração entre as variáveis, ao nível de significância de 5,0%. Por outro lado, ao mesmo nível de significância, a estatística λ_{max} indica a existência de apenas 1 vetor de co-integração.

Assim, foram estimados modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta\ln\text{PIB}_t$, $\Delta\ln\text{Exportações}_t$, $\Delta\ln\text{Importações}_t$, $\Delta\ln\text{BensCapital}_t$ e $\Delta\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$, e com um vetor de co-integração, conforme o princípio da parcimônia. Como os critérios AIC e SBC mostraram-se divergentes, foram realizadas previsões para dois modelos: i) um VEC de ordem 1, indicado por SBC, denominado de Modelo C, e; ii) um VEC de ordem 2, indicado por AIC, denominado de Modelo D. Os modelos foram estimados com constante apenas no termo de correção de erro, em virtude da avaliação dos critérios AIC e SBC, e as previsões foram realizadas fora da amostra para o período de 01/2006 a 09/2006. O MSPE para o Modelo C foi calculado em 34.031.207,94 e para o Modelo D foi de 26.595.906,13. A inclusão de binárias para os meses de janeiro a novembro e constante apenas no VAR geraram melhorias nas previsões nos dois

modelos: o MSPE do Modelo C com binárias diminuiu para 20.245.533,72 e do Modelo D com binárias passou para 24.666.038,31.

Apesar das FCCs terem sido utilizadas na definição das relações entre as variáveis, também foram realizadas previsões a partir de modelos sem algumas das variáveis inicialmente propostas. Para elaboração de um modelo de previsão de $\ln\text{CréditoPJ}_t$, decidiu-se por estimar modelos que tivessem pelo menos a variável $\ln\text{PIB}_t$, a qual possui grande relação com as concessões de crédito às pessoas jurídicas, tanto de forma intuitiva (como explicado na seção 4.3) como através da análise das FCCs no Apêndice II. Desta maneira, realizou-se teste de co-integração entre as variáveis e foram estimados os seguintes modelos:

- i. Modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$;
- ii. Modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{Exportações}_t$;
- iii. Modelos VAR de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{CréditoPJ})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{PIB})_t$;
- iv. Modelos VAR de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\Delta\ln\text{PIB}_t$ e $\Delta\ln\text{TaxaJurosPJ}_t$;
- v. Modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\ln\text{CréditoPJ}_t$, $\ln\text{PIB}_t$ e $\ln\text{Exportações}_t$;
- vi. Modelos VAR de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$ e $\Delta\ln\text{PIB}_t$.

Os modelos VEC descritos nos itens i, ii e v foram estimados sem tendência e com constante apenas no termo de correção de erro, conforme avaliação dos critérios AIC e SBC. As previsões fora da amostra, para o período de 01/2006 a 09/2006, geradas pelos modelos citados nos itens i a vi, não obtiveram melhor performance em relação às previsões do Modelo A, conforme análise do MSPE. A inclusão de variáveis binárias para o período de janeiro a novembro não contribuiu para a melhoria das previsões destes modelos.

As previsões realizadas pelos modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{CréditoPJ})_t$ e $\Delta\ln\text{CréditoPJ}_t$, os quais são apresentados na Tabela 6 e no Apêndice C, respectivamente, também não superaram a performance das previsões do Modelo A. O modelo ARIMA(2,1,1)(0,1,1)₁₂ estimado para a variável dependente $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{CréditoPJ})_t$ obteve um MSPE de 25.004.666,80 para o horizonte de previsão fora da amostra de 01/2006 a 09/2006. Já o modelo

ARIMA(0,1,3)(0,0,1)₁₂ estimado para a variável dependente $\Delta \ln \text{Crédito}PJ_t$ obteve um MSPE de 32.416.266,05 para o mesmo horizonte de previsão.

Diante do critério de escolha do modelo com menor MSPE, o Modelo A é escolhido como previsor para a série $\ln \text{Crédito}PJ_t$. A Figura 13 apresenta um comparativo gráfico entre os valores realizados da série $\ln \text{Crédito}PJ_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelos A. Em virtude de alguns dados serem sigilosos, os mesmos foram transformados em número-índice, base: 12/2005 = 100. Na Tabela 10 constam os valores realizados de $\ln \text{Crédito}PJ_t$ e as previsões geradas pelo Modelo A. O maior erro de previsão correspondeu a 8,06% do valor realizado (em 02/2006) e o menor correspondeu a 0,66% do valor realizado (em 01/2006). Os movimento de alta e baixa das previsões acompanharam os da série de valores realizados, exceto nos meses de junho e julho.

Figura 13 - Comparativo entre os valores realizados da série $\ln \text{Crédito}PJ_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelo A (valores em número-índice, base: 12/2005 = 100)

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 10 - Valores realizados da série $\ln \text{Crédito}PJ_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e valores previstos pelo Modelo A para o mesmo período (valores em número-índice, base: 12/2005 = 100)

Período	Valores observados	Previsão do Modelo A	Erro de previsão (proporção do valor realizado)
jan/06	90,35	90,95	-0,66%
fev/06	78,14	84,44	-8,06%
mar/06	103,65	95,94	7,44%
abr/06	88,74	92,91	-4,70%
mai/06	103,06	97,93	4,97%
jun/06	94,71	98,20	-3,69%
jul/06	95,28	92,55	2,87%
ago/06	100,00	101,01	-1,02%
set/06	96,28	99,35	-3,19%

Fonte: Dados da pesquisa.

5.2 Modelo de previsão das concessões de crédito às pessoas físicas

De maneira análoga ao modelo anterior, cada uma das variáveis utilizadas na elaboração do modelo de concessão de crédito às pessoas físicas foi submetida a teste para verificar a presença de raiz unitária, conforme método proposto por Dickey e Pantula (1987). O teste foi realizado para cada variável considerando H_0 : *existência de 2 raízes unitárias na série* contra H_a : *existência de 1 raiz unitária na série*. Na primeira etapa estimou-se a equação:

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{li} \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (100)$$

Para realização do teste também foram incluídos termos defasados das variáveis dependentes, a fim de controlar a correlação serial dos resíduos. A Tabela 11 apresenta os valores do teste- t calculados para β_l em cada regressão realizada com as variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas. O exame da trajetória temporal das variáveis em nível não apresenta evidências da existência de tendência linear nas mesmas. Por outro lado, as variáveis apresentam média diferente de zero, o qual motivou a realização do teste com a presença de constante e sem tendência linear. A quantidade de defasagens (valor de k) utilizadas no teste também consta na Tabela 11, sendo que tal número foi escolhido por meio da estatística- Q de Ljung e Box (1978) dos resíduos e também pelos critérios AIC e SBC.

Tabela 11 - Resultados da primeira etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas

Variável	Valor de k	$H_0: \beta_1 = 0$
$\ln \text{CréditoPF}_t$	3 ^(a)	-4,28 ^(**)
$\ln \text{TaxaJurosPF}_t$	3	-4,33 ^(**)
$\ln \text{VendasVarejo}_t$	7 ^(b)	-2,97 ^(*)
$\ln \text{PIB}_t$	3 ^(a)	-4,13 ^(**)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ^(a) Com inclusão de defasagem da variável dependente em $t-12$; ^(b) Com inclusão de defasagens da variável dependente em $t-10$, $t-11$ e $t-12$; ^(*) Significativo ao nível de 5,0%; ^(**) Significativo ao nível de 1,0%. Valores críticos de Fuller (1976).

Os resultados apresentados na Tabela 11 permitem rejeitar, aos níveis de significância de 1,0% e 5,0%, a hipótese de que as variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas possuem duas raízes unitárias.

A próxima etapa consiste em testar, para todas as variáveis, a hipótese H_0 : *existência de 1 raiz unitária na série* contra H_a : *série não possui raiz unitária*. Para tanto, deve-se estimar a equação:

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (101)$$

e verificar se $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 0$ por meio da estatística τ_u de Fuller (1976). A Tabela 12 apresenta os resultados desta etapa do teste.

Tabela 12 - Resultados da segunda etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas

Variável	Valor de k	$H_0: \beta_1 = 0$	$H_0: \beta_2 = 0$
$\ln \text{CréditoPF}_t$	2 ^(a)	-3,51 ^(*)	-0,27
$\ln \text{TaxaJurosPF}_t$	3 ^(c)	-2,97 ^(*)	-1,13
$\ln \text{VendasVarejo}_t$	3 ^(b)	-3,45 ^(*)	-1,24
$\ln \text{PIB}_t$	3 ^(a)	-2,25 ^(*)	-0,92

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ^(a) Com inclusão de defasagem da variável dependente em $t-12$; ^(b) Com inclusão de defasagens da variável dependente em $t-10$, $t-11$ e $t-12$; ^(c) Com inclusão de defasagens da variável dependente em $t-11$ e $t-12$; ^(*) Significativo ao nível de 5,0%. Valores críticos de Fuller (1976).

Os resultados da segunda etapa do teste fornecem evidências de que todas as variáveis testadas possuem uma raiz unitária, ao nível de significância de 5,0%.

Para verificar a existência de uma raiz unitária sazonal, foi utilizado o teste proposto por Dickey, Hasza e Fuller (1984), o qual consiste em testar a hipótese nula de $\rho_d = 0$ contra a hipótese alternativa de $\rho_d < 1$, em valor absoluto, na equação

$$\Delta^d y_t = \sum_{i=1}^d \theta_i \delta_{it} + \rho_d y_{t-d} + e_t \quad (102)$$

Como os dados têm periodicidade mensal, então $d = 12$. Os valores críticos para o teste também foram calculados por Dickey, Hasza e Fuller (1984). A Tabela 13 apresenta os resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas.

Tabela 13 - Resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito às pessoas físicas

Variável	$H_0: \alpha_d = 1$
$\ln \text{CréditoPF}_t$	-0,29
$\ln \text{TaxaJurosPF}_t$	-3,63
$\ln \text{VendasVarejo}_t$	-2,14
$\ln \text{PIB}_t$	-5,49

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Significativo ao nível de 5,0%. Valores críticos de Dickey, Hasza e Fuller (1984).

Segundo a Tabela 13, há evidências de que todas as variáveis testadas apresentam uma raiz unitária sazonal. Para tornar as variáveis estacionárias, as mesmas foram submetidas à diferença primeira, sendo em seguida também realizada a diferença sazonal nas séries. As novas variáveis foram denominadas pelo nome das variáveis em nível, acrescido do prefixo delta (Δ^i).

O próximo passo consiste em estimar um modelo univariado para a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$. As Figuras 14 e 15 apresentam as FAC e FACP, respectivamente, desta série. Os valores das autocorrelações e correlações parciais encontram-se no Apêndice D.

Figura 14 - FAC da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 15 - FACP da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Pela inspeção da FAC e FACP, um possível estimador do processo gerador de dados da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ seria o ARIMA(3,1,2). No entanto, pode-se ajustar também o modelo ARIMA(2,1,0) considerando que a FAC é decrescente e a FACP truncada após o *lag* 2. A Tabela 14 apresenta os valores dos critérios AIC e SBC.

Tabela 14 - Valores AIC e SBC para diferentes modelos univariados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(1,1,0)	-2,393032	-2,313526
(2,1,0)	-2,687019	-2,566574
(3,1,0)	-2,741082	-2,578883
(0,1,1)	-2,514220	-2,435490
(0,1,2)	-2,609129	-2,491034
(0,1,3)	-2,810771	-2,653311
(1,1,1)	-2,486980	-2,367721
(1,1,2)	-2,601784	-2,442772
(1,1,3)	-2,841936	-2,643170
(2,1,1)	-2,901285	-2,740693 (*)
(2,1,2)	-2,857432	-2,656692
(2,1,3)	-2,855478	-2,614590
(3,1,1)	-2,837564	-2,634815
(3,1,2)	-2,909456	-2,666157
(3,1,3)	-2,822681	-2,538832
(0,1,4)	-2,910098 (*)	-2,713274
(1,1,4)	-2,838224	-2,599706
(2,1,4)	-2,793235	-2,512198
(3,1,4)	-2,819855	-2,495457
(4,1,4)	-2,849636	-2,481013
(4,1,3)	-2,807874	-2,480209
(4,1,2)	NI	NI
(4,1,1)	-2,773992	-2,528243
(4,1,0)	-2,696652	-2,491861

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Indica os menores valores dos critérios para os modelos estimados; (NI) Indica que o modelo não atende à condição de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Os critérios AIC e SBC, juntamente com a FAC e FACP, sugerem o modelo $\text{ARIMA}(2,1,1)$ para a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$, assim como ocorreu no caso da variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$. Este modelo foi estimado com o acréscimo de termos sazonais de média móvel e auto-regressivos tanto na forma aditiva quanto na forma multiplicativa, uma vez que a FACP apresenta indícios de sazonalidade na série. O modelo $\text{ARIMA}(2,1,1)(0,1,1)_{12}$ apresentou os melhores resultados no âmbito da significância dos parâmetros e ausência de correlação nos resíduos, sendo portanto escolhido como predictor univariado de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$. Os resultados da estimação deste modelo encontram-se na Tabela 15.

Tabela 15 - Resultados da estimação de um modelo univariado para a série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$				
Modelo: ARIMA(2,1,1)(0,1,1) ₁₂				
Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- <i>t</i>	Valor- <i>p</i>
Constante	0,006329	0,002370	2,670294	0,0109
AR(1)	-1,143921	0,112891	-10,13293	0,0000
AR(2)	-0,754215	0,095656	-7,884698	0,0000
MA(1)	0,692273	0,138322	5,004810	0,0000
SMA(12)	-0,880413	0,045722	-19,25574	0,0000
R ²	0,776566	Estatística- <i>Q</i> de Ljung-Box dos resíduos		
R ² Ajustado	0,754223	Q (k)	Valor	Valor- <i>p</i>
AIC	-3,519211	Q (5)	1,5425	0,214
SBC	-3,318470	Q (10)	5,9970	0,424
Teste- <i>F</i>	34,75598	Q (15)	10,385	0,496
Valor- <i>p</i> (Teste- <i>F</i>)	0,000001			
N. observações	45			

Fonte: Dados da pesquisa.

Foram elaboradas FAC e FACP também para a variável $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ com o objetivo de identificar um modelo univariado para esta variável. Os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial constam no Apêndice E, sendo que o modelo estimado foi o ARIMA(0,1,3)(0,0,1)₁₂, o qual tem suas estimativas apresentadas no Apêndice F.

A última etapa consiste em verificar a viabilidade de estimação de um modelo multivariado para previsão de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$. Para auxiliar na identificação de um modelo multivariado, foram elaboradas as Funções de Correlação Cruzada - FCCs entre a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ e as variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPF})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{VendasVarejo})_t$. Para a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$, foram utilizados os resíduos do modelo univariado apresentado na Tabela 15. Para as outras variáveis, foram identificados e estimados modelos univariados, os quais são apresentados nos Apêndices T a W. As funções de correlação cruzada são apresentadas no Apêndice II.

O exame da FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})_t$ sugere um relação bicausal entre estas variáveis, haja visto a significância das correlações referentes às defasagens -4, -3, 0, 3 e 5. Os *lags* negativos representam a correlação de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ com as demais variáveis em $t-1$, $t-2$, ..., $t-12$. Os *lags* positivos representam a correlação de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ em $t-1$, $t-2$, ..., $t-12$ com as demais variáveis no período t . Há indícios de bicausalidade também

entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPF})_t$, pois FCC entre estas variáveis apresenta correlações significativas no *lags* -3 e 6. Por fim, a FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{VendasVarejo})_t$ apresentou correlação significativa apenas de forma contemporânea entre as variáveis. Considerando que o objetivo do trabalho é o de construção de um modelo de previsão e não um modelo estrutural, esta variável será inicialmente desconsiderada para elaboração do modelo.

Em virtude da relação bicausal entre as variáveis, propõe-se a estimação de modelos VAR. Para testar a necessidade de inclusão de um termo de correção de erro no VAR, foi realizado o teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPF})_t$. Estas variáveis são integradas de mesma ordem, o qual é uma condição suficiente para realização do teste de co-integração. A escolha do número de defasagens utilizadas no teste foi definido a partir da estimação de modelos VAR de ordens 1 a 6. O número de defasagens escolhido corresponde a ordem do VAR com os menores valores de AIC e SBC. A escolha da ordem máxima igual a 6 reside na preservação dos graus de liberdade para estimação do modelo. A Tabela 16 apresenta os resultados do teste com 6 defasagens.

Tabela 16 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{PIB}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_t$ com 6 lags

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 2$	$r > 2$	2,840029	1,110315
$r \leq 1$	$r > 1$	23,36011 ^(*)	21,51501 ^(*)
$r = 0$	$r > 0$	52,81979 ^(*)	50,46382 ^(*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 2$	$r = 3$	2,840029	1,110315
$r = 1$	$r = 2$	20,52008 ^(*)	20,40469 ^(*)
$r = 0$	$r = 1$	29,45967 ^(*)	28,94881 ^(*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

Pelos resultados apresentados na Tabela 16, o teste de co-integração permite não rejeitar, ao nível de significância de 5,0%, a hipótese de existência de 2 vetores de co-integração entre as variáveis. Portanto, foram estimados modelos VEC de ordens 1 a 6, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPF}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPF}_t$ e dois vetores de correção de erro. Os critérios AIC e SBC foram avaliados para identificação do modelo.

Em virtude da discrepância entre os critérios AIC e SBC, foram realizadas previsões a partir de dois modelos: i) um modelo VEC de ordem 2, com base no critério SBC, denominado de Modelo E, e; ii) um modelo VEC de ordem 5, com base no critério AIC, denominado de Modelo F. Os modelos foram estimados com constante apenas no termo de correção de erro, conforme indicado por AIC e SBC, a partir de uma amostra de dados mensais abrangendo o período de 02/2002 a 12/2005. As previsões foram realizadas fora da amostra, para o período de 01/2006 a 09/2006. O Modelo E apresentou melhor performance em termos de previsão, sendo que o seu MSPE foi de 4.900.460,02, ao passo que o MSPE do Modelo F foi de 8.394.326,08. A inclusão de variáveis binárias para os meses de janeiro a novembro não propiciaram melhorias nos critérios AIC e SBC e nas previsões dos modelos. O MSPE do Modelo E com variáveis binárias foi de 6.668.172,38 e do Modelo F com a inclusão de binárias foi de 9.711.408,11.

Apesar de a FCC sugerir que apenas a correlação contemporânea entre $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{CréditoPF})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{VendasVarejo})_t$ é significativa, deve-se salientar que tais correlações são sensíveis aos modelos univariados geradores dos resíduos utilizados no cálculo das correlações. Como tipicamente podem ser estimados mais de um modelo para representar um processo gerador de dados, podem ser obtidas diferentes funções de correlação cruzada. Além disso, uma parte considerável do crédito à pessoa física é destinada ao consumo de bens cujas vendas são apuradas e utilizadas na elaboração da série $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{VendasVarejo})_t$. Desta forma, optou-se por estimar modelos VAR também com a inclusão desta variável. Os resultados do teste de co-integração entre as variáveis são apresentados na Tabela 17, sendo utilizados 4 defasagens no teste, os quais foram escolhidas após a estimação de modelos VAR de ordens 1 a 4 e análise de seus valores AIC e SBC.

Tabela 17 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPF}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPF}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{VendasVarejo}_t$ com 4 lags

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 3$	$r > 3$	4,835317	4,537399 ^(*)
$r \leq 2$	$r > 2$	18,59690	18,16150 ^(*)
$r \leq 1$	$r > 1$	40,99926 ^(*)	39,19630 ^(*)
$r = 0$	$r > 0$	75,84046 ^(*)	73,48779 ^(*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 3$	$r = 4$	4,835317	3,841466
$r = 2$	$r = 3$	13,76158	14,26460
$r = 1$	$r = 2$	22,40236 ^(*)	21,03480 ^(*)
$r = 0$	$r = 1$	34,84120 ^(*)	34,29149 ^(*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

O teste de co-integração permite a não rejeição da hipótese de que há 2 vetores de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPF}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{TaxaJurosPF}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{VendasVarejo}_t$, ao nível de significância de 5,0%. A exceção é a estatística λ_{trace} do teste realizado com tendência linear, o qual indicou a presença de 4 vetores de co-integração. Assim, foram estimados modelos VEC de ordens 1 a 4, contendo dois vetores de co-integração (novamente seguindo o princípio da parcimônia) e foram avaliados os valores AIC e SBC destes modelos. A ordem máxima foi restrita a quatro devido ao acréscimo de uma variável.

Novamente houve discrepância entre os critérios, sendo realizadas previsões a partir de dois modelos: i) um VEC de ordem 1, denominado de Modelo G, identificado pelo valor de SBC, e; ii) um VEC de ordem 2, denominado de Modelo H, identificado pelo critério AIC. As previsões foram realizadas fora da amostra para o período de 01/2006 a 09/2006. O Modelo H apresentou melhor capacidade de predição em relação ao Modelo E. O MSPE do Modelo G foi calculado em 8.541.134,99 e do Modelo H de 3.870.308,12. A inclusão de variáveis binárias para os meses de janeiro a novembro não propiciou melhorias na capacidade de previsão: o Modelo G com binárias obteve um MSPE de 8.396.265,02 e o Modelo H com binárias gerou um MSPE de 4.516.103,39. A seguir são apresentadas as equações que constituem o Modelo H, e a Tabela 18 apresenta os resultados da estimação deste modelo.

$$\begin{aligned}
\Delta(\Delta^{12} \ln \text{CreditoPF})_t &= \alpha_{10,1}(\beta_{10} + \beta_{11} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{12} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \beta_{13} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{14} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \alpha_{20,1}(\beta_{20} + \beta_{21} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{22} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{23} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \beta_{24} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \sum_{i=1}^2 \gamma_{1i,1} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{CréditoPF})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{1i,2} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{PIB})_{t-i} + \\
&\quad \sum_{i=1}^2 \gamma_{1i,3} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{1i,4} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF})_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (103)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta(\Delta^{12} \ln \text{PIB})_t &= \alpha_{10,2}(\beta_{10} + \beta_{11} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{12} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \beta_{13} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{14} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \alpha_{20,2}(\beta_{20} + \beta_{21} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{22} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{23} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \beta_{24} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \sum_{i=1}^2 \gamma_{2i,1} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{CréditoPF})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{2i,2} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{PIB})_{t-i} + \\
&\quad \sum_{i=1}^2 \gamma_{2i,3} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{2i,4} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF})_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (104)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta(\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF})_t &= \alpha_{10,3}(\beta_{10} + \beta_{11} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{12} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \beta_{13} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{14} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \alpha_{20,3}(\beta_{20} + \beta_{21} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{22} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{23} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \beta_{24} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \sum_{i=1}^2 \gamma_{3i,1} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{CréditoPF})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{3i,2} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{PIB})_{t-i} + \\
&\quad \sum_{i=1}^2 \gamma_{3i,3} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{3i,4} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF})_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (105)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta(\Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo})_t &= \alpha_{10,4}(\beta_{10} + \beta_{11} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{12} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \beta_{13} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{14} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \alpha_{20,4}(\beta_{20} + \beta_{21} \Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF}_{t-1} + \beta_{22} \Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo}_{t-1} + \\
&\quad \beta_{23} \Delta^{12} \ln \text{PIB}_{t-1} + \beta_{24} \Delta^{12} \ln \text{CréditoPF}_{t-1}) + \sum_{i=1}^2 \gamma_{4i,1} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{CréditoPF})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{4i,2} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{PIB})_{t-i} + \\
&\quad \sum_{i=1}^2 \gamma_{4i,3} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{VendasVarejo})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{4i,4} \Delta(\Delta^{12} \ln \text{TaxaJurosPF})_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (106)
\end{aligned}$$

Tabela 18 - Resultados da estimação do Modelo H para concessão de crédito às pessoas físicas

Termo de correção de erro				
Variáveis	Termo de correção de erro 1		Termo de correção de erro 2	
	Coeficientes		Coeficientes	
$\Delta^{12}lnCréditoPF_{t-1}$	1,000000		0,000000	
$\Delta^{12}lnPIB_{t-1}$	0,000000		1,000000	
$\Delta^{12}lnTaxaJurosPF_{t-1}$	-3,137211 [-5,34651]		0,489932 [3,08537]	
$\Delta^{12}lnVendasVarejo_{t-1}$	-2,09721 [-2,00634]		-1,016393 [-3,59309]	
Constantes (β_{10} e β_{20})	0,276658 [3,66328]		-0,015582 [-0,76244]	
Coeficientes VAR				
Variáveis explicativas	Variáveis dependentes			
	$\Delta(\Delta^{12}lnCréditoPF)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnPIB)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnTaxa-JurosPF)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnVendas-Varejo)_t$
Coef. cor. de erro 1 (α_1)	-0,217995 [-3,62569]	-0,073332 [-2,80892]	-0,170675 [-3,07518]	0,053758 [2,01097]
Coef. cor. de erro 2 (α_2)	-0,96728 [-3,40092]	-0,336507 [-2,72484]	-0,947061 [-3,60726]	0,076879 [0,60795]
$\Delta(\Delta^{12}lnCréditoPF)_{t-1}$	0,118499 [0,40418]	0,239514 [1,88146]	-0,26518 [-0,97984]	0,213147 [1,63515]
$\Delta(\Delta^{12}lnCréditoPF)_{t-2}$	-0,311732 [-0,98935]	0,173905 [1,27112]	-0,380134 [-1,30696]	0,177926 [1,27008]
$\Delta(\Delta^{12}lnPIB)_{t-1}$	0,70929 [1,60001]	0,137019 [0,71184]	0,314355 [0,76820]	0,275165 [1,39608]
$\Delta(\Delta^{12}lnPIB)_{t-2}$	0,218203 [0,52779]	0,098228 [0,54720]	-0,208198 [-0,54555]	0,026266 [0,14290]
$\Delta(\Delta^{12}lnTaxaJurosPF)_{t-1}$	-1,165347 [-3,61854]	-0,417026 [-2,98226]	-0,581328 [-1,95549]	-0,195117 [-1,36268]
$\Delta(\Delta^{12}lnTaxaJurosPF)_{t-2}$	-0,457036 [-1,38465]	-0,280883 [-1,95984]	-0,112103 [-0,36793]	-0,162225 [-1,10543]
$\Delta(\Delta^{12}lnVendasVarejo)_{t-1}$	-1,032746 [-2,31454]	-0,453179 [-2,33908]	-0,773098 [-1,87699]	-0,95422 [-4,80995]
$\Delta(\Delta^{12}lnVendasVarejo)_{t-2}$	-0,354647 [-0,98359]	-0,34992 [-2,23508]	-0,051531 [-0,15483]	-0,680904 [-4,24742]
R ²	0,696879	0,436265	0,74262	0,666635
R ² Ajustado	0,618934	0,291305	0,676436	0,580912
Teste-F	8,940611	3,009545	11,22061	7,776659
AIC	-2,991972	-4,660444	-3,152029	-4,613084
SBC	-2,590492	-4,258963	-2,750548	-4,211604
N. observações	45			
AIC multivariado	-16,54483			
SBC multivariado	-14,53743			

Fonte: Dados da pesquisa.

Para verificar a viabilidade de elaboração de um modelo de previsão das concessões de crédito às pessoas físicas sem a necessidade de realização da diferença sazonal, foram também elaboradas as FCCs entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ e $\Delta \ln \text{PIB}_t$, $\Delta \ln \text{TaxaJurosPF}_t$ e $\Delta \ln \text{VendasVarejo}_t$. Os modelos univariados estimados para as variáveis sem diferença sazonal são apresentados no Apêndices T a W e as Funções de Correlação Cruzada também são apresentadas no Apêndice II.

As correlações cruzadas indicam uma relação de bicausalidade entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ e as variáveis $\Delta \ln \text{PIB}_t$ e $\Delta \ln \text{TaxaJurosPF}_t$. A FCC entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ e $\Delta \ln \text{PIB}_t$ revela correlações significativas nos lags 3 e 0. Já entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ e $\Delta \ln \text{TaxaJurosPF}_t$, as correlações significativas ocorrem nos lags -3, 0, 1, 2 e 3. Por fim, não houveram correlações significativas entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ e $\Delta \ln \text{VendasVarejo}_t$.

A bicausalidade entre as variáveis torna necessária a estimação de modelos VAR para previsão de $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$. A variável $\Delta \ln \text{VendasVarejo}_t$, apesar da ausência de correlação cruzada com o crédito, será incluída nos modelos em virtude de sua capacidade de auxiliar na predição do crédito às pessoas físicas, como demonstrado pelo Modelo H. A Tabela 19 apresenta o teste de co-integração entre $\ln \text{CréditoPF}_t$, $\ln \text{PIB}_t$, $\ln \text{TaxaJurosPF}_t$ e $\ln \text{VendasVarejo}_t$, o qual foi realizado com 3 lags, os quais foram escolhidos com base na estimação de modelos VAR de ordens 1 a 4 e avaliação dos valores AIC e SBC dos modelos.

Tabela 19 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\ln \text{CréditoPF}_t$, $\ln \text{PIB}_t$, $\ln \text{TaxaJurosPF}_t$ e $\ln \text{VendasVarejo}_t$ com 3 lags

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 3$	$r > 3$	4,890425	0,681907
$r \leq 2$	$r > 2$	15,66023	11,31423
$r \leq 1$	$r > 1$	38,28582 (*)	33,81740 (*)
$r = 0$	$r > 0$	69,38639 (*)	64,91550 (*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 3$	$r = 4$	4,890425	0,681907
$r = 2$	$r = 3$	10,76980	10,63232
$r = 1$	$r = 2$	22,62560 (*)	22,50317 (*)
$r = 0$	$r = 1$	31,10056 (*)	31,09810 (*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

A Tabela 19 indica a não rejeição da hipótese de existência de 2 vetores de co-integração entre as variáveis $\ln\text{CréditoPF}_t$, $\ln\text{PIB}_t$, $\ln\text{TaxaJurosPF}_t$ e $\ln\text{VendasVarejo}_t$ ao nível de significância de 5,0%. Para definição do modelo de previsão das concessões de crédito às pessoas físicas, foram estimados modelos VEC de ordens 1 a 4 e analisados os valores dos critérios AIC e SBC. Em virtude das diferentes indicações dos critérios AIC e SBC, foram realizadas previsões fora da amostra, para o período de 01/2006 a 09/2006, a partir de dois modelos: i) um VEC de ordem 1, indicado por SBC, chamado de Modelo I, e; ii) um VEC de ordem 4, designado de Modelo J, indicado por AIC. O MSPE do Modelo I foi de 7.324.837,45 e do Modelo J o valor foi calculado em 19.100.889,47. A inclusão de variáveis binárias para o período de janeiro a novembro gerou melhorias nas previsões dos modelos: o MSPE do Modelo I com binárias foi de 5.195.861,618 e do Modelo J com binárias o valor do MSPE foi de 14.278.566,55.

De maneira análoga ao modelo de concessão às pessoas jurídicas, foram avaliadas as previsões de $\ln\text{CréditoPF}_t$ geradas por modelos sem algumas variáveis inicialmente propostas. Em virtude de sua contribuição na performance das previsões geradas pelo Modelo H, decidiu-se por estimar modelos que tivessem pelo menos a variável $\ln\text{VendasVarejo}_t$, a qual possui grande relação com as concessões de crédito às pessoas físicas. Desta maneira, realizou-se teste de co-integração entre as variáveis e foram estimados os seguintes modelos:

- i. Modelos VEC de ordens 1 a 4, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}\ln\text{CréditoPF}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{VendasVarejo}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{PIB}_t$;
- ii. Modelos VAR de ordens 1 a 4, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{CréditoPF})_t$, $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{VendasVarejo})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{TaxaJurosPF})_t$;
- iii. Modelos VAR de ordens 1 a 4, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{CréditoPF})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{VendasVarejo})_t$;
- iv. Modelos VEC de ordens 1 a 4, tendo como variáveis endógenas $\ln\text{CréditoPF}_t$, $\ln\text{VendasVarejo}_t$ e $\ln\text{TaxaJurosPF}_t$;
- v. Modelos VEC de ordens 1 a 4, tendo como variáveis endógenas $\ln\text{CréditoPF}_t$, $\ln\text{VendasVarejo}_t$ e $\ln\text{PIB}_t$;
- vi. Modelos VEC de ordens 1 a 4, tendo como variáveis endógenas $\ln\text{CréditoPF}_t$ e $\ln\text{VendasVarejo}_t$;

Os modelos VEC descritos nos itens i, iv, v e vi foram estimados sem tendência e com constante apenas no termo de correção de erro, conforme avaliação dos critérios AIC e SBC. As previsões

fora da amostra, para o período de 01/2006 a 09/2006, geradas pelos modelos citados nos itens *i* a *vi* não apresentaram melhor performance em comparação às previsões geradas pelo Modelo H. A inclusão de variáveis binárias para o período de janeiro a novembro não contribuiu para a melhoria das previsões destes modelos.

Os modelos univariados estimados para $\ln \text{CréditoPF}_t$ também foram objeto de análise quanto às capacidades preditivas dos mesmos. As previsões fora da amostra, realizadas para o período de 01/2006 a 09/2006, a partir do modelo $\text{ARIMA}(2,1,1)(0,1,1)_{12}$ estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$ (apresentado na Tabela 15) gerou um MSPE de 10.929.678,81. Já o MSPE das previsões realizadas pelo modelo $\text{ARIMA}(0,1,3)(0,0,1)_{12}$ estimado para $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ (apresentado no Apêndice F) foi 11.951.362,33, ligeiramente superior ao do modelo anterior. A estimação de ambos os modelos com a inclusão de binárias para os meses de janeiro a novembro gerou modelos com problemas de correlação serial nos resíduos, tornando esses modelos estatisticamente não adequados.

Diante das análises acima, o Modelo H apresentou melhor capacidade de predição entre os modelos analisados, sendo escolhido como estimador do processo gerador de dados da série $\ln \text{CréditoPF}_t$. A Figura 16 apresenta um comparativo entre os valores realizados da série $\ln \text{CréditoPF}_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelo H. Os valores foram convertidos para número-índice, base: 12/2005 = 100. A Tabela 20 apresenta os valores realizados de $\ln \text{CréditoPF}_t$ e os valores previstos pelo Modelo H, bem como os erros de previsão. O maior erro de previsão deste modelo correspondeu a 9,96% do valor realizado (em 03/2006), e o seu menor erro de previsão correspondeu a 0,90% do valor realizado (em 07/2006). Os movimentos das séries de valores realizados e de valores previstos pelo Modelo H são semelhantes, exceto no mês de junho/06, quando o valor previsto foi praticamente semelhante à previsão do mês anterior.

Figura 16 - Comparativo entre os valores realizados da série $\ln\text{CréditoPF}_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelo H (valor em número-índice, base 12/2005 = 100).

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 20 - Valores realizados da série $\ln\text{CréditoPF}_t$ no período de 01/2006 a 09/2006 e valores previstos pelo Modelo H para o mesmo período (valores em número-índice, base: 12/2005 = 100)

Período	Valores observados	Previsão do Modelo H	Erro de previsão (proporção do valor realizado)
jan/06	97,47	93,14	4,44%
fev/06	84,93	88,48	-4,17%
mar/06	113,02	101,76	9,96%
abr/06	93,42	95,16	-1,87%
mai/06	107,76	102,89	4,52%
jun/06	99,67	102,70	-3,04%
jul/06	98,79	97,90	0,90%
ago/06	105,29	106,47	-1,12%
set/06	100,02	103,33	-3,31%

Fonte: Dados da pesquisa.

5.3 Modelo de previsão das concessões de crédito para financiamento de atividades rurais

As variáveis utilizadas na elaboração do modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais foram submetidas a testes para verificar a presença de raiz unitária, conforme método proposto por Dickey e Pantula (1987). O teste foi realizado para cada variável considerando H_0 : existência de 2 raízes unitárias na série contra H_a : existência de 1 raiz unitária na série. Na primeira etapa estimou-se a equação:

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (107)$$

Para realização do teste também foram incluídos termos defasados das variáveis dependentes, a fim de controlar a correlação serial dos resíduos. A Tabela 21 apresenta os valores do teste- t calculados para β_1 em cada regressão realizada com as variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais. O exame da trajetória temporal das variáveis em nível não apresenta evidências da existência de tendência linear nas mesmas. Por outro lado, as variáveis apresentam média diferente de zero, o qual motivou a realização do teste com a presença de constante e sem tendência linear. A quantidade de defasagens (valor de k) utilizadas no teste também consta na Tabela 21, sendo que tal número foi escolhido por meio da estatística- Q de Ljung e Box (1978) dos resíduos e também pelos critérios AIC e SBC.

Tabela 21 - Resultados da primeira etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais

Variável	Valor de k	$H_0: \beta_1 = 0$
$\ln \text{CréditoRural}_t$	12	-7,54 (**)
$\ln \text{Fertilizantes}_t$	10	-5,62 (**)
$\ln \text{MaqAgrícolas}_t$	8	-4,72 (**)
$\ln \text{BovinosSuínos}_t$	7	-2,96 (*)
$\ln \text{Aves}_t$	8	-3,62 (**)
$\ln \text{Leite}_t$	8	-4,82 (**)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Significativo ao nível de 5,0%; (**) Significativo ao nível de 1,0%. Valores críticos de Fuller (1976).

Os resultados apresentados na Tabela 21 permitem rejeitar, aos níveis de significância de 1,0% e 5,0%, a hipótese de que as variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais possuem duas raízes unitárias.

A próxima etapa consiste em testar, para todas as variáveis, a hipótese H_0 : existência de 1 raiz unitária na série contra H_a : série não possui raiz unitária. Para tanto, deve-se estimar a equação:

$$\Delta^2 y_t = a_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{li} \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (108)$$

e verificar se $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 = 0$ por meio da estatística τ_u de Fuller (1976). A Tabela 22 apresenta os resultados desta etapa do teste.

Tabela 22 - Resultados da segunda etapa do teste de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais

Variável	Valor de k	$H_0: \beta_1 = 0$	$H_0: \beta_2 = 0$
$\ln \text{CréditoRural}_t$	12	-7,39 (**)	-2,87
$\ln \text{Fertilizantes}_t$	10	-3,10 (*)	0,70
$\ln \text{MaqAgrícolas}_t$	8	-3,23 (*)	0,33
$\ln \text{BovinosSuínos}_t$	2	-3,35 (*)	-1,33
$\ln \text{Aves}_t$	3	-3,00 (*)	-0,94
$\ln \text{Leite}_t$	9	-3,88 (**)	0,59

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Significativo ao nível de 5,0%; (**) Significativo ao nível de 1,0%. Valores críticos de Fuller (1976).

Os resultados desta etapa do teste fornecem evidências de que todas as variáveis testadas possuem uma raiz unitária, ao nível de significância de pelo menos 5,0%.

Para verificar a existência de uma raiz unitária sazonal, foi utilizado o teste proposto por Dickey, Hasza e Fuller (1984), o qual consiste em testar a hipótese nula de $\rho_d = 0$ contra a hipótese alternativa de $\rho_d < 1$, em valor absoluto, na equação

$$\Delta^d y_t = \sum_{i=1}^d \theta_i \delta_{it} + \rho_d y_{t-d} + e_t \quad (109)$$

Como os dados têm periodicidade mensal, então $d = 12$. Os valores críticos para o teste também foram calculados por Dickey, Hasza e Fuller (1984). A Tabela 23 apresenta os resultados do teste de raiz unitária sazonal.

Tabela 23 - Resultados do teste de raiz unitária sazonal nas variáveis utilizadas no modelo de concessão de crédito para financiamento de atividades rurais

Variável	$H_0: \alpha_d = 1$
$\ln \text{CréditoRural}_t$	-3,47
$\ln \text{Fertilizantes}_t$	-4,04
$\ln \text{MaqAgrícolas}_t$	-0,77
$\ln \text{BovinosSuínos}_t$	-3,45
$\ln \text{Aves}_t$	-2,80
$\ln \text{Leite}_t$	1,51

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Significativo ao nível de 5,0%. Valores críticos de Dickey, Hasza e Fuller (1984).

Segundo a Tabela 23, há evidências de que todas as variáveis testadas apresentam uma raiz unitária sazonal. Para tornar as variáveis estacionárias, as mesmas foram submetidas à diferença primeira, sendo seguida também realizada a diferença sazonal nas séries. As novas variáveis foram denominadas pelo nome das variáveis em nível, acrescido do prefixo delta (Δ^i).

A próxima etapa consiste em estimar um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$. As Figuras 17 e 18 apresentam a FAC e FACP para esta variáveis. Os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial encontram-se no Apêndice G.

Figura 17 - FAC da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 18 - FACP da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

A FAC aparenta ser truncada no *lag* 1 e a FACP declinante a partir do *lag* 1 sugerindo um modelo ARIMA(0,1,1) para a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$. Um modelo alternativo seria o ARIMA(1,1,1), já que tanto na FAC quanto na FACP apenas a primeira defasagem apresenta-se significativa, ao nível de 5,0% de significância. A Tabela 24 apresenta os valores de AIC e SBC.

Tabela 24 - Valores AIC e SBC para diferentes modelos univariados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(1,1,0)	0,947138	1,039653
(2,1,0)	0,992618	1,132738
(3,1,0)	1,098784	1,287376
(0,1,1)	0,889245	0,980853 (*)
(0,1,2)	0,951737	1,089149
(0,1,3)	1,009252	1,192469
(1,1,1)	0,877731 (*)	1,016504
(1,1,2)	NI	NI
(1,1,3)	0,978031	1,209319
(2,1,1)	1,059124	1,245951
(2,1,2)	1,125752	1,359285
(2,1,3)	NI	NI
(3,1,1)	NI	NI
(3,1,2)	1,038634	1,321523
(3,1,3)	1,011192	1,341229
(0,1,4)	1,019524	1,248545
(1,1,4)	0,945725	1,223271
(2,1,4)	0,979522	1,306468
(3,1,4)	1,131715	1,508900
(4,1,4)	1,250121	1,678329
(4,1,3)	1,108456	1,489085
(4,1,2)	1,122293	1,455344
(4,1,1)	1,278093	1,563565
(4,1,0)	1,207454	1,445348

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Indica os menores valores dos critérios para os modelos estimados; (NI) Indica que o modelo não atende à condição de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Os modelos $\text{ARIMA}(1,1,1)$ e $\text{ARIMA}(0,1,1)$ foram estimados com a inclusão de termos sazonais multiplicativos e aditivos. O modelo com os menores valores para os critérios AIC e SBC e cujos coeficientes apresentaram-se mais significativos foi o modelo $\text{ARIMA}(1,1,1)(0,1,1)_{12}$, sendo que os resultados de sua estimação são apresentados na Tabela 25. Para identificação de um modelo univariado para $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$, foram calculados os coeficientes de autocorrelação e autocorrelação parcial para esta variável, os quais se encontram no Apêndice H. O modelo estimado para $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$ tem a especificação $\text{ARIMA}(1,1,1)(1,0,0)_{12}$ e consta no Apêndice I.

Tabela 25 - Resultados da estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$				
Modelo: ARIMA(1,1,1)(0,1,1) ₁₂				
Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- <i>t</i>	Valor- <i>p</i>
Constante	0,085942	0,032329	2,658361	0,0126
MA(1)	-0,361130	0,144339	-2,501951	0,0182
SMA(12)	-0,910742	0,039242	-23,20851	0,0000
R ²	0,654100	Estatística- <i>Q</i> de Ljung-Box dos resíduos		
R ² Ajustado	0,630245	Q (k)	Valor	Valor- <i>p</i>
AIC	0,039244	Q (4)	0,6406	0,424
SBC	0,176657	Q (8)	4,0663	0,668
Teste- <i>F</i>	27,41967	Q (12)	10,384	0,407
Valor- <i>p</i> (Teste- <i>F</i>)	0,000001			
N. observações	32			

Fonte: Dados da pesquisa.

A última etapa consiste em verificar a viabilidade de estimação de um modelo multivariado para previsão de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$. Para auxiliar na identificação de um modelo multivariado, foram elaboradas as Funções de Correlação Cruzada - FCCs entre a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ e as variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgrícolas})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_t$. Para a variável $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$, foram utilizados os resíduos do modelo univariado apresentado na Tabela 25. Para as outras variáveis, foram identificados e estimados modelos univariados, os quais são apresentados nos Apêndices X a GG. As Funções de Correlação Cruzadas são apresentadas no Apêndice JJ.

A FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgrícolas})_t$ não apresenta correlações significativas ao nível de 5,0%, porém existem correlações importantes tanto em *lags* positivos quanto em *lags* negativos, o que sugere uma possível relação bicausal entre as variáveis. A FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$ sugere uma relação de causalidade no sentido de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$ para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$, pois as correlações estatisticamente diferentes de zero ocorrem nos *lags* -2, -7 e -9. Os *lags* negativos representam a correlação de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ com as demais variáveis em $t-1$, $t-2$, ..., $t-12$. Os *lags* positivos representam a correlação de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ em $t-1$, $t-2$, ..., $t-12$ com as demais variáveis no período t . De forma análoga, o fato de ocorrer correlação significativa apenas no *lag* -5 indica uma possível relação de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$ causando $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$. Já na

FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$, apenas a correlação no *lag* 4 mostrou-se significativa, o que sugere que $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ causa $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$. Por fim, a FCC entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_t$ apresenta correlação significativa apenas no *lag* -12, indicando que $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ causa $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_t$, mas há também correlações significativas em *lags* positivos.

A partir da interpretação das FCCs, decidiu-se inicialmente pela estimação de três modelos:

- i. O Modelo K, caracterizado por um Modelo de Função de Transferência, tendo como variável dependente $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ e como variáveis exógenas $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Bovinos Suínos})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_t$;
- ii. O Modelo L, o qual se refere a um modelo VAR tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Máq Agrícolas})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_t$ e como variáveis exógenas $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Bovinos Suínos})_t$;
- iii. O Modelo M tem a especificação de um modelo VAR, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Máq Agrícolas})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Bovinos Suínos})_t$.

O Modelo K foi especificado como ARIMA(0,1,2)(0,1,1)₁₂, com a inclusão das variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_{t-3}$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_{t-7}$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_{t-4}$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Bovinos Suínos})_{t-3}$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Bovinos Suínos})_{t-5}$. A identificação do modelo foi realizada por meio da inclusão das variáveis explicativas anteriormente citadas no modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$ (apresentado na Tabela 25). As defasagens das variáveis explicativas foram definidas através do exame das FCCs. A estimação do mesmo foi realizado a partir de uma amostra de dados mensais abrangendo o período de 07/2002 a 03/2006, sendo que todos os coeficientes foram significativos a 1,0%. Para os resíduos deste modelo, realizou-se a identificação de um modelo ARIMA(1,0,3), sendo que este também apresenta todos os coeficientes significativos a 1,0%, com exceção do coeficiente que acompanha a Média Móvel de ordem 1, o qual é significativo apenas a 15,0%.

Foram realizadas previsões fora da amostra a partir do Modelo K, para o período de 04/2006 a 09/2006. O MSPE do modelo neste período foi de 59.263.062,5. Cumpre-se salientar que quando houve necessidade de uma estimativa dos valores das variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Bovinos Suínos})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})$ para a previsão de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$, foram considerados os valores do mesmo período de 2005, o que pode ter contribuído para um fraco

desempenho das previsões em comparação aos valores observados. A estimação deste modelo com a inclusão de variáveis binárias resultou em um modelo que não atende as condições de invertibilidade dos componentes de média móvel, impossibilitando a realização de previsões com o mesmo.

Antes da estimação do Modelo L, realizou-se teste de co-integração entre as variáveis endógenas deste modelo. Os resultados do teste de co-integração são apresentados na Tabela 26. O número de *lags* utilizado no teste foi escolhido a partir da estimação de modelos VAR de ordens 1 a 4 e escolha do número de *lags* igual à ordem do VAR com menores valores de AIC e SBC e que, neste caso, correspondeu a ordem 4.

Tabela 26 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12}\ln\text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{Leite}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{Aves}_t$ com 4 *lags*

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 3$	$r > 3$	7,997799	7,442714
$r \leq 2$	$r > 2$	19,79099	19,10764 ^(*)
$r \leq 1$	$r > 1$	48,44955 ^(*)	46,90010 ^(*)
$r = 0$	$r > 0$	93,31147 ^(*)	90,45132 ^(*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 3$	$r = 4$	7,997799	7,442714
$r = 2$	$r = 3$	11,79319	11,66493
$r = 1$	$r = 2$	28,65856 ^(*)	27,79246 ^(*)
$r = 0$	$r = 1$	44,86192 ^(*)	43,55122 ^(*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR.; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

Os resultados da Tabela 26 indicam a não rejeição da hipótese de existência de dois vetores de co-integração entre $\Delta^{12}\ln\text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{Leite}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{Aves}_t$ ao nível de 5,0%. A exceção ocorre no resultado do teste com tendência linear, no qual a estatística λ_{trace} indica a presença de 3 vetores de co-integração. Desta forma, para definição da ordem do Modelo L, foram estimados modelos VEC de ordens 1 e 2 com dois vetores de co-integração (princípio da parcimônia), tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}\ln\text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta^{12}\ln\text{Leite}_t$ e $\Delta^{12}\ln\text{Aves}_t$ e exógenas $\Delta^{12}(\Delta\ln\text{Fertilizantes})_t$ e

$\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$, sendo avaliados os critérios AIC e SBC destes modelos. A decisão da ordem máxima igual a 2 busca garantir que o número de graus de liberdade na estimação das equações seja igual a pelo menos 50,0% do número de observações disponíveis. As variáveis $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$ foram incluídas nas defasagens $t-2$ e $t-5$ respectivamente, as quais foram escolhidas através de exame da funções de correlação cruzada destas variáveis com $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$. Os menores valores dos critérios AIC e SBC foram obtidos através do modelo VEC de ordem 1, sendo que foram realizadas previsões fora da amostra a partir deste modelo para o período de 04/2006 a 09/2006. As previsões deste modelo apresentaram um MSPE de 8.171.427,74, o que indica melhor acurácia de previsão em comparação ao Modelo K. A inclusão de variáveis binárias não propiciou melhoria às previsões deste modelo.

Para a estimação do Modelo M, foi realizado o teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoRural}$, $\Delta^{12} \ln \text{MáqAgrícolas}$, $\Delta^{12} \ln \text{Leite}$, $\Delta^{12} \ln \text{Aves}$, $\Delta^{12} \ln \text{Fertilizantes}$ e $\Delta^{12} \ln \text{BovinosSuínos}$. A escolha do número de defasagens ocorreu por meio dos valores AIC e SBC dos modelos VAR de ordens 1 a 3 estimados para as variáveis. A Tabela 27 apresenta os resultados do teste realizado com 2 defasagens.

Tabela 27 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Leite}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Aves}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{BovinosSuínos}_t$ com 2 lags

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 5$	$r > 5$	3,171046	2,825818
$r \leq 4$	$r > 4$	10,44755	10,04094
$r \leq 3$	$r > 3$	25,08511	24,28353
$r \leq 2$	$r > 2$	42,24714	41,02972
$r \leq 1$	$r > 1$	101,1248 ^(*)	99,90383 ^(*)
$r = 0$	$r > 0$	184,7633 ^(*)	183,5214 ^(*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 5$	$r = 6$	3,171046	2,825818
$r = 4$	$r = 5$	7,276505	7,215126
$r = 3$	$r = 4$	14,63756	14,24259
$r = 2$	$r = 3$	17,16203	16,74618
$r = 1$	$r = 2$	58,87768 ^(*)	58,87411 ^(*)
$r = 0$	$r = 1$	83,63846 ^(*)	83,61753 ^(*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

O teste de co-integração permite não rejeitar a hipótese de existência de dois vetores de co-integração entre as variáveis $\Delta^{12} \ln \text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Leite}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Aves}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{BovinosSuínos}_t$, ao nível de significância de 5,0%. Diante da presença de co-integração, o Modelo M foi estimado com dois vetores de co-integração e ordem máxima igual a 2. Os menores valores para os critérios AIC e SBC foram obtidos na estimação do modelo de ordem 2, sendo que este também foi utilizado na realização de previsões fora da amostra, para o período de 04/2006 a 09/2006. O Modelo M apresentou melhor poder preditivo em comparação aos dois modelos anteriores, tendo obtido um MSPE de 352.353,52. A inclusão de variáveis binárias não propiciou melhor desempenho nas previsões, sendo o MSPE calculado passou para 19.676.917,96. O sistema de equações que constitui o Modelo M sem binárias e com constante apenas nos termos de correção de erro é similar ao sistema que compõe o Modelo H (apresentado na seção 5.2), apenas alterando-se as variáveis e também incluindo outras duas variáveis. A Tabela 28 apresenta os resultados da estimação do Modelo M.

Tabela 28 - Resultados da estimação do Modelo M para concessão de crédito às atividade rurais

(continua)

Termo de correção de erro						
Variáveis	Termo de correção de erro 1			Termo de correção de erro 2		
	Coeficientes			Coeficientes		
$\Delta^{12}lnCréditoRural(t-1)$	1,00000			0,00000		
$\Delta^{12}lnFertilizantes(t-1)$	0,00000			1,00000		
$\Delta^{12}lnMáqAgrícolas(t-1)$	2,669456 [11,4267]			-0,042725 [-0,63198]		
$\Delta^{12}lnAves(t-1)$	2,83258 [2,08270]			1,48095 [3,76279]		
$\Delta^{12}lnBovinosSuínos(t-1)$	-2,998234 [-4,58342]			-0,46681 [-2,46598]		
$\Delta^{12}lnLeite(t-1)$	19,28267 [15,3211]			2,358287 [6,47505]		
Constantes (β_{10} e β_{20})	-0,727427 [-11,8942]			-0,16904 [-9,55124]		
Coeficientes VAR						
Variáveis explicativas	$\Delta(\Delta^{12}lnCrédito Rural)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnFertilizantes)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnMáq-Agrícolas)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnAves)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnBovinosSuínos)_t$	$\Delta(\Delta^{12}lnLeite)_t$
Cor. erro 1 (α_1)	-0,26927 [-1,09264]	-0,18294 [-3,90595]	-0,425071 [-4,51083]	-0,007281 [-0,26565]	-0,042899 [-1,24707]	0,027234 [2,33119]
Cor. erro 2 (α_2)	0,192212 [0,17925]	-0,297863 [-1,46155]	1,465063 [3,57296]	-0,008535 [-0,07157]	-0,165077 [-1,10282]	-0,226508 [-4,45576]
$\Delta(\Delta^{12}lnCréditoRural)_{t-1}$	-0,172032 [-0,66709]	0,051122 [1,04306]	0,105663 [1,07152]	-0,019173 [-0,66849]	-0,06775 [-1,88205]	-0,015519 [-1,26947]
$\Delta(\Delta^{12}lnCréditoRural)_{t-2}$	-0,133532 [-0,54293]	-0,031492 [-0,67375]	0,192342 [2,04523]	-0,007517 [-0,27483]	-0,007235 [-0,21074]	-0,03231 [-2,77121]
$\Delta(\Delta^{12}lnFertilizantes)_{t-1}$	-0,707278 [-0,77482]	-0,251511 [-1,44976]	-1,164741 [-3,33690]	-0,030086 [-0,29635]	-0,082843 [-0,65015]	0,216409 [5,00099]
$\Delta(\Delta^{12}lnFertilizantes)_{t-2}$	-0,156713 [-0,17712]	-0,49494 [-2,94338]	-1,267939 [-3,74772]	-0,033425 [-0,33969]	0,133417 [1,08026]	0,211527 [5,04315]
$\Delta(\Delta^{12}lnMáq-Agrícolas)_{t-1}$	0,763234 [1,36366]	-0,073924 [-0,69497]	-0,011744 [-0,05487]	-0,009134 [-0,14674]	0,047161 [0,60365]	0,001358 [0,05120]
$\Delta(\Delta^{12}lnMáq-Agrícolas)_{t-2}$	0,014757 [0,02662]	-0,092292 [-0,87597]	0,364562 [1,71977]	0,046127 [0,74815]	0,139841 [1,80709]	-0,026281 [-1,00001]
$\Delta(\Delta^{12}lnAves)_{t-1}$	1,557558 [0,69916]	0,490099 [1,15756]	0,024231 [0,02845]	-0,592799 [-2,39264]	0,16715 [0,53751]	0,174313 [1,65057]
$\Delta(\Delta^{12}lnAves)_{t-2}$	1,707917 [0,82063]	0,750394 [1,89714]	0,830243 [1,04326]	-0,369671 [-1,59711]	0,125803 [0,43304]	0,043189 [0,43775]
$\Delta(\Delta^{12}lnBovinosSuínos)_{t-1}$	-2,300812 [-1,41195]	-1,56591 [-5,05634]	-1,247955 [-2,00283]	0,040491 [0,22343]	-0,466719 [-2,05186]	-0,031789 [-0,41151]
$\Delta(\Delta^{12}lnBovinosSuínos)_{t-2}$	-1,20107 [-0,68696]	-1,48987 [-4,48376]	-1,339453 [-2,00353]	0,062021 [0,31896]	-0,686368 [-2,81237]	0,126621 [1,52771]
$\Delta(\Delta^{12}lnLeite)_{t-1}$	4,827178 [1,28077]	1,004876 [1,40288]	0,391871 [0,27191]	0,235356 [0,56149]	-0,071707 [-0,13630]	-0,079945 [-0,44745]
$\Delta(\Delta^{12}lnLeite)_{t-2}$	-1,588705 [-0,44704]	-0,185133 [-0,27410]	0,010831 [0,00797]	0,156711 [0,39650]	0,470457 [0,94836]	0,369947 [2,19589]

Tabela 28 - Resultados da estimação do Modelo M para concessão de crédito às atividades rurais
(conclusão)

Coeficientes VAR						
Variáveis explicativas	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{Crédito Rural})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{Fertilizantes})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{Máq-Agrícolas})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{Aves})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{BovinosSuínos})_t$	$\Delta(\Delta^{12}\ln\text{Leite})_t$
R^2	0,365055	0,824256	0,723583	0,433344	0,600679	0,798973
R^2 Ajustado	-0,150838	0,681464	0,498993	-0,027064	0,276231	0,635638
Teste- F	0,707618	5,772416	3,221804	0,941216	1,851387	4,891636
AIC	1,428379	-1,892548	-0,494303	-2,964215	-2,509743	-4,669659
SBC	2,082271	-1,238656	0,159589	-2,310322	-1,855851	-4,015767
N. observações	30					
AIC multivariado	-12,59218					
SBC multivariado	-8,014932					

Fonte: Dados da pesquisa.

Para auxiliar na definição do modelo de previsão da concessão de crédito às atividades rurais, foram estimados modelos univariados sem a diferença sazonal para as variáveis $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$, $\Delta\ln\text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta\ln\text{Leite}_t$, $\Delta\ln\text{Aves}_t$, $\Delta\ln\text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta\ln\text{BovinosSuínos}_t$, os quais são apresentados nos Apêndices X a GG. Os resíduos destes modelos foram utilizadas na elaboração das FCCs, as quais também são apresentadas no Apêndice JJ. Nas FCCs entre $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$ e as variáveis $\Delta\ln\text{MáqAgrícolas}_t$ e $\Delta\ln\text{Aves}_t$ não foram obtidos correlações significativas. Já nas FCCs entre $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$ e as variáveis $\Delta\ln\text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta\ln\text{Leite}_t$, há indícios de que $\Delta\ln\text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta\ln\text{Leite}_t$ causam $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$, em virtude do único coeficiente de correlação nas duas funções ser significativo na defasagem -6. Na FCC entre $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$ e $\Delta\ln\text{BovinosSuínos}_t$ apenas a correlação na defasagem 1 mostrou-se significativa, indicando que $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$ causa $\Delta\ln\text{BovinosSuínos}_t$.

Diante da análise das FCCs obtidas dos modelos univariados sem diferença sazonal, foram estimados modelos com duas especificações: i) um Modelo de Função de Transferência, denominado de Modelo N, tendo como variável dependente $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$ e como variáveis exógenas $\Delta\ln\text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta\ln\text{Leite}_t$; e ii) um modelo VAR tendo como variáveis endógenas $\Delta\ln\text{CréditoRural}_t$, $\Delta\ln\text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta\ln\text{Leite}_t$, $\Delta\ln\text{Aves}_t$, $\Delta\ln\text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta\ln\text{BovinosSuínos}_t$, denominado de Modelo O.

O Modelo N estimado tem como variável dependente $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$, e possui a especificação $\text{ARIMA}(1,1,1)(0,0,1)_{12}$ com a inclusão das variáveis $\Delta \ln \text{Fertilizantes}_{t-6}$ e $\Delta \ln \text{Leite}_{t-6}$ e o modelo estimado para os resíduos tem a especificação $\text{ARIMA}(0,0,1)$ com a inclusão de termo $\text{MA}(6)$ na forma aditiva. As defasagens das variáveis exógenas foram escolhidas com base nas FCCs. O MSPE das previsões fora da amostra, realizadas para o período de 04/2006 a 09/2006, foi de 2.565.945,31. A estimação do modelo com a inclusão de variáveis binárias para os meses de janeiro a novembro resultou em um modelo cujo termo de média móvel de ordem 1 não foi significativo a pelo menos 10,0%, sendo que o mesmo foi retirado e o modelo novamente estimado. As binárias propiciaram melhoras significativas nas previsões, sendo que o MSPE do Modelo N com binárias foi de 439.813,36.

Por fim, resta a estimação e verificação do Modelo O, o qual se refere ao um modelo VAR, tendo como variáveis endógenas $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$, $\Delta \ln \text{MáqAgrícolas}_t$, $\Delta \ln \text{Leite}_t$, $\Delta \ln \text{Aves}_t$, $\Delta \ln \text{Fertilizantes}_t$ e $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}_t$. A Tabela 29 apresenta os resultados do teste de co-integração entre as variáveis $\ln \text{CréditoRural}_t$, $\ln \text{MáqAgrícolas}_t$, $\ln \text{Leite}_t$, $\ln \text{Aves}_t$, $\ln \text{Fertilizantes}_t$ e $\ln \text{BovinosSuínos}_t$. A ordem foi escolhida a partir dos valores AIC e SBC de modelos VAR estimados com ordens 1 a 3. Neste teste, foram utilizados 3 lags.

Tabela 29 - Resultados do teste de co-integração entre as variáveis *lnCréditoRural_t*, *lnMáqAgrícolas_t*, *lnLeite_t*, *lnAves_t*, *lnFertilizantes_t* e *lnBovinosSuínos_t* com 3 lags

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Valores calculados	
		Sem tendência ⁽¹⁾	Com tendência ⁽²⁾
Estatística λ_{trace}		λ_{trace}	
$r \leq 5$	$r > 5$	1,537164	0,205818
$r \leq 4$	$r > 4$	11,54124	6,548176
$r \leq 3$	$r > 3$	29,26955	24,15093
$r \leq 2$	$r > 2$	52,88711	47,75295
$r \leq 1$	$r > 1$	88,33423 ^(*)	83,19917 ^(*)
$r = 0$	$r > 0$	138,4133 ^(*)	131,9993 ^(*)
Estatística λ_{max}		λ_{max}	
$r = 5$	$r = 6$	1,537164	0,205818
$r = 4$	$r = 5$	10,00407	6,342359
$r = 3$	$r = 4$	17,72831	17,60276
$r = 2$	$r = 3$	23,61757	23,60202
$r = 1$	$r = 2$	35,44712 ^(*)	35,44622 ^(*)
$r = 0$	$r = 1$	50,07907 ^(*)	48,80015 ^(*)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ⁽¹⁾ Constante apenas no termo de correção de erro; ⁽²⁾ Constante e tendência linear no termo de correção de erro e constante no VAR; (*) Significativo a 5,0%. Valores críticos de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

O teste de co-integração indica a não rejeição da hipótese de existência de 2 vetores de co-integração entre as variáveis *lnCréditoRural_t*, *lnMáqAgrícolas_t*, *lnLeite_t*, *lnAves_t*, *lnFertilizantes_t* e *lnBovinosSuínos_t*, ao nível de confiança de 95,0%. Em virtude dos resultados do teste, foram estimados modelos VEC de ordens 1 a 3 com duas equações de co-integração. Foram realizadas previsões fora da amostra para o período de 04/2006 a 09/2006 a partir dos modelos VEC de ordem 1, indicado pelo SBC, e VEC de ordem 3, indicado por AIC. O MSPE do modelo de ordem 1 foi calculado em 873.040,57 e do modelo de ordem 3 foi de 1.188.893,19. A inclusão de variáveis binárias não gerou melhoria na capacidade preditiva dos modelos, pois os modelos de ordem 1 e 3 com binárias geraram um MSPE de 577.524,30 e 34.323.484,07, respectivamente. Portanto, escolheu-se o modelo VEC de ordem 1 para ser denominado de Modelo O.

Considerando o fato de que a maioria das concessões de crédito para custeio pecuário é concedida em períodos muito anteriores à realização da produção, foram avaliadas as previsões de modelos multivariados sem as variáveis *lnBovinosSuínos_t* e *lnAves_t*. Foram analisadas as previsões geradas pelos seguintes modelos:

- i. modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12} \ln \text{CréditoRural}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{MáqAgricultoras}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{Leite}_t$, $\Delta^{12} \ln \text{BovinosSuínos}_t$ e $\Delta^{12} \ln \text{Fertilizantes}_t$;
- ii. modelos VAR de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgricultoras})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})_t$;
- iii. modelos VAR de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgricultoras})_t$, $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$;
- iv. modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\ln \text{CréditoRural}_t$, $\ln \text{MáqAgricultoras}_t$, $\ln \text{Fertilizantes}_t$, $\ln \text{Leite}_t$ e $\ln \text{Aves}_t$;
- v. modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\ln \text{CréditoRural}_t$, $\ln \text{MáqAgricultoras}_t$, $\ln \text{Leite}_t$, $\ln \text{BovinosSuínos}_t$ e $\ln \text{Fertilizantes}_t$, e;
- vi. modelos VEC de ordens 1 a 3, tendo como variáveis endógenas $\ln \text{CréditoRural}_t$, $\ln \text{MáqAgricultoras}_t$, $\ln \text{Leite}_t$ e $\ln \text{Fertilizantes}_t$.

Todos os modelos VAR foram estimados com constante, e os modelos VEC foram estimados com constante apenas no termo de correção de erro, conforme análise dos critérios AIC e SBC multivariados. As previsões geradas por todos os modelos descritos no itens *i* a *vi* apresentaram uma performance inferior às previsões geradas pelo Modelo M. Os modelos anteriormente descritos também foram estimados com a inclusão de variáveis binárias sazonais para os meses de janeiro a novembro, havendo melhorias nas previsões, porém, ainda aquém das previsões geradas pelo Modelo M.

O modelos univariados estimados para $\ln \text{CréditoRural}_t$ também tiveram sua capacidade preditiva avaliada. A previsões fora da amostra geradas pelo modelo $\text{ARIMA}(1,1,1)(0,1,1)_{12}$ estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})_t$ (modelo apresentado na Tabela 25), para o período de 04/2006 a 09/2006, geraram um MSPE de 13.583.758,99. Para o mesmo período, o MSPE do modelo $\text{ARIMA}(1,1,1)(1,0,0)_{12}$ estimado para $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$ foi de 218.569.479,48. Ambos os modelos tiveram melhor desempenho nas previsões dois períodos a frente, sendo que as demais previsões apresentaram erros elevados em comparação aos valores realizados de $\ln \text{CréditoRural}_t$. A inclusão de binárias para os meses de janeiro a novembro contribuiu para a melhoria das previsões geradas pelos dois modelos: o modelo $\text{ARIMA}(1,1,1)(0,1,1)_{12}$ com binárias obteve um MSPE de 2.073.768,44 e o modelo $\text{ARIMA}(1,1,1)(1,0,0)_{12}$ com binárias gerou um MSPE de 3.033.854,20.

Entre os modelos testados, o Modelo M apresentou melhor capacidade preditiva, sendo escolhido como modelo de previsão para a série *lnCréditoRural_t*. A Figura 19 apresenta um comparativo gráfico entre os valores previstos da variável *lnCréditoRural_t* a partir do Modelo M para o período de 04/2006 a 09/2006, e os valores realizados da série. Na Tabela 30 constam os valores realizados para a série *lnCréditoRural_t*, os valores previstos pelo Modelo M e também os erros de previsão. O maior erro de previsão do Modelo M ocorreu em 02/2006 e foi de 45,7% do valor realizado. Cumpre salientar que a variação do volume de concessão de crédito rural de abril para maio foi de cerca de 30% no anos de 2003 e 2004 e de 39,9% em 2005. No entanto, em 2006 essa variação foi de 73,5%, causando um grande erro de previsão por parte do modelo, o qual foi estimado com dados de 07/2002 a 03/2006. Já o menor erro de previsão do modelo foi de 1,16% em 09/2006. Os movimentos da série de previsões acompanharam os movimentos da série de valores realizados, com exceção de junho/06.

Figura 19 - Comparativo entre os valores realizados da série *lnCréditoRural_t* no período de 04/2006 a 09/2006 e os valores previstos pelo Modelo M (valores em número-índice, base: 03/2006 = 100)

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 30 - Valores realizados da série $\ln \text{CréditoRural}_t$, no período de 04/2006 a 09/2006 e valores previstos pelo Modelo M para o mesmo período (valores em número-índice, base: 03/2006 = 100)

Período	Valores observados	Previsão do Modelo M	Erro de previsão (proporção do valor realizado)
abr/06	108,44	78,62	27,49%
mai/06	188,20	102,14	45,73%
jun/06	113,48	146,50	-29,09%
jul/06	38,60	28,22	26,89%
ago/06	124,87	98,88	20,81%
set/06	209,65	212,08	-1,16%

Fonte: Dados da pesquisa.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve por objetivo modelar as concessões de crédito bancário às pessoas jurídicas, às pessoas físicas e para financiamento de atividades rurais, bem como realizar previsões a cerca dos valores destas variáveis.

As instituições financeiras surgem como agentes especializados na alocação de recursos oriundos de unidades superavitárias para unidades deficitárias. Esse processo de alocação pode ser realizado diretamente pelos indivíduos interessados, mas as instituições financeiras levam vantagem, na medida em que diminuem os custos de transação para um tomador encontrar um concesso de recursos, além de terem vantagens comparativas no monitoramento dos contratos e na sinalização da qualidade dos projetos a serem financiados.

A intermediação de recursos realizada pelos bancos têm um papel importante na economia, pois propicia que recursos ociosos voltem para o ciclo econômico por meio de expansão da demanda agregada, o que por sua vez aumenta o produto e o nível de emprego da economia.

Nos últimos 15 anos, o mercado de crédito bancário no Brasil passou por alterações importantes, como por exemplo, o aumento da participação do setor privado, sobretudo das pessoas físicas, no volume de crédito bancário, e a criação de produtos financeiros, como a Cédula de Produto Rural e o empréstimo consignado.

As concessões de crédito rural, após um período de queda, vêm apresentando uma tendência crescente desde 1999. A última medida para alavancar o financiamento do agronegócio foi a criação dos títulos CDA e WA, entre outros, que podem inclusive ocupar espaço dos bancos nos financiamentos rurais, sobretudo no crédito destinado à comercialização.

Contudo, ainda há medidas a serem adotadas para expandir e melhorar o crédito bancário, como por exemplo, a redução das alíquotas de depósito compulsório que os bancos devem reter junto ao BACEN, a exemplo do que já ocorreu em outros países, a desburocratização do processo de obtenção de empréstimo, e melhorias no sistema judiciário, as quais propiciariam redução nas taxas de juros. No Brasil também há uma grande valorização das garantias para definir a contratação de empréstimos, em oposição à qualidade dos projetos apresentados pelos tomadores de recursos. Isto pode causar um aumento da desigualdade de renda, na medida em que há um

predomínio dos indivíduos com maior riqueza, os quais podem oferecer um maior nível de garantias, no mercado de crédito.

Apesar da existência de racionamento de crédito bancário, o que faz com que o volume de concessões de crédito seja determinado pela oferta, os resultados obtidos no presente estudo mostram que podem ser realizadas previsões a cerca do comportamento das concessões de crédito bancário a partir de variáveis macroeconômicas, no caso do crédito às pessoas físicas e às pessoas jurídicas, e também através de variáveis que mensuram a atividade do agronegócio, no caso do crédito para financiamento de atividades rurais.

As concessões de crédito às pessoas físicas e às pessoas jurídicas apresentam comportamentos similares, o que pode ser explicado por meio da relação entre demanda e oferta de bens e serviços. As primeiras representam a demanda por bens e serviços, ao passo que a oferta é representada pelas últimas. Isto significa que um aumento no crédito às pessoas físicas (demanda) lidera um aumento no crédito às pessoas jurídicas (oferta), fazendo com as trajetórias de ambas as séries sejam interligadas. O produto, a taxa de juros cobrada nos empréstimos e as exportações mostraram-se úteis em auxiliar nas previsões das concessões de crédito às pessoas jurídicas. Foram testadas também variáveis referentes à importação de bens e produção de bens de capital, porém, sem êxito. No caso do crédito às pessoas físicas, foram utilizados o produto, a taxa de juros cobrada nos empréstimos e as vendas no varejo para previsão da série de concessões. Os modelos que geraram melhor performance de previsão foram modelos VEC, o que mostra que o crédito bancário e as variáveis macroeconômicas utilizadas possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo, corroborando os trabalhos teóricos sobre a influência positiva do crédito sobre a economia. As previsões geradas por ambos os modelos foram adequadas, sendo que os movimentos das séries de previsões também acompanharam a maior parte dos movimentos das séries de valores realizados. Além disso, os modelos apresentaram melhor performance nas previsões realizadas um período à frente, indicando que os mesmos podem ser de grande utilidade para geração de previsões neste horizonte de tempo.

Para previsão das concessões de crédito para financiamento de atividades rurais, foram utilizadas variáveis referentes às vendas de tratores e máquinas agrícolas, produção de carnes bovina, suína e de aves, produção de adubo e aquisição de leite pelas indústrias. Foram testados modelos sem as variáveis referentes à produção de carne bovina, suína e de aves, porém as previsões geradas por estes modelos não foram satisfatórias. Em termos de performance das

previsões, este modelo apresentou desempenho inferior em comparação aos modelos de concessão de crédito às pessoas físicas e às pessoas jurídicas. No entanto, deve-se considerar a dificuldade intrínseca em se modelar as concessões de crédito rural no âmbito nacional. Há uma grande quantidade de culturas, as quais possuem épocas distintas de plantio e colheita, e também diferentes demandas em termos de investimento, e que não possuem dados de periodicidade mensal que pudessem ser utilizados neste trabalho. Há também as concessões de crédito rural para comercialização, as quais podem ser solicitadas pelo produtor em qualquer etapa do ciclo produtivo, como forma de adiantamento pela venda futura da *commoditie* (como no caso de Cédulas de Produto Rural, por exemplo), não havendo, portanto, variáveis que possam ser incluídas no modelo a fim de capturar esta modalidade de crédito. Assim, optou-se por utilizar variáveis que pudessem ter relação com as atividades agropecuárias que captam o maior volume de recursos do sistema financeiro. Contudo, as previsões foram satisfatórias, dada a dificuldade da modelagem, e os movimentos da série de previsões não acompanharam os movimentos dos valores observados apenas em um período.

Como limitações do trabalho, pode-se apontar a questão do número reduzido de observações utilizadas no processo de estimação dos modelos e a variância do erro de previsão. Neste trabalho, foi necessária limitar a ordem dos modelos a fim de preservar os graus de liberdade, sendo que tal medida pode ter viesado a escolha do melhor previsor para as concessões de crédito. Deve-se considerar, ainda, que previsões geradas além de um período à frente são realizadas considerando os valores previstos para os períodos anteriores. Isto significa que as previsões mais distantes são menos confiáveis, pois as mesmas possuem uma variância maior em comparação com a variância do erro da previsão realizada um período à frente.

Em trabalhos futuros, pode ser testado a modelagem de um modelo macroeconômico, tendo as concessões de crédito bancário como variável endógena. Isto possibilitaria realizar previsões a cerca das concessões de crédito bancário para um horizonte de tempo maior e a partir de um modelo mais completo, no qual o crédito interagiria com outras variáveis macroeconômicas, como nível de preços e a taxa de desemprego, por exemplo. Além disso, seria possível avaliar a influência de choques no crédito bancário sobre a economia.

REFERÊNCIAS

ANDERSON, J. Does regulation improve small farmers' access to brazilian rural credit? **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 33, n. 1, p. 67-87, 1990.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES – ANFAVEA. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.anfavea.com.br/tabelas.html>>. Acesso em: 5 set. 2006.

BACHA, C.J.C. **Macroeconomia aplicada à análise da economia brasileira**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2004. 264 p.

BALTENSPERGER, E. Alternative approaches to the theory of the banking firm. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 6, n. 1, p. 1-37, Jan. 1980.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **Anuário estatístico do crédito rural**: 2004. Brasília, 2006a. 2 v. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br/?RELRURAL2004>>. Acesso em: 16 jan. 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Nota para a imprensa**: junho/2006. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br/ftp/notaecon/ni200606pmp.zip>>. Acesso em: 28 ago. 2006b.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Sistema de gerenciamento de séries temporais**: acesso público. Disponível em: <<https://www3.bacen.gov.br/sgsp/>>. Acesso em: 14 mar. 2006c.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Sistema financeiro nacional**: composição e evolução do sistema financeiro nacional. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br/?SFNCOMPEV>>. Acesso em: 20 fev. 2006d.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Manual do crédito rural**. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br/?MANUMCR>>. Acesso em: 17 jan. 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Nota para imprensa**: dezembro/1999. 2000. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br/ftp/notaecon/ni199912pmp.zip>>. Acesso em: 19 jan. 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Circular n. 2.957, de 28 de dezembro de 1999. Dispõe sobre a prestação de informações relativas a operações de crédito praticadas no mercado financeiro. Disponível em: <<http://www5.bcb.gov.br/normativos/detalhamentocorreio.asp?N=099299599&C=2957&ASS=CIRCULAR+2.957>>. Acesso em: 5 set. 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Resolução n. 1.524, de 21 de setembro de 1988. Disponível em: <<http://www5.bcb.gov.br/normativos/detalhamentocorreio.asp?N=088128463&C=1524&pASS=RESOLUCAO+1.524>>. Acesso em: 5 set. 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Resolução n. 1.872, de 25 de setembro de 1991. Faculta a captação de recursos externos para repasses, no país, destinados ao financiamento de custeio e de comercialização agrícola. Disponível em: <http://www5.bcb.gov.br/normativos/detalhamento_correio.asp?N=091149356&C=1872&ASS=RESOLUCAO+1.872>. Acesso em: 5 set. 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Resolução n. 2.099, de 17 de agosto de 1994. Aprova regulamentos que dispõem sobre as condições relativamente ao acesso ao Sistema Financeiro Nacional, aos valores mínimos de capital e patrimônio líquido ajustado, à instalação de dependências e à obrigatoriedade da manutenção de patrimônio líquido ajustado em valor compatível com o grau de risco das operações ativas das instituições financeiras e demais instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central. Disponível em: <<http://www5.bcb.gov.br/normativos/detalhamentocorreio.asp?N=094163143&C=2099&ASS=RESOLUCAO+2.099>>. Acesso em: 5 set. 2006.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Resolução n. 2.212, de 16 de novembro de 1995. Disponível em: <<http://www5.bcb.gov.br/normativos/detalhamentocorreio.asp?N=095236537&C=2212&ASS=RESOLUCAO+2.212>>. Acesso em: 5 set. 2006.

BANCO DO BRASIL. Evolução histórica do crédito rural. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 13, n. 4, p. 10-17, out./nov./dez. 2004.

BARAJAS, A.; LÓPEZ, E.; OLIVEROS, H. **¿Por qué en Colômbia el crédito al sector privado es tan reducido?** Bogotá: Banco de La República Colômbia, sep. 2001. 28 p. (Borradores de economia, 185).

BARROS, G.S.C.; ARAÚJO, P.F.C. **Oferta e demanda de crédito rural no Brasil**: algumas evidências empíricas sobre seus determinantes. Piracicaba: FEALQ, 1991. 32 p. (Relatório de Pesquisa, 9).

BENSTON, G.; SMITH, C.W. A transaction cost approach to the theory of financial intermediation. **The Journal of Finance**, Malden, v. 31, n. 2, p. 215-231, May 1976.

BERGLÖF, E.; THADDEN, E. Short term versus long-term interests: capital structure with multiple investors. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 109, n. 4, p. 1055-1084, Nov. 1994.

BERNANKE, B.S. Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression. **The American Economic Review**, Nashville, v. 73, n. 3, p. 257-276, June 1983.

BESTER, H. Screening vs. rationing in credit markets with imperfect information. **The American Economic Review**, Nashville, v. 75, n. 4, p. 850-855, Sep. 1985.

BOLTON, P.; SCHARFSTEIN, D.S. A theory of predation based on agency problems in financial contracting. **The American Economic Review**, Nashville, v. 80, n. 1, p. 93-106, Mar. 1990.

BOX, G.; JENKINS, G. **Time series analysis, forecasting, and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976. 575 p.

BRASIL. Decreto-Lei n. 759, de 12 de agosto de 1969. Autoriza o Poder Executivo a constituir a empresa pública Caixa Econômica Federal e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/del0759.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Departamento de Proteção de Defesa do Consumidor - DPDC. **Cartão de crédito:** noções gerais. Brasília, 2004. 13 p. (Cadernos DPDC, 2). Disponível em: <<http://www.mj.gov.br/DPDC/pdf/Cartilha%20Cart%C3%A3o%20de%20Credito.pdf>>. Acesso em: 17 jan. 2007.

BRASIL. Lei n. 4.380, de 21 de agosto de 1964. Institui a correção monetária nos contratos imobiliários de interesse social, o sistema financeiro para aquisição da casa própria, cria o Banco Nacional da Habitação (BNH) e Sociedades de Crédito Imobiliário, as Letras Imobiliárias, o Serviço Federal de Habitação e Urbanismo e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/14380.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Lei n. 4.595, de 31 de dezembro de 1964. Dispõe sobre a política e as instituições monetárias, bancárias e creditícias, cria o Conselho Monetário Nacional e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/14595.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Lei n. 4.795, de 14 de julho de 1965. Disciplina o mercado de capitais e estabelece medidas para o seu desenvolvimento. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/14728.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Lei n. 5.662, de 21 de junho de 1971. Enquadra o Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico (BNDE) na categoria de empresa pública, e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/15662.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Lei n. 5.764, de 16 de dezembro de 1971. Define a Política Nacional de Cooperativismo, institui o regime jurídico das sociedades cooperativas, e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/15764.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Lei n. 6.385, de 7 de dezembro de 1976. Dispõe sobre o mercado de valores mobiliários e cria a Comissão de Valores Mobiliários. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/16385.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Lei n. 10.194, de 14 de fevereiro de 2001. Dispõe sobre a instituição de sociedades de crédito ao microempreendedor, altera dispositivos das Leis ns. 6.404, de 15 de dezembro de 1976, 8.029, de 12 de abril de 1990, e 8.934, de 18 e novembro de 1994, e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/leis_2001/110194.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Lei n. 11.076, de 30 de dezembro de 2004. Dispõe sobre o Certificado de Depósito Agropecuário – CDA, o Warrant Agropecuário – WA, o Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio – CDCA, a Letra de Crédito do Agronegócio – LCA e o Certificado de Recebíveis do Agronegócio – CRA, dá nova redação a dispositivos das Leis nos 9.973, de 29 de maio de 2000, que dispõe sobre o sistema de armazenagem dos produtos agropecuários, 8.427, de 27 de maio de 1992, que dispõe sobre a concessão de subvenção econômica nas operações de crédito rural, 8.929, de 22 de agosto de 1994, que institui a Cédula de Produto Rural – CPR, 9.514, de 20 de novembro de 1997, que dispõe sobre o Sistema de Financiamento Imobiliário e institui a alienação fiduciária de coisa imóvel, e altera a Taxa de Fiscalização de que trata a Lei no 7.940, de 20 de dezembro de 1989, e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2004/Lei/L11076.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

BRASIL. Medida Provisória n. 130, de 18 de setembro de 2003. Dispõe sobre a autorização para desconto de prestações em folha de pagamento, e dá outras providências. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/MPV/130.htm>. Acesso em: 5 set. 2006.

CALZA, A.; GARTNER, C.; SOUSA, J. **Modeling the demand for loans to the private sector in the Euro area**. Frankfurt: European Central Bank, Apr. 2001. 35 p. (Working Paper Series, 55).

CALIGIURI, G.F.; FAZIO, A.; PADOA-SCHIOPPA, T. Demand and supply of bank credit in Italy. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 6, n. 4, p. 455-479, Nov. 1974.

CATÃO, L. **Bank credit in Argentina in the aftermath of the mexican crisis: supply or demand constrained**. Washington: International Monetary Fund, Mar. 1997. 28 p. Disponível em: <<http://www.internationalmonetaryfund.com/external/pubs/cat/longres.cfm?sk=2142>>. Acesso em: 8 fev. 2007.

CERQUEIRA, D.R.C. Créditos e inadimplência do sistema financeiro nacional: evolução recente. **Boletim Conjuntural IPEA**, Rio de Janeiro, n. 42, p. 43-47, jul. 1998.

CHAN, Y.; KANATAS, G. Asymmetric valuations and the role of collateral in loan agreements. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 17, n. 1, p. 84-95, Feb. 1985.

CHIANAMEA, D.R. **Regulamentação prudencial e estabilidade do sistema financeiro: implicações para a regulamentação sobre requerimento de capital de instituições financeiras**. 2004. 106 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Curso de Pós-Graduação em Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2004.

DIAMOND, D. Financial intermediation and delegated monitoring. **The Review of Economic Studies**, London, v. 51, n. 3, p. 393-414, July 1984.

DIAMOND, D.; DYBVIG, P. Bank runs, deposit insurance and liquidity. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 91, n. 3, p. 401-419, June 1983.

DICKEY, D.A.; HASZA, D.P.; FULLER, W.A. Testing for unit roots in seasonal time series. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 79, n. 386, p. 355-367, June 1984.

DICKEY, D.A.; PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, Alexandria, v. 5, n. 4, p. 455-461, Oct. 1987.

DJANKOV, S.; McLIESH, C.; SHLEIFER, A. **Private credit in 129 countries**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2006. 42 p. (Working Paper, 11078). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11078.pdf>>. Acesso em: 5 set. 2006.

DUARTE JÚNIOR, A.M. **Risco**: definições, tipos, medição e recomendações para seu gerenciamento. 11 p. Disponível em: <<http://www.risktech.com.br/PDFs/RISCO.pdf>>. Acesso em: 29 ago. 2006.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2004. 480 p.

ENGLE, R.E.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Evanston, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.

FAMA, E. Banking in the theory of finance. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 6, n. 1, p. 39-57, Jan. 1980.

FAMA, E. What's different about banks? **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 15, n.1, p. 29-39, Jan. 1985.

FASE, M.M.G. The demand for commercial bank loans and the lending rate. **European Economic Review**, Maastricht, v. 39, n. 1, p. 99-115, Jan. 1995.

FAVA, V.L. Metodologia de Box-Jenkins para modelos univariados. In: VASCONCELLOS, M.A.S.; ALVES, D. (Ed.). **Manual de econometria**: nível intermediário. São Paulo: Atlas, 2000a. p. 205-231.

FAVA, V.L. Modelos de função de transferência e de análise de intervenção. In: VASCONCELLOS, M.A.S.; ALVES, D. (Ed.). **Manual de econometria**: nível intermediário. São Paulo: Atlas, 2000b. p. 233-243.

FAVA, V.L. Testes de raízes unitárias e co-integração. In: VASCONCELLOS, M.A.S.; ALVES, Denisard (Ed.). **Manual de econometria**: nível intermediário. São Paulo: Atlas, 2000c. p. 245-252.

FORTUNA, E. **Mercado financeiro**: produtos e serviços. 13. ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 1999. 519 p.

FREIXAS, X.; ROCHET, J. **Microeconomics of banking**. Cambridge: MIT Press, 1999. 330 p.

FRIED, J.; HOWITT, P. Credit rationing and implicit contract theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 12, n. 3, p. 471-487, Aug. 1980.

FRY, M.J. **Money, interest, and banking in economic development**. 2nd ed. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1995. 568 p.

FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley & Sons, 1976. 480 p.

GASQUES, J.G.; REZENDE, G.C. de; VERDE, C.M.V.; SALERNO, M.S.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da; CARVALHO, J.C. de S. **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2004. 39 p. (Texto para discussão, 1009).

GASQUES, J.G.; VILLA VERDE, C.M. **Novas fontes de recursos, propostas e experiências de financiamento rural**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1995. 48 p. (Texto para discussão, 392).

GONÇALVES, J.S.; MARTIN, N.B.; RESENDE, J.V. de; VEGRO, C.L.R.; Padrão do financiamento das agro-commodities com base nos novos títulos financeiros. In: INTERNATIONAL PENSA CONFERENCE ON AGRI-FOOD CHAINS/NETWORKS ECONOMICS AND MANAGEMENT, 5., 2005, Ribeirão Preto. **Anais eletrônicos...** Ribeirão Preto: Universidade de São Paulo, 2005. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/download/pensa-270.pdf>>. Acesso em: 9 fev. 2007.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 5th ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2003. 1026 p.

GREENWOOD, J.; JOVANOVIC, B. Financial development, growth, and the distribution of income. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 98, n. 5, p. 1076-1107, Oct. 1990.

GURLEY, J.G.; SHAW, E.S. Financial aspects of economic development. **The American Economic Review**, Nashville, v. 45, n. 4, p. 515-538, Sept. 1955.

HAIJ, Z.S. **Evolução e desempenho dos bancos durante o plano Real**. 2005. 170 p. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) - Faculdade de Economia Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

HOFMANN, B. **The determinants of bank credit in industrialized countries: do property prices matter?** Basel: Bank for International Settlements, 2001. 39 p. (Working Paper, 108).

HOLMSTROM, B.; TIROLE, J. Financial intermediation, loanable funds, and the real sector. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 112, n. 3, p. 663-691, Aug. 1997.

IKHIDE, S. Was there a credit crunch in Namibia between 1996-2000? **Journal of Applied Economics**, Buenos Aires, v. 6, n. 2, p. 269-290, Nov. 2003.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Ipeadata**: dados macroeconômicos e regionais. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 14 mar. 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Indicadores conjunturais da indústria**: produção. Rio de Janeiro, 2004a. (Série relatórios metodológicos, 31). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimpfbr/srmindconjind.pdf>>. Acesso em: 25 set. 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa mensal de comércio**. Rio de Janeiro, 2004b. (Série relatórios metodológicos, 15). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/comercio/pmc/srmpmc.pdf>>. Acesso em: 25 set. 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Banco de dados agregados**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br>>. Acesso em: 5 set. 2006.

INTERNATIONAL MONETARY FUND - IMF. **International financial statistics**. 2006. Disponível em: <<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>>. Acesso em: 5 set. 2006.

JAFFEE, D.M.; MODIGLIANI, F. A theory and test of credit rationing. **The American Economic Review**, Nashville, v. 59, n. 5, p. 850-872, Dec. 1969.

JAFFEE, D.; RUSSEL, T. Imperfect information, uncertainty and credit rationing. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 90, n. 4, p. 651-666, Nov. 1976.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vector. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Frankfurt, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, June/Set. 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vector in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Evanston, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, Nov. 1991.

KANE, E.; MALKIEL, B. Bank portfolio allocation, deposit variability, and the availability doctrine. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 79, n. 1, p. 113-134, Feb. 1965.

KATCHOVA, A.L. Factors affecting farm credit use. **Agricultural Finance Review**, Ithaca, v. 65, n. 1, p. 17-29, 2005.

KEYNES, J.M. **A treatise on money**. London: MacMillan, 1971. 2 v.

KHANDKER, S.R.; FARUQEE, R.R. The impact of farm credit in Pakistan. **Agricultural Economics**, Amsterdam, v. 28, n. 3, p. 197-213, May 2003.

KLEIN, M.A. A theory of the banking firm. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 3, n. 2, p. 205-218, May 1971.

KOCHAR, A. An empirical investigation of rationing constraints in rural credit markets in India. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 53, n. 2, p. 339-371, 1997.

LELAND, H.E.; PYLE, D.H. Informational asymmetries, financial structure and financial intermediation. **The Journal of Finance**, Malden, v. 32, n. 2, p. 371-387, May 1977.

LIMA, R.A.S. **Informação, capital social e mercado de crédito rural**. 2003. 236 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

LJUNG, G.; BOX, G. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, Cambridge, v. 65, n. 2, p. 297-303, Aug. 1978.

LOPES, J.C.; ROSSETTI, J.P. **Economia monetária**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 1998. 494 p.

LUNDBERG, E.L. Saneamento do sistema financeiro: a experiência brasileira dos últimos 25 anos. In: SADDI, J. (Ed.). **Intervenção e liquidação extrajudicial do sistema financeiro nacional**: 25 anos da Lei 6.024/74. São Paulo: Textonovo, 1999. p. 29-51.

MACKINNON, J.G.; HAUG, A.A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, Cambridge, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MALHOTRA, N. **Pesquisa de marketing**: uma orientação aplicada. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2001. 719 p.

MANKIW, G.N. The allocation of credit and financial collapse. **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 101, n. 3, p. 455-470, Aug. 1986.

MASSEI, W. **Evolução financeira do Brasil na década pós-Real**: mercado de capitais e de crédito e a estrutura de capital das empresas de capital aberto não financeiras. 2004. 309 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

MATTAR, F.N. **Pesquisa de marketing**: metodologia, planejamento, execução e análise. 4. ed. São Paulo: Atlas, 1997. 2 v.

MELITZ, J.; PARDUE, M. The demand and supply of commercial bank loans. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 5, n. 2, p. 669-692, May 1973.

ORTOLANI, E.M. **Operações de crédito no mercado financeiro**: modalidades, aspectos legais e negociais, matemática financeira aplicada, esquemas gráficos, riscos associados a produtos, operacionalização. São Paulo: Atlas, 2000. 206 p.

PAULA, L.F.R. Dinâmica da firma bancária: uma abordagem não convencional. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 3, p. 323-356, jul./set. 1999.

PFITSCHER, P.C. **O valor da informação na análise de risco de crédito, com as normas do acordo da Basiléia II**. 2005. 113 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2005.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Microeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1994. 968 p.

SAHU, G.B.; MADHESWARAN, S.; RAJASEKHAR, D. Credit constraints and distress sales in rural India: evidence from Kalahandi District, Orissa. **The Journal of Peasant Studies**, London, v. 31, n. 2, p. 210-241, Jan. 2004.

SANTOMERO, A.M. Modeling the banking firm: a survey. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 16, n. 4, p. 576-602, Nov. 1984.

SARTORIS, A. **Estatística e introdução à econometria**. São Paulo: Saraiva, 2003. 426 p.

SCHREFT, S.L. Credit controls: 1980. **Economic Review**, Richmond, v. 76, n. 6, p. 25-55, Nov./Dec. 1990.

SHARPE, S.A. Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: a stylized model of customer relationships. **The Journal of Finance**, Malden, v. 45, n. 4, p. 1069-1087, Sep. 1990.

SHIROTA, R. **Efficiency in financial intermediation: a study of the chilean banking industry**. 1996. 138 p. Tese (Doctor of Philosophy) - The Ohio State University, Columbus, 1996.

SILVA, G.S. **Novos instrumentos de financiamento do agronegócio brasileiro e um análise das alternativas de investimento para o CDA/WA**. 2006. 242 p. Dissertação (Mestrado em Ciências) - Escola de Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

SOARES, R.P. **Evolução do crédito de 1994 a 1999: uma explicação**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2001. 48 p. (Texto para discussão, 808).

SOUZA SOBRINHO, N.F. **Uma avaliação do canal de crédito no Brasil**. 2003. 68 p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) - Faculdade de Economia e Administração, Universidade de São Paulo, 2003.

STIGLITZ, J.E.; WEISS, A. Credit rationing in markets with imperfect information. **The American Economic Review**, Nashville, v. 71, n. 3, p. 393-410, June 1981.

STIGLITZ, J.E.; WEISS, A. Incentive effects of terminations: applications to the credit and labor markets. **The American Economic Review**, Nashville, v. 73, n. 5, p. 912-927, Dec. 1983.

STIGLITZ, J.E.; WEISS, A. Asymmetric information in credit markets and its implications for macro-economics. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 44, n. 4, p. 694-724, Oct. 1992.

STOCK, J.; WATSON, M. Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, Dec. 1988.

TIROLE, J. Incomplete contracts: where do we stand? **Econometrica**, Evanston, v. 67, n. 4, p. 741-781, July 1999.

TOBIN, J. **Commercial banks as creators of “money”**. New Haven: Cowles Foundation, July 1963. 17 p. (Cowles foundation discussion paper, 159).

TOBIN, J. The commercial banking firm: a simple model. **Scandinavian Journal of Economics**, Oxford, v. 84, n. 4, p. 495-530, 1982.

TOWNSEND, R. Optimal contracts and competitive markets with costly state verification. **Journal of Economic Theory**, New York, v. 21, n. 2, p. 265-293, Oct. 1979.

TROSTER, R.L. **A relação crédito/PIB no Brasil**. Disponível em: <http://www.febraban.org.br/Arquivo/Destaques/show.asp?id_destaque=463>. Acesso em: 26 ago. 2006.

VALVERDE, A.C.K.; CHINCHILLA, J.O.; CASTEGNARO, M.S.; RAMÍREZ, A.S. **Demanda privada real de crédito**. San José: Banco Central de Costa Rica, jun. 2002. 13 p. (Documento de Investigación, DIE-DM/07-2002-DI).

VANDAELE, W. **Applied time series and Box-Jenkins models**. Orlando: Academic Press, 1983. 417 p.

ZÁRATE, C.; HERNÁNDEZ, O. Un modelo de demanda para el crédito bancario en México. **Revista Análisis Económico**, Ciudad de México, v. 16, n. 34, p. 67-99, 2001.

WEBB, D.C. Long term financial contracts can mitigate the adverse selection problem in project financing. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 32, n. 2, p. 305-320, May 1991.

WILLIAMSON, S.D. Financial intermediation, business failures and real business cycles. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 95, n. 6, p. 1196-1216, Dec. 1987.

APÊNDICES

APÊNDICE A - Coeficientes de autocorrelação - CAC e de autocorrelação parcial - CACP da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})_t$ juntamente com intervalo de confiança de 95%, estatística- Q de Ljung-Box para a significância conjunta das autocorrelações e o valor- p associado a esta estatística

N. de lags	FAC					FACP		
	CAC	Intervalo de conf. de 95,0%		Estat.- Q	Valor- p	CACP	Intervalo de conf. de 95,0%	
		Limite Superior	Limite Inferior				Limite Superior	Limite Inferior
1	-0,538	0,286	-0,286	14,490	0,000	-0,538	0,292	-0,292
2	-0,084	0,359	-0,359	14,854	0,001	-0,526	0,292	-0,292
3	0,439	0,361	-0,361	24,924	0,000	0,168	0,292	-0,292
4	-0,383	0,402	-0,402	32,775	0,000	-0,008	0,292	-0,292
5	0,202	0,431	-0,431	35,009	0,000	0,206	0,292	-0,292
6	-0,063	0,439	-0,439	35,232	0,000	-0,130	0,292	-0,292
7	-0,010	0,439	-0,439	35,237	0,000	0,073	0,292	-0,292
8	0,188	0,439	-0,439	37,315	0,000	0,208	0,292	-0,292
9	-0,271	0,446	-0,446	41,774	0,000	0,048	0,292	-0,292
10	0,128	0,459	-0,459	42,792	0,000	-0,135	0,292	-0,292
11	0,039	0,462	-0,462	42,888	0,000	-0,167	0,292	-0,292
12	-0,173	0,462	-0,462	44,869	0,000	-0,138	0,292	-0,292
13	0,037	0,468	-0,468	44,963	0,000	-0,300	0,292	-0,292
14	0,027	0,468	-0,468	45,014	0,000	-0,242	0,292	-0,292
15	0,085	0,468	-0,468	45,529	0,000	0,143	0,292	-0,292
16	-0,138	0,469	-0,469	46,952	0,000	0,222	0,292	-0,292
17	0,036	0,473	-0,473	47,051	0,000	0,207	0,292	-0,292
18	0,087	0,473	-0,473	47,651	0,000	0,092	0,292	-0,292
19	-0,186	0,474	-0,474	50,496	0,000	-0,072	0,292	-0,292
20	0,148	0,480	-0,480	53,373	0,000	0,041	0,292	-0,292

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE B - Coeficientes de autocorrelação (CAC) e de autocorrelação parcial (FACP) da série $\Delta \ln \text{Crédito}PJ_t$ juntamente com intervalo de confiança de 95%, estatística- Q de Ljung-Box para a significância conjunta das autocorrelações e o valor- p associado a esta estatística

N. de lags	FAC					FACP		
	CAC	Intervalo de conf. de 95,0%		Estat.- Q	Valor- p	FACP	Intervalo de conf. de 95,0%	
		Limite Superior	Limite Inferior				Limite Superior	Limite Inferior
1	-0,467	0,25517	-0,25517	13,55	0,000	-0,467	0,260	-0,260
2	-0,111	0,33218	-0,33218	14,33	0,001	-0,422	0,260	-0,260
3	0,249	0,33502	-0,33502	18,33	0,000	-0,034	0,260	-0,260
4	-0,274	0,34895	-0,34895	23,22	0,000	-0,264	0,260	-0,260
5	0,166	0,36510	-0,36510	25,05	0,000	-0,049	0,260	-0,260
6	0,001	0,37086	-0,37086	25,05	0,000	-0,060	0,260	-0,260
7	0,034	0,37086	-0,37086	25,13	0,001	0,180	0,260	-0,260
8	-0,056	0,37110	-0,37110	25,35	0,001	0,018	0,260	-0,260
9	0,123	0,37175	-0,37175	26,44	0,002	0,289	0,260	-0,260
10	-0,218	0,37486	-0,37486	29,94	0,001	-0,132	0,260	-0,260
11	-0,031	0,38448	-0,38448	30,01	0,002	-0,195	0,260	-0,260
12	0,33	0,38467	-0,38467	38,36	0,000	0,061	0,260	-0,260
13	-0,195	0,40584	-0,40584	41,34	0,000	0,163	0,260	-0,260
14	0,004	0,41297	-0,41297	41,34	0,000	0,017	0,260	-0,260
15	0,058	0,41298	-0,41298	41,62	0,000	0,020	0,260	-0,260
16	-0,119	0,41360	-0,41360	42,81	0,000	-0,026	0,260	-0,260
17	0,118	0,41623	-0,41623	44,01	0,000	0,116	0,260	-0,260
18	-0,003	0,41879	-0,41879	44,01	0,001	0,074	0,260	-0,260
19	-0,061	0,41879	-0,41879	44,35	0,001	0,011	0,260	-0,260
20	-0,013	0,41947	-0,41947	44,36	0,001	-0,221	0,260	-0,260
21	0,123	0,41950	-0,41950	45,80	0,001	0,002	0,260	-0,260
22	-0,191	0,42226	-0,42226	49,34	0,001	-0,096	0,260	-0,260
23	0,057	0,42885	-0,42885	49,66	0,001	0,026	0,260	-0,260
24	0,063	0,42943	-0,42943	50,06	0,001	-0,237	0,260	-0,260

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE C - Resultados da estimação dos modelos univariados para $\Delta \ln \text{Crédito}PJ_t$

Variável dependente: $\Delta \ln \text{Crédito}PJ_t$				
Modelo: ARIMA(0,1,3)(0,0,1) ₁₂				
Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- <i>t</i>	Valor- <i>p</i>
Constante	-0,000943	0,006198	-0,152228	0,8796
MA(1)	-0,212526	0,120813	-1,759126	0,0842
MA(2)	-0,692361	0,084044	-8,238102	0,0000
MA(3)	0,490375	0,111613	4,393506	0,0001
SMA(12)	0,869104	0,040737	21,33430	0,0000
Estatística- <i>Q</i> de Ljung-Box dos resíduos				
R ²	0,745160	Q (<i>k</i>)	Valor	Valor- <i>p</i>
R ² Ajustado	0,726283	Q (8)	4,7165	0,318
AIC	-3,372921	Q (16)	13,345	0,344
SBC	-3,196858	Q (24)	20,858	0,406
Teste- <i>F</i>	39,47441			
Valor- <i>p</i> (Teste- <i>F</i>)	0,000001			
N. observações	59			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(*q*) = termo de média móvel com defasagem igual a *q*; SMA(*q*) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a *q*; AR(*p*) = termo auto-regressivo com defasagem igual a *p*.

APÊNDICE D - Coeficientes de autocorrelação (CAC) e de autocorrelação parcial (CACP) da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})_t$, juntamente com intervalo de confiança de 95%, estatística- Q de Ljung-Box para a significância conjunta das autocorrelações e o valor- p associado a esta estatística

N. de lags	FAC					FACP		
	CAC	Intervalo de conf. de 95,0%		Estat.- Q	Valor- p	CACP	Intervalo de conf. de 95,0%	
		Limite Superior	Limite Inferior				Limite Superior	Limite Inferior
1	-0,493	0,286	-0,286	12,179	0,000	-0,493	0,292	-0,292
2	-0,112	0,349	-0,349	12,816	0,002	-0,469	0,292	-0,292
3	0,412	0,351	-0,351	21,704	0,000	0,169	0,292	-0,292
4	-0,344	0,389	-0,389	28,024	0,000	-0,057	0,292	-0,292
5	0,253	0,413	-0,413	31,538	0,000	0,301	0,292	-0,292
6	-0,108	0,426	-0,426	32,187	0,000	-0,052	0,292	-0,292
7	-0,083	0,428	-0,428	32,585	0,000	-0,003	0,292	-0,292
8	0,127	0,429	-0,429	33,531	0,000	-0,212	0,292	-0,292
9	-0,186	0,432	-0,432	35,625	0,000	-0,195	0,292	-0,292
10	0,180	0,439	-0,439	37,647	0,000	0,000	0,292	-0,292
11	-0,097	0,445	-0,445	38,243	0,000	0,038	0,292	-0,292
12	-0,174	0,446	-0,446	40,241	0,000	-0,163	0,292	-0,292
13	0,119	0,452	-0,452	41,199	0,000	-0,336	0,292	-0,292
14	0,017	0,454	-0,454	41,219	0,000	-0,092	0,292	-0,292
15	0,034	0,454	-0,454	41,301	0,000	0,227	0,292	-0,292
16	-0,123	0,455	-0,455	42,430	0,000	0,167	0,292	-0,292
17	0,035	0,457	-0,457	42,526	0,001	-0,006	0,292	-0,292
18	0,164	0,458	-0,458	44,669	0,000	0,028	0,292	-0,292
19	-0,252	0,462	-0,462	49,894	0,000	-0,328	0,292	-0,292
20	0,152	0,473	-0,473	51,855	0,000	-0,254	0,292	-0,292

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE E - Coeficientes de autocorrelação (CAC) e de autocorrelação parcial (FACP) da série $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$ juntamente com intervalo de confiança de 95%, estatística- Q de Ljung-Box para a significância conjunta das autocorrelações e o valor- p associado a esta estatística

N. de lags	FAC					FACP		
	CAC	Intervalo de conf. de 95,0%		Estat.- Q	Valor- p	FACP	Intervalo de conf. de 95,0%	
		Limite Superior	Limite Inferior				Limite Superior	Limite Inferior
1	-0,550	0,25517	-0,25517	13,55	0,000	-0,550	0,260	-0,260
2	0,048	0,33218	-0,33218	14,33	0,001	-0,365	0,260	-0,260
3	0,201	0,33502	-0,33502	18,33	0,000	0,061	0,260	-0,260
4	-0,286	0,34895	-0,34895	23,22	0,000	-0,151	0,260	-0,260
5	0,227	0,36510	-0,36510	25,05	0,000	0,024	0,260	-0,260
6	-0,098	0,37086	-0,37086	25,05	0,000	-0,021	0,260	-0,260
7	0,035	0,37086	-0,37086	25,13	0,001	0,091	0,260	-0,260
8	0,002	0,37110	-0,37110	25,35	0,001	-0,005	0,260	-0,260
9	-0,020	0,37175	-0,37175	26,44	0,002	0,035	0,260	-0,260
10	-0,018	0,37486	-0,37486	29,94	0,001	-0,076	0,260	-0,260
11	-0,061	0,38448	-0,38448	30,01	0,002	-0,156	0,260	-0,260
12	0,157	0,38467	-0,38467	38,36	0,000	0,046	0,260	-0,260
13	-0,097	0,40584	-0,40584	41,34	0,000	0,072	0,260	-0,260
14	0,082	0,41297	-0,41297	41,34	0,000	0,150	0,260	-0,260
15	-0,050	0,41298	-0,41298	41,62	0,000	0,024	0,260	-0,260
16	-0,024	0,41360	-0,41360	42,81	0,000	0,018	0,260	-0,260
17	0,054	0,41623	-0,41623	44,01	0,000	-0,018	0,260	-0,260
18	-0,006	0,41879	-0,41879	44,01	0,001	0,082	0,260	-0,260
19	-0,023	0,41879	-0,41879	44,35	0,001	-0,023	0,260	-0,260
20	0,001	0,41947	-0,41947	44,36	0,001	-0,053	0,260	-0,260
21	0,071	0,41950	-0,41950	45,80	0,001	0,060	0,260	-0,260
22	-0,175	0,42226	-0,42226	49,34	0,001	-0,109	0,260	-0,260
23	0,092	0,42885	-0,42885	49,66	0,001	-0,095	0,260	-0,260
24	0,014	0,42943	-0,42943	50,06	0,001	-0,052	0,260	-0,260

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE F - Resultados da estimação do modelo univariado para $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$

Variável dependente: $\Delta \ln \text{CréditoPF}_t$				
Modelo: ARIMA(0,1,3)(0,0,1) ₁₂				
Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- <i>t</i>	Valor- <i>p</i>
Constante	-0,000170	0,008193	-0,020713	0,9836
MA(1)	-0,407645	0,133591	-3,051449	0,0035
MA(2)	-0,278216	0,127693	-2,178793	0,0337
MA(3)	0,401066	0,112160	3,575835	0,0007
SMA(12)	0,869920	0,034602	25,14072	0,0000
R ²	0,647879	Estatística- <i>Q</i> de Ljung-Box dos resíduos		
R ² Ajustado	0,621796	Q (<i>k</i>)	Valor	Valor- <i>p</i>
AIC	-3,222979	Q (5)	1,3068	0,253
SBC	-3,046917	Q (10)	3,8051	0,703
Teste- <i>F</i>	24,83910	Q (15)	7,9437	0,718
Valor- <i>p</i> (Teste- <i>F</i>)	0,000001			
N. observações	59			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(*q*) = termo de média móvel com defasagem igual a *q*; SMA(*q*) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a *q*; AR(*p*) = termo auto-regressivo com defasagem igual a *p*.

APÊNDICE G - Coeficientes de autocorrelação (CAC) e de autocorrelação parcial (FACP) da série $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Crédito Rural})_t$, juntamente com intervalo de confiança de 95%, estatística- Q de Ljung-Box para a significância conjunta das autocorrelações e o valor- p associado a esta estatística

N. de lags	FAC					FACP		
	CAC	Intervalo de conf. de 95,0%		Estat.- Q	Valor- p	CACP	Intervalo de conf. de 95,0%	
		Limite Superior	Limite Inferior				Limite Superior	Limite Inferior
1	-0,335	0,346	-0,346	3,9486	0,047	-0,335	0,354	-0,354
2	-0,008	0,383	-0,383	3,9507	0,139	-0,135	0,354	-0,354
3	-0,006	0,383	-0,383	3,9520	0,267	-0,062	0,354	-0,354
4	0,048	0,383	-0,383	4,0421	0,400	0,027	0,354	-0,354
5	0,023	0,384	-0,384	4,0634	0,540	0,057	0,354	-0,354
6	0,038	0,384	-0,384	4,1242	0,660	0,085	0,354	-0,354
7	-0,097	0,385	-0,385	4,5365	0,716	-0,055	0,354	-0,354
8	-0,059	0,388	-0,388	4,6963	0,789	-0,130	0,354	-0,354
9	-0,032	0,389	-0,389	4,7437	0,856	-0,140	0,354	-0,354
10	0,087	0,389	-0,389	5,1178	0,883	0,008	0,354	-0,354
11	-0,035	0,391	-0,391	5,1802	0,922	0,006	0,354	-0,354
12	-0,063	0,392	-0,392	5,3956	0,943	-0,048	0,354	-0,354
13	0,023	0,393	-0,393	5,4250	0,965	0,004	0,354	-0,354
14	-0,005	0,393	-0,393	5,4266	0,979	-0,010	0,354	-0,354
15	-0,006	0,393	-0,393	5,4287	0,988	-0,039	0,354	-0,354
16	0,000	0,393	-0,393	5,4287	0,993	-0,046	0,354	-0,354

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE H - Coeficientes de autocorrelação (CAC) e de autocorrelação parcial (FACP) da série $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$ juntamente com intervalo de confiança de 95%, estatística- Q de Ljung-Box para a significância conjunta das autocorrelações e o valor- p associado a esta estatística

N. de lags	FAC					FACP		
	CAC	Intervalo de conf. de 95,0%		Estat.- Q	Valor- p	CACP	Intervalo de conf. de 95,0%	
		Limite Superior	Limite Inferior				Limite Superior	Limite Inferior
1	-0,201	0,2955	-0,2955	1,90	0,17	-0,201	0,3015	-0,3015
2	-0,017	0,3072	-0,3072	1,91	0,38	-0,06	0,3015	-0,3015
3	-0,084	0,3073	-0,3073	2,26	0,52	-0,104	0,3015	-0,3015
4	-0,012	0,3093	-0,3093	2,27	0,69	-0,056	0,3015	-0,3015
5	-0,256	0,3093	-0,3093	5,67	0,34	-0,296	0,3015	-0,3015
6	0,382	0,3273	-0,3273	13,43	0,04	0,285	0,3015	-0,3015
7	-0,261	0,3641	-0,3641	17,17	0,02	-0,226	0,3015	-0,3015
8	0,028	0,3801	-0,3801	17,21	0,03	-0,051	0,3015	-0,3015
9	-0,042	0,3803	-0,3803	17,31	0,04	-0,062	0,3015	-0,3015
10	-0,017	0,3807	-0,3807	17,33	0,07	-0,128	0,3015	-0,3015
11	-0,084	0,3808	-0,3808	17,76	0,09	0,023	0,3015	-0,3015
12	0,312	0,3824	-0,3824	23,92	0,02	0,088	0,3015	-0,3015
13	-0,043	0,4040	-0,4040	24,04	0,03	0,157	0,3015	-0,3015
14	0,063	0,4044	-0,4044	24,31	0,04	0,052	0,3015	-0,3015
15	-0,008	0,4053	-0,4053	24,32	0,06	0,064	0,3015	-0,3015
16	-0,032	0,4053	-0,4053	24,39	0,08	0,042	0,3015	-0,3015
17	-0,071	0,4055	-0,4055	24,77	0,10	0,037	0,3015	-0,3015
18	0,094	0,4066	-0,4066	25,46	0,11	0,007	0,3015	-0,3015
19	-0,079	0,4085	-0,4085	25,96	0,13	0,005	0,3015	-0,3015
20	0,049	0,4098	-0,4098	26,16	0,16	0,079	0,3015	-0,3015

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE I - Resultados da estimação do modelo univariado para $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$

Variável dependente: $\Delta \ln \text{CréditoRural}_t$

Modelo: ARIMA(1,1,1)(1,0,0) ₁₂				
Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- <i>t</i>	Valor- <i>p</i>
Constante	0,221163	0,700057	0,315921	0,7545
AR(1)	0,469890	0,201412	2,332975	0,0273
SAR(12)	0,946215	0,133275	7,099721	0,0000
MA(1)	-0,939420	0,073952	-12,70312	0,0000
R^2	0,764752	Estatística- <i>Q</i> de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,738613	Q (<i>k</i>)	Valor	Valor- <i>p</i>
AIC	0,935334	Q (4)	0,3791	0,538
SBC	1,120365	Q (8)	3,1802	0,672
Teste- <i>F</i>	29,25749	Q (12)	3,5557	0,938
Valor- <i>p</i> (Teste- <i>F</i>)	0,000001			
N. observações	31			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(*q*) = termo de média móvel com defasagem igual a *q*; SMA(*Q*) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a *Q*; SAR(*P*) = termo auto-regressivo multiplicativo com defasagem igual a *P*; AR(*p*) = termo auto-regressivo com defasagem igual a *p*.

APÊNDICE J - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln PIB)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln PIB)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln PIB)_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-4,480678	-4,401948 (*)
(0,1,2)	-4,462138	-4,344043
(0,1,3)	-4,437940	-4,280481
(0,1,4)	-4,395901	-4,199077
(1,1,0)	-4,466625	-4,387119
(1,1,1)	-4,423191	-4,303932
(1,1,2)	-4,426561	-4,267549
(1,1,3)	-4,406025	-4,207260
(1,1,4)	-4,366389	-4,127870
(2,1,0)	-4,420036	-4,299592
(2,1,1)	-4,452381	-4,291789
(2,1,2)	-4,518798	-4,318058
(2,1,3)	-4,394520	-4,153631
(2,1,4)	-4,372510	-4,091474
(3,1,0)	-4,427000	-4,264801
(3,1,1)	-4,419534	-4,216785
(3,1,2)	-4,390714	-4,147415
(3,1,3)	-4,568507	-4,284658
(3,1,4)	-4,507115	-4,182717
(4,1,0)	-4,355733	-4,150943

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln PIB)_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,1)	-4,389317	-4,143568
(4,1,2)	-4,450958	-4,164251
(4,1,3)	-4,570698	-4,243033
(4,1,4)	-4,639556 ^(*)	-4,270933

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ^(*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln PIB)_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln PIB)_t$

Modelo: $ARIMA(4,1,4)(0,1,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,005710	0,002100	2,718372	0,0104
AR(1)	0,152243	0,093723	1,624396	0,1138
AR(2)	-0,521722	0,069020	-7,558974	0,0000
AR(3)	0,235019	0,096067	2,446402	0,0199
AR(4)	-0,751795	0,065302	-11,51259	0,0000
MA(1)	-0,277711	0,133073	-2,086909	0,0447
MA(2)	0,566153	0,136342	4,152435	0,0002
MA(3)	-0,285509	0,119649	-2,386218	0,0229
MA(4)	0,980261	0,091780	10,68061	0,0000
SMA(12)	-0,901849	0,035926	-25,10317	0,0000

R^2	0,736373	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,664475	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-5,403368	Q (13)	7,2859	0,122
SBC	-4,993787	Q (16)	11,159	0,132
Teste- F	10,24187	Q (20)	12,098	0,356
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	43			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE K - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln PIB_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln PIB_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln PIB_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-3,793697	-3,723272
(0,1,2)	-3,764669	-3,659032
(0,1,3)	-3,788230	-3,647380
(0,1,4)	-4,015709	-3,839646
(1,1,0)	-3,793326	-3,722277
(1,1,1)	-3,859589	-3,753014
(1,1,2)	-3,848712	-3,706613
(1,1,3)	-3,857299	-3,679675
(1,1,4)	-4,136375 (*)	-3,923226 (*)
(2,1,0)	-3,770465	-3,662936
(2,1,1)	-3,854660	-3,711288
(2,1,2)	NI	NI
(2,1,3)	NI	NI
(2,1,4)	-4,086747	-3,835846
(3,1,0)	-3,796390	-3,651722
(3,1,1)	-3,800765	-3,619930
(3,1,2)	-3,859800	-3,642798
(3,1,3)	-4,127180	-3,874011
(3,1,4)	NI	NI
(4,1,0)	-3,842053	-3,659568

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln PIB_t$

(conclusão)

Valores de p , d e q em ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC
(4,1,1)	-3,974965	-3,755983
(4,1,2)	-3,978631	-3,723152
(4,1,3)	-4,038931	-3,746955
(4,1,4)	-4,068485	-3,740012

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln PIB_t$

Variável dependente: $\Delta \ln PIB_t$

Modelo: ARIMA(2,1,4)(0,0,1)₁₂

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,001364	0,002623	0,519996	0,6054
AR(1)	-0,212938	0,164575	-1,293862	0,2018
AR(2)	0,368163	0,151685	2,427145	0,0189
MA(1)	0,476413	0,130156	3,660319	0,0006
MA(2)	-0,388180	0,151374	-2,564389	0,0135
MA(3)	-0,436775	0,155309	-2,812303	0,0071
MA(4)	-0,558518	0,131117	-4,259682	0,0001
SMA(12)	0,877060	0,032798	26,74092	0,0000

R^2	0,657839	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,608959	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-4,614988	Q (12)	7,3145	0,198
SBC	-4,328244	Q (17)	9,4193	0,493
Teste- F	13,45821	Q (24)	12,964	
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	57			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE L - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$
(continua)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-0,828812	-0,750083
(0,1,2)	-0,800415	-0,682321
(0,1,3)	-0,789517	-0,632057
(0,1,4)	-0,932880	-0,736055
(1,1,0)	-0,802363	-0,722857
(1,1,1)	-0,766252	-0,646993
(1,1,2)	NI	NI
(1,1,3)	NI	NI
(1,1,4)	-1,005474 (*)	-0,766956
(2,1,0)	-0,772150	-0,651705
(2,1,1)	-0,928141	-0,767549 (*)
(2,1,2)	-0,841066	-0,640326
(2,1,3)	-0,857544	-0,616656
(2,1,4)	-0,974686	-0,693649
(3,1,0)	-0,776024	-0,613825
(3,1,1)	-0,864660	-0,661911
(3,1,2)	-0,817814	-0,574515
(3,1,3)	-0,785576	-0,501728
(3,1,4)	-0,898158	-0,573760

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$
(conclusão)

Valores de p, d e q em ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC
(4,1,0)	-0,733325	-0,528534
(4,1,1)	-0,686942	-0,441193
(4,1,2)	-0,827233	-0,540526
(4,1,3)	-0,781604	-0,453939
(4,1,4)	-0,910380	-0,541757

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})_t$

Modelo: ARIMA(0,1,4)(0,1,1)₁₂

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	-0,002006	0,000837	-2,397599	0,0211
MA(1)	-0,368961	0,140617	-2,623875	0,0122
MA(2)	-0,376680	0,140804	-2,675202	0,0107
MA(3)	0,278570	0,141284	1,971708	0,0554
MA(4)	-0,501060	0,138696	-3,612652	0,0008
SMA(12)	-0,862160	0,055277	-15,59722	0,0000

R ²	0,641690	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R ² Ajustado	0,597994	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-1,587577	Q (6)	1,5976	0,206
SBC	-1,351388	Q (12)	7,5432	0,375
Teste- F	14,68520	Q (18)	11,034	0,608
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	47			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE M - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln Exportações_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln Exportações_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Exportações_t$

(continua)

Valores de p , d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-1,083016	-1,012591
(0,1,2)	-1,104007	-0,998370
(0,1,3)	-1,070013	-0,929163
(0,1,4)	-1,517786 (*)	-1,341723 (*)
(1,1,0)	-1,083375	-1,012325
(1,1,1)	-1,058316	-0,951741
(1,1,2)	-1,053447	-0,911347
(1,1,3)	-1,236291	-1,058667
(1,1,4)	-1,462512	-1,249363
(2,1,0)	-1,087572	-0,980043
(2,1,1)	-1,056998	-0,913626
(2,1,2)	NI	NI
(2,1,3)	-1,287082	-1,072024
(2,1,4)	-1,438033	-1,187132
(3,1,0)	-1,074408	-0,929740
(3,1,1)	-1,297118	-1,116283
(3,1,2)	-1,285686	-1,068684
(3,1,3)	-1,243852	-0,990684
(3,1,4)	NI	NI

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln \text{Exportações}_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-1,149089	-0,966604
(4,1,1)	-1,264316	-1,045334
(4,1,2)	-1,481984	-1,226505
(4,1,3)	-1,459525	-1,167549
(4,1,4)	-1,389279	-1,060806

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln \text{Exportações}_t$

Variável dependente: $\Delta \ln \text{Exportações}_t$

Modelo: $\text{ARIMA}(0,1,4) + (0,0,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,002723	0,009437	0,288527	0,7741
MA(1)	-0,256750	0,127581	-2,012443	0,0493
MA(2)	-0,227883	0,084271	-2,704152	0,0092
MA(3)	0,287859	0,095446	3,015939	0,0039
MA(4)	-0,553689	0,105081	-5,269174	0,0000
MA(12)	0,519274	0,084099	6,174565	0,0000

R^2	0,488305	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,440032	$Q(k)$	Valor	Valor- p
AIC	-1,563903	$Q(7)$	4,1233	0,127
SBC	-1,352628	$Q(14)$	9,0664	0,431
Teste- F	10,11546	$Q(21)$	11,472	0,779
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	59			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $\text{MA}(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $\text{SMA}(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $\text{AR}(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE N - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$
(continua)

Valores de p , d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-0,853640	-0,774910
(0,1,2)	-0,881235	-0,763141
(0,1,3)	-0,839324	-0,681864
(0,1,4)	-1,100837 (*)	-0,904013 (*)
(1,1,0)	-0,853676	-0,774170
(1,1,1)	-0,816480	-0,697220
(1,1,2)	-0,859589	-0,700577
(1,1,3)	-0,951853	-0,753088
(1,1,4)	-1,077754	-0,839235
(2,1,0)	-0,873802	-0,753358
(2,1,1)	-0,976187	-0,815595
(2,1,2)	-0,902042	-0,701302
(2,1,3)	-0,917793	-0,676904
(2,1,4)	-1,074236	-0,793200
(3,1,0)	-0,906495	-0,744296
(3,1,1)	-0,870754	-0,668005
(3,1,2)	-0,850599	-0,607300
(3,1,3)	-0,906346	-0,622498
(3,1,4)	-0,873352	-0,548954
(4,1,0)	-0,848120	-0,643329

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$
(conclusão)

Valores de p, d e q em ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC
(4,1,1)	-0,956565	-0,710816
(4,1,2)	-0,898228	-0,611521
(4,1,3)	-0,879901	-0,552236
(4,1,4)	NI	NI

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})_t$

Modelo: ARIMA(0,1,4)(0,1,1)₁₂

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,001982	0,001061	1,867652	0,0690
MA(1)	-0,680131	0,099045	-6,866896	0,0000
MA(2)	-0,010808	0,138090	-0,078265	0,9380
MA(3)	0,399318	0,124610	3,204540	0,0026
MA(4)	-0,662723	0,105110	-6,305022	0,0000
SMA(12)	-0,852926	0,048688	-17,51805	0,0000

R^2	0,645025	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,601736	$Q(k)$	Valor	Valor- p
AIC	-1,532844	$Q(6)$	1,2360	0,266
SBC	-1,296655	$Q(12)$	8,2650	0,310
Teste- F	14,90025	$Q(18)$	9,5199	0,733
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	47			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE O - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln \text{Importações}_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln \text{Importações}_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln \text{Importações}_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-1,150010	-1,079585
(0,1,2)	-1,155080	-1,049442
(0,1,3)	NI	NI
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-1,177058	-1,106008
(1,1,1)	-1,142585	-1,036010
(1,1,2)	-1,153823	-1,011724
(1,1,3)	-1,162311	-0,984686
(1,1,4)	-1,296002	-1,082852
(2,1,0)	-1,208002	-1,100473
(2,1,1)	-1,220393	-1,077021
(2,1,2)	-1,228094	-1,048879
(2,1,3)	-1,169700	-0,954642
(2,1,4)	-1,315331	-1,064430
(3,1,0)	-1,192261	-1,047593
(3,1,1)	-1,186139	-1,005304
(3,1,2)	-1,246942	-1,029940
(3,1,3)	-1,247911	-0,994742
(3,1,4)	-1,271723	-0,982387

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln \text{Importações}_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-1,189779	-1,007295
(4,1,1)	-1,345660	-1,126678 (*)
(4,1,2)	-1,377593	-1,122115
(4,1,3)	-1,385154 (*)	-1,093178
(4,1,4)	NI	NI

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln \text{Importações}_t$

Variável dependente: $\Delta \ln \text{Importações}_t$

Modelo: $\text{ARIMA}(2,1,2)(0,0,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,019381	0,019159	1,011593	0,3165
AR(1)	-0,463326	0,074364	-6,230543	0,0000
AR(2)	-0,826973	0,071405	-11,58148	0,0000
MA(1)	0,270131	0,017240	15,66886	0,0000
MA(2)	0,994957	0,015858	62,74284	0,0000
SMA(12)	0,878633	0,033251	26,42446	0,0000

R^2	0,564187	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,521461	$Q(k)$	Valor	Valor- p
AIC	-1,747046	$Q(7)$	2,3599	0,307
SBC	-1,531988	$Q(14)$	8,3079	0,503
Teste- F	13,20455	$Q(21)$	12,486	0,710
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	57			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $\text{MA}(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $\text{SMA}(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $\text{AR}(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE P - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PJ)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PJ)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PJ)_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-3,230827	-3,152097
(0,1,2)	-3,275045	-3,156950
(0,1,3)	-3,289956	-3,132497
(0,1,4)	-3,358844	-3,162020
(1,1,0)	-3,253945	-3,174439 (*)
(1,1,1)	-3,263265	-3,144006
(1,1,2)	-3,246043	-3,087031
(1,1,3)	-3,302488	-3,103723
(1,1,4)	-3,265509	-3,026990
(2,1,0)	-3,244055	-3,123611
(2,1,1)	-3,207751	-3,047159
(2,1,2)	-3,186689	-2,985948
(2,1,3)	-3,302427	-3,061538
(2,1,4)	-3,360068	-3,079031
(3,1,0)	-3,196792	-3,034593
(3,1,1)	-3,308427	-3,105678

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PJ)_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em ARIMA(p, d, q)	AIC	SBC
(3,1,2)	NI	NI
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	-3,290358	-2,965960
(4,1,0)	-3,184178	-2,979387
(4,1,1)	-3,267669	-3,021920
(4,1,2)	-3,344920	-3,058213
(4,1,3)	-3,227357	-2,899692
(4,1,4)	-3,423542 (*)	-3,054919

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PJ)_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PJ)_t$

Modelo: ARIMA(0,1,3)(0,1,1)₁₂

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	-0,005052	0,004676	-1,080380	0,2859
MA(3)	0,281934	0,129184	2,182426	0,0345
SMA(12)	-0,878286	0,067878	-12,93924	0,0000

R ²	0,586387	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R ² Ajustado	0,567586	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-3,994777	Q (4)	3,0722	0,215
SBC	-3,876683	Q (8)	6,2327	0,398
Teste- F	31,18980	Q (12)	10,654	0,385
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	47			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE Q - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln TaxaJurosPJ_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln TaxaJurosPJ_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln TaxaJurosPJ_t$

(continua)

Valores de p , d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-3,198240	-3,127815
(0,1,2)	-3,168514	-3,062877
(0,1,3)	-3,230596	-3,089746
(0,1,4)	-3,199195	-3,023132
(1,1,0)	-3,199915	-3,128865
(1,1,1)	-3,170555	-3,063980
(1,1,2)	-3,137685	-2,995585
(1,1,3)	-3,196957	-3,019332
(1,1,4)	-3,391848 (*)	-3,178699 (*)
(2,1,0)	-3,158776	-3,051247
(2,1,1)	NI	NI
(2,1,2)	-3,340350	-3,161135
(2,1,3)	-3,349369	-3,134311
(2,1,4)	-3,384152	-3,133251
(3,1,0)	-3,127320	-2,982652
(3,1,1)	-3,122415	-2,941580
(3,1,2)	-3,306577	-3,089575
(3,1,3)	-3,324776	-3,071607
(3,1,4)	-3,371814	-3,082478

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Taxa Juros PJ_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-3,155009	-2,972525
(4,1,1)	-3,116663	-2,897681
(4,1,2)	NI	NI
(4,1,3)	NI	NI
(4,1,4)	-3,321611	-2,993138

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln Taxa Juros PJ_t$

Variável dependente: $\Delta \ln Taxa Juros PJ_t$

Modelo: $ARIMA(0,1,3)(0,0,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,002469	0,012876	0,191758	0,8487
MA(1)	0,357327	0,127599	2,800398	0,0071
MA(2)	0,231084	0,123322	1,873832	0,0664
MA(3)	0,281209	0,110197	2,551870	0,0136
SMA(12)	0,915404	0,025819	35,45477	0,0000

R^2	0,528711	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,493800	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-4,160143	Q (6)	3,2863	0,193
SBC	-3,984080	Q (12)	5,8286	0,666
Teste- F	15,14483	Q (18)	8,4009	0,867
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	59			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE R - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln BensCapital)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln BensCapital)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln BensCapital)_t$
(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-2,154707	-2,084282
(0,1,2)	-2,153313	-2,047675
(0,1,3)	-2,160259	-2,019409
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-2,128704	-2,057654
(1,1,1)	-2,213810	-2,107235 (*)
(1,1,2)	-2,179329	-2,037229
(1,1,3)	NI	NI
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-2,140800	-2,033271
(2,1,1)	-2,126301	-1,982929
(2,1,2)	NI	NI
(2,1,3)	-2,188601	-1,973543
(2,1,4)	-2,247647 (*)	-1,996746
(3,1,0)	-2,097292	-1,952624
(3,1,1)	NI	NI
(3,1,2)	-2,184745	-1,967743
(3,1,3)	-2,156445	-1,903276

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})_t$
(conclusão)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(3,1,4)	-2,049626	-1,760290
(4,1,0)	-2,141524	-1,959039
(4,1,1)	-2,112869	-1,893887
(4,1,2)	-2,162075	-1,906597
(4,1,3)	-2,194000	-1,902024
(4,1,4)	-2,131847	-1,803374

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})_t$

Modelo: $\text{ARIMA}(0,1,1)(0,1,1)_{12}$

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,000891	0,003381	0,263439	0,7934
MA(1)	-0,483235	0,130564	-3,701147	0,0006
SMA(12)	-0,842418	0,047209	-17,84450	0,0000

R^2	0,470808	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,446754	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-2,827679	Q (4)	2,9327	0,231
SBC	-2,709584	Q (8)	4,2534	0,642
Teste- F	19,57285	Q (12)	7,3123	0,696
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	47			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $\text{MA}(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $\text{SMA}(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $\text{AR}(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE S - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln BensCapital_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln BensCapital_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln BensCapital_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-2,154707	-2,084282
(0,1,2)	-2,153313	-2,047675
(0,1,3)	-2,160259	-2,019409
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-2,128704	-2,057654
(1,1,1)	-2,213810	-2,107235 (*)
(1,1,2)	-2,179329	-2,037229
(1,1,3)	NI	NI
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-2,140800	-2,033271
(2,1,1)	-2,126301	-1,982929
(2,1,2)	NI	NI
(2,1,3)	-2,188601	-1,973543
(2,1,4)	-2,247647 (*)	-1,996746
(3,1,0)	-2,097292	-1,952624
(3,1,1)	NI	NI
(3,1,2)	-2,184745	-1,967743
(3,1,3)	-2,156445	-1,903276
(3,1,4)	-2,049626	-1,760290

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln BensCapital_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-2,141524	-1,959039
(4,1,1)	-2,112869	-1,893887
(4,1,2)	-2,162075	-1,906597
(4,1,3)	-2,194000	-1,902024
(4,1,4)	-2,131847	-1,803374

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln BensCapital_t$

Variável dependente: $\Delta \ln BensCapital_t$

Modelo: $ARIMA(1,1,1)(0,0,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,002305	0,004027	0,572450	0,5694
AR(1)	0,717938	0,092761	7,739626	0,0000
MA(1)	-0,932974	0,048062	-19,41169	0,0000
SMA(12)	0,910420	0,031551	28,85592	0,0000

R^2	0,562740	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,538447	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-2,848977	Q (4)	0,5021	0,479
SBC	-2,706877	Q (8)	2,1120	0,833
Teste- F	23,16540	Q (12)	3,2169	0,955
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	58			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE T - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PF)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PF)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PF)_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-2,307672	-2,228942
(0,1,2)	-2,604090	-2,485995
(0,1,3)	-2,996324	-2,838864
(0,1,4)	-3,047917	-2,851093
(1,1,0)	-2,320527	-2,241021
(1,1,1)	-2,288046	-2,168787
(1,1,2)	-2,415183	-2,256171
(1,1,3)	-3,030408	-2,831642
(1,1,4)	-3,010465	-2,771947
(2,1,0)	-2,373514	-2,253070
(2,1,1)	-2,855735	-2,695142
(2,1,2)	-3,020347	-2,819607
(2,1,3)	-3,024928	-2,784040
(2,1,4)	NI	NI
(3,1,0)	-2,801581	-2,639382
(3,1,1)	-3,024037	-2,821288
(3,1,2)	-3,002219	-2,758920
(3,1,3)	-3,050251	-2,766403
(3,1,4)	-3,167221	-2,842823

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PF)_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em ARIMA(p, d, q)	AIC	SBC
(4,1,0)	-2,766500	-2,561710
(4,1,1)	-2,965535	-2,719786
(4,1,2)	-2,987960	-2,701253
(4,1,3)	-3,190061	-2,862396 (*)
(4,1,4)	-3,216732 (*)	-2,848109

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PF)_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln Taxa Juros PF)_t$

Modelo: ARIMA(4,1,3)(1,1,0)₁₂

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	-0.003905	0.006835	-0.571354	0.5736
AR(1)	-0.064849	0.184951	-0.350628	0.7292
AR(2)	0.128696	0.160184	0.803421	0.4303
AR(3)	0.383485	0.166597	2.301867	0.0312
AR(4)	-0.332896	0.163055	-2.041615	0.0534
SAR(12)	-0.428992	0.184009	-2.331361	0.0293
MA(1)	-0.313899	0.126628	-2.478901	0.0213
MA(2)	-0.259208	0.067393	-3.846222	0.0009
MA(3)	0.968918	0.074908	12.93472	0.0000

R^2	0.762925	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0.676716	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-3,268346	Q (9)	2,2368	0,135
SBC	-2,852027	Q (13)	3,2702	0,658
Teste- F	8,849707	Q (16)	3,5805	0,893
Valor- p (Teste- F)	0,000023			
N. observações	31			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE U - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln TaxaJurosPF_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln TaxaJurosPF_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln TaxaJurosPF_t$

(continua)

Valores de p , d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-2,644733	-2,574308
(0,1,2)	-2,715089	-2,609451
(0,1,3)	-2,680585	-2,539735
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-2,664804	-2,593754
(1,1,1)	-2,680279	-2,573705
(1,1,2)	-2,739112	-2,597013
(1,1,3)	NI	NI
(1,1,4)	-2,760723	-2,547573
(2,1,0)	-2,811138	-2,703609
(2,1,1)	-2,942337	-2,798965
(2,1,2)	-2,907272	-2,728057
(2,1,3)	-3,070931 (*)	-2,855873 (*)
(2,1,4)	-2,863941	-2,613040
(3,1,0)	-2,810267	-2,665599
(3,1,1)	-2,915527	-2,734692
(3,1,2)	NI	NI
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	NI	NI

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Taxa Juros PF_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-2,814957	-2,632472
(4,1,1)	-2,894114	-2,675132
(4,1,2)	-2,915585	-2,660106
(4,1,3)	-2,866979	-2,575003
(4,1,4)	-2,877045	-2,548572

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln Taxa Juros PF_t$

Variável dependente: $\Delta \ln Taxa Juros PF_t$

Modelo: $ARIMA(2,1,4)(0,0,1)_{12}$

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,009933	0,005682	1,747956	0,0867
AR(1)	-1,208546	0,178613	-6,766275	0,0000
AR(2)	-0,458391	0,178250	-2,571613	0,0132
MA(1)	1,177812	0,175201	6,722641	0,0000
MA(2)	0,121666	0,265020	0,459084	0,6482
MA(3)	0,231503	0,210752	1,098463	0,2774
MA(4)	0,456231	0,145740	3,130436	0,0029
SMA(12)	0,880689	0,037630	23,40412	0,0000

R^2	0,719126	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,679001	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-3,435152	Q (8)	2,2464	0,134
SBC	-3,148408	Q (16)	8,0654	0,528
Teste- F	17,92216	Q (24)	14,484	0,633
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	57			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE V - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln VendasVarejo)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln VendasVarejo)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln VendasVarejo)_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-4,148554	-4,069825
(0,1,2)	-4,371145 (*)	-4,253050 (*)
(0,1,3)	-4,329790	-4,172330
(0,1,4)	-4,333435	-4,136611
(1,1,0)	-4,162251	-4,082744
(1,1,1)	-4,141460	-4,022201
(1,1,2)	-4,307599	-4,148587
(1,1,3)	NI	NI
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-4,167119	-4,046675
(2,1,1)	-4,210680	-4,050088
(2,1,2)	-4,306379	-4,105638
(2,1,3)	-4,367117	-4,126229
(2,1,4)	NI	NI
(3,1,0)	-4,321524	-4,159325
(3,1,1)	-4,307295	-4,104546

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln VendasVarejo)_t$

Valores de p, d e q em ARIMA(p,d,q)	(conclusão)	
	AIC	SBC
(3,1,2)	-4,298240	-4,054942
(3,1,3)	-4,253576	-3,969728
(3,1,4)	-4,246739	-3,922341
(4,1,0)	-4,320292	-4,115501
(4,1,1)	-4,297623	-4,051874
(4,1,2)	-4,241440	-3,954733
(4,1,3)	-4,260633	-3,932968
(4,1,4)	-4,208698	-3,840074

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln VendasVarejo)_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln VendasVarejo)_t$

Modelo: ARIMA(2,1,2)(0,1,1)₁₂

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,004106	0,001733	2,369918	0,0228
AR(1)	-1,069448	0,104974	-10,18776	0,0000
AR(2)	-0,873840	0,090406	-9,665773	0,0000
MA(1)	0,576065	0,182458	3,157240	0,0031
MA(2)	0,461285	0,168748	2,733570	0,0094
SMA(12)	-0,889931	0,044123	-20,16930	0,0000
R^2	0,706649	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,669040	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-4,918732	Q (6)	1,0999	0,294
SBC	-4,677844	Q (12)	3,8929	0,792
Teste- F	18,78933	Q (18)	7,4913	0,875
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	45			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE W - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln VendasVarejo_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln VendasVarejo_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln VendasVarejo_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-1,511744	-1,441319 (*)
(0,1,2)	-1,478926	-1,373288
(0,1,3)	NI	NI
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-1,185148	-1,114098
(1,1,1)	-1,466811	-1,360237
(1,1,2)	-1,443468	-1,301369
(1,1,3)	-1,407251	-1,229626
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-1,226675	-1,119146
(2,1,1)	-1,416381	-1,273009
(2,1,2)	-1,386762	-1,207547
(2,1,3)	-1,543591	-1,328533
(2,1,4)	NI	NI
(3,1,0)	-1,246541	-1,101873
(3,1,1)	-1,366411	-1,185576
(3,1,2)	-1,330767	-1,113765
(3,1,3)	-1,513239	-1,260070
(3,1,4)	-1,461877	-1,172541

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln VendasVarejo_t$
(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-1,287446	-1,104961
(4,1,1)	-1,310231	-1,091249
(4,1,2)	-1,295809	-1,040330
(4,1,3)	-1,573351 (*)	-1,281375
(4,1,4)	NI	NI

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln VendasVarejo_t$

Variável dependente: $\Delta \ln VendasVarejo_t$

Modelo: $ARIMA(3,1,0)(1,0,0)_{12} + (0,0,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,413323	1,553721	0,266022	0,7917
AR(1)	-0,341613	0,144604	-2,362404	0,0234
AR(2)	0,089141	0,138857	0,641963	0,5248
AR(3)	0,366909	0,121665	3,015727	0,0046
SAR(12)	0,988642	0,041423	23,86724	0,0000
MA(12)	0,897375	0,028897	31,05388	0,0000
R^2	0,980672	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,978129	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-4,728097	Q (6)	2,0233	0,155
SBC	-4,484798	Q (12)	6,0423	0,535
Teste- F	385,6089	Q (18)	9,0100	0,772
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	44			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE X - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln Fertilizantes)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln Fertilizantes)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln Fertilizantes)_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-1,198796	-1,107187
(0,1,2)	-1,575501	-1,438089 (*)
(0,1,3)	-1,549158	-1,365941
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-0,998660	-0,906145
(1,1,1)	NI	NI
(1,1,2)	-1,510791	-1,325760
(1,1,3)	-1,457116	-1,225828
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-1,146555	-1,006435
(2,1,1)	-1,249515	-1,062689
(2,1,2)	-1,407290	-1,173757
(2,1,3)	NI	NI
(2,1,4)	NI	NI
(3,1,0)	-1,162845	-0,974253
(3,1,1)	-1,245166	-1,009425
(3,1,2)	-1,363791	-1,080902
(3,1,3)	-1,315608	-0,985571

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(3,1,4)	NI	NI
(4,1,0)	-1,319817	-1,081923
(4,1,1)	-1,320280	-1,034808
(4,1,2)	-1,278613	-0,945562
(4,1,3)	-1,644348 (*)	-1,263718
(4,1,4)	-1,567883	-1,139674

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})_t$

Modelo: $\text{ARIMA}(2,1,1)(0,1,1)_{12}$

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,004812	0,006645	0,724224	0,4757
AR(1)	0,450195	0,206896	2,175948	0,0392
AR(2)	-0,421208	0,133126	-3,163984	0,0041
MA(1)	-0,742321	0,168242	-4,412229	0,0002
SMA(12)	-0,960920	0,053438	-17,98201	0,0000

R^2	0,763507	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,725668	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-2,195658	Q (7)	5,6277	0,131
SBC	-1,962126	Q (11)	6,6493	0,466
Teste- F	20,17782	Q (16)	8,5804	0,738
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	30			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $\text{MA}(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $\text{SMA}(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $\text{AR}(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE Y - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln Fertilizantes_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln Fertilizantes_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Fertilizantes_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-0,633774	-0,552675
(0,1,2)	-0,608731	-0,487082
(0,1,3)	-0,577926	-0,415727
(0,1,4)	-0,707800	-0,505051
(1,1,0)	-0,627528	-0,545612
(1,1,1)	-0,583265	-0,460391
(1,1,2)	-0,540247	-0,376415
(1,1,3)	-0,508343	-0,303553
(1,1,4)	-0,694716	-0,448967
(2,1,0)	-0,558127	-0,434008
(2,1,1)	-0,822996	-0,657504
(2,1,2)	-0,845568	-0,638703
(2,1,3)	-0,619427	-0,371188
(2,1,4)	-0,648201	-0,358590
(3,1,0)	-0,508354	-0,341176
(3,1,1)	NI	NI
(3,1,2)	NI	NI
(3,1,3)	-0,950671 (*)	-0,658110
(3,1,4)	NI	NI

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Fertilizantes_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-0,541405	-0,330296
(4,1,1)	-0,921467	-0,668135 (*)
(4,1,2)	-0,838543	-0,542989
(4,1,3)	-0,738663	-0,400887
(4,1,4)	NI	NI

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln Fertilizantes_t$

Variável dependente: $\Delta \ln Fertilizantes_t$

Modelo: $ARIMA(2,1,2)(0,0,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	-0,004339	0,005258	-0,825267	0,4147
AR(1)	1,422154	0,156701	9,075569	0,0000
AR(2)	-0,748623	0,138177	-5,417870	0,0000
MA(1)	-1,443364	0,235505	-6,128790	0,0000
MA(2)	0,444868	0,249800	1,780898	0,0834
SMA(12)	0,884353	0,036362	24,32093	0,0000

R^2	0,749529	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,714741	$Q(k)$	Valor	Valor- p
AIC	-1,601478	$Q(7)$	4,1365	0,126
SBC	-1,353239	$Q(14)$	8,9029	0,446
Teste- F	21,54581	$Q(20)$	12,419	0,647
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	42			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE Z - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln MáqAgrícolas)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln MáqAgrícolas)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln MáqAgrícolas)_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-0,201965	-0,110356
(0,1,2)	-0,141284	-0,003872
(0,1,3)	-0,079265	0,103952
(0,1,4)	-0,365314	-0,136293
(1,1,0)	-0,168376	-0,075861
(1,1,1)	-0,121375	0,017398
(1,1,2)	-0,063578	0,121453
(1,1,3)	-0,002294	0,228995
(1,1,4)	-0,335637	-0,058091
(2,1,0)	-0,083142	0,056977
(2,1,1)	-0,017810	0,169017
(2,1,2)	-0,176807	0,056726
(2,1,3)	-0,143747	0,136492
(2,1,4)	-0,681951	-0,355005
(3,1,0)	0,012369	0,200962

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgrícolas})_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(3,1,1)	0,081327	0,317067
(3,1,2)	-0,275906	0,006983
(3,1,3)	-0,575636	-0,245599
(3,1,4)	-0,981065 ^(*)	-0,603879 ^(*)
(4,1,0)	0,112986	0,350879
(4,1,1)	-0,105933	0,179540
(4,1,2)	-0,131796	0,201255
(4,1,3)	-0,468937	-0,088307
(4,1,4)	-0,342089	0,086119

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ^(*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgrícolas})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgrícolas})_t$

$\text{ARIMA}(1,1,1) + \text{MA}(12)$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,004304	0,018613	0,231242	0,8189
AR(1)	-0,377486	0,184945	-2,041068	0,0511
MA(1)	-0,080292	0,071871	-1,117170	0,2738
MA(12)	-0,827243	0,046621	-17,74382	0,0000

R^2	0,748216	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,720240	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-1,295633	Q (4)	2,5785	0,108
SBC	-1,110603	Q (8)	3,9778	0,553
Teste- F	26,74494	Q (12)	5,0195	0,833
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	31			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $\text{MA}(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $\text{SMA}(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $\text{AR}(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE AA - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln MáqAgrícolas_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln MáqAgrícolas_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln MáqAgrícolas_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-0,044001	0,037098
(0,1,2)	-0,004576	0,117073
(0,1,3)	NI	NI
(0,1,4)	-0,555336 (*)	-0,352588 (*)
(1,1,0)	-0,016998	0,064919
(1,1,1)	0,025754	0,148628
(1,1,2)	NI	NI
(1,1,3)	-0,155677	0,049114
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	0,024028	0,148147
(2,1,1)	-0,172281	-0,006789
(2,1,2)	-0,184635	0,022231
(2,1,3)	-0,114231	0,134008
(2,1,4)	NI	NI
(3,1,0)	0,040216	0,207394
(3,1,1)	NI	NI
(3,1,2)	-0,101228	0,149538
(3,1,3)	-0,287052	0,005509
(3,1,4)	-0,092808	0,241547

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln MáqAgricultoras_t$
(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	0,012978	0,224088
(4,1,1)	-0,133855	0,119477
(4,1,2)	-0,239346	0,056208
(4,1,3)	-0,319987	0,017788
(4,1,4)	-0,309466	0,070532

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln MáqAgricultoras_t$

Variável dependente: $\Delta \ln MáqAgricultoras_t$

ARIMA(0,1,3)(0,0,1)₁₂

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	-0,021546	0,006212	-3,468646	0,0013
MA(1)	0,004886	0,067973	0,071886	0,9431
MA(2)	-0,393532	0,082657	-4,760994	0,0000
MA(3)	-0,576188	0,082757	-6,962372	0,0000
SMA(12)	0,904196	0,020905	43,25290	0,0000

R^2	0,749166	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,723439	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-1,271172	Q (6)	3,9492	0,139
SBC	-1,068423	Q (12)	6,1831	0,627
Teste- F	29,12034	Q (18)	6,7439	0,944
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações				

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE BB - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$
 Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-2,504480	-2,412872 (*)
(0,1,2)	-2,488978	-2,351565
(0,1,3)	NI	NI
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-2,442873	-2,350357
(1,1,1)	-2,416677	-2,277904
(1,1,2)	-2,546259	-2,361229
(1,1,3)	-2,560950	-2,329662
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-2,462438	-2,322318
(2,1,1)	-2,547703	-2,360876
(2,1,2)	-2,538602	-2,305069
(2,1,3)	-2,626516	-2,346277
(2,1,4)	-2,715009 (*)	-2,388063
(3,1,0)	-2,370106	-2,181514

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(3,1,1)	-2,454491	-2,218751
(3,1,2)	NI	NI
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	NI	NI
(4,1,0)	-2,292914	-2,055020
(4,1,1)	-2,386206	-2,100733
(4,1,2)	-2,511063	-2,178012
(4,1,3)	NI	NI
(4,1,4)	-2,376409	-1,948201

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})_t$

$\text{ARIMA}(2,1,1) + \text{MA}(12)$

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,000621	0,006652	0,093420	0,9263
AR(1)	-0,333663	0,190115	-1,755057	0,0915
AR(2)	-0,353807	0,194939	-1,814958	0,0815
MA(1)	0,076231	1,27E-05	6000,123	0,0000
MA(12)	-0,465024	0,278669	-1,668733	0,1076

R^2	0,248353	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,128090	$Q(k)$	Valor	Valor- p
AIC	-2,477242	$Q(5)$	2,1350	0,144
SBC	-2,243709	$Q(10)$	5,7755	0,449
Teste- F	2,065078	$Q(15)$	6,0016	0,873
Valor- p (Teste- F)	0,115724			
N. observações	30			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $\text{MA}(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $\text{SMA}(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $\text{AR}(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE CC - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-2,673687 (*)	-2,592588 (*)
(0,1,2)	-2,629128	-2,507479
(0,1,3)	-2,590669	-2,428469
(0,1,4)	-2,614992	-2,412243
(1,1,0)	-2,622893	-2,540977
(1,1,1)	-2,604010	-2,481136
(1,1,2)	-2,557700	-2,393868
(1,1,3)	-2,587506	-2,382715
(1,1,4)	-2,568132	-2,322383
(2,1,0)	-2,576374	-2,452255
(2,1,1)	-2,605840	-2,440348
(2,1,2)	-2,583156	-2,376291
(2,1,3)	-2,504437	-2,256198
(2,1,4)	-2,592397	-2,302785
(3,1,0)	-2,515652	-2,348475
(3,1,1)	-2,467183	-2,258211
(3,1,2)	NI	NI
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	-2,495726	-2,161370

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $\text{ARIMA}(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-2,438418	-2,227308
(4,1,1)	NI	NI
(4,1,2)	-2,458031	-2,162477
(4,1,3)	NI	NI
(4,1,4)	NI	NI

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}_t$

Variável dependente: $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}_t$

$\text{ARIMA}(0,1,1)(0,0,1)_{12}$

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,004695	0,006514	0,720722	0,4752
MA(1)	-0,474153	0,137742	-3,442322	0,0013
SMA(12)	0,857849	0,040352	21,25931	0,0000

R^2	0,566701	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,545565	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-3,247738	Q (4)	0,6075	0,738
SBC	-3,126088	Q (8)	3,6406	0,725
Teste- F	26,81146	Q (12)	5,9694	0,818
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	44			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $\text{MA}(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $\text{SMA}(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $\text{AR}(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE DD - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln Aves)_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln Aves)_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln Aves)_t$

(continua)

Valores de p , d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-3,485467	-3,393859
(0,1,2)	-3,466887	-3,329475
(0,1,3)	-3,524518	-3,341301
(0,1,4)	-3,384156	-3,155135
(1,1,0)	-3,309723	-3,217208
(1,1,1)	-3,723955	-3,585182
(1,1,2)	-3,482569	-3,297538
(1,1,3)	-3,585820	-3,354531
(1,1,4)	-3,532844	-3,255298
(2,1,0)	-3,492249	-3,352199
(2,1,1)	NI	NI
(2,1,2)	NI	NI
(2,1,3)	-3,739686	-3,459446
(2,1,4)	-3,786249	-3,459303
(3,1,0)	-3,398431	-3,209838
(3,1,1)	-3,374728	-3,138987
(3,1,2)	-3,546650	-3,263762
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	NI	NI

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln Aves)_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-3,418661	-3,180767
(4,1,1)	-3,372084	-3,086612
(4,1,2)	-3,869979 (*)	-3,536928 (*)
(4,1,3)	-3,680092	-3,299462
(4,1,4)	-3,480343	-3,052134

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln Aves)_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln Aves)_t$

$ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,003525	0,003006	1,172845	0,2504
MA(1)	-0,500528	0,133000	-3,763377	0,0008
SMA(12)	-0,863833	0,046526	-18,56673	0,0000

R^2	0,623052	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,597056	$Q(k)$	Valor	Valor- p
AIC	-4,010676	$Q(4)$	4,1010	0,129
SBC	-3,873263	$Q(8)$	6,6275	0,357
Teste- F	23,96687	$Q(12)$	8,3206	0,598
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	32			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE EE - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln Aves_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln Aves_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Aves_t$

(continua)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(0,1,1)	-3,421391	-3,340291
(0,1,2)	-3,382413	-3,260763
(0,1,3)	-3,358436	-3,196237
(0,1,4)	-3,372420	-3,169671
(1,1,0)	-3,212592	-3,130675
(1,1,1)	-3,532485	-3,409611
(1,1,2)	-3,774773	-3,610941
(1,1,3)	-3,755797	-3,551006
(1,1,4)	-3,807553	-3,561804
(2,1,0)	-3,480616	-3,356496
(2,1,1)	-3,439101	-3,273609
(2,1,2)	-3,832189 (*)	-3,625323 (*)
(2,1,3)	-3,785505	-3,537266
(2,1,4)	NI	NI
(3,1,0)	-3,416629	-3,249452
(3,1,1)	-3,371511	-3,162539
(3,1,2)	-3,517850	-3,267083
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	-3,657324	-3,322969

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Aves_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-3,438741	-3,227631
(4,1,1)	-3,717339	-3,464007
(4,1,2)	-3,666134	-3,370580
(4,1,3)	NI	NI
(4,1,4)	-3,625868	-3,245871

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln Aves_t$

Variável dependente: $\Delta \ln Aves_t$

$ARIMA(2,1,1)(0,0,1)_{12}$

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,002625	0,000704	3,728896	0,0006
AR(1)	-0,179364	0,129880	-1,380992	0,1756
AR(2)	0,322368	0,106072	3,039146	0,0043
MA(1)	-0,975730	0,021425	-45,54235	0,0000
SMA(12)	0,877802	0,046876	18,72607	0,0000

R^2	0,824736	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,805788	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-4,309750	Q (6)	3,1030	0,212
SBC	-4,102885	Q (12)	7,7055	0,463
Teste- F	43,52738	Q (18)	10,851	0,698
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	42			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE FF - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$

(continua)

Valores de p, d e q em ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC
(0,1,1)	-3,955568 (*)	-3,863960 (*)
(0,1,2)	-3,900423	-3,763011
(0,1,3)	-3,919489	-3,736272
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-3,933753	-3,841238
(1,1,1)	-3,884482	-3,745709
(1,1,2)	-3,833598	-3,648567
(1,1,3)	-3,945012	-3,713723
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-3,849083	-3,708963
(2,1,1)	NI	NI
(2,1,2)	NI	NI
(2,1,3)	NI	NI
(2,1,4)	NI	NI
(3,1,0)	-3,804779	-3,616187
(3,1,1)	-3,876799	-3,641059
(3,1,2)	NI	NI
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	-3,838546	-3,461361

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC
(4,1,0)	-3,722007	-3,484113
(4,1,1)	-3,816547	-3,531074
(4,1,2)	-3,840613	-3,507562
(4,1,3)	-3,789901	-3,409271
(4,1,4)	-3,929039	-3,500830

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$

Variável dependente: $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})_t$

ARIMA(1,1,2)(0,1,1)₁₂

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	-0,000685	0,005865	-0,116714	0,9080
AR(1)	-0,755481	0,324643	-2,327116	0,0280
MA(1)	0,664743	0,342566	1,940482	0,0632
MA(2)	0,275142	0,189789	1,449729	0,1591
SMA(12)	-0,841516	0,064785	-12,98940	0,0000

R ²	0,517067	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R ² Ajustado	0,442769	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-4,428043	Q (5)	1,2596	0,262
SBC	-4,196755	Q (10)	4,1834	0,652
Teste- F	6,959419	Q (15)	6,2003	0,860
Valor- p (Teste- F)	0,0006			
N. observações	31			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: MA(q) = termo de média móvel com defasagem igual a q ; SMA(q) = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; AR(p) = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE GG - Identificação e estimação de um modelo univariado para $\Delta \ln Leite_t$

Funções de Autocorrelação - FAC e de Autocorrelação Parcial - FACP de $\Delta \ln Leite_t$

Fonte: Dados da pesquisa.

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Leite_t$

(continua)

Valores de p, d e q em ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC
(0,1,1)	-2,756555	-2,675455
(0,1,2)	-2,711568	-2,589919
(0,1,3)	NI	NI
(0,1,4)	NI	NI
(1,1,0)	-2,736717	-2,654801
(1,1,1)	-2,704512	-2,581637
(1,1,2)	-2,660469	-2,496637
(1,1,3)	NI	NI
(1,1,4)	NI	NI
(2,1,0)	-2,676729	-2,552610
(2,1,1)	-2,638221	-2,472729
(2,1,2)	NI	NI
(2,1,3)	NI	NI
(2,1,4)	-2,868569	-2,578957
(3,1,0)	-2,650295	-2,483118
(3,1,1)	-2,845054	-2,636082
(3,1,2)	-2,849405	-2,598639
(3,1,3)	NI	NI
(3,1,4)	NI	NI

Valores de AIC e SBC para diferentes modelos univariados estimados para $\Delta \ln Leite_t$

(conclusão)

Valores de p, d e q em $ARIMA(p,d,q)$	AIC	SBC
(4,1,0)	-2,664336	-2,453226
(4,1,1)	-2,801746	-2,548415
(4,1,2)	NI	NI
(4,1,3)	-3,115406 (*)	-2,777631 (*)
(4,1,4)	-3,063808	-2,683810

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Menor valor do critério; (NI) = modelo não atende as condições de estacionariedade e/ou invertibilidade.

Modelo univariado estimado para $\Delta \ln Leite_t$

Variável dependente: $\Delta \ln Leite_t$

$ARIMA(2,1,2)(1,0,0)_{12}$

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística- t	Valor- p
Constante	0,019004	0,047303	0,401756	0,6914
AR(1)	-0,385802	0,183628	-2,100996	0,0463
AR(2)	-0,561085	0,153908	-3,645600	0,0013
SAR(12)	0,865759	0,089291	9,695961	0,0000
MA(1)	0,282311	0,067694	4,170409	0,0003
MA(2)	0,921768	0,053883	17,10674	0,0000

R^2	0,789347	Estatística- Q de Ljung-Box dos resíduos		
R^2 Ajustado	0,745461	Q (k)	Valor	Valor- p
AIC	-3,982279	Q (7)	1,8568	0,395
SBC	-3,702039	Q (12)	3,6527	0,819
Teste- F	17,98626	Q (16)	4,3807	0,957
Valor- p (Teste- F)	0,000001			
N. observações	30			

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: $MA(q)$ = termo de média móvel com defasagem igual a q ; $SMA(q)$ = termo de média móvel multiplicativo com defasagem igual a q ; $AR(p)$ = termo auto-regressivo com defasagem igual a p .

APÊNDICE HH - Funções de Correlação Cruzada entre as variáveis para o modelo de concessão de crédito às pessoas jurídicas. Os valores negativos do tempo representam a correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ (ou $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$) pré-branqueada no período t e a variável pré-branqueada em $t-1, t-2, \dots, t-12$. Os valores positivos do tempo representam a correlação entre a variável pré-branqueada em t com valores de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ (ou $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$) pré-branqueada em $t-1, t-2, \dots, t-12$. As linhas inferiores e superiores representam um intervalo de confiança de 95,0%

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,1629	0	0,1629
1	-0,1268	-1	-0,0884
2	-0,1938	-2	0,2803
3	0,2926	-3	-0,091
4	-0,2002	-4	0,1519
5	-0,1785	-5	0,1086
6	-0,1368	-6	0,0717
7	-0,1719	-7	0,1216
8	0,0812	-8	0,0548
9	0,0168	-9	-0,0765
10	-0,2005	-10	0,2107
11	-0,0847	-11	-0,043
12	-0,1881	-12	0,0564

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{PIB}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{PIB}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,4867	0	0,4867
1	0,0466	-1	0,0523
2	-0,2971	-2	0,3619
3	0,2892	-3	-0,1355
4	-0,0385	-4	-0,0622
5	0,0793	-5	-0,0648
6	0,1013	-6	0,0229
7	-0,110	-7	-0,0912
8	-0,0632	-8	0,0451
9	-0,0383	-9	-0,2367
10	-0,0929	-10	-0,0227
11	0,1626	-11	-0,0331
12	0,0393	-12	-0,0786

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})$ pré-branqueadas
 Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Exportações})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,0225	0	0,0225
1	-0,0555	-1	0,0046
2	0,0552	-2	-0,2698
3	0,4689	-3	-0,1221
4	-0,0806	-4	-0,1773
5	0,0077	-5	0,0188
6	0,1239	-6	-0,1103
7	0,0862	-7	0,1842
8	0,2488	-8	-0,2868
9	0,0069	-9	0,0284
10	-0,0956	-10	0,0328
11	-0,0762	-11	-0,0708
12	-0,0769	-12	0,0423

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{Exportações}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{Exportações}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,3574	0	0,3574
1	-0,1108	-1	-0,0727
2	0,0462	-2	0,2643
3	0,2412	-3	0,0023
4	-0,1005	-4	-0,3021
5	-0,1111	-5	0,1337
6	-0,0336	-6	-0,2573
7	-0,1835	-7	0,029
8	0,12	-8	-0,0563
9	-0,0728	-9	0,01
10	-0,0914	-10	0,0056
11	-0,2868	-11	-0,1532
12	0,1651	-12	0,0148

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})$ pré-branqueadas
 Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Importações})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,451	0	0,451
1	-0,079	-1	-0,081
2	0,036	-2	-0,100
3	0,190	-3	-0,066
4	0,113	-4	-0,180
5	0,056	-5	-0,091
6	0,155	-6	-0,106
7	0,155	-7	0,047
8	0,226	-8	-0,134
9	0,150	-9	0,108
10	-0,164	-10	-0,054
11	-0,176	-11	-0,233
12	-0,106	-12	0,022

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{Importações}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{Importações}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,3109	0	0,3109
1	0,0624	-1	-0,0067
2	-0,1508	-2	0,4075
3	0,2962	-3	-0,0986
4	0,0087	-4	-0,177
5	-0,1582	-5	-0,0857
6	0,0743	-6	-0,1209
7	0,063	-7	-0,0076
8	-0,0022	-8	-0,1542
9	0,0253	-9	0,0045
10	-0,2333	-10	-0,0554
11	-0,0807	-11	-0,049
12	-0,0355	-12	-0,1063

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ})$ pré-branqueadas
 Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	-0,2829	0	-0,2829
1	-0,0849	-1	0,0704
2	-0,196	-2	-0,0767
3	0,0239	-3	-0,185
4	0,2701	-4	-0,1204
5	0,1553	-5	-0,0727
6	0,1631	-6	-0,3624
7	0,0634	-7	0,1388
8	0,0583	-8	-0,1469
9	0,1432	-9	-0,0458
10	0,2081	-10	0,2832
11	0,1331	-11	0,0213
12	-0,0637	-12	0,2518

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ}$ pré-branqueadas
 Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{TaxaJurosPJ}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,1503	0	0,1503
1	-0,3295	-1	-0,3074
2	-0,2768	-2	-0,0854
3	0,397	-3	-0,0736
4	-0,0183	-4	-0,3085
5	0,2728	-5	0,038
6	0,0512	-6	-0,1931
7	-0,0143	-7	0,0066
8	0,0647	-8	-0,076
9	0,0266	-9	0,1521
10	0,1155	-10	-0,0375
11	0,0748	-11	-0,0044
12	0,1559	-12	0,2595

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPJ})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BensCapital})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,539	0	0,539
1	-0,063	-1	-0,068
2	-0,202	-2	0,168
3	0,231	-3	0,015
4	-0,093	-4	0,116
5	-0,065	-5	0,096
6	0,066	-6	-0,011
7	-0,161	-7	0,035
8	-0,061	-8	-0,134
9	-0,047	-9	0,125
10	-0,236	-10	0,044
11	-0,210	-11	-0,093
12	-0,236	-12	0,058

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{BensCapital}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPJ}$ e $\Delta \ln \text{BensCapital}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,4323	0	0,4323
1	0,0373	-1	0,0604
2	-0,1334	-2	0,3415
3	0,2751	-3	0,0751
4	0,0219	-4	0,0836
5	0,148	-5	0,0719
6	-0,0439	-6	-0,0738
7	-0,16	-7	-0,0083
8	-0,1153	-8	-0,0221
9	-0,0686	-9	0,0088
10	-0,0321	-10	-0,0418
11	0,075	-11	-0,2166
12	-0,1677	-12	-0,0438

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE II - Funções de Correlação Cruzada entre as variáveis do modelo de concessão de crédito às pessoas físicas. Os valores negativos do tempo representam a correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ (ou $\Delta \ln \text{CréditoPF}$) pré-branqueada no período t com e a variável pré-branqueada em $t-1, t-2, \dots, t-12$. Os valores positivos do tempo representam a correlação entre a variável pré-branqueada em t com valores de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ (ou $\Delta \ln \text{CréditoPF}$) pré-branqueada em $t-1, t-2, \dots, t-12$. As linhas superiores e inferiores representam um intervalo de confiança de 95,0%

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{PIB})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,3846	0	0,3846
1	0,1662	-1	0,0023
2	-0,2083	-2	0,0861
3	0,3308	-3	-0,1822
4	-0,1889	-4	0,1721
5	0,1364	-5	0,1233
6	-0,1593	-6	-0,2043
7	-0,0338	-7	-0,1422
8	0,1381	-8	0,172
9	0,0572	-9	-0,0502
10	-0,2557	-10	0,0941
11	-0,0595	-11	-0,1764
12	-0,1108	-12	0,0438

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}$ e $\Delta \ln \text{PIB}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}$ e $\Delta \ln \text{PIB}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,4303	0	0,4303
1	-0,1175	-1	-0,0946
2	-0,0072	-2	-0,0115
3	0,2577	-3	-0,2532
4	-0,1138	-4	-0,2653
5	0,2692	-5	-0,0336
6	0,2484	-6	-0,0383
7	0,0508	-7	-0,1625
8	0,1006	-8	0,141
9	-0,0611	-9	-0,0617
10	-0,1048	-10	0,0105
11	-0,0243	-11	0,2062
12	0,1303	-12	0,0102

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPF})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{TaxaJurosPF})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,2471	0	0,2471
1	-0,3395	-1	-0,2043
2	-0,2399	-2	-0,1397
3	-0,2275	-3	0,3762
4	-0,1916	-4	0,2329
5	0,1979	-5	-0,1163
6	0,3901	-6	-0,0548
7	-0,1825	-7	0,0608
8	-0,0388	-8	0,0576
9	0,0162	-9	-0,0439
10	0,1655	-10	-0,0193
11	-0,0865	-11	0,0215
12	-0,1327	-12	0,0363

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}$ e $\Delta \ln \text{TaxaJurosPF}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}$ e $\Delta \ln \text{TaxaJurosPF}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,4366	0	0,4366
1	-0,5251	-1	-0,0013
2	-0,286	-2	-0,1986
3	-0,3398	-3	0,2713
4	-0,1762	-4	-0,1271
5	0,0195	-5	0,0071
6	-0,0206	-6	0,0972
7	-0,0995	-7	-0,0899
8	0,0196	-8	0,2255
9	0,0335	-9	0,073
10	0,0973	-10	0,1241
11	0,0011	-11	-0,1344
12	0,2245	-12	-0,0219

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{VendasVarejo})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoPF})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{VendasVarejo})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,340	0	0,340
1	-0,052	-1	-0,021
2	0,060	-2	-0,009
3	0,051	-3	-0,232
4	0,275	-4	-0,021
5	0,069	-5	0,000
6	-0,053	-6	0,037
7	0,213	-7	-0,200
8	-0,078	-8	0,044
9	0,064	-9	-0,009
10	-0,230	-10	-0,124
11	-0,238	-11	0,098
12	0,141	-12	-0,204

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}$ e $\Delta \ln \text{VendasVarejo}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoPF}$ e $\Delta \ln \text{VendasVarejo}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,2183	0	0,2183
1	-0,0066	-1	0,1018
2	-0,0056	-2	-0,2548
3	-0,0099	-3	-0,2456
4	0,0521	-4	-0,1616
5	-0,1159	-5	-0,0659
6	0,0323	-6	0,1733
7	0,1704	-7	-0,1778
8	0,0406	-8	0,0957
9	0,2522	-9	-0,1639
10	-0,0785	-10	0,0301
11	-0,2302	-11	0,1418
12	0,1272	-12	-0,2857

Fonte: Dados da pesquisa.

APÊNDICE JJ - Funções de Correlação Cruzada entre as variáveis do modelo de concessões de crédito para atividades rurais. Os valores negativos do tempo representam a correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ (ou $\Delta \ln \text{CréditoRural}$) pré-branqueada no período t e a variável pré-branqueada em $t-1, t-2, \dots, t-12$. Os valores positivos do tempo representam a correlação entre a variável pré-branqueada em t com valores pré-branqueados de $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ (ou $\Delta \ln \text{CréditoRural}$) em $t-1, t-2, \dots, t-12$. As linhas superiores e inferiores representam um intervalo de confiança de 95,0%

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgrícolas})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{MáqAgrícolas})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,0369	0	0,0369
1	0,0326	-1	0,2147
2	0,2869	-2	0,0155
3	0,0438	-3	0,2811
4	-0,264	-4	0,1594
5	0,0199	-5	0,0662
6	-0,3406	-6	-0,1032
7	-0,2343	-7	0,2752
8	-0,1933	-8	-0,1542
9	-0,2274	-9	-0,079
10	-0,3186	-10	-0,1256
11	-0,2416	-11	-0,0814
12	0,1206	-12	-0,0777

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{MáqAgrícolas}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{MáqAgrícolas}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,1299	0	0,1299
1	-0,1715	-1	-0,0452
2	-0,0383	-2	0,197
3	-0,158	-3	0,0983
4	0,2106	-4	-0,1526
5	0,0036	-5	0,0874
6	0,0401	-6	-0,0976
7	-0,0649	-7	0,0044
8	0,0042	-8	0,1219
9	0,0221	-9	-0,0448
10	0,1974	-10	-0,255
11	-0,1228	-11	0,008
12	0,0989	-12	-0,0884

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CreditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Fertilizantes})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	-0,1081	0	-0,1081
1	0,1816	-1	0,2963
2	-0,0389	-2	0,4232
3	0,1076	-3	0,1644
4	-0,0132	-4	0,1279
5	-0,04	-5	0,0961
6	-0,0886	-6	-0,2269
7	-0,1684	-7	0,443
8	-0,1505	-8	0,2893
9	-0,1034	-9	-0,3812
10	-0,1154	-10	0,087
11	-0,1279	-11	-0,0446
12	0,0015	-12	-0,0484

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{Fertilizantes}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{Fertilizantes}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,1173	0	0,1173
1	-0,0526	-1	0,1531
2	-0,1482	-2	0,199
3	-0,0718	-3	0,1449
4	-0,2653	-4	0,0336
5	0,1015	-5	0,0549
6	0,016	-6	-0,363
7	-0,2832	-7	0,0467
8	-0,0488	-8	0,1206
9	0,2527	-9	-0,328
10	0,1344	-10	-0,1342
11	0,3042	-11	-0,0763
12	0,1111	-12	-0,0933

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{BovinosSuínos})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,2264	0	0,2264
1	-0,005	-1	0,0673
2	0,0188	-2	0,1455
3	0,1503	-3	0,1907
4	-0,0348	-4	-0,0293
5	-0,0603	-5	0,4315
6	-0,0156	-6	0,1727
7	0,0107	-7	-0,1234
8	-0,1375	-8	0,0041
9	-0,1389	-9	-0,1784
10	0,1094	-10	0,0681
11	-0,1526	-11	-0,1049
12	0,1784	-12	-0,2313

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{BovinosSuínos}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,0298	0	0,0298
1	-0,3666	-1	-0,0936
2	-0,1245	-2	0,0433
3	0,2962	-3	-0,0050
4	-0,0087	-4	-0,1872
5	-0,0330	-5	0,0559
6	0,1201	-6	0,2420
7	0,2402	-7	0,0882
8	0,0561	-8	0,0799
9	-0,0287	-9	-0,2143
10	0,0000	-10	0,0688
11	-0,0846	-11	0,0654
12	-0,0764	-12	-0,1256

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Leite})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	-0,0168	0	-0,0168
1	-0,2758	-1	0,0106
2	-0,3055	-2	-0,0512
3	0,2495	-3	0,0654
4	0,3672	-4	-0,3089
5	0,0345	-5	-0,122
6	0,2408	-6	0,296
7	0,023	-7	-0,2555
8	0,227	-8	0,0193
9	0,1144	-9	0,0044
10	0,0049	-10	0,0638
11	-0,1617	-11	0,1406
12	-0,0926	-12	0,1202

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{Leite}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{Leite}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	-0,1072	0	-0,1072
1	0,171	-1	0,0767
2	-0,1311	-2	-0,0073
3	0,1696	-3	-0,0056
4	-0,0248	-4	-0,2544
5	0,0359	-5	-0,0097
6	-0,088	-6	0,3948
7	0,2295	-7	-0,2912
8	0,0499	-8	-0,0126
9	-0,2714	-9	-0,1832
10	-0,0995	-10	0,015
11	-0,0882	-11	0,1288
12	-0,0027	-12	0,0788

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{CréditoRural})$ e $\Delta^{12}(\Delta \ln \text{Aves})$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	-0,2914	0	-0,2914
1	0,0262	-1	0,2696
2	0,1278	-2	0,0548
3	-0,0328	-3	-0,0872
4	0,2178	-4	0,2197
5	-0,3204	-5	0,2357
6	-0,0689	-6	0,0633
7	0,0475	-7	-0,0262
8	-0,0165	-8	-0,0953
9	0,0022	-9	-0,0022
10	0,2057	-10	0,2023
11	-0,2277	-11	0,1853
12	0,1026	-12	-0,3715

Fonte: Dados da pesquisa.

Função de Correlação Cruzada entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{Aves}$ pré-branqueadas

Fonte: Dados da pesquisa.

Valor dos coeficientes de correlação entre $\Delta \ln \text{CréditoRural}$ e $\Delta \ln \text{Aves}$

Tempo (k)	Correlação	Tempo (k)	Correlação
0	0,1204	0	0,1204
1	-0,1714	-1	-0,0669
2	-0,0919	-2	0,1153
3	-0,0585	-3	-0,0704
4	0,0701	-4	0,1261
5	-0,2008	-5	0,3002
6	-0,1907	-6	0,2515
7	0,2081	-7	-0,2484
8	0,0805	-8	-0,051
9	0,1728	-9	-0,0806
10	0,0847	-10	0,1658
11	-0,224	-11	-0,1265
12	-0,0331	-12	-0,1555

Fonte: Dados da pesquisa.