

POLÍTICA MONETÁRIA DE RACIONAMENTO DE CRÉDITO E JUROS ALTOS NO BRASIL EM 2000-2009: MODELO MACROECONOMÉTRICO NEO-KEYNESIANO^{1, 2, 3}

RESUMO

O presente artigo procurou avaliar o desempenho da política monetária de racionamento de crédito no Brasil, sobretudo o comportamento da oferta dos créditos bancários privados ante as variações na taxa de inadimplência das pessoas jurídicas tomadoras de empréstimos e, também, da taxa de juros básica determinada pelo Banco Central, no período pós-implementação do tripé macroeconômico até os meses que sucederam o início da crise *subprime*. Diante do cenário apresentado, o objetivo fundamental do presente artigo é formalizar uma aplicação empírica baseada na teoria do racionamento de crédito de Joseph Eugene Stiglitz e de autores neo-keynesianos, aplicada ao caso do mercado monetário brasileiro, em face da política monetária de juros altos no período compreendido entre o mês de junho do ano 2000 e março do ano de 2009. A principal conclusão é que, apesar da rigidez da taxa de juros dos empréstimos, o racionamento do crédito bancário no Brasil se deve, por um lado, a política de taxa de juros alta e, por outro, pelo comportamento cauteloso dos bancos com receio da inadimplência marcado pelo excesso de prudência e, sobretudo, pela taxa básica de juros elevada.

Palavras-chave: política monetária; racionamento do crédito; taxa de juros; neo-keynesianos.

MONETARY POLICY FOR CREDIT AND HIGH INTEREST RATIONING IN BRAZIL IN 2000-2009: NEO-KEYNESIAN MACROECONOMETRIC MODEL

ABSTRACT

The present article sought to evaluate the performance of the monetary policy of credit rationing in Brazil, especially the behavior of the offer of private bank credits in view of the variations in the default rate of corporate borrowers and, also, of the basic interest rate determined by Central Bank, in the post-implementation period of the macroeconomic tripod until the months that followed the onset of the subprime crisis. In view of the presented scenario, the fundamental objective of this article is to formalize an empirical application based on the theory of credit rationing by Joseph Eugene Stiglitz and by neo-Keynesian authors, applied to the case of the Brazilian money market, in view of the high interest monetary policy in the period between June 2000 and March 2009. The main conclusion is that, despite the rigidity of interest rates on loans, the rationing of bank credit in Brazil is due, on the one hand, to the policy high interest rate and, on the other hand, for the cautious behavior of banks for fear of default, marked by excessive prudence and, above all, by the high basic interest rate.

Keywords: Keywords: monetary policy; credit rationing; interest rate; neo-Keynesians.

ÁREA 1: MACROECONOMIA E POLÍTICA ECONÔMICA

¹ **David Ferreira Carvalho:** Doutor e Pós-Doutor em Economia pelo IE da UNICAMP. Professor-Pesquisador da UFPA e Colaborador do GTEK. E-mail: david.fcarvalho@yahoo.com.br

² **André Cutrim Carvalho:** Doutor em Desenvolvimento Econômico e Pós-Doutor em Economia pelo Instituto de Economia (IE) da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP). Professor-Pesquisador da Universidade Federal do Pará (UFPA) e Coordenador do Grupo de Pesquisa Teoria Econômica de Keynes (GTEK). E-mail: andrecc83@gmail.com

³ **Cleyson Silva dos Santos:** Economista pela UFPA. Mestrando em Desenvolvimento Econômico pelo IE da UNICAMP. Pesquisador da Centro de Estudos do Desenvolvimento Econômico (CEDE/IE/UNICAMP). E-mail: cleysonsil@hotmail.com

1. INTRODUÇÃO

Embora o Plano Real tenha conseguido, via uma política monetária de taxa de juros elevada, o controle da inflação, chegou-se a temer, no final do segundo mandato do (ex-) Presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC), a volta do problema inflacionário. Esse temor foi ampliado devido à incerteza dos agentes quanto à forma como o governo do (ex-)Presidente Luiz Inácio Lula da Silva (Lula) lidaria com a política monetária em seu primeiro mandato.

Contudo, a desconfiança sobre a forma como o governo Lula combateria a inflação foi logo superada. De fato, o novo ministro da fazenda empossado – na época, o economista Henrique de Campos Meirelles – acalmou o mercado não só mantendo a equipe técnica do Banco Central do Brasil (BC), mas também passou a sinalizar ao mercado com metas de inflação subordinadas a taxa de juros elevada.

A política de juros altos, deste modo, passou a ser o principal instrumento visível de controle da inflação. Tal política de juros elevados passou a ser o principal objeto de crítica dos economistas da oposição e dos economistas do próprio partido do presidente Lula – o Partido dos Trabalhadores (PT). O foco do debate consistia na percepção dos opositoristas de que as elevadas taxas de juros estavam impedindo a retomada do crescimento econômico porque estariam inibindo o investimento e o consumo.

De qualquer modo, a tendência de alta da taxa de inflação foi contida por meio dessa política monetária a um custo social elevado dado pelas altas taxas de desemprego. No segundo mandato do governo Lula, apesar de persistir praticamente a mesma política monetária, o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) estimulou a retomada do crescimento. Em face das contundentes críticas dentro do próprio governo, e com a inflação agora sob controle, o Banco Central do Brasil passou a sinalizar para o mercado uma política monetária de redução gradual da taxa de juros básica.

Porém, apesar dessa prática, a queda da taxa de juros não era percebida de forma significativa pelos agentes privados nem por meio do canal da taxa de juros e nem pelo canal de crédito. Mesmo assim, havia sinais favoráveis de crescimento econômico, pelo menos até setembro de 2008, quando irrompeu a crise financeira dos bancos nos Estados Unidos da América. Daí para frente, o Banco Central do Brasil, apesar de alguma resistência, deu início à política monetária de redução mais robusta da taxa de juros básica visando reverter a travagem do crédito pelos bancos em face da crise financeira mundial.

Apesar dessa tendência de redução da taxa de juros básica, a taxa de juros do período ainda era relativamente alta, se comparada com a de outros países, e o comportamento dos bancos ainda é de nítido racionamento do crédito. A hipótese aqui levantada é de que esse fato é devido não somente ao grau de confiança dos agentes privados devido à incerteza quanto ao futuro, mas também da política de racionamento do crédito praticada pelos bancos brasileiros.

Neste contexto, a teoria das informações assimétricas de Stiglitz é adequada para explicar esse comportamento dos bancos sob a ação de uma política monetária ativa de taxa de juros básica elevada como a praticada pelo Banco Central do Brasil no período que vai desde a pós-implementação do tripé macroeconômico até os meses que seguiram do início da crise *subprime* nos EUA e no mundo. Considerando a descrição sucinta do cenário daquela fase, cresce a importância de estabelecer um *mix* entre teoria e modelos que sejam capazes de analisar os efeitos dos choques estruturais na explicação das flutuações em variáveis econômicas em um determinado período de tempo.

Na literatura especializada, há vários modelos com este propósito, destacando-se os modelos vetoriais autorregressivos estruturais (SVAR). O impacto de medidas de políticas econômicas, mudanças de preferências e inovações tecnológicas são alguns exemplos destes choques. A importância de caracterizar corretamente as propriedades das séries

macroeconômicas, além do interesse meramente estatístico – como o de obter estimativas mais eficientes dos parâmetros do modelo sob um conjunto de restrições – remete a considerações de ordem prática, tal como a eficácia de políticas anticíclicas *vis-à-vis* políticas de crescimento; ou, ainda, possibilita identificar e distinguir a importância relativa dos impactos das políticas econômicas relacionadas com o manejo da demanda agregada em relação aos choques de oferta.

Motivado pelo exposto, o objetivo deste trabalho é formalizar uma aplicação empírica da teoria do racionamento do crédito de Stiglitz aplicada ao caso do mercado monetário do Brasil em face da política monetária de juros altos entre junho 2000 e março de 2009. O artigo foi organizado visando compor um modelo de racionamento de crédito que permitisse fornecer os elementos para uma aplicação por meio dos modelos de vetores autorregressivos. Nestas condições, o presente artigo foi organizado em cinco seções, além desta seção inicial, logo temos a seguinte estrutura: na segunda seção, discute-se o modelo macroeconômico de racionamento de crédito de Stiglitz e as consequências da política de taxa de juros altos sobre a oferta de crédito; na terceira, apresentam-se os modelos de vetores autorregressivos estruturais e de correção de erro; na quarta seção são analisados os resultados da aplicação desses modelos; e, por fim, na quinta seção as considerações finais.

2. MODELO MACROECONÔMICO DE RACIONAMENTO DE CRÉDITO: ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO, SELEÇÃO ADVERSA E RISCO MORAL

O argumento básico da teoria do racionamento de crédito é de que o mercado de crédito não age apenas como um simples intermediário entre poupadores e investidores, mas que também lida com uma diversidade de problemas contratuais que surgem das informações assimétricas sobre os projetos de investimentos cujo financiamento é negociado entre tomadores (empresas) e credores (bancos).

Para Hermann (2000, p. 56-57): “(...) esses problemas de informações não só moldam as instituições que atuam no mercado financeiro e os instrumentos de dívidas, como também afetam a maneira como as ações da política monetária são transmitidas à economia real”. Há várias definições de racionamento de crédito, mas nem todas as situações de demandas insatisfeitas dos tomadores de crédito podem ser definidas como racionamento de crédito.

Na literatura clássica, autores como Jafee (1971) e Jafee e Stiglitz (1990) definiram os seguintes tipos de racionamento de crédito, à saber:

1º) Racionamento do crédito tipo I: este ocorre quando a empresa não pode tomar crédito na quantidade que gostaria nas condições da taxa de juros corrente;

2º) Racionamento do crédito tipo II: este ocorre quando, entre tomadores idênticos, algumas empresas que desejam tomar emprestado conseguem, enquanto outras não.

A teoria do racionamento de crédito depende da assimetria de informações existentes entre tomadores e emprestadores do mercado de crédito. Duas razões têm sido consideradas para explicar o racionamento de crédito pelos bancos, mas do que pela alta das taxas de juros para *clear markets*: seleção adversa e risco moral.

No decorrer do artigo será apresentada, de forma sucinta, toda a formalização do modelo macroeconômico da teoria do racionamento de crédito, onde serão discutidos os fundamentos do racionamento do crédito e a política monetária de juros altos.

No mercado de crédito, o racionamento de crédito aos tomadores está associado a dois problemas de assimetria de informação: a seleção adversa e o risco moral. Estes fatores, como observa Stiglitz (1988), aproximam os bancos das empresas tomadoras pelos processos de seleção e monitoramento dos projetos.

Isto ocorre porque as assimetrias de informações no modelo de racionamento de crédito, ao dificultarem a diversificação e transferência dos riscos de credores e tomadores no mercado monetário, dotam os bancos de poder suficiente para influenciar na oferta de crédito aos tomadores e, por conseguinte, na definição do agente que assumirá o risco do credor e do devedor. Assim, mudanças na forma de percepção de riscos do tomador e do emprestador, decorrentes de choques exógenos, induzem as empresas demandantes de crédito bancário a reverem as suas decisões de investimento e os bancos a racionarem a oferta de crédito.

As assimetrias de informações ocorrem em um contrato bancário – entre tomadores (empresários) e credores (bancos) – quando uma das partes envolvidas detém mais informações do que a outra: seja *ex ante* quanto às peculiaridades do produto que está sendo comprado ou vendido, seja *ex post*, quanto ao real resultado do produto obtido.

O fator de seleção adversa trata dos problemas das informações imperfeitas que estão associadas ao modelo heurístico do racionamento de crédito *ex ante*; e do fator risco moral que lida com os problemas das informações imperfeitas associadas ao modelo heurístico do racionamento de crédito *ex post*.

No modelo de racionamento de crédito de Stiglitz não há mercados perfeitos, e o fato dos agentes desconhecerem as consequências futuras de suas decisões abre espaço para a incerteza instrumental que está associada com as consequências futuras dos contratos de crédito. Há, também, no modelo de racionamento de crédito de Stiglitz, a incerteza ambiental que é a incerteza que está associada aos valores dos vários ativos no futuro, como pode ser visto em Greenwald e Stiglitz (1988).

Nestas condições, ambos os níveis de incerteza afetam as percepções de riscos das empresas e influenciam a composição do portfólio decorrente das tomadas de decisões dos agentes. Isto, por sua vez, acaba estabelecendo uma relação entre risco e incerteza. Entretanto, não se deve confundir risco com incerteza, já que incerteza refere-se a qualquer situação de desconhecimento sobre os resultados esperados no futuro diante de uma tomada decisão no presente; enquanto risco designa o custo de uma tomada de decisão e aplica-se a qualquer tipo de incerteza.

Neste sentido, os riscos que envolvem as decisões de produção e investimento podem não ser completamente assegurados, já que os mercados de seguros são incompletos, e a noção de risco designando o custo das decisões erradas passa a ter maior relevância. As assimetrias de informação derivam riscos não seguráveis e incerteza não redutível a risco calculável probabilisticamente no momento da decisão.

Com efeito, as assimetrias de informação afetam os preços, os lucros e o valor do patrimônio das empresas. Por isso, àquelas empresas que são avessas a riscos tomam decisões mais conservadoras quando contraem dívidas e os bancos embutem riscos nos seus contratos. De fato, quando a taxa de juros aumenta, as empresas comportam-se de forma cautelosa devido ao princípio do risco crescente de Kalecki.

Por sua vez, na concepção de Greenwald et al. (1984), os bancos defendem-se racionando crédito, pois sabem que uma alta da taxa de juros provoca uma queda na taxa de retorno líquido das empresas demandantes de crédito. O risco da inadimplência da empresa tomadora pode também provocar um determinado desequilíbrio no mercado monetário, pois se realmente a taxa de juros do mercado fosse igual para todas as empresas haveria equilíbrio.

Na percepção de Stiglitz (1990), os bancos são empresas que exercem a função de intermediário entre tomadores e credores de crédito. Todavia, como no estabelecimento dos contratos de crédito não há nenhuma certeza definitiva de que os compromissos assumidos no presente serão cumpridos no futuro, os bancos procuram selecionar e monitorar os seus clientes dispondo de um cadastro com as melhores informações possíveis, mesmo sabendo que essas não são completas.

Nestas condições, surgem os problemas de seleção adversa e de risco moral. Em um ambiente de taxa de juros elevada, quando há excesso de demanda por crédito, os bancos agem racionando a oferta de crédito ao invés de aumentar mais ainda a taxa de juros de curto prazo. De fato, na concepção de autores como Blinder e Stiglitz (1983); Stiglitz e Weiss (1992), os bancos agem assim reduzindo a disponibilidade de créditos por intermédio do aumento da exigência de colaterais ou alteração nos prazos de carência e amortização, além de outros meios burocráticos.

O risco de inadimplência é a explicação para este comportamento dos bancos, ou seja, na medida em que os bancos dispõem de informações imperfeitas sobre os projetos dos empresários pleiteantes de crédito – que os bancos não conseguem diferenciar a priori aqueles de baixo e alto risco, mas só o risco médio – em tal situação um aumento da taxa de juros pode causar dois efeitos: 1º) a alta dos juros dos créditos afeta adversamente os candidatos potenciais com o afastamento dos empresários que apresentam os melhores projetos e de menor risco bancário; e 2º) incentiva aos empresários dos piores projetos e alto risco como candidatos naturais ao crédito bancário, apesar do efeito do risco moral.

Estes efeitos podem contribuir para reduzir os retornos esperados dos bancos em função da maior probabilidade de ocorrência de inadimplência ou falência dos tomadores de empréstimos, sobretudo em um ambiente recessivo, por essa razão os bancos preferem racionar o crédito. Assim, como observado em Greenwald e Stiglitz (1988), apesar do aumento da taxa de juros de aplicação significar um aumento da taxa de retorno esperada dos bancos, num ambiente de incerteza instrumental e ambiental também aumenta a probabilidade da inadimplência dos tomadores de crédito, sem contar com o aumento do custo da captação.

A chave para se desvendar a lógica por trás do modelo heurístico de racionamento de crédito de Stiglitz, assim sendo, está na sua explicação de como as assimetrias de informações entre bancos e empresas afetam o mercado monetário. As assimetrias de informações entre tomadores e credores dão origem a problemas de seleção adversa e risco moral.

Logo, a aversão dos bancos aos riscos de inadimplência – por insuficiência de informações suficientes para selecionar e monitorar os seus tomadores de empréstimos – pode levar os bancos a adotarem a estratégia de racionamento do crédito por outros mecanismos além do aumento da taxa de juros dos empréstimos.

1.1. A Política Monetária de Taxa de Juros e o Racionamento do Crédito

Na visão neo-keynesiana, o racionamento da oferta de crédito é fenômeno macroeconômico e, por essa razão, é relevante no debate da política de taxa de juros historicamente elevada no Brasil. Stiglitz e Weiss (1981); Stiglitz (1985); Greenwald e Stiglitz (1987) desenvolveram um modelo teórico de racionamento de crédito que associa a oferta de crédito racionado dos bancos a demanda das empresas para financiar seus investimentos.

Entretanto, se o crédito é racionado é possível que a política de aumento da taxa de juros não seja o único elemento confiável para medir os efeitos da ação do Banco Central sobre a demanda agregada. É razoável supor que as variáveis de natureza quantitativa – tal como a quantidade racionada da ofertada de crédito pelos bancos e a taxa de inadimplência – tenham também relevância na avaliação da política de racionamento do crédito.

O ponto de partida do modelo de racionamento de crédito é a observação de que os créditos bancários são operações condicionadas pela assimetria de informações dos bancos que negociam os contratos de empréstimos com seus clientes, sem a certeza do conhecimento da capacidade real de pagamento no futuro.

As assimetrias de informações surgem devido ao fato de que a obtenção pelos bancos de informações detalhadas sobre os tomadores de crédito não somente envolve custos de menu como custos de monitoramento do projeto de investimento que está sendo financiados.

Em tal situação, a oferta de crédito (LS) não é definida somente em função da taxa de juros de banco, mas da taxa de retorno líquida ajustada aos riscos de inadimplência. O modelo admite as seguintes hipóteses simplificadoras:

- i) Há um *continuum* de empresários que demandam empréstimos bancários, cada um deles tem um projeto de investimento indivisível que requer um financiamento inicial de valor K ;
- ii) Todas as empresas demandantes de crédito possuem uma dotação de recursos próprios de valor igual a $W < K$ e, portanto, têm de tomar emprestado dos bancos o restante do valor para realizarem os seus investimentos indivisíveis;
- iii) Todos os projetos de investimento possuem o mesmo retorno bruto esperado, Y_i , mas eles diferem quanto ao risco;
- iv) Os projetos de investimento bem-sucedidos têm rendimentos Y_i^s , onde i é o índice dos projetos; e os malsucedidos, têm rendimento comum, Y^f , que poderia até ser zero;
- v) Os empréstimos são do tipo não-amortizado, com um único pagamento do principal (B) e juros (r) ao final do período.

De acordo com as hipóteses acima, o valor do financiamento que as empresas necessitam para empreenderem os seus projetos de investimento é dado por:

$$K - W = B \quad (1)$$

A probabilidade de sucesso do projeto de investimento da empresa tomadora de crédito é dada por P_i e a de fracasso ou insucesso por $(1 - P_i)$. Assim, a relação entre P_i e Y_i implica em que o retorno esperado bruto é dado por:

$$Y_i = P_i Y_i^s + (1 - P_i) Y^f \quad (2)$$

Na verdade, os empréstimos tomados dos bancos pelas empresas são uma forma especial de dívida padrão, na qual o tomador paga certa quantidade especificada de $(1 + r)B$ se ele for capaz de pagar. Mas, na possibilidade de inadimplência, que é assumida de ocorrer se o projeto for malsucedido, então ele pagaria o valor presente do retorno disponível de Y^f , isto é, assume-se, portanto, que para os projetos malsucedidos tem-se:

$$Y_i^s > (1 + r)B > Y^f, \text{ para todo } i. \quad (3)$$

A assimetria de informação, como o elemento-chave do modelo de racionamento de crédito, explicita que, embora as empresas conheçam as suas probabilidades de sucesso, os bancos não as conhecem. Deste modo, na ausência de algum mecanismo para classificar os tomadores potenciais de empréstimos junto aos bancos, por classe de probabilidade do tipo com sucesso e sem sucesso, os bancos fazem seus empréstimos a todas as empresas que a priori estão dispostas a pagar a taxa de juros do empréstimo a ser concedido.

Desta forma, se os bancos decidissem racionar o crédito, eles não poderiam fazê-lo discriminando os tomadores de alto-risco dos de baixo-risco dentre o conjunto daqueles que estivessem dispostos a tomar recursos emprestados. Assumindo-se que os bancos e as empresas sejam neutros a riscos, então o retorno esperado para o investidor seria dado por:

$$E(\pi_i) = P_i Y_i^s + (1 - P_i) Y^f \quad (4)$$

Ou ainda:

$$E(\pi_i) = P_i [(1 + r)B] + (1 - P_i) Y^f \quad (5)$$

Teoricamente, $0 \leq P_i \leq 1$. Entretanto, admitindo-se que não há projetos de investimento sem risco (com $P_i = 1$) e nem totalmente arriscado ($P_i = 0$), então tem-se que $0 < P_i < P$, onde P indica a maior probabilidade de aprovação projeto de investimento de

sucesso com que o banco, de forma que $0 < P < 1$. Igualmente, $(1 - P)$ define o grau mínimo de risco do banco a cada período, tal que:

$$E(\pi_i) = P_i [Y_i^s - (1+r)B] \quad (6)$$

O *payoff* do retorno esperado, para todo o “contínuo de projetos” das empresas que fazem empréstimos junto aos bancos, é dado por:

$$E(\pi_i) = (1+r)B \int_0^P P_i g(P_i) dP_i + Y^f \int_0^P (1-P_i) g(P_i) dP_i \quad (7)$$

Em que:

P = é a probabilidade do *cutoff*, ou seja, o ponto de corte da frequência da probabilidade de sucesso, a partir do qual os clientes tomam empréstimos dos bancos;

$g(P_i)$ = é a função densidade das probabilidades de sucesso P ;

B e Y^f = são valores fixos e iguais para todas as empresas.

Sendo B fixo, a equação da demanda de crédito (Ld) é dada por:

$$Ld = \varphi(P_i, Y_i^s, r) \quad (8)$$

Em que $\frac{dLd}{dP_i} > 0$; $\frac{dLd}{dY_i^s} > 0$; $\frac{dLd}{dr} < 0$; $\frac{dLs}{dr} > 0$ e $\frac{dLs}{LP} > 0$

Nestas condições, o equilíbrio do mercado de crédito será:

$$Ls(P_i, r) = Ld(P_i, Y_i^s, r) \quad (9)$$

Nas palavras de Hermann (2000, p. 58): “A novidade da versão neo-keynesiana consiste simplesmente na rejeição da condição *ceteris paribus*, a qual admite que a distribuição de probabilidade seja mantida inalterada à medida que a taxa de juros r varia”. O argumento do neo-keynesiano Stiglitz é de que o elenco de probabilidades dos projetos de sucesso que os bancos operam é afetado negativamente pelo aumento da taxa de juros, r , de modo que, diante de uma situação tal que $Ld > Ls$, os bancos podem optar por racionar o crédito por meios burocráticos, ao invés de elevar a taxa de juros, como destacado em Greenwald et al. (1984).

Neste caso, o mercado de crédito se equilibraria pelo racionamento da quantidade de crédito ofertado com $Ld > Ls$ à taxa de juros já estabelecida, r_0 , e não com $Ls = Ld$ com alguma taxa de juros $r_1 > r_0$. Dito de outra forma, o racionamento de crédito dos bancos acaba excluindo àqueles tomadores de crédito, cujos projetos estão propensos ao fracasso, por intermédio do racionamento da quantidade ofertada de crédito que, por outros critérios restritivos, força o ajuste da demanda até o ponto onde ocorre o equilíbrio do mercado de crédito, $Ls = Ld$.

Tal conclusão decorre da forma como o modelo de racionamento de crédito especifica as funções de comportamento das empresas. Agora supondo que um empresário decida tomar emprestado de algum banco. Neste caso, a principal característica do *payoff* para esse investidor é que o pagamento do crédito seja decrescente na probabilidade de sucesso, P_i . É importante lembrar que Y_i é o mesmo para todos os projetos de investimento, de forma que um baixo P_i implica num alto rendimento, Y_i^s , tal que:

$$E(\pi_i) = Y_i - Y^f - P_i [(1+r)B - Y^f] \quad (10)$$

Esta equação (10) é decrescente em P_i . Isto significa que investidores de alto-risco estão dispostos a pagar mais aos bancos por um empréstimo. Esta é a fonte básica que resulta da política de racionamento de crédito bancário. Segundo Blanchard e Fisher (1988), essa fonte de rendimento claramente depende do fato de que o contrato entre tomador e o banco é um contrato de risco de inadimplência. O valor esperado líquido da empresa é dado por:

$$E(\pi_i^L) = P_i [Y_i^s - (1+r)B] \quad (11)$$

$$\text{Donde: } \frac{dE(\pi_i^L)}{dr} = -P_i B < 0 \quad (12)$$

A equação (12) revela que o retorno esperado líquido da empresa, $E(\pi_i^L)$, declina quando a taxa de juros é aumentada. Assim sendo, um aumento da taxa de juros de empréstimos poderia até equilibrar o mercado de crédito, porém a custo da exclusão dos tomadores potenciais de menor risco para os bancos – o que significa a revelação do efeito de seleção adversa, ressaltam Greenwald e Stiglitz (1987).

Essa é a principal razão para que o aumento da taxa de juros não seja um instrumento eficiente de seleção de bons tomadores aos bancos privados, além de justificar a possibilidade de equilíbrio pelo ajuste da quantidade racionada de crédito. O racionamento do crédito surge quando $Ls(r^*) < Ld(r^*)$, de modo que se configura um equilíbrio de mercado neo-keynesiano porque não há uma variável que ajuste, de pronto, as quantidades demandas (Ld) e ofertadas (Ls) do mercado, como detalha Greenwald e Stiglitz (1987).

2. ANÁLISE MACROECONOMÉTRICA: APLICAÇÃO DOS MODELOS VETORIAIS AUTORREGRESSIVOS

Sims (1980) critica os modelos macroeconômicos estruturais de equações multivariadas, que foram muito utilizados nas décadas de 60 e 70 nos EUA, argumentando que tais modelos fazem restrições “incríveis” de identificação e são modelos estruturais estáticos por não tratarem de forma correta a questão das expectativas devido não considerarem a estrutura probabilística do processo estocástico de geração dos dados.

No entanto, a teoria econômica não é suficientemente poderosa para fornecer uma especificação compacta das relações dinâmicas entre variáveis. Consequentemente, estimações e previsões são complexas pelo fato de que as variáveis endógenas podem aparecer de ambos os lados às equações econométricas. O principal perigo é que tais modelos estruturais estáticos podem ser identificados e estimados, às vezes, por intermédio de adições ou reduções de algumas variáveis do sistema de multiequação, sem uma justificativa econômica, apenas com a finalidade de encontrar a identificação.

Nas palavras de Pindyck e Rubinfeld (2004, p. 462-463): “Em face disso, é conveniente deixar que os dados, e não os econométricos, especifiquem a estrutura dinâmica de um modelo econométrico”. A principal vantagem da utilização dos modelos de autorregressão vetorial (VAR) irrestritos é que eles fazem exigências teóricas mínimas quanto à necessidade de especificação das variáveis de suas estruturas.

De fato, com um modelo do tipo VAR é preciso especificar somente duas coisas: 1º) as variáveis endógenas e exógenas, as quais devem ser avaliadas se interagem para que possam ser incluídas no modelo VAR que se deseja especificar; e 2º) o maior número possível de defasagens temporais necessárias para capturar a maioria dos efeitos que umas variáveis exercem sobre as outras.

Os vetores autorregressivos (VAR) são frequentemente usados para previsões com base num sistema de variáveis inter-relacionadas e para análise dos impactos dinâmicos das perturbações de natureza randômica sobre o sistema de variáveis. Contudo, dependendo do interesse do pesquisador, se quer estimação ou previsão, pode-se utilizar os modelos VAR ou os modelos VAR com correção de erros (VEC), como afirmam Maddala e Kim (1998).

2.1. Modelo VAR: uma explicação geral

Em linhas gerais, a forma matemática de um modelo VAR irrestrito padrão pode ser assim representada: $y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$ (13)

Em que y_t é um vetor k de variáveis endógenas, x_t é um vetor d de variáveis exógenas, A_1, \dots, A_p e B são matrizes de coeficientes para ser estimado e ε_t é o vetor de inovações que pode ser correntemente correlacionado com outros, mas não podem ser auto correlacionados com os seus próprios valores e nem com as variáveis explicativas das equações.

Nesse modelo econométrico, como as variáveis endógenas aparecem do lado direito da equação do modelo VAR, não há sérios problemas de simultaneidade e o MQO pode ser o método apropriado como técnica de estimação. A suposição de que as inovações (termos de perturbação) não são serialmente correlacionadas não é restritiva para que alguma correlação serial possa ser absorvida por adição de mais defasagens da variável dependente.

Ender (1995, p. 294-295) observa: “(...) existem dois tipos de modelos vetoriais autorregressivos: o SVAR estrutural e o VAR na forma padrão ou também chamado de VAR Irrestrito que, simplifcadamente, podem ser representados pelos seguintes sistemas”:

$$\left. \begin{aligned} y_t &= b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - b_{21}y_t + \lambda_{21}y_{t-1} + \lambda_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned} \right\} \text{ (modelo SVAR(p) estrutural)}$$

$$\left. \begin{aligned} y_t &= a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ z_t &= a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \right\} \text{ (modelo VAR(p) na forma padrão ou VAR(p) Irrestrito)}$$

Quando não há segurança sobre natureza endógena das variáveis, isto é, que alguma variável possa ser exógena com relação às demais, num conjunto de n variáveis, então se pode recorrer a um modelo autorregressivo na qual uma sequência $\{y_t\}$ seja afetada por todas as variáveis envolvidas, de modo que qualquer variável também seja afetada pelas demais inclusas no sistema.

Tal situação pode ser representada por um modelo SVAR, com m defasagens, o qual permite capturar efeitos contemporâneos (*feedback*) e defasados (*lags*) entre o conjunto n de variáveis. Contudo, os efeitos de *feedback* (retroalimentação) são definidos como determinísticos – o que impede uma solução do modelo SVAR estruturado. Ender (1995, p. 294-295) afirma que: “o modelo SVAR não é apresentado na forma reduzida às suas equações”.

É possível, após manipulações algébricas, obter-se uma formulação geral de um modelo VAR irrestrito, o qual que assume a seguinte forma:

$$\bar{x}_t = A_0 + \sum_{i=1}^m (A_i \times \bar{x}_{t-i}) + \bar{\xi}_t \quad \text{e} \quad \bar{\xi}_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (14)$$

Onde m representa o número de *lags* (defasagens) incluso no modelo, \bar{x}_t é um vetor-coluna ($n \times 1$) de variáveis dependentes, assumido ser constituído por variáveis estacionárias, \bar{x}_{t-i} variáveis explicativas é o vetor-coluna \bar{x}_t com i defasagens, com $i = 1, 2, \dots, m$, n é o número de variáveis incluídas no modelo, A_0 é um vetor-coluna ($n \times 1$) que representa os interceptos, A_i são os vetores-coluna ($n \times 1$) dos coeficientes de impactos do vetor \bar{x}_{t-i} , e, por fim, $\bar{\xi}_t$ é o vetor-coluna ($n \times 1$) que é representado pelos termos de erros de previsão em cada variável dependente incluída no modelo. Os termos de erros têm distribuição normal com média zero, variância constante e são individualmente não-correlacionados, mas podem apresentar correlação entre cada série de erros dos componentes de $\bar{\xi}_t$.

Os modelos VAR irrestritos na forma reduzida retornam boas previsões, de acordo com Madalla e Kim (1998), já que minimizam o erro quadrático médio de previsão, e por isso têm sido utilizados para previsões de curto prazo. No entanto, em geral, essas previsões não são sustentadas por nenhuma teoria econômica.

Conforme Enders (1995, p. 300-302), para os propósitos de obtenção de funções impulso-resposta, decomposição de variância e testar a validade das teorias econômicas, “é preciso à identificação do modelo VAR irrestrito na forma estrutural SVAR(p)”. Como efeito, para conciliar os modelos vetoriais autorregressivos com a teoria econômica, os modelos estruturais SVAR passaram a ocupar lugar de destaque.

Sims (1986), assim como Blanchard e Quah (1989), muito contribuíram para a promoção dos modelos estruturais do tipo SVAR que são identificados com as inovações (choques) recorrendo à teoria econômica. Essa classe de modelos estruturais SVAR, em vez da identificação dos coeficientes autorregressivos, focaliza as inovações estruturais (termos de erros do sistema), que são analisados como sendo combinações lineares de choque externos.

Nas palavras de Lütkepohl e Krätzig (2004, p.160): “Os modelos SVAR têm exatamente como objetivo evitar a sobre identificação e a imposição de muitas restrições à identificação dos valores dos parâmetros. Por isso, a maioria dos modelos SVAR é adequadamente identificada”. Assim, para resgatar o modelo SVAR a partir de um VAR irrestrito na forma reduzida, é importante identificar as inovações com a análise econômica.

O propósito do modelo estrutura do tipo SVAR é utilizar a teoria econômica para recuperar a inovação estrutural dos resíduos. A primeira proposta para fazer a identificação foi à decomposição triangular de *Cholesky*, constata Sims (1986). Sims *et al.* (1981) demonstram que a decomposição triangular de *Choleski* tornou-se uma hipótese das inovações sobre os erros estruturais subjacentes do modelo. Mas, apesar de prática e funcional, tal forma de identificação é atórica e seus resultados são sensíveis ao ordenamento das variáveis de acordo com o grau de endogeneidade.

Sims (1986) e Bernanke (1986) propõem uma forma diferente de identificação a partir de restrições advindas da própria teoria econômica. Tais modelos passaram a ser conhecidos como modelos SVAR estruturais ou simplesmente SVAR. Dentre os esquemas de identificação estrutural conhecidos tem-se o proposto por Blanchard e Quah (1989) que usaram as restrições de longo prazo derivadas de um modelo teórico para decompor o produto nacional bruto dos Estados Unidos em seus componentes temporários e permanentes.

Para entender tal proposta, Enders (1995, p. 322-333) afirma: “é útil examinar as relações existentes entre termos de erros de previsão e as inovações estruturais de um modelo SVAR estruturado com n variáveis de primeira-ordem numa forma matricial compacta. Lütkepohl (2005) destaca que o modelo de SVAR estruturado de n variáveis e de primeira-ordem pode ser generalizado para um modelo SVAR estruturado de n variáveis e de p -ordem.

No caso de um sistema de equações com n variáveis e p ordens, pode-se supor uma sequência $\{y_t\}$ sendo afetada pelas variáveis correntes e passadas das séries $\{z_t\}, \dots, \{w_t\}$ e as variáveis correntes e passadas das séries de sequências do modelo SVAR também sendo afetadas por $\{y_t\}$, tal que:
$$B\bar{x}_t = B_0 + \sum_{p=1}^m (B_p \cdot \bar{x}_{t-p}) + \bar{\varepsilon}_t \quad (15)$$

Na equação (15) do modelo estruturado SVAR(p), o vetor \bar{B}_0 representa os efeitos em níveis nos interceptos, que estão associados aos termos de impactos defasados \bar{x}_{t-p} , constituem as tendências estocásticas. A matriz de coeficientes \bar{B}_p , com $p = 1, 2, \dots, m$, incorpora os impactos das variáveis defasadas \bar{x}_{t-p} sobre elas e sobre as demais.

Por último, o modelo SVAR incorpora também os impactos de *feedback* (retroalimentação) associados às variáveis correntes em face das variações unitárias sobre as demais. Os pesos destes efeitos são representados pelos coeficientes da matriz B.

Neste caso, a matriz de coeficientes B das variáveis dependentes do vetor \bar{x}_t é assumida ser constituída por variáveis estacionárias. Os componentes do vetor-coluna

$(nx_1) \bar{\varepsilon}_t$ representam, respectivamente, os termos de erros de cada variável do sistema são não-correlacionados e formam ruídos brancos.

Estas perturbações representam as inovações exógenas ou choques estocásticos que atuam sobre cada variável do modelo SVAR. Os termos de perturbações têm média zero, variância constante e são individualmente não-correlacionados, mas podem apresentar correlação entre si em cada série de perturbação dos componentes do termo de erro.

Mas, como os efeitos retro alimentadores são determinísticos, provavelmente, isto impede a solução do modelo. Ademais, as equações interativas desse sistema não são reduzidas a uma única equação. Apesar desses problemas, é possível transformar um sistema de equações estruturais desse tipo numa forma útil e compacta, fazendo uso da álgebra matricial, para se obter um modelo VAR na forma padrão ou modelo VAR irrestrito a partir da equação (15), tal que pré-multiplicando a equação matricial (15) por B^{-1} , temos:

$$\bar{x}_t = B^{-1}B_0 + B^{-1} \sum_{p=1}^m (B_p \bar{x}_{t-p}) + B^{-1} \varepsilon_t \quad (16)$$

Fazendo:

$A_0 = B^{-1}.B_0$; $A_i = B^{-1}.B_p$; com $i = 1, 2, \dots, m$ e depois rearranjando, tem-se:

$$\bar{x}_t = A_0 + \sum_{i=1}^m (A_i \bar{x}_{t-i}) + \bar{\xi}_t \quad (17)$$

Em que o termo p representa o número de defasagens do modelo, x_t é o vetor coluna (nx_1) de variáveis dependentes, x_{t-p} é o vetor coluna (nx_1) das variáveis explicativas com p defasagens, com $p = 1, 2, \dots, m$, e t observações, A_0 é o vetor coluna (nx_1) dos interceptos, A_p é matriz dos coeficientes do vetor coluna (nx_1) das variáveis explicativas x_{t-p} , e ξ_t é o vetor coluna (nx_1) dos termos de erros de previsão de cada variável dependente; p representa o número de defasagens do modelo; \bar{x}_t é um vetor coluna (nx_1) de variáveis dependentes, constituídas de variáveis estacionárias; A_0 é o vetor coluna (nx_1) dos parâmetros dos interceptos; A_p representa os coeficientes de impactos do vetor coluna (nx_1) \bar{x}_{t-p} que representa as variáveis explicativas com p defasagens, com $p = 1, 2, \dots, m$; $\bar{\xi}_t$ é o vetor coluna (nx_1) formado pelos termos de erros de previsão (termo estocástico) em cada variável dependente do modelo.

No modelo SVAR, a análise da determinação dos choques de inovações, sobre cada variável dependente incluída no modelo, torna-se necessária determinar os parâmetros B , B_i e ξ_t . Por meio de um conjunto de equações envolvendo $(n^2 - n)/2$ parâmetros a mais que as equações que devem ser identificadas. No caso da decomposição triangular de *Cholesky* é isso o que acontece, pois os elementos acima da diagonal B são iguais a zero e perfazem o mesmo nível de restrições.

A imposição de restrições não é suficiente para a identificação exata devida a presença de não-linearidade no sistema de equações que podem gerar várias soluções. Por isso é conveniente, nesse processo de identificação, restringir $(n^2 - n)/2$ elementos da matriz B por meio de evidências de base econômica, destacam Blanchard e Quah (1989).

“Quanto à identificação da função impulso-resposta (FIR) e da decomposição de variância (DV), estes são realizadas pelo método da decomposição triangular de *Cholesky*”, determina Enders (1995, p. 327-328). Para tanto, deve-se obter o Vetor de Média Móvel (VMA) que, após algum algebrismo, assume a seguinte forma:

$$\bar{x}_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} (A_i \times \bar{\xi}_{t-i}) \quad (18)$$

Fazendo algumas substituições, obtém-se:

$$\bar{x}_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} (A_i x \beta^{-1} x \bar{\xi}_{t-i}) \quad (19)$$

Onde \bar{X} é o vetor-coluna ($n \times 1$) de termos médios de cada variável dependente inclusa no modelo e o segundo termo da equação (19) representa a função-resposta do sistema de VAR cujos multiplicadores de impactos dos choques em inovações ($\bar{\xi}_{t-i}$), no lag i , caracterizados pela matriz $\phi(i)$ são determinados pela seguinte equação:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi(i) x \bar{\varepsilon}_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i x \beta^{-1} x \bar{\varepsilon}_{t-i}, \text{ isto é, } \phi(i) = A_i x \beta^{-1} \quad (20)$$

Com efeito, a estimativa da função-resposta (FIR) e da decomposição de variância (DV) dependem, em princípio, do estabelecimento e da solução do sistema dado pelas relações (17) e (18), assumindo $(n^2 - n)/2$ restrições de elementos da matriz β (ou β^{-1}). Estas restrições deveriam ser realizadas por meio de evidências econômicas sobre as variáveis do modelo SVAR.

Todavia, a maioria dos trabalhos que usam o modelo SVAR, a identificação das restrições do sistema é feita pelo método da decomposição de Choleski. Os impactos indiretos e defasados só ocorrerão se houver uma relação de causalidade entre as variáveis. Nessa fase, às vezes, pode-se recorrer à análise de causalidade de Granger fazendo o teste de exogeneidade para estabelecer a ordem dos impactos, destacam Engle e Granger (1991).

A extensão do número de defasagens é a principal fragilidade do modelo SVAR. Na prática, para mitigar tal problema, é necessário limitar a ordem das defasagens a uma quantidade menor do que seria ideal, em face da natureza dinâmica desse modelo. Disso resulta que, às vezes, é preciso impor restrições ao modelo SVAR(p) fazendo exatamente aquilo que se queria evitar.

É esse tipo de identificação, adaptada para o propósito deste trabalho, que se pretende usar para estimar o valor total do crédito concedido em face do racionamento dos bancos decorrentes do risco da inadimplência e da taxa de juros básica do Banco Central.

2.2. Modelo SVAR Estrutural com correção de Erros

Uma das críticas feitas aos modelos do tipo VAR restrito é o seu caráter eminentemente estatístico, a maioria das vezes sem qualquer base econômica. As séries temporais com defasagens degeneradas, a exemplo de uma série explicada só pela primeira e quinta defasagens, são difíceis de justificativas teóricas. Todavia, quando séries de tempo de tempo não-estacionárias e co-integradas apresentam uma dinâmica em comum, elas podem ser especificadas por modelo um SVAR mais completo chamado de modelo de vetor autorregressivo de correção de erros – VECM.

Um modo alternativo de tratar as séries temporais não-estacionárias é encontrar as devidas combinações lineares das variáveis integradas estacionárias chamadas de variáveis cointegradas. Para Enders (1995, p.359), o conceito de co-integração estabelece que exista, pelo menos, “uma relação de equilíbrio entre um conjunto de variáveis cointegradas resultando que essa tendência de equilíbrio, no longo prazo, deve estar tão relacionada que as variáveis cointegradas não podem se mover no longo prazo independentemente uma da outra”.

Assim sendo, as trajetórias dinâmicas de longo prazo de cada variável do modelo devem manter alguma relação com os desvios correntes nas relações de equilíbrio de curto prazo. Stock e Watson (1998) e, principalmente Lütkepohl e Krätzig (2004, p. 175-176)

afirmam que: “As relações só terão sentido prático se os desvios nas séries das variáveis que integram tais relações de equilíbrio forem de curto prazo”.

O termo de correção de erro significa que o desvio do equilíbrio de longo prazo é corrigido gradualmente por intermédio de uma série de ajustamentos parciais de curto prazo. Hamilton (1994) e Johnston e Dinardo (2003) destacam que quando séries temporais são cointegradas de ordem um $I(1)$, é conveniente reparametrizar o modelo SVAR para transformá-lo num VECM, o qual pode ser especificado a partir das séries nas primeiras diferenças – incluindo o termo de erro da equação co-integrante e excluindo as diferenças das variáveis em níveis. Logo, o modelo de correção de erro fica assim especificado:

$$\Delta Y_t = \phi_0 + \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta X_{t-p-1} + \varepsilon_t \quad \text{e} \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_u^2) \quad (21)$$

Em que:

$$A_i = \sum_{j=1+i}^p \phi_j, \quad i = 1, 2, \dots, p-1; \quad \varepsilon_t = p\varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (22)$$

Se há raiz unitária, então $\phi(I) = 0$, de modo que $\phi = \alpha\beta'$. Com isso, então, pode-se dizer que β é a matriz que tem vetores de co-integração e α é a matriz de ajustamento com r vetores. Diante dessas condições, Santana (2003, p. 440-441) argumenta: “O modelo vetorial autorregressivo de correção de erros VECM é assim chamado porque explica ΔY_t por dois componentes: os fatores de curto prazo, $\sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Y_{t-p-1}$, e a relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas ϕX_{t-1} , considerando que haja co-integração”.

3. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS MODELOS ESTRUTURAIS: ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO

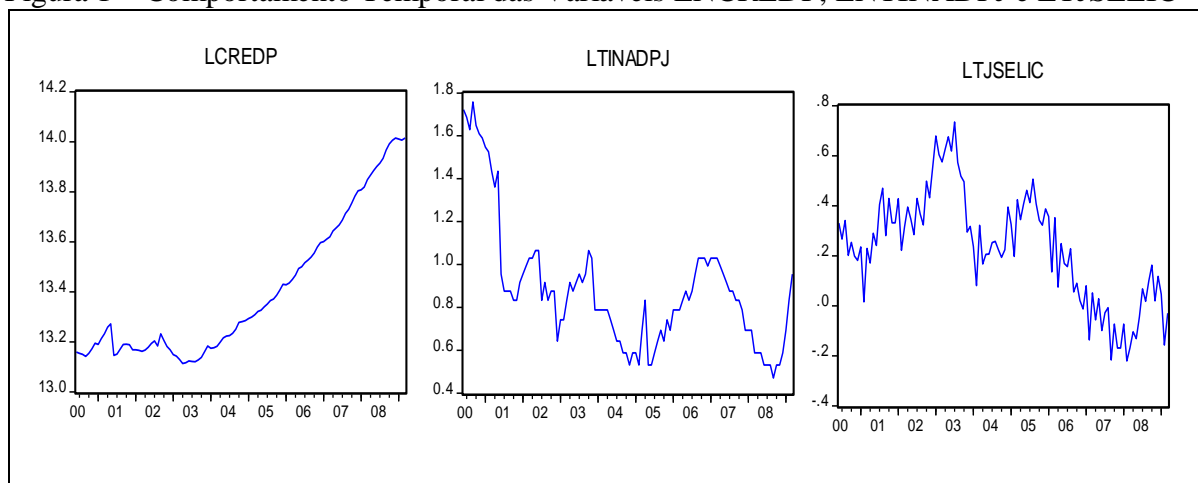
O período de tempo considerado para a aplicação do modelo vai de junho de 2000 até março de 2009. Essa delimitação temporal cobre o período correspondente à pós-implantação do tripé macroeconômico (com forte política de juros altos, praticada pelo Banco Central do Brasil, para controlar a inflação) até os meses que seguiram do início da crise de 2008 (que levou ao aumento do racionamento de crédito).

As variáveis foram selecionadas com base na teoria do racionamento do crédito de Stiglitz. Os valores originais mensais da oferta do crédito privado concedido estão expressos em unidade de milhão de reais e as variáveis explicativas estão expressas em termos de porcentagem. Os valores nominais da série temporal da oferta de crédito foram deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Varga (FGV), para a época, a preços de março de 2000.

Os dados utilizados na aplicação do modelo foram obtidos junto às seguintes instituições: Banco Central do Brasil (BCB) e Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada (IPEA). As séries temporais das variáveis incluídas no modelo SVAR são as seguintes: a oferta dos créditos bancários privados (LCREDP), a taxa de inadimplência das pessoas jurídicas tomadoras de empréstimos (LTINADPJ) e a taxa de juros básica (LTJSELIC) do Banco Central do Brasil (BCB).

Como determina Charemza e Deadman (2003, p.103): “Os créditos privados concedidos e demais variáveis foram convertidos em logaritmos naturais para evitar os problemas de *overdifferencing* resultante da sobreposição dos operadores de diferença”. A Figura 1, a seguir, apresenta as variáveis em termos de nível.

Figura 1 – Comportamento Temporal das Variáveis LNCREDP, LNTINADPJ e LTJSELIC



Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) e Ipeadata. Elaboração própria.

Tendo isso em conta, e por razões práticas, a estimação do modelo SVAR(4) de racionamento do crédito testará a hipótese de que o crédito concedido, num dado período de tempo, depende do crédito concedido defasado, da taxa de inadimplência (taxa de riscos) e da taxa de juros básica que define a política monetária do Banco Central.

Assim, a especificação do modelo pode ser assim representada:

$$LNCREDP_{1t} = \alpha_{1t} + \sum_{t=1}^4 \beta_4 LNCREDP_{t-4} + \sum_{t=1}^4 \lambda_4 LNTINADPJ_{t-4} + \sum_{t=1}^4 \delta_4 LTJSELIC_{t-4} + \varepsilon_{1t} \quad (22)$$

$$LNTINADPJ_{1t} = \alpha_{1t} + \sum_{t=1}^4 \beta_4 LNCREDP_{t-4} + \sum_{t=1}^4 \lambda_4 LNTINADPJ_{t-4} + \sum_{t=1}^4 \delta_4 LTJSELIC_{t-4} + \varepsilon_{1t} \quad (23)$$

$$LTJSELIC_{4t} = \alpha_{4t} + \sum_{t=1}^4 \beta_4 LNCREDP_{t-4} + \sum_{t=1}^4 \lambda_4 LNTINADPJ_{t-4} + \sum_{t=1}^4 \delta_4 LTJSELIC_{t-4} + \varepsilon_{4t} \quad (24)$$

Em que os termos de erros estocásticos são os impulsos ou inovações. A hipótese nula (H_0) testável é de que os parâmetros dos modelos SVAR(4) são iguais a zero. A hipótese alternativa (H_1) é de que há pelo menos um dos coeficientes dos modelos SVAR (4) que é diferente de zero.

3.1. Teste de Raiz Unitária

Para efetuar o teste de raiz unitária, baseado em Dickey e Fuller (1979), recorreu-se aos métodos de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), em que a hipótese nula testável é de que as variáveis do modelo são estacionárias em nível⁴. Os resultados dos respectivos testes indicam a não rejeição a presença de uma raiz unitária para nenhuma das variáveis consideradas; ou, em outras palavras, as variáveis do modelo não são estacionárias.

Dado que todas as variáveis do modelo exibiram raízes unitárias em nível passa-se, então, à definição da ordem de integração de cada variável. Para isso, aplicam-se os respectivos testes na série em primeira diferença.

Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada, então a variável é integrada de ordem um, $x_t \sim I(1)$. Caso contrário, diferencia-se novamente a série e aplica-se o teste até que a hipótese nula seja rejeitada. Os resultados de ambos os testes, apresentado na Tabela 1, mostram que todas as variáveis são $I(1)$.

⁴ Quando os testes com tendência são insignificantes não é necessário repeti-los.

Tabela 1 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária - ADF e PP

| Testes de Dickley-Fuller Aumentado | | | | | |
|------------------------------------|--------|----------------|------------------|---------|---------|
| Vaiáveis | Testes | VC τ_{PP} | Valores Críticos | | |
| | | | 1% | 5% | 10% |
| LNCREDP | CIST | -8.5793* | -3.4943 | -2.8894 | -2.5817 |
| LNTINADPJ | CIST | -10.4964* | -3.4943 | -2.8894 | -2.5817 |
| LNTSELIC | CIST | -4.9913* | -3.4943 | -2.8894 | -2.5817 |

| Testes Phillips-Perron | | | | | |
|------------------------|--------|----------------|------------------|---------|---------|
| Vaiáveis | Testes | VC τ_{PP} | Valores Críticos | | |
| | | | 1% | 5% | 10% |
| LNCREDP | CIST | -8.5693* | -3.4943 | -2.8894 | -2.5817 |
| LNTINADPJ | CIST | - | -3.4943 | -2.8894 | -2.5817 |
| LNTSELIC | CIST | -18.7578* | -2.8894 | -2.5817 | -2.5817 |

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews. Obs: * significantes a 1%; ** significantes a 5%; *** significantes a 10%. Os valores críticos foram obtidos em McKinnon (1996). VC = Valor calculado da estatística τ_{DFA} ; VCR = Valor crítico da distribuição τ ; CIST = com intercepto e sem tendência.

Nos testes de raiz unitária anteriores, por exemplo, não houve uma preocupação formal em considerar a possibilidade de mudanças bruscas no comportamento das séries analisadas. Uma maneira de tornar mais rigoroso os testes para verificar a estacionaridade das séries é considerar a existência de quebras estruturais. A presença de quebra estrutural em uma série pode levar os testes padrões a concluírem erroneamente pela presença de uma raiz.

Neste contexto, optou-se por realizar o teste sugerido por Zivot e Andrews (1992), em que a quebra estrutural é determinada de forma endógena. No referido teste são consideradas três tipos possíveis de quebra estrutural, o que implica na utilização de três modelos em que a hipótese nula é que a série contém uma raiz unitária sem quebra estrutural e as hipóteses alternativas são possíveis versões de uma série com tendência determinística estacionária com uma mudança no intercepto, ou uma mudança na inclinação ou em ambos.

Os resultados do teste em epígrafe indicaram que se pode rejeitar a hipótese nula de raiz unitária apenas para a variável LNCREDP e, ainda, que a mesma é estacionária com uma quebra em outubro de 2002, como consta na Tabela 2.

Tabela 2 – Resultado do Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural

| Variáveis | Componentes da Quebra | | | Estatística-t Mínima | Data da Quebra | Valores Críticos | |
|-----------|-----------------------|------------|----------------------------|-------------------------|-------------------|------------------|-------|
| | Intercepto | Inclinação | Intercepto e Inclinação | | | 1% | 5% |
| | | | | | | | |
| LNTINADPJ | | | | -2.497 | | -4.93 | -4.42 |
| LNTSELIC | | | | -3.469 | | -4.93 | -4.42 |

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews. Obs: * significantes a 1%; ** significantes a 5%; *** significantes a 10%. Os valores críticos foram obtidos Zivot e Andrews (1992).

3.3. Análise de Cointegração Multivariada

Diferentemente do teste de Johansen (1988, 1991), que apresenta valores críticos que levam em consideração apenas termos determinísticos – intercepto e tendência – o teste de cointegração usado aqui é baseado em Johansen *et. al.* (2000), uma vez que os resultados dos testes de raiz unitária indicam a presença de uma quebra estrutural em uma das séries analisadas. Neste último teste, os valores críticos levam em consideração, também, a presença de variáveis *dummies*, as quais refletem a presença de quebras estruturais.

Na Tabela 3, a estatística do traço indica a existência de pelo menos um vetor cointegrante a um nível de significância de 1%. A ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis e, por conseguinte, as mesmas movem-se estocasticamente juntas ao longo do tempo, na direção de um equilíbrio de longo prazo. Deve ficar claro, porém, que esta é a definição econométrica de equilíbrio de longo prazo, que pode ou não contemplar um vínculo com as forças de mercado ou com as regras de comportamento dos indivíduos e firmas, ficando a interpretação econômica do fenômeno a depender da situação envolvida.

Tabela 3 – Teste de Johansen para cointegração com quebra estrutural

| Amostra | LR | Estatística do Traço | | | p-value |
|-------------------|--------|----------------------|-------|-------|---------|
| | | Valores Críticos | | | |
| 2000:06 – 2009:03 | | 1% | 5% | 10% | |
| $r = 0$ | 152.04 | 54.25 | 47.78 | 44.55 | 0.000 |
| $r \leq 1$ | 68.81 | 34.65 | 29.37 | 26.77 | 0.000 |
| $r \leq 2$ | 11.44 | 18.52 | 14.50 | 12.61 | 0.124 |

Fonte: Elaboração própria. Obs: O teste inclui uma *dummy* referente à quebra estrutural da oferta dos créditos bancários privados (LNCREDP) na data de 2002:06 (r = número de relações cointegrantes). O número de defasagens foi definido de acordo com o critério de Hannan-Quinn e considerou-se a presença de um intercepto e uma tendência. Os valores críticos foram obtidos em Johansen et al. (2000).

4. RESULTADOS DO MODELO EMPÍRICO

Na literatura econométrica referente ao período analisado houve uma crescente aplicação dos modelos VAR e VECM para a estimação e previsão dos efeitos da política monetária de metas de taxa de juros elevadas sobre o racionamento de crédito dos bancos aos tomadores de empréstimos.

Uma característica dos Modelos de Correção de Erros (VECM) é a inclusão das variáveis em diferenças na especificação do modelo de forma a permitir investigar tanto os efeitos de longo prazo quanto a correção dos desvios de curto prazo. Quando há relações de cointegração nas séries das variáveis consideradas, há impactos dos termos de perturbações estocásticas (os desvios de curto prazo) sobre as relações das variáveis cointegradas no longo prazo nos modelos VECM, destacam Hendry e Juselius (2000).

O modelo fez uso do teste de estabilidade – teste das raízes inversas do polinômio característico do sistema VAR⁵. O resultado do teste de estabilidade assegura a presença das raízes entre zero e um, como revela a Tabela 4, o que indica que o sistema é estável.

Tabela 4 – Teste de Estabilidade do Modelo

| Raízes | Módulos |
|-----------------------|---------|
| 1.0000 | 1.0000 |
| 1.0000 | 1.0000 |
| 0.9291 | 0.9291 |
| -0.449975 – 0.405271i | 0.6055 |
| -0.449975 + 0.405271i | 0.6055 |
| 0.113483 - 0.270631i | 0.2934 |
| 0.113483 + 0.270631i | 0.2934 |
| 0.005127 - 0.285618i | 0.2856 |
| 0.005127 + 0.285618i | 0.2856 |

Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews.

⁵ Se todas as raízes do polinômio caírem dentro do círculo unitário o sistema deverá ser estável, o que significa que todas as raízes devem ter módulo igual ou menor que um; se algumas raízes ficarem fora do círculo, então o sistema é instável com comportamento explosivo; e se uma raiz ficar sobre o círculo unitária, então o sistema é não-estacionário podendo ter trajetória de tendência estocástica ou passeio aleatório.

4.1. Especificação do VECM e Análise da Função Impulso Resposta (FIR)

Com o propósito de analisar os efeitos do racionamento do crédito privado associados à oferta de crédito privado, a taxa de inadimplência e a taxa de juros básica do BC, a especificação do modelo linear VECM, com duas defasagens, foi a seguinte:

$$\Delta LCREDP_{1t} = \alpha_{1t} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \Delta LCREDP_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \lambda_{2i} \Delta LTINADPJ_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_{2i} \Delta LTJSELIC_{t-i} + v_{1t} \quad (25)$$

A investigação das relações de equilíbrio de longo prazo, por meio do modelo de correção de erro, requer que as séries das variáveis sejam cointegradas, como no caso anterior. Os resultados obtidos do modelo VECM podem ser assim apresentados, conforme resultados oriundos da Tabela 5 contidos no Anexo.

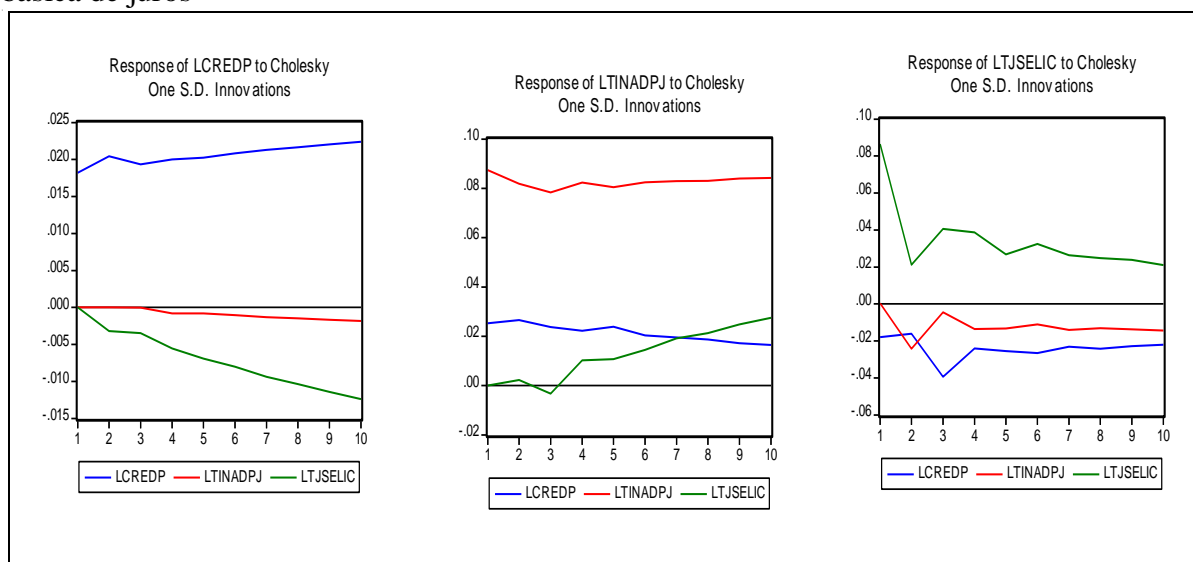
$$\begin{aligned} \Delta LCREDP_{1t} = & 0,0081 + 0,1049 \Delta LCREDP_{t-1} - 0,0615 \Delta LCREDP_{t-2} - 0,0882 \Delta LTINADPJ_{t-1} \\ & - 0,0020 \Delta LTINADPJ_{t-2} + 0,0022 \Delta LTJSELIC_{t-1} + 0,0113 \Delta LTJSELIC_{t-2} - 0,0190 EC_{1t} \end{aligned} \quad (26)$$

O coeficiente do termo de correção de erro (EC1) do modelo VECM é significativo a 5% de erro de probabilidade. Isto revela que os desequilíbrios de curto prazo entre as séries temporais das variáveis devem apresentar uma trajetória rumo ao equilíbrio longo prazo.

Neste caso, o coeficiente $EC1 = 0,0190$ indica que os *drifts* (desvios) em torno do equilíbrio longo prazo das variáveis serão ajustados em parcelas de 0,02 por mês. Tal condição comprova uma certa rigidez (viscosidade) para que ocorra a transmissão dos efeitos da oferta de crédito privado, da taxa de inadimplência e da taxa de juros SELIC da autoridade monetária sobre os canais dos empréstimos bancários às empresas.

As funções impulso resposta (FIR) são instrumentos ilustrativos de como as variáveis do modelo reagem ao longo do tempo a uma mudança nos desvios das inovações. Elas são importantes, também, na identificação da reação em cadeia das inovações sobre as variáveis endógenas. Esse mecanismo de transmissão das FIR, resultante da redução do desvio padrão das inovações sobre as variáveis do modelo VECM, pode ser visto na Figura 2.

Figura 2 – Função impulso resposta da oferta de crédito, da taxa de inadimplência e da taxa básica de juros



Fonte: Elaboração própria a partir do Eviews. *Intervalo de confiança de 95%.

No primeiro Gráfico da Figura 2, representando a FIR da variável LNCREDP, nota-se que a dinâmica do mecanismo começa com o aumento de um desvio padrão de 0,02 por mês causado principalmente pela redução da taxa de inadimplência, bem como pelo crescimento da taxa de juros ao longo do período; já no segundo Gráfico da Figura 2, o nível

da FIR da LNTINADPJ é decrescente por todo o período relativamente à oferta de crédito, que apesar de apresentar um crescimento a partir do quarto período, este é pequeno sugerindo certa rigidez (viscosidade) por motivos associados às assimetrias de informações quanto aos riscos de seleção adversa e moral; no terceiro Gráfico da Figura 2, o nível da FIR da LNTJSELIC mostra a relativa influência da política de taxa de juros alta sobre a oferta de crédito, já que os bancos não repassaram aos seus clientes, de forma imediata, as variações da taxa de juros SELIC – o que sugere indícios de práticas de racionamento de crédito.

Por último, resta acrescentar que, em respostas aos impulsos (choques), as séries das variáveis podem entrar em equilíbrio de longo prazo num novo patamar, acima ou abaixo da posição de equilíbrio de curto prazo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Percebe-se que com a realização desse trabalho, procurou-se atingir o objetivo de demonstrar de forma objetiva a questão do racionamento de crédito, ou seja, quando a procura de crédito é maior que à oferta de crédito à taxa de juros de mercado, de tal maneira que a procura de crédito, por parte de alguns agentes econômicos, não seja totalmente satisfeita.

As metas inflacionárias estabelecidas pelo Banco Central do Brasil são monitoradas por uma política monetária baseada na fixação da taxa de juros básica. Qualquer ameaça de subida da taxa de inflação tem como resposta uma alta da taxa de juros. No período analisado, a taxa de juros SELIC elevada transmitiu seus efeitos pelos canais dos juros e do crédito concedido (empréstimos) pelos bancos.

Fica claro que, no período estudado, apesar da taxa de juros elevada, as empresas tomadoras continuaram fazendo empréstimos junto aos bancos. Não obstante, as taxas de juros elevadas dos créditos concedidos, como uma consequência da política monetária e do receio da inadimplência dos tomadores, houve uma indução aos bancos serem precavidos, racionando crédito. Na verdade, os efeitos da política monetária do Banco Central não se propagam rapidamente pelos mecanismos de transmissão – por intermédio dos canais da taxa de juros – como esperado pelos formuladores dessa política.

De fato, há certa rigidez no processo de transmissão devido aos “custos de menu”. A teoria do racionamento de crédito de Stiglitz tem uma boa explicação analítica para esse comportamento do setor bancário. O problema da assimetria de informações, por parte dos bancos, conduz a um processo de seleção adversa e de risco moral.

Por conta disso, os bancos reagem adotando uma postura cautelosa de racionamento do crédito para os tomadores quer devido à alta da taxa de juros quer pela redução do volume de crédito disponível mediante o aumento das exigências burocráticas e da redução dos “tetos” de empréstimos e dos prazos de pagamento dos juros e do principal.

Os modelos estruturais VAR e VECM foram empregados com o propósito de estimar os valores dos parâmetros do modelo analítico formulado com base na teoria do racionamento de crédito do Stiglitz. Neste particular, adotou-se uma estrutura econométrica com três variáveis selecionadas com base na teoria do racionamento do crédito.

As análises dos resultados dos parâmetros dos modelos VEC confirmaram o ajuste deles à teoria e os parâmetros dos modelos serviram para testar suas capacidades de previsão. Conclui-se assim que, apesar da rigidez (viscosidade) da taxa de juros dos empréstimos, o racionamento do crédito bancário no Brasil se deve, em parte, a política de taxa de juros alta e, em parte, do comportamento cauteloso dos bancos com receio da inadimplência marcado pelo excesso de prudência – acordo de Basileia – e pela taxa básica de juros elevada.

Portanto, o racionamento de crédito é considerado um fator inibidor do crescimento econômico, que causa constante preocupação entre governantes e economistas, e serve de fonte de inspiração para trabalhos acadêmicos para economistas de todas as matrizes teóricas, não focando em apenas uma, o que mostra sua tamanha diversidade.

REFERÊNCIAS

- BLANCHARD, J. O.; FISHER, S. *Lectures on macroeconomics*. Cambridge/ EUA, MIT, 1988.
- BLANCHARD, J. O.; QUAH, D.. *The dynamics effects of agrégate and suplí disturbances*. American Economica Review, v.79, p.655-673, 1989.
- BLINDER, A. S.; STIGLITZ, J. E. *Money, Credit Constraints, and Economic Activity*. American Economic Review, Papers and Proceedings, 73, 2 may, p.297-302, 1983.
- CHAREMZA, WOJCIECH W. & DEADMAN, DEREK F. *New Directions Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. Cheltenham, Edward Elgar, 2003.
- ENGLE, ROBERT & GRANGER, CLIVE. *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. In: Long-Run Economic Relations: Readings in Cointegration Advanced Texts in Econometrics. R.F.Engle and C.W.J. Granger.(Ed.).New York, Oxford University Press, 1991.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York, John Willey & Sons, 1995.
- GRANGER, C.W.J & NEWBOLD, P. *Spurious regression in econometrics*. Journal of Econometrics, v. 2, p. 112-120, 1974.
- GREENWALD, B.C.& STIGLITZ, J.E & WEISS. A. *Informational imperfections in the Capital Market and Macroeconomic Fluctuations*. The American Economic Review, Vol.74, n.2, 1984.
- GREENWALD, B.C. & STIGLITZ, J.E. *Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics*. Oxford Economic Papers, Vol.39, n.1, 1987.
- GREENWALD, B.C.& STIGLITZ, J.E. *Imperfect information, Finance Constraints, and Business Fluctuacions*. In: Meir Kohn and Sho-Chieh Tsiang. (Org.). Finance Constraints, Expectations, and Macroeconomics. Clarendon Press-Oxford, 1988.
- GUJARATI, D.N. *Basic Econometrics*. New York. Mc-Graw-Hill, 1995.
- HENDRY, D.F. & JUSELIUS, K. *Explaining Cointegration Analysis*. Energy Journal, 21, 2000.
- HAMILTON, JAMES D. *Time series analysis*. New Jersey, Princepton Univesity Press, 1994.
- HERMANN, JENNIFER. *O Modelo de Racionamento de Crédito; a Política Monetária Novo-Kenesyana: uma análise crítica*. Revista de Economia Política.São Paulo, V.20, abril-junho, 2000.
- JAFFEE, DWIGHT. *Credit Rationing and the Commercial Loan Market: an econometric study of the structure of the commercial loan market*. New York, Wiley and Sons, 1971.
- JAFFEE, D & STIGLITZ, J.E. *Credit Rationing*. In: Handbook of Monetary Economics. Benjamin M.Friedman and Frank H.Hahn (Org.).New York, North-Holland. 1990.
- JOHANSEN, SOREN. *Statistical Analisis of Cointegração Vectors*. In: Long-Run Economic Relations: Readings in Cointegration.Advanced Texts in Econometrics. R.F.Engle and C.W.J. Granger.(Ed.). New York, Oxford University Press, 1991.
- JOHANSEN, S., MOSCONI, R., e NIELSEN, B. *Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend*. Econometrics Journal, 3:216-249, 2000.
- JOHNSTON, JACK & DINARDO, JOHN. *Métodos Econométricos*. São Paulo, MacGraw-Hill, 2003.
- LÜTKEPOHL, H & KRÄTZIG, M. *Applied time series econometrics*. Cambridge, UK, University Press, 2004.
- LÜTKEPOHL, HELMUT. *New introduction multiple time series analysis*. New York, Springer, 2005.
- MADDALA, G.S. & KIM, IN-MOO. *Units Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge, Cambridge University Press, 1998.
- SANTANA, ANTÔNIO CORDEIRO DE. *Métodos Quantitativos em Economia: elementos e aplicações*. Belém, UFRA, 2003.
- SIMS, C.A. *Are Foresting Models Usable for Policy Analysis?*. Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis.10, p.2-16, 1986.
- SIMS, C.A., STOCK, J. & WATSON, M. *Inference in linear time series models with some unit roots*. Econometrica, 58, p.113-144, 1990.
- STIGLITZ, JOSEPH E. *Credit Markets and the Control of Capital*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol.17, n.2, p.133-152, maio, 1985.
- STIGLITZ, JOSEPH E. *Money, Credit and Business Fluctuation*. The Economic Record, Vol.64, n,187, p.307-322, dez, 1988.
- STIGLITZ, JOSEPH E. *Peer Monitoring and Credit Markets*. World Bank Economic Review, Vol.4, n.3, p.351-366, 1990.

STIGLITZ, J & Weiss. *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*. American Economic Review. V.71.p.393-410, 1981.

STIGLITZ, J.E. & WEISS. A. *Assymmetric Information in Credit Markets and Its Implications for Macroeconomics*. Oxford Economic Papers, 44, p.162-192, 1992.

STOCK, JAMES H. & WATSON, MARK W. *Variable Trends in Economic Time Series*. Journal of Economic Perspectives, Vol.2, n. 3, 1998

TELES, V. & MIRANDA, M. *Política monetária e ciclos regionais no Brasil: uma investigação das condições para uma área monetária ótima*. Estudos Econômicos, São Paulo, 36:263–291, 2006.

ZIVOT, E. & ANDREWS, K. *Further Evidence on The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis*. Journal of Business and Economic Statistics, 10 (10), pp. 251–70, 1992.

ANEXO

Tabela 5 – Resultados das Estimativas do modelo de VECM

| Vector Error Correction Estimates | | | | |
|--|-----------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Date: 06/20/09 Time: 20:00 | | | | |
| Sample (adjusted): 2000M09 2009M03 | | | | |
| Included observations: 103 after adjustments | | | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | | | |
| Cointegrating Eq: | | CointEq1 | | |
| | LCREDP(-1) | 1.000000 | | |
| | LTINADPJ(-1) | 0.458805 (0.19246) [2.38384] | | |
| | LTJSELIC(-1) | 2.060515 (0.28981) [7.10995] | | |
| C | | -14.27766 | | |
| Error Correction: | | D(LCREDP) | D(LTINADPJ) | D(LTJSELIC) |
| CointEq1 | | -0.019013 (0.00796) [-2.38908] | 0.055509 (0.03973) [1.39731] | -0.091333 (0.03859) [-2.36661] |
| | D(LCREDP(-1)) | 0.104857 (0.10610) [0.98831] | 0.130683 (0.52961) [0.24675] | -0.163641 (0.51450) [-0.31806] |
| | D(LCREDP(-2)) | -0.061488 (0.10557) [-0.58243] | -0.218203 (0.52698) [-0.41406] | -1.397531 (0.51195) [-2.72984] |
| | D(LTINADPJ(-1)) | 0.008820 (0.02253) [0.39151] | -0.089173 (0.11245) [-0.79301] | -0.235884 (0.10924) [-2.15931] |
| | D(LTINADPJ(-2)) | -0.002029 (0.02342) [-0.08664] | -0.061950 (0.11693) [-0.52981] | 0.038940 (0.11359) [0.34281] |
| | D(LTJSELIC(-1)) | 0.002178 (0.02305) [0.09448] | -0.088637 (0.11507) [-0.77031] | -0.567501 (0.11178) [-5.07678] |
| | D(LTJSELIC(-2)) | 0.011287 (0.02028) [0.55655] | -0.149453 (0.10123) [-1.47634] | -0.160375 (0.09834) [-1.63076] |
| C | | 0.008132 (0.00225) [3.61112] | -0.007952 (0.01124) [-0.70738] | 0.004987 (0.01092) [0.45662] |
| R-squared | | 0.108371 | 0.051468 | 0.464388 |
| Adj. R-squared | | 0.042672 | -0.018423 | 0.424921 |
| Sum sq. Resids | | 0.031530 | 0.785627 | 0.741440 |
| S.E. equation | | 0.018218 | 0.090938 | 0.088344 |
| F-statistic | | 1.649502 | 0.736401 | 11.76672 |
| Log likelihood | | 270.5645 | 104.9634 | 107.9447 |
| Akaike AIC | | -5.098340 | -1.882785 | -1.940673 |
| Schwarz SC | | -4.893701 | -1.678146 | -1.736034 |
| Mean dependent | | 0.008399 | -0.006541 | -0.003591 |
| S.D. dependent | | 0.018619 | 0.090112 | 0.116496 |

Fonte: elaboração própria a partir do Eviews.