

FACULDADE IBMEC SÃO PAULO

Programa de Mestrado Profissional em Economia

Luís Fernando Coelho Guido

**MODELANDO A DEMANDA BRASILEIRA PRIVADA POR
EMPRÉSTIMOS POR MEIO DA RELAÇÃO DE LONGO
PRAZO ENTRE EMPRÉSTIMOS, PIB e TAXAS DE JUROS**

São Paulo
2009

Luís Fernando Coelho Guido

**Modelando a Demanda Brasileira Privada por
Empréstimos por meio da Relação de Longo Prazo entre
Empréstimos, PIB e Taxas de Juros**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmecc São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Campo de conhecimento: Macroeconometria

Orientador:
Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Júnior
IBMEC SÃO PAULO

São Paulo
2009

Guido, Luís Fernando Coelho

Modelando a Demanda Brasileira Privada por Empréstimos por meio da Relação de Longo Prazo entre Empréstimos, PIB e Taxas de Juros / Luís Fernando Coelho Guido; orientador Eurilton Alves Araújo Júnior – São Paulo: Ibmecc São Paulo, 2009.

53 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia) – Faculdade Ibmecc São Paulo.

1. Demanda por empréstimos. 2. Johansen. 3. Transmissão política monetária. 4. PIB

FOLHA DE APROVAÇÃO

Luís Fernando Coelho Guido

Modelando a Demanda Brasileira Privada por Empréstimos por meio da Relação de Longo Prazo entre Empréstimos, PIB e Taxas de Juros.

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia da Faculdade Ibmec São Paulo, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.
Área de Concentração: Macroeconometria

Aprovado em: julho/2009

Banca Examinadora

Prof. Dr. Eurilton Alves Araújo Junior
Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: _____

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito
Instituição: Ibmec São Paulo

Assinatura: _____

Prof. Dr. Fernando Nascimento de Oliveira
Instituição: Banco Central do Brasil

Assinatura: _____

À Mônica, Gabriela, Juliana e aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

Neste momento, gostaria de agradecer às pessoas que foram fundamentais para a conclusão desta dissertação. Primeiramente agradeço ao meu orientador, Eurilton Araújo, pela ajuda no desenvolvimento deste trabalho. Agradeço também a meus pais por sempre me mostrarem que a dedicação aos nossos objetivos é a única maneira de tornar sonhos em realidade. Finalmente à Mônica, minha esposa, por toda a compreensão e pelo apoio nestes dois anos e meio em que muitas vezes não pude dar a atenção que ela merecia. Não poderia jamais esquecer de agradecer às minhas filhas Gabriela e Juliana que ao seu modo, ainda que de uma maneira inconsciente, sempre foram e serão as minhas maiores fontes de inspiração.

RESUMO

Este trabalho procurou estudar as variáveis determinantes para a demanda de empréstimos locais pelo setor privado brasileiro. Utilizando a metodologia de Johansen, o estudo identifica a relação entre empréstimos locais, PIB e taxas de juros de curto e longo prazos. O período analisado foi de janeiro de 1995 a março de 2006. Os resultados apontam que as taxas de juros têm um papel relevante na evolução dos empréstimos, ou seja, funcionam como os preços dos empréstimos. Verifica-se, também, que a taxa de juros de longo prazo apresenta um papel mais importante que a taxa de juros de curto prazo na determinação dos empréstimos para o período analisado. Quanto ao produto percebe-se que este não desempenha um papel de destaque na determinação dos empréstimos, dependendo do modelo, encontram-se também resultados que podem levar a duas conclusões dispares: na primeira, conclui-se uma relação positiva entre produto e empréstimos, ou seja, uma economia em expansão demanda um volume maior de empréstimo; na segunda, conclui-se que, em uma economia em crescimento demandaria menos empréstimo, provavelmente por se financiar com os recursos próprios e não de terceiros.

Palavras-chave: Demanda por empréstimos. Johansen. Transmissão política monetária. PIB.

ABSTRACT

This paper studies the key variables for local loan demand from the Brazilian private sector. Based on the Johansen methodology, this paper identifies the relationship among local loans, GDP, short-term and long-term interest rates. This research spans the period between January 1995 and March 2006. Its results highlight the relevant role played by interest rates in determining loan balance, sustaining that interest rates are a proxy for loan pricing. This study also concludes that long-term interest rates outweigh short-term interest rates in determining loans in the period analyzed. It also claims that GDP lacks relevance in determining loans. This study defends that the relationship between GDP and loans depends on the analytical model adopted. In the first model GDP and loans correlate positively, suggesting that a growing economy demands higher loan volume; in the second model, this relationship is negative, which means that an expanding economy could demand less financing most likely because of its capacity to fund itself out of its own resources.

Keywords: Loan demand. Johansen. Monetary policy transmission. GDP.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 REVISÃO DA LITERATURA	13
3 ANÁLISE DOS DADOS	15
4 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA.....	21
4.1 Testes de raiz unitária	21
4.2 Modelo AR vetorial (VAR)	23
4.3 Testando a ordem do VAR.....	24
4.4 Teste de cointegração (procedimento de Johansen).....	25
5 MODELO EMPÍRICO	28
6 RESULTADOS	30
6.1 Teste de raiz unitária	30
6.2 Teste de cointegração.....	31
6.3 Um modelo dinâmico para empréstimos	35
7 CONCLUSÃO.....	38
APÊNDICES	41

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Relação crédito (Pessoas Físicas + Pessoas Jurídicas)/PIB no Brasil 1988-2007 ..	11
Gráfico 2: Taxa de juros de curto prazo	48
Gráfico 3: Taxa de juros de longo prazo	48
Gráfico 4: Spread.....	48
Gráficos 5: Relação de cointegração	49
Gráfico 6: Relação de cointegração.....	49
Gráfico 7: Relação de cointegração.....	49
Gráfico 8: Relação de cointegração.....	50
Gráficos 9: Gráficos dos resíduos.....	50
Gráficos 10: Gráficos dos resíduos.....	51
Gráficos 11: Gráficos dos resíduos.....	52
Gráficos 12: Gráficos dos resíduos.....	53

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Descrição das variáveis primárias para construção do banco de dados	17
Tabela 2: Amostra completa (01/1995 a 03/2006)	19
Tabela 3: Testes de raiz unitárias ADF (Augmented Dickey-Fuller) e P-P (PhillipsPerron)...	41
Tabela 4: Teste de raiz unitárias KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin)	41
Tabela 5: Teste LR (ordem VAR)	42
Tabela 6: Teste LR (ordem VAR)	42
Tabela 7: Teste LR (ordem VAR)	42
Tabela 8: Teste LR (ordem VAR)	42
Tabela 9: Teste de cointegração	43
Tabela 10: Teste de cointegração	43
Tabela 11: Teste de cointegração	43
Tabela 12: Teste de cointegração	43
Tabela 13: Estimação VECM	44
Tabela 14: Estimação VECM	45
Tabela 15: Estimação VECM	46
Tabela 16: Estimação VECM	47

1 INTRODUÇÃO

O mercado de crédito, como mencionado por Costa (2004), sempre foi alvo de preocupação dos formuladores de política econômica por ser um importante canal de transmissão da política monetária e mecanismo propulsor do crescimento econômico.

A busca pela estabilização econômica brasileira demonstrou resultados duradouros somente após a implantação do Plano Real. Até 1994 o país era caracterizado por altos índices de inflação e políticas econômicas, ou seja, heterodoxias que não atingiam resultados positivos no processo de estabilização da economia. O Plano Real utilizou as políticas monetária e cambial como as principais ferramentas para estabilização da economia, além de medidas de cunho fiscal a fim de adequar a relação entre arrecadação e gastos públicos. Uma política monetária restritiva, por meio de altas taxas de juros e maiores exigências de depósitos compulsórios, precipitou um arrefecimento nos altos índices de inflação: principal variável econômica a ser ajustada naquele momento. Este ajuste ocorreu preponderantemente em função de dois elementos: apreciação do real, uma vez que a arbitragem positiva entre a taxa de juros brasileira e taxa de juros do mercado internacional permitia ganhos relevantes a investidores que aplicassem em títulos de renda fixa emitidos pelo governo federal do Brasil; e pela queda na atividade econômica na medida em que a economia real era diretamente impactada por intermédio da elevação do custo de financiamento da sua atividade produtiva. Vale ressaltar que o processo de concessão de crédito se deve não só à dinâmica macroeconômica, mas também a outros fatores tais como: o ambiente institucional e jurídico, tributação e subsídios.

Este cenário de política monetária restritiva perdurou por alguns anos reduzindo a participação dos empréstimos locais como alternativa de financiamento da economia brasileira. O Brasil, no período analisado apresentou uma relação percentual entre crédito

concedido e PIB entre 20% e 30%; em 2007 percentuais acima de 30% são verificados mas aquém de países como o Chile com uma relação entre crédito concedido e PIB de aproximadamente 61% e países desenvolvidos com percentuais acima de 100%.

Evolução da relação crédito/PIB no Brasil 1988-2007

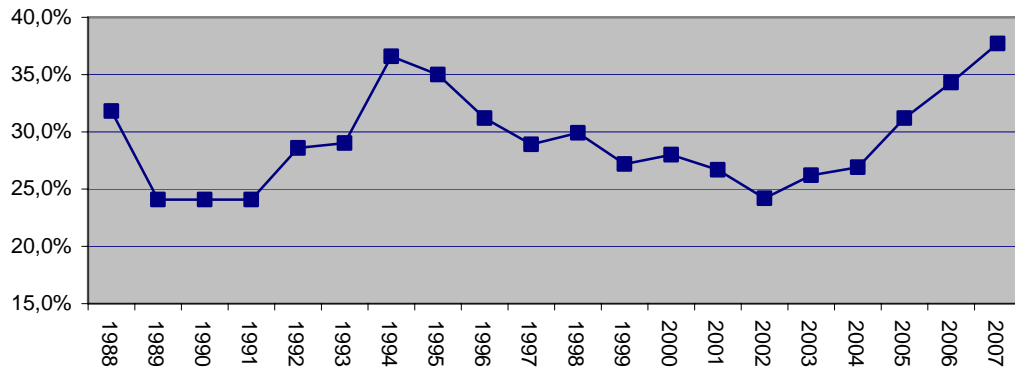


Gráfico 1: Relação crédito (Pessoas Físicas + Pessoas Jurídicas)/PIB no Brasil 1988-2007

Fonte: Elaborado pelo autor

Mais recentemente foram observadas condições macroeconômicas que permitem que o país adote taxas de juros mais baixas e conseqüentemente traçar um cenário onde a demanda por empréstimos locais será mais relevante na composição do volume de financiamento das pessoas jurídicas e físicas.

Diante dos elementos já apresentados, o objetivo do trabalho é estabelecer a relevância das variáveis PIB, taxas de juros de curto e longo prazos na determinação da demanda dos empréstimos locais. Apesar de estar ciente de que outras variáveis podem afetar o comportamento por empréstimos, dentre elas poderiam ser citadas a dinâmica dos depósitos compulsórios e a criação de outros produtos de concessão de crédito tais como o crédito consignado.. Em um cenário de redução de taxas de juros no Brasil e, uma expectativa de elevação das médias de variação do Produto Interno Bruto faz-se necessário e relevante conhecer com maior profundidade quanto estas variáveis influenciam na determinação da

demanda por empréstimos. O estudo foi realizado com base no trabalho “*Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area*” desenvolvido pelos autores Calza, Gartner e J.Souza (2001).

O trabalho está organizado em sete seções, sendo elas: introdução, pela qual se apresenta o estudo em questão. Na segunda seção será feita uma breve revisão da literatura, enfatizando alguns artigos empíricos relevantes. Na terceira seção aprofundar-se-ão a construção e justificativa dos dados utilizados. A metodologia econométrica a ser proposta na quarta seção apresentará alguns testes de raiz unitária, depois se partirá para a identificação de um VAR, e por fim apresentar-se-á o teste de cointegração proposto por Johansen.

A quinta seção discorrerá sobre uma versão simplificada do modelo empírico especificado a partir das variáveis determinantes da demanda por empréstimos no Brasil e discutirá a relação de longo prazo entre produto interno bruto e taxas de juros de curto e longo prazos. Os resultados do trabalho serão apresentados e discutidos na sexta seção. Por fim, uma última seção de conclusão procurará sumarizar as contribuições do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção, será abordada uma breve revisão da literatura empírica relacionada ao tema deste trabalho. Essa revisão será restrita à discussão de alguns trabalhos que buscaram analisar aspectos similares ao tema desenvolvido. Restringir-se-á, dessa forma, a três artigos que procuraram avaliar empiricamente algumas relações entre a demanda por empréstimos e suas principais variáveis determinantes.

Calza, Gartner e Souza (2001) estudaram as variáveis determinantes para os empréstimos privados na área do Euro. A metodologia econométrica utilizada pelo artigo foi a metodologia de Johansen, a mesma utilizada neste trabalho. O estudo conclui que o ambiente da demanda por empréstimos privados pode ser preponderantemente relacionado a fatores domésticos, ou seja, identificou uma relação de cointegração entre a demanda por empréstimos privados, PIB e taxas de juros. A relação implícita no vetor de cointegração define uma relação positiva da demanda real por empréstimos privados e o PIB e uma relação negativa para as taxas de juros de curto e longo prazos. Vale ressaltar que o estudo também identifica que o coeficiente relacionado à variável de taxa de juros de longo prazo é significativamente maior que a variável de taxa de juros de curto prazo, o que faz sentido segundo os autores se for considerada a estrutura de prazo para os empréstimos privados na região do Euro.

Outro artigo importante é Berkelmans (2005). Nesse artigo o autor estima um vetor autorregressivo estrutural com o objetivo de examinar a relação da variável crédito com outras variáveis macroeconômicas para a Austrália. Sete variáveis foram consideradas no modelo: duas (Commodities e PIB Real Americano) com o objetivo de capturar a dinâmica do setor externo e cinco (PIB Real Australiano, Inflação, Crédito, Taxa de Juros e Câmbio) a dinâmica do setor interno. O estudo obtém resultados que indicam que, para horizontes de curto prazo,

choques de taxas de juros, câmbio e choques passados em crédito são importantes para explicar movimentos na variável crédito. Em horizontes de longo prazo choques na produção, inflação e commodities explicam de uma maneira mais relevante. O modelo sugere também que em resposta a choques de crédito, a política monetária exerce de maneira eficiente e importante o papel de estabilizador da economia.

Segundo Ludi e Ground (2006), o mecanismo de transmissão da política monetária pode ser categorizado por meio de quatro canais: taxa de juros, crédito, câmbio e outros canais que impactam preços de ativos. O estudo examina o canal de crédito, por meio da construção de um vetor autorregressivo estrutural, verificando o impacto de mudanças na taxa de juros implícita nas operações de *repurchase (repo)* sobre os depósitos bancários, empréstimos e produção da África do Sul. Semelhante ao trabalho de Calza, Gartner e Souza (2001) este trabalho também utiliza a metodologia de cointegração de Johansen para testar as relações de cointegração entre as variáveis. Os efeitos do “*pass-through*” foram verificados por meio dos testes de resposta ao impulso e decomposição da variância. O trabalho conclui que os empréstimos na África do Sul são determinados pela demanda dos consumidores e não pela oferta do sistema bancário. Esta conclusão, segundo os autores, define que o canal de crédito não possui relevante participação como canal de transmissão da política monetária.

3 ANÁLISE DOS DADOS

O trabalho considera quatro variáveis, a primeira consiste em uma medida de concessão de crédito a pessoas jurídicas e físicas, a segunda medida reflete a atividade econômica, a terceira e a quarta são medidas de taxas de juros reais de curto e longo prazos respectivamente.

Algumas *proxies* são passíveis de utilização para as variáveis em questão. Para a concessão de crédito foi utilizado o saldo de concessão de crédito divulgado pelo Banco Central do Brasil por meio da rubrica operações de crédito do sistema financeiro – saldo por atividade econômica, para a atividade econômica a *proxie* escolhida foi o índice de produção industrial (IPI), e para as taxas de juros reais de curto e longo prazos foram construídas novas séries a partir da relação entre as séries de taxas de juros nominais e de índice de inflação - IPCA.

A série do saldo nominal de concessão de crédito está disponível por meio do *site* do Bacen na seção: Economia e Finanças, séries temporais, tabelas especiais, empréstimos do sistema financeiro nacional.

O índice de produção industrial, mesmo que restrito à indústria, apresenta uma metodologia bem estabelecida. O Índice de Produção Industrial é divulgado mensalmente e se baseia na Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física, cuja amostra é selecionada com base nas informações da Pesquisa Industrial Anual de Empresa e que cobre 63% do valor da transformação industrial das atividades das indústrias extrativas e de transformação. A amostra é composta de 3.725 unidades locais e 824 produtos¹. Mesmo ciente da participação de outros setores na composição da atividade econômica brasileira para a formação do produto interno bruto, foi decidido pela utilização da produção industrial, pois

¹ Fonte: IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

metodologicamente seria mais adequado em função da periodicidade mensal de divulgação dos dados o que permitiria um maior número de observações.

As taxas de juros nominais escolhidas para o trabalho foram obtidas de duas fontes. A taxa de curto prazo foi representada pela série do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) divulgado pela Câmara de Custódia e Liquidação para o período analisado (Cetip). O CDI Cetip representa a taxa *overnight* que o mercado interbancário define para a troca de recursos. A série em questão utilizou a taxa CDI Cetip do último dia útil de cada um dos meses do período em análise.

A taxa de longo prazo foi obtida por meio do *site* risktech e está representada pela taxa prefixada para o prazo de 360 dias. Este prazo foi escolhido para representar a série de longo prazo em função de ser o vértice de prazo mais próximo ao prazo médio verificado atualmente nos empréstimos concedidos pelo sistema financeiro nacional. Segundo dados divulgados em junho de 2001 pela Febraban, o prazo médio dos empréstimos concedidos está em 252 dias².

Conceitualmente, deveriam ser utilizadas as expectativas de inflação dos agentes econômicos para se obter as taxas de juros reais de curto e longo prazos. Duas metodologias poderiam ser utilizadas a fim de se trabalhar com esta premissa: a primeira seria utilizar como *proxie* para a definição das taxas de juros reais os *coupons* refletidos em títulos de renda fixa emitidos pelo governo brasileiro indexados à inflação. Infelizmente, esta metodologia encontra restrições em função da série curta de *coupons* disponível para os títulos em questão. Os títulos indexados à inflação com histórico mais longo são as Notas do Tesouro Nacional – série C (Títulos Públicos Federais indexados ao IGPM) com data de emissão em 01/10/2000.

A segunda metodologia seria elaborar, sinteticamente, uma série de taxas de juros reais por meio da divisão das taxas de juros nominais para um determinado período pela

² Fonte: Bacen – Banco Central do Brasil / Febraban – Federação Brasileira de Bancos

expectativa de inflação dos agentes econômicos. Mais uma vez restrições aparecem dentro desta metodologia. A primeira delas é a série curta para a variável expectativa de inflação, somente se encontram dados disponíveis para o período a partir de 07 de novembro de 2001. Esta série, com os dados disponíveis sobre as expectativas de inflação dos agentes de mercado, pode ser encontrada por intermédio do *site* do Bacen na seção: Sistemas de Metas para a Inflação, sala do investidor, expectativas de mercado - séries históricas. A solução desta construção veio com a utilização das séries de taxas de juros nominais de curto e longo prazos divididos pelo índice de inflação corrente no prazo correspondente à taxa de juros nominal.

O índice de inflação utilizado para se obter as séries de juros reais foi o IPCA calculado mensalmente pelo IBGE. Este índice abrange famílias com rendimentos mensais entre um e quarenta salários mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos, residentes nas áreas urbanas. A escolha deste índice em detrimento aos demais índices que medem a inflação foi justificada pela sua utilização como parâmetro pela autoridade monetária para o regime de metas de inflação e, conseqüentemente, a definição da política monetária.

A tabela, a seguir, resume a construção da base de dados, cujas variáveis primárias estão em frequência mensal, para o período de 01/1995 até 03/2006.

Tabela 1: Descrição das variáveis primárias para construção do banco de dados

Variável	Fonte	Período	Periodicidade
Saldo de Concessão de Crédito	BACEN	01/1995 a 03/2006	Mensal
Índice Produção Industrial	IPEADATA	01/1995 a 03/2006	Mensal
Taxa de Juros de Curto Prazo	CETIP	01/1995 a 03/2006	Mensal
Taxa de Juros de Longo Prazo	RISKTECH	01/1995 a 03/2006	Mensal
IPCA	IPEADATA	01/1995 a 03/2006	Mensal

Fonte: Elaborada pelo autor

Os dados citados foram transformados da seguinte maneira:

A série com o saldo nominal de concessão de empréstimos pelo sistema financeiro nacional foi ajustada pelo IPCA a fim de se trabalhar com números reais e não ser impactado pela inflação verificada no período. Neste ajuste considera-se o mês de março de 2007 como base = 100 para os cálculos com o índice IPCA. Posteriormente à adequação dos valores nominais da série em valores reais converte-se esta nova série para a escala logarítmica. Este tratamento visa primordialmente obter distribuições aproximadamente normais, bem como facilitar a interpretabilidade dos resultados. Sendo a conversão em escala logarítmica também realizada para os dados da produção industrial.

A conversão do CDI Cetip em taxa de juros real foi obtida pela divisão desta taxa de juros nominal pela inflação corrente do mês correspondente à taxa CDI Cetip segundo fórmula abaixo:

$$TRCP \% = \frac{(1 + CDI\ Cetip_i \%)}{(1 + i_i)^{12}} - 1 \quad , \quad (1)$$

onde,

TRCP % = taxa real de curto prazo,

$CDI\ Cetip_i$ = taxa de curto prazo representada pela série do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) divulgado pela Cetip para o último dia útil do mês i ,

i_i = taxa de inflação do índice IPCA para o mês correspondente da taxa do CDI Cetip,

A série de taxa de juros de longo prazo em questão utilizou a taxa prefixada para o prazo de 360 dias do último dia útil de cada um dos meses para o período em análise. A taxa

de juros nominal foi dividida pela inflação verificada no período de 360 dias a partir do mês de referência da série, segundo a fórmula a seguir:

$$TRLP \% = \frac{(1+TPLP \%)}{[(1+i_i)*\dots*(1+i_n)]} - 1, \quad (2)$$

onde,

TRLP % = taxa real de longo prazo,

TPLP = taxa prefixada para o prazo de 360 dias do último dia útil do mês i ,

$[(1+i_i)*\dots*(1+i_n)]$ = produtório da inflação corrente medida pelo índice IPCA do período definido para o prazo de 360 dias.

Estatísticas descritivas para essas variáveis são apresentadas nas próximas tabelas.

Tabela 2: Amostra completa (01/1995 a 03/2006)

Estatística	LN (Saldo Concessão Crédito)	LN (IPI)	Taxa Juros Real Curto Prazo	Taxa Juros Real Longo Prazo
Média	13,03	4,57	18,77%	16,64%
Desvio Padrão	0,10	0,08	15,07%	8,44%

Fonte: Elaborada pelo autor

Dentre as estatísticas descritivas apresentadas acima valem ressaltar dois aspectos mais relevantes: (i) a maior variabilidade da taxa de juros real de curto prazo quando comparada a taxa de juros real de longo prazo; (ii) o patamar mais elevado da taxa média de juros real de curto prazo quando comparado a taxa média de juros real de longo prazo. O primeiro aspecto pode ser explicado pelo fato da taxa de juros real de curto prazo considerar na sua construção uma frequência mensal na relação entre o CDI Cetip e a taxa de inflação representada pelo índice IPCA. Esta frequência mensal torna a taxa de juros real de curto prazo mais volátil uma vez que o índice de inflação apresenta variações significativas entre os

meses da amostra. O segundo aspecto pode ser atribuído à política monetária restritiva imposta pelo Banco Central com o propósito de promover o controle da inflação. Dentre os instrumentos disponíveis pela autoridade monetária para impor uma política monetária mais restritiva destaca-se a taxa de juros de curto prazo. Atuando por meio da elevação da taxa de juros de curto prazo o Banco Central sinaliza aos agentes de mercado a sua predisposição em buscar a estabilização da inflação permitindo ao mercado estabelecer uma expectativa mais baixa para a taxa de juros futura.

4 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Como este trabalho é um trabalho empírico que tenta encontrar uma relação entre empréstimos, taxas de juros de curto e longo prazo e produto, esta seção descreve a metodologia usada nesse trabalho. Começa-se apresentando alguns testes de raiz unitária, depois se parte para a identificação de um VAR, por fim, apresenta-se o teste de cointegração proposto por Johansen (1998).

4.1 Testes de raiz unitária

Um ponto importante quando se trabalha com séries temporais é a identificação da ordem de integração das séries. Aqui serão apresentados os testes de Dickey-Fuller, Phillips-Perron e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin.

Pode-se ter três tipos de processos não estacionários, um passeio aleatório sem constante e tendência, um passeio aleatório apenas com constante e um passeio aleatório com constante e tendência. Pode-se escrever esses três processos como:

$$Y_t = \phi_0 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Y_t = \mu_1 + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$Y_t = \mu_2 + \gamma_2 t + \phi_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde, ε_t é independente e identicamente distribuído normal com média zero e variância σ^2 constante. Assim, deve-se testar se $\phi_i = 1$, para $i = 0,1,2$. O teste proposto por Dickey & Fuller propõe uma pequena alteração nas equações (3)–(5). Deve-se subtrair Y_{t-1} dos dois lados nas equações (3)–(5), desta maneira, obtém-se:

$$\Delta Y_t = \delta_0 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3')$$

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \delta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4')$$

$$\Delta Y_t = \mu_2 + \gamma_2 t + \delta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5')$$

onde, $\delta_i = (\phi_i - 1)$, para $i = 0, 1, 2$.

Portanto as hipóteses nula e alternativa são dadas por:

$$H_o : \delta_i = 0$$

$$H_a : \delta_i < 0$$

Para realizar este teste basta fazer um teste t para δ_i em cada uma das regressões.

Vale ressaltar que os valores críticos não são iguais de um teste t usual, cada equação tem um valor crítico próprio e todos foram tabulados por Dickey e Fuller. Muitos casos, porém, apenas uma defasagem não capta toda a dinâmica da série assim, (1')–(3') são escritos da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \delta_0 Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \delta_1 Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \mu_2 + \gamma_2 t + \delta_2 Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde, m é escolhido empiricamente. Este teste é chamado de *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Ainda, têm-se as mesmas hipóteses, nula e alternativa, apresentadas anteriormente e os valores críticos não se alteram.

O teste ADF deixa de ser válido se os erros não forem normais e apresentarem variância não constante no tempo. Phillips e Perron propõem estimar equações como

(1')–(3'), porém, eles mudam na estatística do teste de Dickey-Fuller para controlar esses efeitos de não normalidade e variância não homocedástica. Os valores críticos são iguais aos tabulados por Dickey e Fuller.

O teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin difere dos outros dois apresentados anteriormente, pois, na hipótese nula considera-se que a série é estacionária. O teste é baseado em uma regressão OLS de y_t contra uma constante e tendência ou na regressão de y_t com uma constante e sem tendência.

Em seguida, é apresentado o modelo VAR.

4.2 Modelo AR vetorial (VAR)

No caso univariado uma variável pode depender dela mesma no passado, isso é o que se chama na literatura de modelos autorregressivos. Quando se está num mundo multivariado as variáveis podem depender do seu passado e do passado das outras, são os chamados modelos VAR. De forma geral, pode-se escrever um VAR com N variáveis, de ordem p ($VAR(p)$) da seguinte forma:

$$\Phi_0 y_t = \sum_{j=1}^p \Phi_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde, y_t é um vetor $N \times 1$; Φ_0 é uma matriz $N \times N$; Φ_j é uma matriz $N \times N$; e $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$.

No caso em que Φ_0 não é uma matriz identidade chama-se de VAR estrutural, porém, não se trabalhará com esse tipo de modelo nesse trabalho. A seguir, tratar-se-á da escolha ótima de p .

4.3 Testando a ordem do VAR

A fim de obter o melhor ajuste de um VAR deve-se encontrar o número de *lags* ótimo. Para isso é realizado um teste da razão da verossimilhança (LR) onde a hipótese nula é de que o VAR tem p_0 *lags*, e a alternativa é que o VAR tem p_1 *lags* ($p_0 < p_1$). O log da máxima verossimilhança de um VAR é:

$$l = \text{constante} + \frac{n}{2} \ln |\hat{\Omega}^{-1}|$$

onde, n é o número de observações e $\hat{\Omega}$ é a matriz de variância-covariância dos resíduos das equações do VAR. Quando se estima um VAR com p_0 e outro com p_1 *lags* obtêm-se os seguintes log da máxima verossimilhança de um VAR, respectivamente:

$$l_0 = \text{constante} + \frac{n}{2} \ln |\hat{\Omega}_0^{-1}|$$

$$l_1 = \text{constante} + \frac{n}{2} \ln |\hat{\Omega}_1^{-1}|$$

Assim se pode construir o teste com a seguinte estatística de teste:

$$LR = -2(l_0 - l_1) = n \left[\ln |\hat{\Omega}_0^{-1}| - \ln |\hat{\Omega}_1^{-1}| \right] \sim \chi^2_{(q)}$$

onde, q é o número de restrições impostas. Geralmente, $q = k^2(p_1 - p_0)$, onde k é o número de variáveis do VAR.

4.4 Teste de cointegração (procedimento de *Johansen*)

Quando se trabalha com séries não estacionárias, no caso univariado, o procedimento padrão é diferenciar a série a fim de obter uma nova série estacionária e assim, aplicar a metodologia Box e Jenkins. Num contexto multivariado é possível que uma combinação linear de variáveis integradas de ordem d ($I(d)$) gere uma série com uma ordem de integração menor. Essas variáveis são ditas cointegradas³.

Existem alguns testes de cointegração apresentados na literatura, porém, aqui se irá concentrar no teste proposto por Johansen (1988). Desse modo, deve-se reescrever o VAR da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \Gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (10)$$

O ponto central para o teste de cointegração está no posto da matriz Γ_p , pois se:

- Γ_p tem posto completo, x_t é estacionário e o modelo apropriado é um VAR em nível;
- Γ_p tem posto nulo, x_t é não estacionário e o modelo apropriado é um VAR em diferenças;
- Γ_p tem posto igual a r , onde $0 < r < n$ (n é a dimensão de x_t), então x_t cointegram e o modelo apropriado é um VECM.

³ O conceito de cointegração foi primeiro introduzido por Engle e Granger (1987).

Pode-se reescrever (10) da seguinte maneira:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \alpha \beta' x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (10')$$

Assumindo que os componentes de x_t são I(1), $\beta' x_{t-p}$ em princípio também seria I(1). Porém, (10') não seria uma representação válida uma vez que a variável dependente é I(0). Se for assumido que Γ_p tem posto maior que zero então, $\alpha \neq 0$. Assim, $\beta' x_{t-p}$ é I(0) e os componentes de x_t cointegram. A matriz β é composta pelos vetores de cointegração e a matriz α é a matriz de cargas (dá a importância dos vetores de cointegração em cada equação).

Para testar o posto de Γ_p , Johansen sugere isolar Γ_p de (10), por meio de duas regressões. Primeiro regredir Δx_t em $\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, \dots, \Delta x_{t-p+1}$ e obter o resíduo (R_{0t}). Em seguida regredir x_{t-p} em $\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, \dots, \Delta x_{t-p+1}$ e obter o resíduo (R_{1t}). Agora, (10') é equivalente à:

$$R_{0t} = \alpha \beta' R_{1t} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Johansen mostra que se pode encontrar β maximizando a verossimilhança cuja solução é dada pela obtenção dos autovalores de:

$$(\lambda S_{11} - S_{10} S_{00} S_{01} \beta) = 0 \quad (12)$$

onde, $S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}'$, $i, j = 0, 1$.

Assim, a verossimilhança é equivalente à:

$$\sum_{i=1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (13)$$

Johansen propõe duas estatísticas para testar cointegração, a primeira é o teste do traço em que a hipótese alternativa é que o posto é n , e o segundo é o teste do máximo autovalor em que a hipótese alternativa é que o posto é $r + 1$ ⁴.

Caso as variáveis cointegrem, deve-se partir para um VECM que é estimado por máxima verossimilhança.

⁴ Para mais sobre os testes de cointegração ver Enders (2003).

5 MODELO EMPÍRICO

Um modelo de correção de erros vetorial (VECM) é um caso particular dos modelos VAR, onde as variáveis são não estacionárias e cointegram. Considere o caso de duas variáveis que coitegram e a equação de cointegração é dada por:

$$x_{1,t} = \beta x_{2,t} + \varepsilon \quad (14)$$

Um modelo VECM de ordem 1 é dado por:

$$\Delta x_{1,t} = \Gamma_1 \Delta x_{1,t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{2,t-1} + \alpha_1 (x_{1,t-1} - \beta x_{2,t-1}) + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta x_{2,t} = \Gamma_3 \Delta x_{1,t-1} + \Gamma_4 \Delta x_{2,t-1} + \alpha_2 (x_{1,t-1} - \beta x_{2,t-1}) + \varepsilon_t \quad (16)$$

A expressão $\alpha_i (x_{1,t} - \beta x_{2,t})$, onde $i = 1, 2$, é o termo de correção de erros. No equilíbrio de longo prazo, esse termo é zero em valor esperado. Porém, quando as variáveis desviam do equilíbrio, há um mecanismo de ajuste de modo a que a relação seja novamente atingida. Ainda, β é o ajuste de longo prazo e α_i mede a velocidade do ajuste⁵.

Considerando Δx_t como um vetor $nx1$ e Γ_i como um vetor $1xn$, pode-se escrever um $VECM(p)$ com n variáveis como:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \Gamma_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \Pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde, $\Pi = \alpha\beta'$, α e β são matrizes $n \times r$ (r número de vetores de cointegração).

⁵ O termo de correção de erros também pode conter um constante e uma tendência.

Para que esta especificação seja válida os erros devem ser não autocorrelacionados, homocedásticos e normais.

No caso deste trabalho, em particular, está procurando uma relação de longo prazo entre empréstimos, taxas de juros de curto e longo prazo e produto para o Brasil. Portanto, está-se buscando a equação de cointegração para essas variáveis que, de modo geral, pode ser escrita dessa forma:

$$EMP = \beta_0 + \beta_1 JUROS_CP + \beta_2 JUROS_LP + \beta_3 PIB \quad (18)$$

onde, EMP é o logaritmo do total de empréstimos; $JUROS_CP$ é a taxa de juros de curto prazo; $JUROS_LP$ é a taxa de juros de longo prazo; e PIB é o logaritmo do índice de produção industrial (usado como *proxy* para o PIB brasileiro). É importante destacar que β_0 , β_1 , β_2 e β_3 compõem o vetor β , discutido acima.

De acordo com a literatura, deve-se encontrar um valor negativo para β_1 e β_2 e valores positivos e negativos para β_3 . Positivo, pois uma economia aquecida tem mais oportunidades de negócios e mais necessidade de empréstimos. Negativo, pois numa economia aquecida tem lucros retidos em quantidade suficiente para que projetos sejam autofinanciados, sem a necessidade de se pedir empréstimos.

6 RESULTADOS

6.1 Teste de raiz unitária

Como este trabalho busca uma relação de longo prazo entre empréstimos, taxas de juros de curto e longo prazo e produto, deve-se começar os testes empíricos pelos testes de raiz unitária. Pois, para que exista ao menos um vetor de cointegração, as variáveis devem ser não estacionárias e todas terem a mesma ordem de integração.

A Tabela 3 apresenta dois testes de raiz unitária para as variáveis aqui estudadas, o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o Phillips-Perron (P-P). Os logaritmos do total de empréstimos e do índice de produção industrial, de acordo com os dois testes, são integrados de primeira ordem. Porém, para a taxa de juros de curto prazo e para o *spread* (definido como a diferença entre a taxa de juros de longo prazo menos a taxa de juros de curto prazo) ambos os testes rejeitam a hipótese de que essa série seja integrada de primeira ordem, para a taxa de juros de longo prazo apenas o teste ADF rejeita essa hipótese.

Mas, ao se analisar o gráfico das séries de taxa de juros (Gráficos 2 e 3), eles não mostram que essas variáveis retornam constantemente a uma média. O gráfico do *spread* (Gráfico 4) mostra que essa variável parece retornar a uma média, mas observando cuidadosamente pode-se enxergar uma pequena tendência nessa variável.

Desse modo, realiza-se outro teste de raiz unitária chamado KPSS, contudo, esse teste é um pouco diferente dos testes ADF e P-P. Nesse teste a hipótese nula é de estacionariedade, a tabela 4 apresenta os resultados para esse teste. Em todas as séries a hipótese de que as séries são integradas de primeira ordem não é rejeitada. Apenas para a taxa de juros de curto prazo rejeita-se essa hipótese, porém, caso se trabalhe com um nível de significância de 1% não se rejeita a hipótese de que a série é I(1). A série de *spread*, de acordo

com o teste, não é estacionária, porém, não é $I(1)$ ⁶, isso ocorre porque as taxas de juros de curto e longo prazo cointegram.

Assim, de acordo com os testes e a análise dos gráficos pode-se concluir que todas as séries são $I(1)$, exceto o *spread*. Desta forma, a próxima seção trata de testar se existe alguma relação de cointegração entre as variáveis. A partir de agora, trabalhar-se-á com quatro modelos distintos o primeiro irá tratar de uma relação do total de empréstimos com taxas de juros de curto e longo prazo e produto; o segundo sem a taxa de juros de curto prazo; o terceiro sem a taxa de juros de longo prazo; e finalmente o quarto com o *spread* das taxas. Doravante chamar-se-á o primeiro modelo de *A*, o segundo de *B*, o terceiro de *C* e o quarto de *D*.

6.2 Teste de cointegração

Antes de partir para o procedimento de Johansen para testar cointegração deve-se verificar a ordem do VAR a ser estimado.

Assim, a fim de testar o número ótimo de *lags* no VAR, foi feito um teste LR. Como existem quatro modelos, será feito um teste para cada modelo. Os resultados encontram-se nas tabelas 5, 6, 7 e 8.

Para os três primeiros modelos estudados não se rejeita a hipótese nula, a um nível de significância de 5%, de que o número de *lags* ótimo é três. Portanto, o VAR a ser estimado para esses modelos é um $VAR(3)$. Porém para o modelo *D* não se rejeita a hipótese de que o número de *lags* ótimo é cinco, assim, para esse modelo deve-se estimar um $VAR(5)$. Agora, apresentar-se-ão os testes de cointegração para cada modelo.

⁶ É possível que a série, *spread*, tenha uma raiz unitária fracionada. Contudo, esse trabalho não irá tratar de raízes fracionadas. Para o leitor que deseje mais informações sobre raízes unitárias fracionadas ver Madala e Kim (1999).

- **Modelo A**

Ambos os testes, do máximo autovalor e do traço, apontam para dois vetores de cointegração (testes apresentados na tabela 9). E o modelo apropriado é com intercepto e tendência no vetor de cointegração. A seguir, serão apresentadas as duas equações de cointegração (erro padrão em parênteses):

$$EMP = 10,2323 - 0,0007t - 2,3037 JUROS_LP + 0,7144 PIB \quad (19)$$

(0,0020) (0,4975) (0,9380)

$$JUROS_CP = -2,7112 - 0,0022t + 1,1786 JUROS_LP + 0,6241 PIB \quad (20)$$

(0,0008) (0,1973) (0,3720)

Um problema encontrado foi que o *software* utilizado para essas estimações (*Eviews* 5.0) impõe que uma variável deva ser zero, quando existem dois vetores de cointegração. Nesse caso a taxa de juros de curto prazo foi definida como zero. Salvo esse problema, os resultados parecem corroborar com a teoria.

Os resultados acima mostram que uma maior taxa de juros de longo prazo tende a diminuir o total de empréstimos, pode-se pensar que a taxa de juros é como o preço dos empréstimos. Além disso, observa-se que apesar de a variável *PIB* ser positiva, como a esperado pela teoria, ela não é estatisticamente diferente de zero.

Ainda, pode-se notar que quanto maior a taxa de juros de longo prazo, maior será a taxa de juros de curto prazo e que, quanto maior o produto, maior será a taxa de juros de curto prazo. Uma possível explicação para esse fato é que por causa do Brasil adotar o regime de metas de inflação um aumento no índice de produção industrial pode estar apontando para um aumento na inflação, desse modo, o Banco Central deve aumentar o juros a fim de combater a inflação. Ambas as equações apresentam uma pequena tendência de baixa, porém, apenas na equação de juros de curto prazo essa tendência é estatisticamente significativa.

O gráfico 5 mostra as duas relações de cointegração. Pode-se perceber que ambas parecem retornar à média, freqüentemente, sinalizando que as relações são estacionárias como a teoria prevê.

- **Modelo B**

Nesse caso ambos os testes apontam para um vetor de cointegração (testes apresentados na tabela 10), aqui o modelo apropriado é apenas com intercepto no vetor de cointegração. A equação de cointegração para esse caso é apresentada a seguir (erro padrão em parênteses):

$$EMP = 12,1040 - 2,2572 JUIROS_LP + 0,2918 PIB \quad (21)$$

(2,0595) (0,4768) (0,4398)

Existem, aqui, conclusões semelhantes com o modelo anterior. Os resultados mostram que uma maior taxa de juros de longo prazo tende a diminuir o total de empréstimos; novamente se observa a variável *PIB* ser positiva, e estatisticamente igual a zero. O Gráfico 6 mostra a relação de cointegração, pode-se verificar que essa relação de cointegração é semelhante à primeira relação de cointegração do modelo A.

- **Modelo C**

No modelo com empréstimos por taxa de juros de curto prazo e produto os testes do máximo autovalor e do traço indicam um vetor de cointegração, a um nível de significância de 5%. Os resultados dos testes podem ser conferidos na tabela 11. O modelo apropriado foi

com um intercepto na equação de cointegração. A seguir mostra-se a equação de cointegração (erro padrão em parênteses):

$$EMP = 24,0752 - 3,8224 JUIROS_CP - 2,2650 PIB \quad (22)$$

(5,4056)
(0,7010)
(1,1650)

Nesse caso, a taxa de juros de curto prazo teve comportamento parecido com a taxa de juros de longo prazo no modelo anterior, apresentando-se negativa. Contudo, o índice de produção industrial apareceu negativo e estatisticamente significativo. Esse resultado leva a crer que os agentes financiam seus projetos com recursos próprios quando a economia vai bem.

A relação de cointegração é apresentada no gráfico 6, aqui também essa relação parece ser estacionária.

- **Modelo D**

Na situação em que se substitui taxa de juros pelo *spread* dos juros, encontra-se um vetor de cointegração⁷ de acordo com os testes do máximo autovalor e do traço, num modelo com intercepto e tendência na equação de cointegração e nas variáveis. A equação de cointegração para esse caso é apresentada a seguir (erro padrão em parênteses):

$$EMP = 93,8203 + 0,0600t - 17,5795 SPREAD - 18,6409 PIB \quad (23)$$

(3,7163)
(7,6484)

⁷ A rigor, este teste de cointegração não é válido. Pois, como foi visto anteriormente, *spread* não tem a mesma ordem de integração que o total de empréstimos e o índice de produção industrial. Porém, mesmo sabendo dessa limitação, apresentamos o resultado como ilustração.

Aqui se constata que quanto maior o *spread* menor tenderá a ser o total de empréstimos, indicando que quanto maior for a taxa de juros de longo prazo em relação à de curto prazo menor deverá ser o total de empréstimos. E, assim, como no modelo anterior o índice de produção industrial apresentou-se significativamente negativo. O Gráfico 8 mostra a relação de cointegração que, novamente, aparenta ser estacionária.

Como se pode perceber em todos os modelos, consegue-se encontrar alguma relação de cointegração. Mostrando que existe um equilíbrio de longo prazo envolvendo empréstimos alguma taxa de juros e produto. Ainda, consegue-se perceber nitidamente que taxa de juros sempre influencia o total de empréstimos negativamente. Porém, a conclusão do efeito do produto nos empréstimos é ambígua. Em seguida, apresentam-se quatro modelos VECM a fim de analisar a dinâmica dos empréstimos no Brasil.

6.3 Um modelo dinâmico para empréstimos

- **Modelo A**

Os resultados do modelo VECM estimado, para o período de janeiro de 1995 a março de 2006, encontram-se na tabela 13. Vê-se que a primeira equação de cointegração é significativa para todas as variáveis estudadas, já a segunda equação de cointegração apresenta-se estatisticamente igual a zero para taxa de juros de longo prazo e produto. Além disso, o sinal do coeficiente da primeira equação de cointegração nos empréstimos sugere que a equação esteja descrevendo um comportamento de demanda. Ainda, o valor desse coeficiente é muito baixo mostrando que a velocidade da correção do longo prazo é baixa.

O Gráfico 9 mostra que o modelo parece estar bem ajustado, pois, como se vê todos os resíduos aparentam ser estacionários. Realizaram-se alguns testes nos resíduos e pôde-se

perceber que não há autocorrelação serial, porém, rejeitaram-se as hipóteses de normalidade e homocedasticidade. Dessa forma os testes realizados aqui devem ser tratados com mais cuidado.

- **Modelo B**

A tabela 14 mostra os resultados do modelo VECM estimado. Pode-se notar que a equação de cointegração é significativamente diferente de zero para as três variáveis em análise (empréstimos, taxa de juros de longo prazo e produto). Novamente, o sinal do coeficiente da equação de cointegração nos empréstimos apresentou-se negativo sugerindo um comportamento de demanda. E, de novo, esse coeficiente apresentou-se pequeno. Os resíduos se encontram no gráfico 10 e como no modelo anterior esses parecem estacionários.

Mais uma vez são rejeitadas as hipóteses de homocedasticidade e normalidade, mas o modelo não apresenta correlação serial.

- **Modelo C**

Os resultados para o modelo VECM estimado podem ser encontrados na tabela 15. Um resultado interessante desse modelo é que a equação de cointegração apresentou-se estatisticamente igual a zero para o total de empréstimos. Apontando que para o total de empréstimos não há uma correção para o equilíbrio de longo prazo. Esse resultado leva a crer que a taxa de juros de curto prazo não seja tão importante para determinar o total de empréstimos como a taxa de longo prazo.

Os resíduos, novamente, aparentam ser estacionários (Gráfico 11). Não se encontram evidências de autocorrelação serial, porém, rejeitam-se as hipóteses de normalidade e homocedasticidade.

- **Modelo D**

No caso em que se utiliza o *spread*, a equação de cointegração é estatisticamente significativa para todas as variáveis. De novo, tem-se um coeficiente da equação de cointegração negativo para os empréstimos. Ainda, esse coeficiente é pequeno, indicando que a correção do longo prazo é lenta.

O Gráfico 12 mostra que os resíduos estão bem comportados. Aqui, porém, rejeita-se apenas a hipótese de normalidade. Esse modelo não apresenta correlação serial e não se rejeita a hipótese de homocedasticidade.

Após essa série de análises, pode-se concluir que as taxas de juros funcionam como o preço dos empréstimos, além disso, a taxa de juros de longo prazo tem um papel mais importante que a taxa de curto prazo na determinação dos empréstimos para o período analisado. Quanto ao produto percebe-se que este não desempenha um papel de destaque na determinação dos empréstimos, porém, encontra-se em alguns casos que quanto maior o nível de atividade menor tenderia a ser o total de empréstimos.

7 CONCLUSÃO

O crédito é entendido como um motor do crescimento econômico e peça chave no canal de transmissão da política monetária. Atualmente verifica-se uma tendência de crescimento do crédito como proporção do PIB no Brasil, porém, os níveis se encontram abaixo de países desenvolvidos e mesmo de países com características semelhantes à economia brasileira. Diante desse cenário, este trabalho busca encontrar a importância das variáveis PIB, taxas de juros de curto e longo prazos na determinação da demanda por empréstimos. Modela-se a demanda por empréstimos por meio de um modelo vetorial de correção de erros (VECM), da mesma forma que em Calza, Gartner e J. Souza (2001).

A literatura sugere que a demanda por empréstimos tem uma relação negativa com taxas de juros (entendemos a taxa de juros como o preço do empréstimo), porém, a relação com a atividade é ambígua. Se de um lado pode haver uma relação positiva entre empréstimos e crescimento econômico, por conta de maiores oportunidades de negócios, por outro lado pode haver uma relação negativa, sugerindo que numa economia aquecida tem lucros retidos em quantidade suficiente para que projetos sejam autofinanciados, sem a necessidade de se pedir empréstimos.

Estimam-se quatro modelos distintos para demanda por empréstimos. O primeiro (*A*) contém taxas de juros de curto e longo prazos e produto, o segundo (*B*) com a taxa de juros de longo prazo e produto, o terceiro (*C*) com a taxa de juros de curto prazo e produto e o quarto (*D*) com o *spread* entre as taxas de juros de curto e longo prazo e o produto. Encontramos alguma relação de cointegração para os quatro modelos estimados, indicando que existe uma relação de longo prazo entre empréstimos, atividade econômica e taxas de juros. Encontram-se dois vetores de cointegração para o modelo *A* os resultados corroboram com a teoria econômica. Para os outros três modelos encontra-se uma relação de cointegração e os

resultados também corroboram com a teoria econômica. Verifica-se que a taxa de juros de longo prazo tem um papel mais importante na determinação dos empréstimos que a taxa de curto prazo para o período analisado.

É interessante notar que, a despeito do comportamento semelhante da taxa de juros em todos os modelos⁸, o comportamento a atividade econômica para determinação da demanda por empréstimos é díspar. Nos dois primeiros modelos encontra-se relação positiva entre crescimento econômico e demanda por empréstimos, contudo, nos dois modelos seguintes encontra-se uma relação negativa.

O fato de terem sido encontrados coeficientes negativos, em todos os modelos, para o vetor de cointegração é importante, pois, indica que, de fato, estima-se a demanda por empréstimos. Ainda, esses coeficientes para o vetor de cointegração apresentaram valores muito baixos, que mostra um lento ajuste da economia a desequilíbrios de longo prazo entre os empréstimos e as diversas variáveis explicativas.

Assim, verifica-se que as taxas de juros funcionam como um preço dos empréstimos, a taxa de juros de longo prazo tem um papel mais importante na determinação dos empréstimos que a taxa de curto prazo e o crescimento econômico não tem um papel importante na determinação dos empréstimos.

Por meio do presente trabalho, procurou-se atingir o objetivo de indentificar a relação das variáveis: taxas de juros de curto e longo prazos, PIB com a demanda por empréstimos privados. Entretanto deixa-se, como sugestão, a inclusão, em trabalhos futuros, dos depósitos compulsórios com o objetivo de se observar como este afeta o comportamento da demanda por empréstimos privados.

⁸ A taxa de juros foi sempre encontrada como tendo uma relação negativa com a demanda por empréstimos.

REFERÊNCIAS

BERKELMANS, L.; Credit and Monetary Policy: An Australian SVAR. Research Discussion Paper, *Economic Research Department – Reserve Bank of Australia*. 2005

CALZA, A.; GARTNER, C.; SOUSA, J.; Modelling the demand for loans to the private sector in the Euro area. *European Central Bank Working Paper*. 2001.

COSTA, Ana Carla Abrão; Ensaio em microeconomia bancária. Tese de doutorado. Universidade de São Paulo. São Paulo-SP. 2004.

ENDERS, W.; Applied econometric time series. 2nd edition. 2003.

JOHANSEN, S.; Statistical analysis on cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.12, pp. 231-254. 1998.

LUDI, K.; GROUND M.; Investigating the Bank-Lending Channel in South África: A VAR Approach. University of Pretoria, *Department of Economics Working Paper*, (2006).

MADALA, G. S.; KIM, I. M.; Unit Roots, Cointegration and Structural Changes. Cambridge university press, Cambridge .1999.

APÊNDICES

APÊNDICE A - TABELAS

Tabela 3: Testes de raiz unitárias ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) e P-P (*PhillipsPerron*)

	Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística de teste	
			ADF	P-P
<i>JUROS_CP</i>	I(1)	Estacionária	-4,3179	-3,9801
	I(2)	I(1)	-16,2723*	-30,3811*
<i>JUROS_LP</i>	I(1)	Estacionária	-2,3591**	-1,2167
	I(2)	I(1)	-12,7216*	-11,8705*
<i>SPREAD</i>	I(1)	Estacionária	-6,0728*	-5,9801*
	I(2)	I(1)	-15,7585*	-35,9815*
<i>PIB</i>	I(1)	Estacionária	-0,7941	-0,5950
	I(2)	I(1)	-13,9218*	-14,0017*
<i>EMP</i>	I(1)	Estacionária	-0,9103	-1,1846
	I(2)	I(1)	-9,7244*	-9,6907*

* Rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 1%

** Rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5%

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 4: Teste de raiz unitárias KPSS (*Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin*)

	Hipótese nula	Hipótese alternativa	Estatística de teste KPSS	
			Com constante e sem tendência	Com constante e tendência
<i>JUROS_CP</i>	Estacionária	I(1)	1,0714*	0,2390*
	I(1)	I(2)	0,5000**	0,5000*
<i>JUROS_LP</i>	Estacionária	I(1)	0,8524*	0,0950
	I(1)	I(2)	0,0605	0,0601
<i>SPREAD</i>	Estacionária	I(1)	0,9449*	0,2465*
	I(1)	I(2)	0,3514**	0,2385*
<i>PIB</i>	Estacionária	I(1)	1,2733*	0,1998**
	I(1)	I(2)	0,1520	0,0387
<i>EMP</i>	Estacionária	I(1)	1,1351*	0,1103
	I(1)	I(2)	0,2508	0,0802

* Rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 1%

** Rejeita a hipótese nula a um nível de significância de 5%

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 5: Teste LR (ordem VAR)

Hipótese nula	Hipótese alternativa	p-valor
$p = 1$	$p = 2$	0,0000
$p = 2$	$p = 3$	0,0000
$p = 3$	$p = 4$	0,1045

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 6: Teste LR (ordem VAR)

Hipótese nula	Hipótese alternativa	p-valor
$p0=1$	$p0=2$	0,0071
$p0=2$	$p0=3$	0,0000
$p0=3$	$p0=4$	0,1483

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 7: Teste LR (ordem VAR)

Hipótese nula	Hipótese alternativa	p-valor
$p0=1$	$p0=2$	0,0014
$p0=2$	$p0=3$	0,0000
$p0=3$	$p0=4$	0,0710

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 8: Teste LR (ordem VAR)

Hipótese nula	Hipótese alternativa	p-valor
$p0=1$	$p0=2$	0,0034
$p0=2$	$p0=3$	0,0014
$p0=3$	$p0=4$	0,0009
$p0=4$	$p0=5$	0,0000
$p0=5$	$p0=6$	0,1305

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 9: Teste de cointegração

$H_0 : posto = p$	Estatística de teste máximo autovalor	p-valor	Estatística de teste traço	p-valor
$p = 0$	37,4061	0,0103	91,5653	0,0000
$p \leq 1$	32,4960	0,0057	54,1592	0,0026
$p \leq 2$	15,2316	0,1814	21,6632	0,1530
$p \leq 3$	6,4315	0,4075	6,4315	0,4075

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 10: Teste de cointegração

$H_0 : posto = p$	Estatística de teste máximo autovalor	p-valor	Estatística de teste traço	p-valor
$p = 0$	30,7682	0,0026	45,2828	0,0030
$p \leq 1$	10,3921	0,3000	14,5146	0,2555
$p \leq 2$	4,1225	0,3942	4,1225	0,3942

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 11: Teste de cointegração

$H_0 : posto = p$	Estatística de teste máximo autovalor	p-valor	Estatística de teste traço	p-valor
$p = 0$	29,5440	0,0041	46,5043	0,0020
$p \leq 1$	14,4940	0,0818	16,9603	0,1340
$p \leq 2$	2,4663	0,6843	2,4663	0,6843

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 12: Teste de cointegração

$H_0 : posto = p$	Estatística de teste máximo autovalor	p-valor	Estatística de teste traço	p-valor
$p = 0$	24,6532	0,0442	40,9279	0,0104
$p \leq 1$	13,0016	0,1817	16,2747	0,0967
$p \leq 2$	3,2731	0,0704	3,2731	0,0704

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 13: Estimação VECM

Equações de cointegração						
	<i>EMP</i>	<i>JUROS_CP</i>	<i>k</i>	<i>t</i>	<i>JUROS_LP</i>	<i>PIB</i>
CointEq01	1,0000	0,0000	-10,2324	0,0008 [0,3713]	2,3038 [4,6300]	-0,7145 [-0,7616]
CointEq02	0,0000	1,0000	2,7113	0,0022 [2,7603]	-1,1787 [-5,9717]	-0,6241 [-1,6773]
Correção de erros						
	ΔEMP	$\Delta JUROS_{LP}$	$\Delta JUROS_{CP}$	ΔPIB		
CointEq01 ₋₁	-0,0158 [-1,7506]	-0,1048 [-2,6206]	-0,0797 [-4,5354]	-0,0282 [-2,8717]		
CointEq02 ₋₁	0,0564 [2,6549]	-0,5159 [-5,4835]	0,0166 [0,4016]	0,0095 [0,4129]		
ΔEMP_{-1}	0,0945 [1,0200]	0,3258 [0,7950]	-0,1294 [-0,7182]	0,1520 [1,5109]		
ΔEMP_{-2}	0,0257 [0,2811]	-0,7444 [-1,8428]	0,3831 [2,1583]	0,0016 [0,0157]		
$\Delta JUROS_{CP_{-1}}$	-0,0168 [-0,7896]	-0,0224 [-0,2375]	0,0038 [0,0907]	-0,0020 [-0,0848]		
$\Delta JUROS_{CP_{-2}}$	0,0105 [0,5726]	0,0620 [0,7640]	-0,0296 [-0,8291]	-0,0549 [-2,7551]		
$\Delta JUROS_{LP_{-1}}$	0,0610 [1,4819]	-0,3660 [-2,0098]	0,2763 [3,4525]	-0,0839 [-1,8763]		
$\Delta JUROS_{LP_{-2}}$	-0,0037 [-0,0871]	-0,1938 [-1,0432]	-0,2670 [-3,2705]	-0,1161 [-2,5455]		
ΔPIB_{-1}	-0,1170 [-1,4454]	-0,4591 [-1,2811]	-0,3614 [-2,2950]	-0,3174 [-3,6078]		
ΔPIB_{-2}	0,0268 [0,3545]	0,6154 [1,8396]	-0,2121 [-1,4431]	-0,0672 [-0,8178]		
<i>C</i>	0,0024 [1,6668]	-0,0056 [-0,8792]	-0,0026 [-0,9469]	0,0013 [0,8622]		
R^2	0,1725	0,4128	0,3293	0,3670		
\bar{R}^2	0,1041	0,3643	0,2738	0,3147		
Soma quad. resid.	0,0306	0,5995	0,1158	0,0361		
Erro padrão eq.	0,0159	0,0704	0,0309	0,0173		
Estatística F	2,5225	8,5072	5,9396	7,0147		

Estatística t em colchetes

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 14: Estimação VECM

Equação de cointegração				
	<i>EMP</i>	<i>k</i>	<i>JUROS _ LP</i>	<i>PIB</i>
CointEq01	1,0000	-12,1040	2,2573	-0,2914
		[-5,8769]	[4,7333]	[-0,6625]
Correção de erros				
	ΔEMP	$\Delta JUROS _ LP$	ΔPIB	
CointEq01 ₋₁	-0,0204	-0,0826	-0,0307	
	[-2,1513]	[-4,6815]	[-3,0387]	
ΔEMP_{-1}	0,1750	-0,1302	0,1748	
	[1,9170]	[-0,7647]	[1,7925]	
ΔEMP_{-2}	0,0794	0,4149	0,0735	
	[0,8743]	[2,4503]	[0,7570]	
$\Delta JUROS _ LP_{-1}$	0,0486	0,2830	-0,0964	
	[1,2975]	[4,0542]	[-2,4105]	
$\Delta JUROS _ LP_{-2}$	-0,0270	-0,3001	-0,1683	
	[-0,7004]	[-4,1777]	[-4,0874]	
ΔPIB_{-1}	-0,1365	-0,3984	-0,3734	
	[-1,7236]	[-2,6988]	[-4,4143]	
ΔPIB_{-2}	0,0184	-0,2236	-0,0720	
	[0,2376]	[-1,5510]	[-0,8721]	
R^2	0,0746	0,3107	0,3158	
\bar{R}^2	0,0302	0,2777	0,2830	
Soma quad. resid.	0,0342	0,1190	0,0391	
Erro padrão eq.	0,0165	0,0309	0,0177	
Estatística F	1,6793	9,3926	9,6162	

Estatística t em colchetes

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 15: Estimação VECM

Equação de cointegração				
	<i>EMP</i>	<i>k</i>	<i>JUROS _ CP</i>	<i>PIB</i>
CointEq01	1,0000	-24,0752	3,8224	2,2650
		[-4,4537]	[5,4527]	[1,9441]
Correção de erros				
	ΔEMP	$\Delta JUROS _ CP$	ΔPIB	
CointEq01 ₋₁	0,0043	-0,0718	-0,0118	
	[1,0983]	[-4,1930]	[-2,6946]	
ΔEMP_{-1}	0,1527	0,0045	0,1325	
	[1,6886]	[0,0112]	[1,29229]	
ΔEMP_{-2}	0,0108	-0,8199	-0,0371	
	[0,1189]	[-2,0369]	[-0,3596]	
$\Delta JUROS _ CP_{-1}$	0,0147	-0,1842	0,0243	
	[0,7974]	[-2,2621]	[1,1658]	
$\Delta JUROS _ CP_{-2}$	0,0201	-0,0275	-0,0634	
	[1,1895]	[-0,3680]	[-3,3183]	
ΔPIB_{-1}	-0,0445	-0,2159	-0,2083	
	[-0,6002]	[-0,6591]	[-2,4811]	
ΔPIB_{-2}	0,1007	0,6363	-0,0489	
	[1,3617]	[1,9459]	[-0,5833]	
R^2	0,0655	0,3377	0,2218	
\bar{R}^2	0,0206	0,3059	0,1844	
Soma quad. resid.	0,0346	0,6762	0,0444	
Erro padrão eq.	0,0166	0,0735	0,0189	
Estatística F	1,4591	10,2405	5,9368	

Estatística t em colchetes

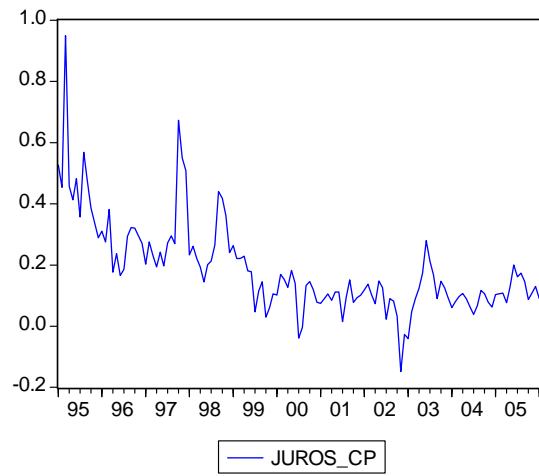
Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 16: Estimação VECM

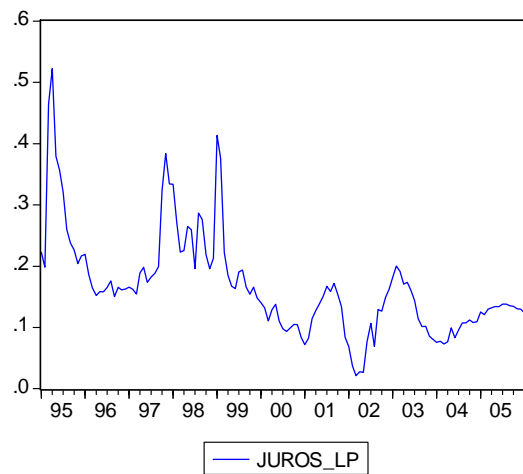
Equação de cointegração					
	<i>EMP</i>	<i>k</i>	<i>t</i>	<i>SPREAD</i>	<i>PIB</i>
CointEq01	1,0000	-93,8203	-0,0601	17,5796 [4,7303]	18,6410 [2,4372]
Correção de erros					
	ΔEMP	$\Delta SPREAD$	ΔPIB		
CointEq01 ₋₁	-0,0033 [-2,2096]	-0,0265 [-4,0607]	-0,0037 [-2,2819]		
ΔEMP_{-1}	0,0847 [0,9046]	-0,2322 [-0,5734]	0,0506 [0,4970]		
ΔEMP_{-2}	0,0095 [0,1019]	0,9508 [2,3598]	-0,1134 [-1,1190]		
ΔEMP_{-3}	-0,0922 [-0,9729]	0,0811 [0,1979]	-0,0955 [-0,9270]		
ΔEMP_{-4}	-0,0184 [-0,1968]	-0,3350 [-0,8279]	0,0058 [0,0573]		
$\Delta SPREAD_{-1}$	0,0254 [0,9206]	0,0562 [0,4707]	0,0520 [1,7317]		
$\Delta SPREAD_{-2}$	-0,0080 [-0,3305]	0,0833 [0,7967]	0,0668 [2,5388]		
$\Delta SPREAD_{-3}$	0,0055 [0,2459]	0,0319 [0,3294]	0,0395 [1,6210]		
$\Delta SPREAD_{-4}$	0,0022 [0,1106]	0,0031 [0,0364]	0,0003 [0,0126]		
ΔPIB_{-1}	-0,0603 [-0,7838]	0,4254 [1,2783]	-0,1958 [-2,3389]		
ΔPIB_{-2}	0,0982 [1,2781]	-0,5423 [-1,6319]	0,0195 [0,2334]		
ΔPIB_{-3}	0,0980 [1,2638]	0,7022 [2,0948]	-0,0309 [-0,3661]		
ΔPIB_{-4}	-0,0449 [-0,5966]	0,3074 [0,9446]	0,0314 [0,3832]		
<i>C</i>	-0,0035 [-1,1192]	0,0024 [0,1774]	0,0011 [0,3157]		
<i>t</i>	0,0001 [2,0303]	-0,0072 [-0,4042]	0,0000 [0,5981]		
R^2	0,1768	0,3312	0,1521		
\bar{R}^2	0,0766	0,2498	0,0489		
Soma quad. resid.	0,0302	0,5650	0,0358		
Erro padrão eq.	0,0162	0,0701	0,0176		
Estatística F	1,7643	4,0687	1,4740		

Estatística t em colchetes

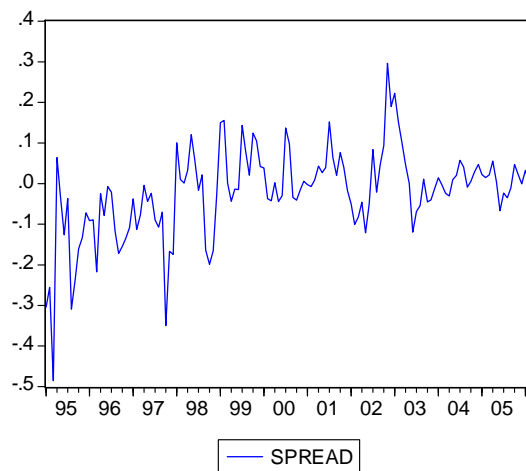
Fonte: Elaborada pelo autor

APÊNDICE B - GRÁFICOS**Gráfico 2: Taxa de juros de curto prazo**

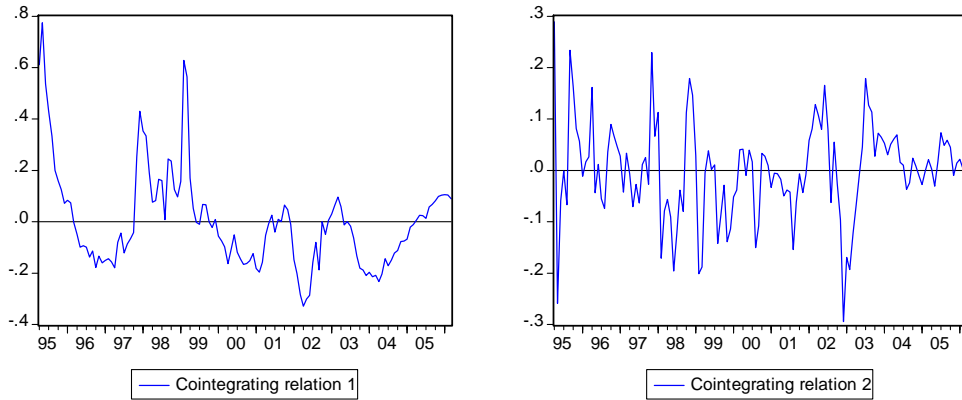
Fonte: Elaborado pelo autor

**Gráfico 3: Taxa de juros de longo prazo**

Fonte: Elaborado pelo autor

**Gráfico 4: Spread**

Fonte: Elaborado pelo autor



Gráficos 5: Relação de cointegração
 Fonte: Elaborado pelo autor

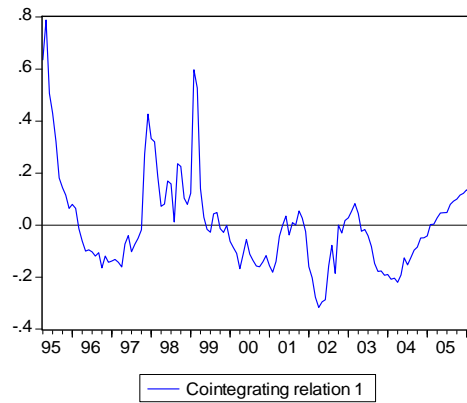


Gráfico 6: Relação de cointegração
 Fonte: Elaborado pelo autor

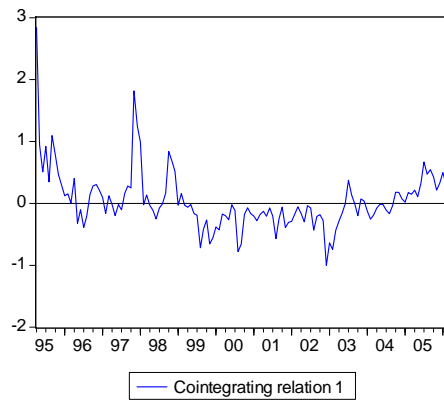


Gráfico 7: Relação de cointegração
 Fonte: Elaborado pelo autor

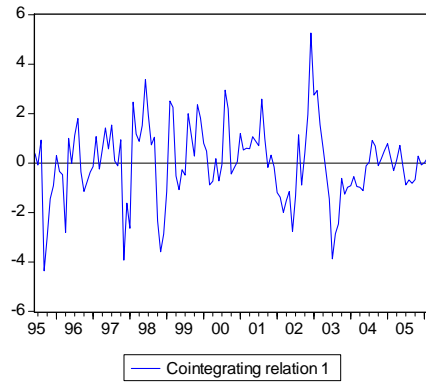
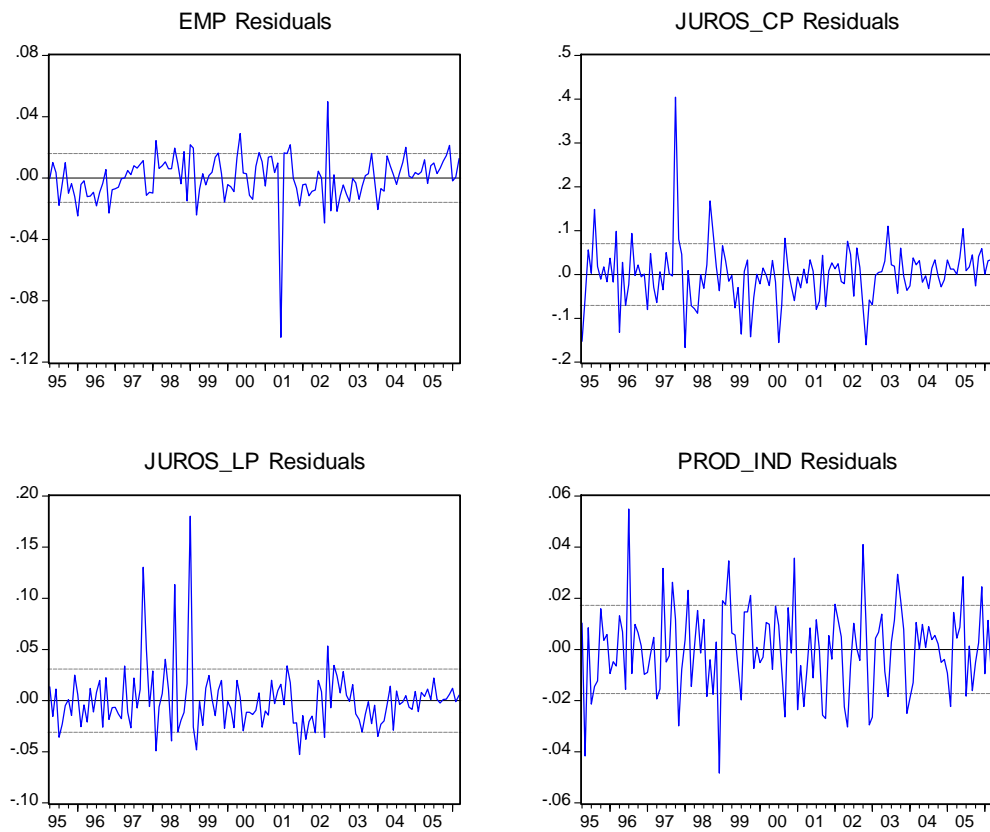
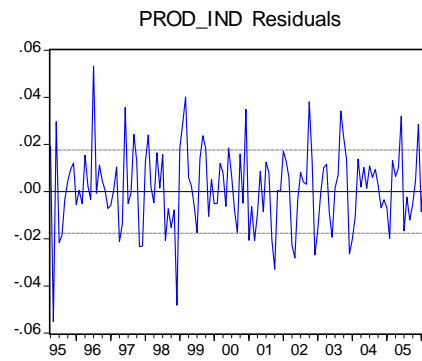
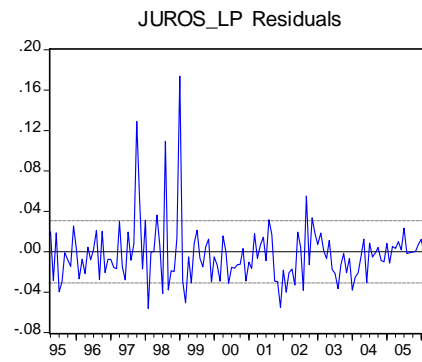
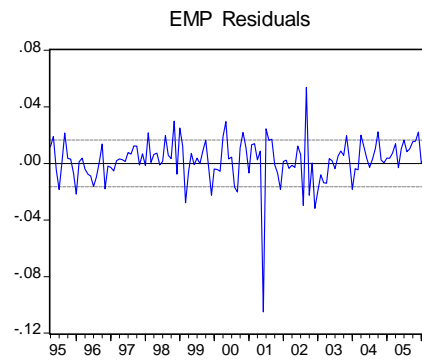


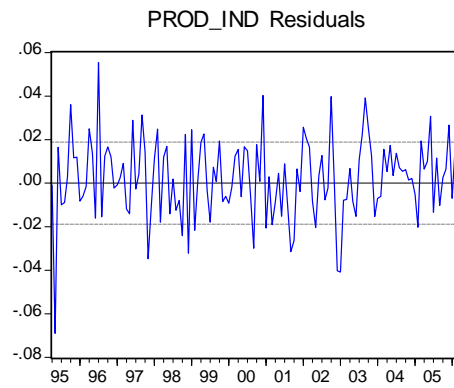
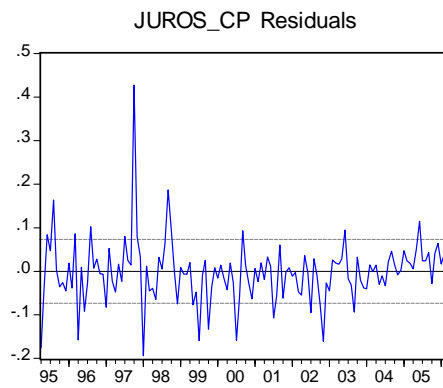
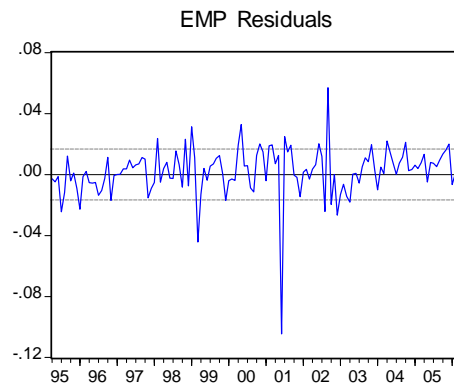
Gráfico 8: Relação de cointegração
Fonte: Elaborado pelo autor



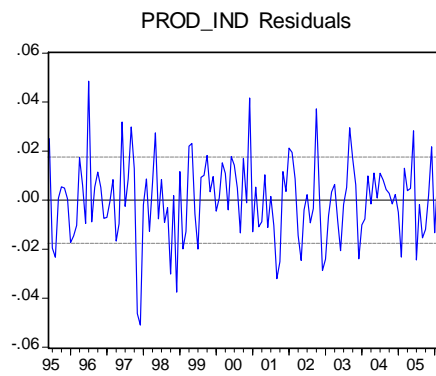
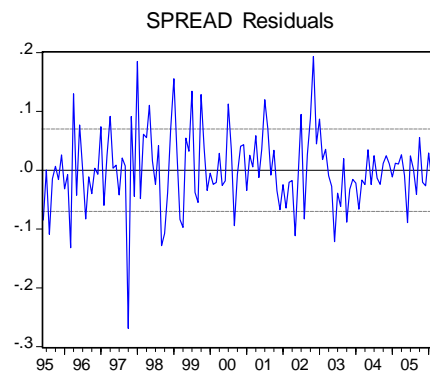
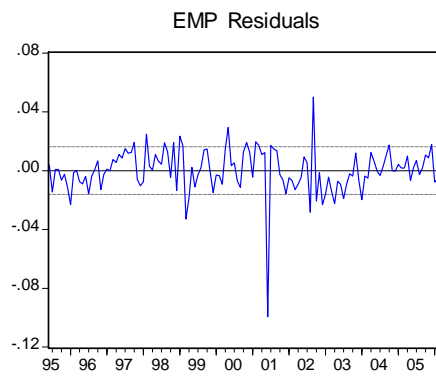
Gráficos 9: Gráficos dos resíduos
Fonte: Elaborado pelo autor



Gráficos 10: Gráficos dos resíduos
Fonte: Elaborado pelo autor



Gráficos 11: Gráficos dos resíduos
Fonte: Elaborado pelo autor



Gráficos 12: Gráficos dos resíduos

Fonte: Elaborado pelo autor