



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN
MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA – MPE**

JOÃO HENRIQUE LEMOS COSTA

**ANÁLISE DO IMPACTO DA CLASSIFICAÇÃO DE RISCO NO MERCADO DE
CRÉDITO BRASILEIRO**

**FORTALEZA
2009**

JOÃO HENRIQUE LEMOS COSTA

**ANÁLISE DO IMPACTO DA CLASSIFICAÇÃO DE RISCO NO MERCADO DE
CRÉDITO BRASILEIRO**

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia – Mestrado Profissional – da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial á obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos

**FORTALEZA
2009**

JOÃO HENRIQUE LEMOS COSTA

**ANÁLISE DO IMPACTO DA CLASSIFICAÇÃO DE RISCO NO MERCADO DE
CRÉDITO BRASILEIRO**

Dissertação submetida à Coordenação do
Curso de Pós-Graduação em Economia –
Mestrado Profissional – da Universidade
Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial
à obtenção do grau de Mestre em Economia.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo Rogério Faustino Matos
Orientador

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi
Membro

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares
Membro

Dedico esta Dissertação à minha esposa Veralúcia e aos meus filhos Ruanna, Ruan e Jéssica que muito me ajudaram a realizar este trabalho.

AGRADECIMENTOS

Ao Sr. bom Deus, que sempre ilumina e abençoa meus passos;

Aos meus pais João Ferreira e Maria de Lourdes (in memoriam) que com muita luta e determinações deram-me o alicerce necessário para a conquista dos meus objetivos;

Ao orientador Dr. Paulo Matos, que com muita paciência e tranqüilidade repassou-me os conhecimentos necessários para a realização desta obra; e

Aos meus amigos e colegas que, de alguma forma, contribuíram para a realização desse Curso, e em especial ao Banco do Brasil que o patrocinou.

RESUMO

Este artigo analisa o impacto das classificações de risco no volume de crédito e as relações de longo prazo entre Produto Interno Bruto (PIB), depósitos e crédito para o mais relevante agente no mercado financeiro brasileiro, sob um arcabouço monetário estrutural desenvolvido por Bernanke e Blinder (1988), o qual modela a oferta de crédito como uma função de variáveis idiossincráticas e macroeconômicas. Os resultados obtidos via Regressões Lineares e através do Método de Correção de Erros *a la* Engle e Ganger (1987) permitem evidenciar a relevância do canal de crédito como instrumento de transmissão da política monetária, enfatizando a importância de se acompanhar as rubricas bancárias. Baseado na bem sucedida performance do modelo benchmark, é possível mensurar o efeito significativamente positivo da obtenção do grau de investimento de acordo com a agência Moody's no crédito, enquanto mudanças intermediárias na avaliação de risco não parecem ser tão relevantes. Há também evidências do efeito insignificante dos juros no crescimento do PIB.

Palavras-chave: Relação de equilíbrio de longo prazo; Canal de transmissão de política monetária; Grau de investimento; Mercado de crédito. Classificação JEL: G21; G32

ABSTRACT

In this article, we analyze the rating impact on credit volume and the long-run equilibrium relationship between Gross Domestic Product (GDP), deposits and credit for the most relevant player in Brazilian financial system, under the monetary structural framework developed by Bernanke and Blinder (1988), which models the credit supply as a function of some idiosyncratic and macroeconomic key-variables. The results obtained from linear regressions and from an error-correction Engle and Ganger (1987) approach enables us to evidence the credit channel relevance as a monetary policy transmission instrument, emphasizing the relevance in observing the bank assets rubric. Based on the well-succeed benchmark model performance, we are able to measure the positive and significant impact of the investment grade, according to Moody's agency, while intermediary rating changes do not seem to be so relevant. We also have evidences about the insignificant impact of interest rate changes on GDP growth rate.

Key-words: Long-run equilibrium relationship; Monetary policy transmission channel; Investment grade; Credit market. JEL Codes: G21; G32

1. INTRODUÇÃO

Na vasta literatura em Sistema Financeiro e Desenvolvimento, pesquisadores parecem consentir que as oportunidades oriundas do mercado de crédito para as pessoas físicas e jurídicas consistiriam em um fator relevante não somente no desenvolvimento de uma economia, mas também como instrumentos de política social capaz de reduzir pobreza e redistribuir renda como defendem Alesina e Perotti (1996).

Alvo de estudo por parte dos financistas é preciso que se atente que uma particularidade do mercado de crédito consiste no fato de que a contrapartida da oferta de crédito por parte do sistema bancário se dá através depósitos bancários realizados pelos agentes econômicos superavitários. Neste contexto, sob uma abordagem de política monetária os principais estudos sobre este mercado estão

concentrados em um debate ainda em divergência sobre a existência de um canal de crédito complementar ao tradicional canal da taxa de juros, relevante, mas insuficiente ao explicar evidências empíricas.

Na última década, foi possível observar uma trajetória de melhoria das avaliações de risco das principais instituições privadas brasileiras, financeiras ou não, processo este acompanhado também pelo governo quando da emissão de seus títulos ao mercado, sinalizando não somente maior confiança, mas permitindo a alocação de capitais externos para o Brasil, principalmente de fundos de pensão e seguradoras, antes impedidas por Lei.

Diante desta realidade, este estudo se propõe inicialmente a evidenciar e mensurar qual o impacto em razão da conquista do grau de investimento no volume ofertado de crédito do que pode ser considerado como uma *proxy* de instituição financeira, responsável por quase 30% do volume total do mercado de crédito brasileiro. Para tal, faz-se uso do arcabouço estrutural de Teoria Monetária desenvolvido por Bernanke e Blinder (1988) e utilizado recentemente em Farinha e Marques (2002) para a economia portuguesa.

De acordo com os resultados, esta modelagem *benchmark* encontra-se bem especificada para o caso brasileiro, sendo possível evidenciar a existência do canal de crédito. Em um segundo momento, visando atender aspectos econométricos intrínsecos a modelagens que possuam variáveis não estacionárias, as análises das relações de equilíbrio de longo prazo são feitas via modelagem linear e através da respectiva modelagem de correção de erros, sendo os resultados robustos e intuitivos, segundo os quais mudanças intermediárias da classificação de risco não parecem ser significativas, sendo apenas a obtenção do grau de investimento de fato relevante neste mercado de crédito. Ressalte-se com base nesta evidência, a relevância da manutenção de austeridade fiscal e do equilíbrio na condução do regime monetário neste ambiente de crise financeira, com o intuito de se manter esta chancela.

Os resultados sobre os impactos oriundos de choques em taxas de juros reais são contraditórios, não sendo possível afirmar a eficiência da política monetária

conduzida no regime de Metas Inflacionárias no estímulo ao mercado de crédito ou no crescimento do PIB.

Este trabalho encontra-se organizado da seguinte forma. Na seção 2, tem-se um breve histórico do mercado de crédito brasileiro, sendo abordados aspectos sobre classificação de risco na seqüência. Na seção 4, é feita a revisão da literatura relacionada. As seções seguintes descrevem a modelagem teórica e o exercício empírico com a discussão dos resultados. Na seção 7, apresenta-se a conclusão.

2. O MERCADO DE CRÉDITO NO BRASIL

Segundo Galor e Zeira (1993), o processo de desenvolvimento econômico seria caracterizado pela complementaridade entre o capital físico e humano, sendo a restrição de crédito muito prejudicial para os mais desassistidos e pobres, por terem menos acesso ao crédito com fins educativos, de treinamento, ou na geração de negócios. Assim, o acesso ao crédito teria uma forte importância econômica, estando presente nas contas consumo e investimento de todo um sistema econômico, permitindo agilidade nas transações e a expansão deste sistema. Segundo Brigham, Gapenski e Ehrhardt (2001), a oferta de crédito por parte de empresas e instituições financeiras é um importante impulsionador da atividade econômica, por disponibilizar recursos financeiros às pessoas e empresas para que possam financiar suas necessidades permanentes e eventuais, propiciando a possibilidade de, em caso de necessidade de antecipação de consumo ou de se

assegurar diante de incertezas, suavizar consumo ao longo do tempo e dentre os estados da natureza. A relevância deste mercado pode ser vista quando da evidência de que considerável parte do Produto Interno Bruto (PIB) em quase todas as economias é financiada por instituições de crédito, atualmente em 42% no Brasil, havendo um crescimento significativo das concessões de crédito nos últimos anos no Brasil, conforme Figura 1. Quando comparado à participação do crédito no PIB nos demais países, o Brasil ainda estaria distante de um nível desejável, conforme se observa na Figura 2.

Esta é uma evidência da possibilidade e necessidade de evolução neste mercado, sobretudo quando da obtenção do grau de investimento de conceituadas agências de classificação de risco pelo governo brasileiro e de algumas de suas principais empresas. Neste cenário, atém-se neste estudo à análise de impacto não de *ratings* soberanas, mas sim corporativas, sendo a escolha do banco do Brasil por ser esta a maior, mais antiga e tradicional instituição no mercado financeiro brasileiro, tendo sido fundado em 12 de outubro de 1808, antes mesmo de o Brasil tornar-se independente. Pioneiro e monopolista em diversas linhas de crédito, com a Proclamação da República, em 1889, atuou decisivamente para equilibrar os impactos financeiros causados no fim da Monarquia. Dois séculos depois, o *market share* desta instituição permanece com crescimentos sucessivos tanto nas linhas para pessoa física como jurídica, conforme se observa na Figura 3.

3. O GRAU DE INVESTIMENTO

A partir da década de 1980, as acentuadas transformações na economia mundial ficaram marcadas pela intensificação da globalização, tanto do ponto de vista financeiro como do comercial-produtivo. Segundo Lacerda (2004), “[...] As inovações financeiras, como os mercados de hedge e derivativos, por exemplo, aliadas aos recursos de telemática, combinação das telecomunicações com a informática, que ampliaram significativamente a velocidade das transações, fizeram com que esse processo de inflação de ativos se magnificasse nos mercados, assim como riscos inerentes ao processo”.

Esta financeirização e a maior presença de capital internacional na forma de títulos negociáveis (*securities*) fizeram com que os investidores institucionais

sentissem a necessidade da existência de algum termômetro que pudesse mensurar o risco/retorno envolvido na emissão de títulos de renda fixa, levando à disseminação de medidas de classificação de risco de crédito (*ratings*), conforme Ferreira e Dupita (2006). O Grau de investimento seria então, uma condição de baixo risco de crédito que denota adequadas garantias e reduzida vulnerabilidade a fatores de perturbação externos a uma emissão ou a um conjunto de obrigações de emissor. Trata-se assim de uma classificação dada por agências de risco, quando as condições que representam solidez das garantias e obrigações são oferecidas por um país ou empresa, aos investidores. Essa classificação tem como objetivo oferecer ao mercado um indicador de risco para investimentos. O grau de investimento representa o conjunto de avaliações de menor grau de risco, de acordo com os critérios estabelecidos pelas agências.

A globalização exigiu grandes mudanças, e as crises recorrentes implicavam a necessidade de aprimorar a avaliação de riscos. A volatilidade dos fluxos de aplicações em portfólio tornara-se evidente depois da crise dos países asiáticos e da Rússia. Entre elas, as agências de classificação de risco, que anteriormente dedicavam-se principalmente à análise de risco corporativo. Isso levou ao desenvolvimento de uma análise de risco de crédito (*default*), ou risco soberano — no caso de títulos emitidos pelos governos¹. Desta forma, a *rating* é sempre aplicada a títulos de dívida de algum emissor. Se uma empresa quer captar recursos no mercado e oferece papéis que rendem juros a investidores, a agência prepara o *rating* desses títulos para que os potenciais compradores avaliem os riscos. A nota de países é preparada a partir da iniciativa do emissor ou da empresa de *rating*.

As empresas de classificação de risco alegam que, mesmo sob encomenda, o *rating* é uma avaliação independente, porque também há preocupação com a credibilidade da própria agência, sendo as mais conhecidas e com maior credibilidade: Moody's, Standard&Poor's e Fitch. Estas agências possuem papel fundamental no mercado financeiro e econômico mundial, sendo considerado por Thomas Friedman como uma segunda força capaz de destruir uma

¹ É importante notar que o risco soberano de cada país se diferencia do risco de outros emissores, como empresas privadas ou estatais. Ele se associa a operações de crédito concedido a Estados soberanos, que, por sua vez, adquirem certas características que diferem daquelas presentes nos casos de crédito para firmas. Para maiores detalhes, ver Canuto e Santos (2003).

economia². Cada uma delas possui características distintas no que se refere as nomenclaturas e processos para a definição da *rating*, mas em geral são muito similares em suas avaliações.³

As agências de *rating* classificam as instituições em três principais categorias: *investment grade*, *speculative grade* e *default*. As categorias mais elevadas, que vão de AAA até BBB-, ou de Aaa até Baa3 (no caso da *Moody's*), são conferidas às instituições que apresentam risco quase nulo e, portanto, menor risco para receber fluxos de investimento. Abaixo dessa categoria, as instituições são consideradas de caráter especulativo, o que significa que apresentam algum grau de risco de inadimplência. Aqueles abaixo de Ca, SD, e DDD — *default* — além de especulativos, são classificados em uma categoria em que a situação de risco é máxima. Essa situação limite ocorre quando um país anuncia sua moratória, por exemplo, ao não honrar com seus compromissos e suas dívidas internacionais. No caso específico da instituição em questão, o BB atingiu o grau de investimento pela agência *Moody's* no terceiro trimestre de 2006 (Baa3) mantendo este grau atualmente. Com relação ao governo brasileiro, pela agência *Standard & Poor's*, esta chancela veio no final do mês de abril de 2008.

² "In fact you could almost say that we live again in a two-super-power world. There is the US and there is *Moody's*. The US can destroy a country by leveling it with bombs. *Moody's* can destroy a country by downgrading its bonds." Thomas Friedman

³ Observe na Tabela 2 a classificação das *ratings* adotadas pela *Moody's* e *Standard & Poor's*.

4. LITERATURA RELACIONADA

A maior parte da literatura sobre análise das *ratings* dedica-se aos determinantes das classificações de risco, principalmente no que se refere às *ratings* soberanas, como por exemplo, em Canuto e Santos (2003). Uma quantidade ainda reduzida de trabalhos é direcionada a analisar o impacto das *ratings* sobre o tomador e praticamente inexistem trabalhos que avaliam o impacto que estas *rating* corporativas, as quais mensuram a capacidade de pagamento de empresas emitentes de dívida, geram sobre as empresas (*ratings* corporativos) e seus produtos ou serviços.

Na literatura fica evidente que os investidores preferem as dívidas pertencentes ao grau de investimento como forma de melhor se proteger do risco de *default*. Um exemplo consiste em um estudo recente realizado por Bone e Ribeiro

(2005) que analisa a relação entre *ratings* corporativos e as ações e títulos emitidos pela Petrobrás e Repsol-YPF da Argentina. De acordo com os resultados, a análise do efeito de mudanças de *ratings* sobre os retornos das ações de uma empresa parte do fato de que *ratings* estão associados ao risco de uma empresa não honrar seus compromissos.

Mais recentemente, visando analisar este mesmo canal de crédito e aspectos relacionados à taxa de câmbio, Carneiro *et al.* (2006), conseguem acomodar evidências empíricas sobre os efeitos prolongados de crises cambiais sobre o crescimento.

Muitos dos modelos que lidam com a oferta de crédito encontrados na literatura o fazem com o objetivo de analisar o canal de crédito como um dos mecanismos de transmissão da política monetária. Originalmente os estudos se realizavam sob uma ótima macroeconômica, na qual se avaliavam os efeitos de variáveis agregadas e de política econômica sobre o volume de crédito ofertado.

Nas análises baseadas na teoria do canal de crédito, a equação de oferta é obtida a partir de um modelo IS/LM, onde se inclui o mercado de crédito bancário aos mercados de bens e monetário, tal como em Bernanke e Blinder (1988). Ao incluir o mercado de crédito os bancos passam a ser vistos não apenas como agentes capazes de “criar” moeda, mas também assumem o importante papel de ofertar o crédito.

Em uma recente e bastante informativa aplicação desta literatura para o Brasil, Graminho e Bonomo (2002) analisam a existência e a relevância do canal de empréstimos bancários no Brasil, utilizando dados de balancetes de instituições financeiras. A hipótese deste trabalho é a de que o Banco Central deve ser capaz de alterar a oferta de crédito dos bancos, através da política monetária. Assim, foram estimados modelos que avaliassem a sensibilidade do volume de empréstimos em relação a um índice de liquidez dos bancos e posteriormente testa-se o impacto da política monetária sobre esta sensibilidade. Os autores também estimam um painel com o objetivo de avaliar a influência direta de um choque de política monetária sobre a oferta de crédito bancário.

Outro trabalho nesta vertente consiste no trabalho desenvolvido por Farinha e Marques (2002). Estes autores examinam o papel desempenhado pelos bancos na transmissão da política monetária – via o canal de crédito – para a economia portuguesa, com o objetivo de investigar a existência de um canal de crédito e avaliar a importância relativa do tradicional canal da taxa de juros e do canal de crédito, os autores estimam um modelo de oferta de moeda. De acordo com os resultados, a política monetária, ao afetar os depósitos bancários, poderá fazer deslocar a função oferta de empréstimos bancários.

Desta forma, como uma extensão com viés financista de Graminho e Bonomo (2002) e Farinha e Marques (2002), este artigo pretende analisar o impacto das mudanças de classificação de risco e da obtenção do grau de investimento no volume de crédito de uma instituição financeira representativa no mercado brasileiro, sob um arcabouço de Bernanke e Blinder (1988).

5. MODELAGEM TEÓRICA

Farinha e Marques (2002) apresentam uma abordagem econométrica alternativa, partindo de um modelo IS/LM simples incluindo os mercados monetários e de crédito, tal como em Bernanke e Blinder (1988). Este modelo, segundo os autores, permite uma melhor compreensão das restrições de identificação que estão subjacentes nas equações de forma reduzida. O modelo utilizado por eles é formulado a partir da equação especificada a seguir:

$$\ln(C/P)_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 \ln(D/P)_{it} + \alpha_2 \ln(K/P)_{it} + \alpha_3 l_t + \alpha_4 i_t + \alpha_5 s_t + \alpha_6 \pi_t \quad (1)$$

Neste modelo, a variável dependente, $\ln(C/P)_{it}$ representa o volume de crédito ofertado para cada banco i no período t (em logaritmo natural), $\ln(D/P)_{it}$

representa os depósitos à vista, $\ln(K/P)_{it}$ representa o capital do banco i no período t , todas estas em log, l_t é a taxa de juros dos empréstimos de longo prazo, i_t consiste no nível das obrigações do banco, s_t é a taxa de juros dos empréstimos de curto prazo do mercado monetário e π_t a taxa de inflação.

A maior parte da literatura estima os modelos de crédito em sua forma reduzida e em diferenças. Farinha e Marques (2002), no entanto, estimam um modelo estrutural de dados em painel através de métodos de cointegração. Estes autores sugerem um modelo estrutural, utilizando variáveis em nível. Eles argumentam que a abordagem de forma reduzida requer fortes restrições de identificação e não permite a estimação dos parâmetros relevantes. Visando mensurar o impacto das classificações de risco em instituições do mercado de crédito, um dos objetivos aqui consiste em evidenciar se de fato, a melhor qualidade na captação de recursos torna factível ao banco uma expansão na oferta de crédito.

Assim, adota-se o arcabouço de oferta por crédito *a la* Farinha e Marques (2002) a partir da equação (1), considerando, no entanto, o contexto da proposta deste estudo, utilizando-se assim não um painel, mas apenas séries temporais para a instituição tida como maior jogador neste mercado.

6. EXERCÍCIO EMPÍRICO

Neste artigo, pretende-se fazer uso deste arcabouço, atendo-se primeiramente às limitações dos dados disponíveis para as instituições financeiras brasileiras, sendo neste sentido necessário adequar a modelagem *benchmark*. Em uma segunda etapa, as regressões serão revistas sob um arcabouço de correção de erros proposta por Engle e Granger (1987), sendo este um refinamento econométrico necessário, tendo em vista que há variáveis não estacionárias, tornando o uso de regressões lineares inadequado, em razão da não validade plena das estatísticas clássicas, as quais partem do pressuposto da estacionariedade.

6.1 Especificação dos Modelos Utilizados

Em Farinha e Marques (2002) são propostas algumas versões da relação (1), sendo adotada inicialmente neste artigo, a seguinte modelagem geral:

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \gamma_t \quad (2)$$

onde, R_t é o retorno real da taxa de juros, sendo a taxa SELIC a *proxy* e $\ln PIB_t$ consiste no log do PIB real da economia brasileira.⁴

Com relação aos modelos encontrados na literatura, uma primeira contribuição deste estudo está na incorporação da *rating* de crédito como variável explicativa no modelo, tendo em vista captar o efeito da medida de risco dada pelo *investment grade* sobre as operações de crédito da própria instituição. A variável será denominada IG representa dummy que capta a classificação da dívida de longo prazo em moeda estrangeira captada pelo BB, de acordo com a Moody's. A primeira extensão à modelagem *benchmark* é então, a seguinte:

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 IG_t + \phi_t \quad (3)$$

Outra especificação que será estimada visa incorporar as mudanças qualitativas nos *ratings* ao longo do período analisado. Essas mudanças de *rating* que foram classificadas pela Moody's ao BB são tais que, do quarto trimestre de 2002 ao segundo trimestre de 2004, tem-se Ba3, do terceiro trimestre de 2004 ao segundo trimestre de 2005, tem-se Ba2 e do terceiro trimestre de 2005 ao segundo trimestre de 2006 Ba1. A partir do terceiro trimestre de 2006 aos dias atuais é que o BB conseguiu o seu grau de investimento com a classificação Baa3. Atribuindo variáveis *dummy* para cada alteração na classificação, tem-se a segunda extensão proposta:

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 rat_{1t} + \beta_5 rat_{2t} + \beta_6 rat_{3t} + \varphi_t \quad (4)$$

⁴ Na modelagem usada em Farinha e Marques (2002), faz-se o uso de variáveis reais e nominais, tendo sido este procedimento evitado neste artigo. A inflação, por exemplo, é usada como variável explicativa, sendo a intuição de que esta funcione como uma *proxy* da estabilidade do cenário macroeconômico, de forma que aumentos na taxa de inflação poderiam estar refletindo alguma instabilidade na economia.

onde, rat_{1t} , rat_{2t} e rat_{3t} representam, respectivamente, as variáveis *dummy* que captem as classificações Ba2, Ba1 e Baa3, sendo esta última suficiente para a obtenção do *investment grade*. Optou-se em “desconsiderar”, sem perda de generalidade, a *dummy* para o período do quarto trimestre de 2002 ao segundo trimestre de 2004, associada à classificação Ba3, em razão do uso de intercepto no modelo.

6.2 Base de Dados

O exercício empírico aqui realizado é composto por séries das variáveis no período compreendido entre janeiro de 1999 e novembro de 2008, sendo as principais fontes de dados financeiros utilizados foram o Banco Central do Brasil e a FEBRABAN, enquanto os dados macroeconômicos foram obtidos no IPEADATA.

A variável dependente consiste no volume de operações de crédito, que corresponde ao estoque das carteiras do BB, incluindo todas as modalidades, em milhares de reais deflacionados pelo IPCA de janeiro de 1999.⁵ As variáveis explicativas especificadas procuram captar aspectos da estratégia do banco (depósitos à vista), da política econômica (taxa SELIC) e do ambiente macroeconômico (PIB e inflação).

A taxa de juros SELIC foi incorporada ao modelo com o intuito de captar o “efeito preço” do próprio crédito e de outras aplicações, dado que ela guia a direção das taxas de juros dos empréstimos, podendo se observar os impactos da política monetária sobre a oferta de crédito do banco, esperando-se intuitivamente que o efeito preço seja positivo, ou seja, um sinal positivo para o coeficiente da taxa de juros.

A variável que procura captar o efeito da demanda por crédito é o PIB (em milhões de reais) deflacionado pelo IPCA, tendo como mês-base janeiro de 1999. O PIB é utilizado no modelo como *proxy* do nível de atividade econômica. O montante

⁵ Foi empregada a conta Operações de Crédito (1.6.0.00.00.1), de acordo com o Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF), apurada e disponibilizada pelo Banco Central do Brasil.

de depósitos à vista foi incluído por representar uma importante fonte de captação para o banco. Assim, o objetivo é captar a importância dessa fonte de recursos para expansão do crédito. O volume de depósitos à vista (em milhares de reais) foi deflacionado pelo IPCA com mês-base em janeiro de 1999. Na Figura 4, é possível visualizar as principais variáveis da modelagem: volume de crédito e depósitos à vista do BB, PIB e SELIC dos últimos dez anos, todas com tendências crescentes, exceto a taxa de juros (SELIC). Na Tabela 3, encontram-se as estatísticas descritivas das principais variáveis da modelagem.

6.3 Discussão dos Resultados

Para estimar as três especificações aqui propostas, visando obter um modelo bem especificado para o caso brasileiro capaz de proporcionar evidências sobre a magnitude e o sinal do impacto da mudança de classificação de risco e da obtenção do grau de investimento no volume de crédito, faz-se uso inicialmente do método de regressões lineares mais simples: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), atendo-se para a correção da matriz de variância-covariância proposta por Newey e West (1987) quando das violações de autocorrelação e/ou heterocedasticidade. Os resultados das estimações das relações (2), (3) e (4), encontram-se respectivamente nas Tabelas 4, 5 e 6.

Primeiramente, é importante que se analise os sinais e significância dos coeficientes quando da modelagem *benchmark* proposta na Tabela 4, tendo em vista que a má especificação desta poderia comprometer as demais inferências. É possível observar que exceto pelo intercepto, cujo valor parece ser sempre negativamente significativo e com ordem de grandeza entre -10 e -5, as demais variáveis explicativas possuem impacto também significativo, mas com sinal positivo, ressaltando-se a magnitude do impacto do volume de depósitos bancários e do PIB real, sugerindo que uma variação de 1% no volume de depósito implicaria em 1% de aumento na oferta de crédito, em média e que no caso de um aumento no PIB em 1%, ter-se-ia também um aumento no crédito na ordem de 1,6%. O impacto de aumentos na SELIC, em 1%, por exemplo, tendo em vista que o canal se daria por ser esta taxa que indexaria alternativas de crédito, seria bem menor, da ordem de

0,10% na oferta de crédito.⁶

Observando-se a extensão da modelagem descrita pela relação (3) na Tabela 5, é possível inferir que a obtenção do grau de investimento pela instituição em questão teve impacto significativamente positivo da ordem de 0,14, um resultado importante por corroborar o argumento tão difundido por aqueles que defenderam a relevância desta conquista pelos títulos públicos brasileiros, mesmo em um período de desconfiança quanto ao grau de idoneidade das agências de risco, de que com esta chancela, oficialmente seriam rompidos empecilhos legais à entrada de recursos suntuosos de fundos de investimento estrangeiros no país.

Por fim, quando dos resultados da estimação da modelagem que capta toda alteração de avaliação de risco apresentados na Tabela 6, percebe-se que as melhorias das avaliações são bem recebidas por credores e pelo mercado, mas possivelmente não o suficiente para que estes impactos sejam significativos no volume, sendo este impacto apenas significativo quando da real obtenção do grau de investimento. Atendo-se aos valores dos coeficientes e seus respectivos p-valores, tem-se a impressão de que o mercado estaria a antecipar a obtenção da qualificação, prevendo a conquista do mesmo, mas ainda sem impactos significativos. Tal conclusão fica ainda mais clara quando do teste de Wald, em que se observa a não rejeição da hipótese de que ambas as variáveis *dummy* que captam as mudanças intermediárias de *ratings* sejam conjuntamente não significativas.

Em resumo, pode-se inferir com base na modelagem proposta, que a classificação dos títulos de dívida do banco como *investment grade* exercem certamente um impacto positivo sobre a oferta de crédito, uma vez que a maior qualidade na classificação reduziria os custos de captação de recursos por parte do banco. Observando os coeficientes quando comparados os resultados em todas as tabelas, percebe-se uma robustez desejável tanto na ordem de grandeza destes, quanto no sinal e na significância, ressaltando a boa especificação do modelo padrão. Pode ser visto ainda que em todas as estimações, o valor do coeficiente de

⁶ Foram testadas outras extensões do modelo com a inclusão de variáveis explicativas reais, como a taxa de câmbio real efetiva, as quais se mostraram todas insignificantes.

determinação que aponta para uma explicação por parte das variáveis explicativas é bastante elevado, assumido valores acima de 0,90.

Um último aspecto a ser ressaltado, em conformidade com o trabalho de Farinha e Marques (2002) seriam os testes de raiz unitária nos resíduos de cada modelo. Em todas as especificações, com base no teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), fica claro que os resíduos são estacionários, uma característica desejável segundo estes autores, uma vez que esta seria uma condição necessária para uma correta especificação da modelagem.

Uma diferença evidente entre este trabalho e o desenvolvido por Farinha e Marques (2002) estaria no fato de que neste último, mesmo no caso da presença de variáveis de ordem de integração I(1), como a oferta de crédito e os depósitos, o problema de identificação desta modelagem completa composta pelas duas equações estruturais seria o de conseguir distinguir a equação da oferta da equação da demanda de crédito. Assim, no âmbito da cointegração, este modelo de duas equações corresponderia às relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis endógenas de um modelo VAR que cointegra duas equações com regressores exógenos. Ainda segundo estes autores, seria preciso pressupor então a existência de dois vetores simples de cointegração e que os regressores exógenos fossem eles mesmos não cointegrados. Por fim, as técnicas de painel utilizadas eram robustas a problemas de viés oriundos de não estacionariedade das variáveis em questão.

No caso brasileiro, hipóteses como a de que os depósitos bancários sejam exógenos a nível do banco em questão e que estes possuam variáveis explicativas diferentes das usadas no volume de crédito parecem ser claramente satisfeitas. No entanto, a técnica linear de regressão aqui empregada não seria a mais adequada, correndo-se o risco de resultados espúrios, característico quando da obtenção de elevados valores observados para o R^2 , como os obtidos neste artigo, não sendo os resultados definitivos, uma vez que tal técnica clássica teria sido desenvolvida de forma que as estatísticas somente se aplicassem e fossem confiáveis e informativas no caso de variáveis estacionárias, sem risco de distribuições de probabilidade cujos momentos diferem ao longo do tempo ou possuem tendência explosiva.

Neste contexto, por estarmos lidando com um arcabouço em nível, comumente marcados pela existência de variáveis não estacionárias, procede-se *ipsis literis* o procedimento descrito por Engle e Granger (1987), em que se parte do pressuposto que duas ou mais variáveis sejam integradas de ordem (1), por exemplo, e se deseja ainda determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.⁷

6.4 Revisitando a Especificação do Modelo Econométrico

Começamos com a aplicação dos tradicionais testes de raízes unitárias por Dickey e Fuller (1979 e 1981) e Phillips e Perron (1988), os quais têm como hipótese nula à existência de apenas uma raiz unitária em relação às variáveis econômicas, isto é, essas variáveis são integradas de ordem $I(1)$ ⁸, enquanto que a hipótese alternativa é de que essas variáveis são estacionárias.

As ordens de integração das variáveis do arcabouço padrão listadas na Tabela 7 permitem evidenciar claramente a estacionariedade apenas da taxa real de juros, sendo as demais séries de ordem de integração $I(1)$. Por definição, para que estas sejam cointegradas, é necessário que todas possuam a mesma ordem de integração, condição atendida, uma vez que os testes para raiz unitária das variáveis volume de crédito, de depósito bancário e PIB real em primeira diferença sinalizaram claramente estacionariedade destas séries.⁹ Caso todas fossem estacionárias não seria necessário fazer nenhuma mudança na técnica de estimação sendo os resultados listados nas Tabelas 4, 5 e 6 oriundos de uma modelagem bem especificada e corretamente estimada.

⁷ Para maiores detalhes ver Enders (2004).

⁸ A ordem de integração de uma variável refere-se ao número de vezes em que essa variável deve ser diferenciada até que se torne estacionária. Se uma variável é integrada de ordem um, isto quer dizer que é necessária a aplicação do operador diferença de ordem um para torná-la estacionária e essa variável é denominada de diferença estacionária ou DS. Quando uma variável é estacionária ou integrada de ordem zero ($I(0)$), a sua média e variância são constantes ao longo do tempo, e conseqüentemente valem os pressupostos dos testes t e os respectivos resultados obtidos para cada coeficiente de determinação (também denominado de R^2), os quais são amplamente utilizados nos modelos de regressão

⁹ Estes resultados não foram listados, mas encontram-se disponíveis com os autores.

O segundo passo consiste em determinar a relação de longo prazo entre estas variáveis I(1) na forma dada pela seguinte relação:

$$\ln(C/P)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(D/P)_t + \alpha_2 \ln PIB_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Caso estas variáveis sejam cointegradas, uma estimação via MQO gera coeficientes superconsistentes, os quais segundo Stock (1987) convergiriam mais rapidamente que em uma estimação linear com variáveis estacionárias. Para determinar se as variáveis em questão são de fato cointegradas de ordem C(1,1), procedeu-se o teste padrão de cointegração proposto por Johansen, cujos resultados estão na Tabela 9. Com base nesta tabela, pode-se rejeitar a hipótese de não existência de cointegração a um nível de 1%, enquanto não se pode rejeitar a cointegração C(1,1) a 5% para as variáveis não estacionárias duas a duas.

Visando reforçar tal resultado relevante e necessário para a implementação do modelo de correção de erros, faz-se uso também do teste descrito detalhadamente em Enders (2004), em para assegurar tal cointegração, o resíduo $\hat{\varepsilon}_t$ tenha que ser tal que, por representar o desvio da relação de longo prazo, seja estacionário. Para tal, usou-se o teste de Augmented Dickey-Fuller, o qual pode não ser o mais adequado em razão de ser esta uma série de resíduos estimados e não propriamente o erro, e os testes de auto-regressão até dois lags de defasagem. Segundo este último procedimento, caso o coeficiente $\hat{\eta}_1$ da auto regressão feita para N defasagens seja tal que, não se possa rejeitar a hipótese nula do mesmo ser nulo, então tem-se que as variáveis não são cointegradas.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \eta_1 \hat{\varepsilon}_t + \sum_{i=1}^N \mu_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \theta_t \quad (6)$$

Seria preciso então, para dar continuidade ao procedimento de Engle e Granger (1987), que se rejeitasse a nulidade deste coeficiente, resultado observado em todos os testes feitos, em acordo com a Tabela 10. Tanto via teste de ADF, como via o procedimento descrito em Enders (2004), evidencia-se que o resíduo é estacionário, resultado este corroborado, mesmo quando da estimação da regressão

(6) sem *lags* da variação residual ou mesmo com um *lag*. Ressalte-se a robustez desta cointegração, em face do uso de diferentes técnicas.

Sendo as variáveis $\ln(C/P)_t$, $\ln(D/P)_t$ e $\ln PIB_t$ cointegradas de ordem 1, os resíduos obtidos podem ser usados na estimação do próprio mecanismo de correção de erros, segundo as seguintes relações:¹⁰

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{ce} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} + v_{ct} \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{de} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} + v_{dt} \\ \Delta \ln PIB_t = \rho_p + \rho_{pe} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} + v_{pt} \end{cases}$$

Observe que este sistema, o qual corresponde ao modelo *benchmark a la* correção de erros, consiste em um VAR em diferenças, exceto pelos termos relacionados à taxa de juros real e de correção do erro. Portanto, a mesma metodologia usada comumente na estimação dos VAR's pode ser replicada para este sistema. É importante frisar que sendo as todas variáveis, em diferenças o próprio termo do erro e a taxa de juros real, estacionárias, então as estatísticas usadas tradicionalmente na análise de VAR's são apropriadas quando da estimação e inferência dos resultados deste sistema.

Por fim, as extensões propostas neste artigo que visam analisar o impacto do grau de investimento e das mudanças de classificação de risco no volume de crédito, serão revistas agora sob esta nova metodologia de correção de erros, sendo para tal necessário apenas acrescentar ao sistema acima, termos referentes às variáveis *dummy* que captam tais mudanças. Os resultados da modelagem *benchmak* e suas extensões estão reportados nas Tabelas 11, 12 e 13, respectivamente.

De acordo com os resultados tabelados, percebe-se uma robustez para a maioria dos coeficientes estimados, mantendo-se em geral a significância e a ordem de grandeza, mesmo quando da inclusão de variáveis *dummy* que capturem o grau de

¹⁰ Este sistema já incorpora a solução para o problema de *crsoss-equation* proposta por Engle e Granger (1987).

investimento ou as mudanças de *ratings*.

É importante ressaltar que em todas as extensões testadas, para todas as variáveis endógenas, o coeficiente associado ao termo de erro é significativo, uma evidência necessária neste tipo de modelagem. Exceto para a modelagem benchmark, tal erro parecer significativo na explicação de todas as variáveis dependentes.

Para todos os casos aqui testados, a taxa de juros real que na modelagem linear parecia ser significativo, passa a não possuir mais esta propriedade, mesmo que os sinais corroborem a intuição para a maioria dos casos. Intuitivamente e corroborando os resultados preliminares obtidos na modelagem linear, mesmo que mal especificada, apenas a obtenção *investment grade* impacta positivamente e de forma significativa o volume de crédito, sendo as mudanças intermediárias de avaliação de risco insignificantes.

Variações passadas no volume de crédito parecem ser relevantes apenas em movimentos futuros do próprio volume de crédito, enquanto variações nos depósitos bancários impactam significativamente em todas as variáveis dependentes. Por fim, variações no PIB devem gerar alterações futuras significativas apenas nos depósitos bancários, resultados intuitivos estes que podem ser mais bem visualizados com o auxílio gráfico dos impulsos-resposta apresentados na Figura 6.

De acordo com os gráficos, os choques todos se dissipam sem gerar efeitos permanentes, uma característica necessária para que a modelagem de correção de erros seja adequadamente especificada e estimada. Corroborando as análises feitas a partir dos resultados tabelados, impactos no PIB parecem afetar apenas os depósitos bancários, sendo o choque dissipado em cerca de sete meses e sendo os choques nos depósitos bancários capazes de impactar em até cinco meses depois o volume de crédito.

7. CONCLUSÕES

Um dos principais tópicos de estudo na literatura de Sistema Financeiro e Desenvolvimento consiste em analisar relações entre variáveis como riqueza, taxa de juros e políticas no mercado de crédito, como mudanças de classificação de risco e incentivos a depósitos bancários. Neste contexto, este trabalho possui como principal objetivo analisar a significância e o sinal do impacto da obtenção do grau de investimento no volume de crédito da principal instituição de crédito no Brasil sob um arcabouço de transmissão de política monetária.

Visando atender aspectos econométricos intrínsecos a modelagens que possuam variáveis não estacionárias, as análises das relações de equilíbrio são feitas via modelagem linear e através da respectiva modelagem de correção de erros, sendo possível obter resultados robustos e intuitivos, segundo os quais mudanças intermediárias da classificação de risco não parecem ser significativas, sendo apenas a obtenção do grau de investimento de fato relevante neste mercado de crédito. Os resultados sobre os impactos oriundos de choques em taxas de juros reais são contraditórios, não sendo possível afirmar a eficiência da política monetária conduzida no regime de Metas Inflacionárias no estímulo ao mercado de crédito ou no crescimento do PIB, resultados já obtidos em estudos anteriores feitos pelo Tesouro Nacional.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Figura 5

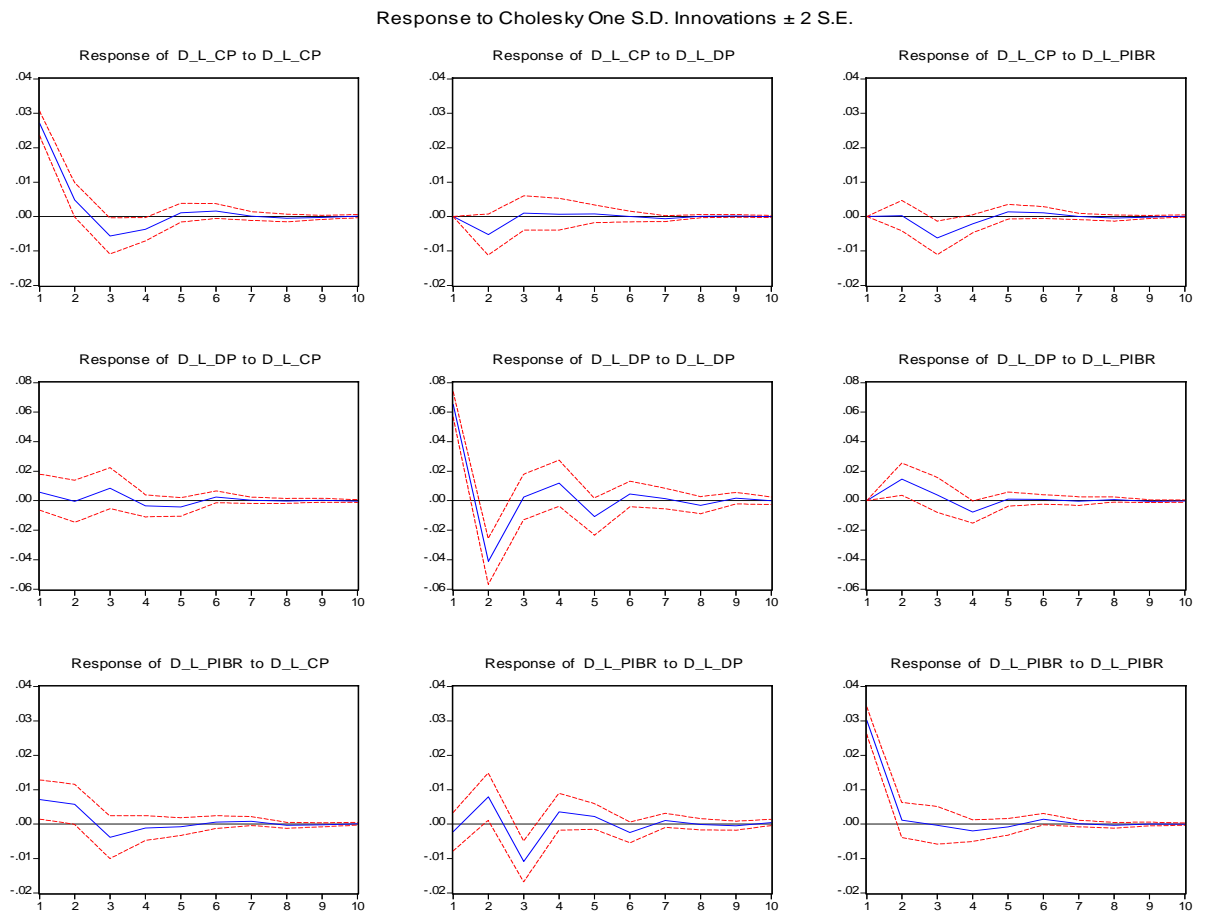


Figura 5 – Impulso-resposta do modelo de correção de erros
Fonte: Elaboração do Autor

APÊNDICE B – Tabelas 3 a 13

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das principais variáveis do modelo^a

	Crédito BB (R\$ mil)	Depósito à Vista BB (R\$ mil)	PIB Mensal (R\$ milhões)	SELIC (%a.m.)
Média	63.561.609	22.415.809	155.029	1,37
Desvio padrão	40.749.922	9.679.902	50.493	0,36
Mínimo	18.778.845	8.548.829	78.524	0,80
Máximo	173.221.059	48.140.764	267.562	3,33

Nota: ^a Variáveis nominais.

Fonte: Elaboração do Autor

Tabela 4 – Estimação da Modelagem benchmark

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \gamma_t$$

(Período: 1999:01 a 2008:11 – 119 observações)

	Coeficientes	Erro-padrão	p-Valor
β_0	-9,94*	1,23	0,0000
β_1	0,96*	0,11	0,0000
β_2	0,10*	0,02	0,0001
β_3	1,59*	0,24	0,0000
R ² Ajustado			0,95

Teste de Raízes Unitárias
Adj. T-estatístico Prob.

Teste estatístico ADF	-5.86	0,00
Valores Críticos:	5% = - 2.89	
	1% = - 3.49	

Notas: 1) Estimativas obtidas por OLS, com erro padrão consistente para heteroscedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações. 2) * Valor estatístico significativo ao nível de 5%. 3) Teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller em nível com intercepto de 1999:01 a 2008:11.

Fonte: Elaboração do Autor

Tabela 5 – Estimação da modelagem para avaliação do impacto do investment grade

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 IG_t + \phi_t$$

(Período: 1999:01 a 2008:11 – 119 observações)

	Coeficientes	Erro-padrão	p-Valor
β_0	-7,34*	1,28	0,0000
β_1	0,99*	0,10	0,0000
β_2	0,11*	0,02	0,0000
β_3	1,19*	0,24	0,0000
β_4	0,14*	0,04	0,0013
R ² Ajustado			0,95

Teste de Raízes Unitárias
Adj. T-estatístico Prob.

Teste estatístico ADF	-5.91	0,00
Valores Críticos:	5% = - 2.89	

1% =

- 3.49

Notas: 1) Estimativas obtidas por OLS, com erro padrão consistente para heteroscedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações. 2) * Valor estatístico significativo ao nível de 5%. 3) Teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller em nível com intercepto de 1999:01 a 2008:11.

Fonte: Elaboração do Autor

Tabela 6: Estimação da modelagem para avaliação do impacto das ratings

$$\ln(C/P)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(D/P)_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \ln PIB_t + \beta_4 rat_{1t} + \beta_5 rat_{2t} + \beta_6 rat_{3t} + \varphi_t \text{ (Período: 1999:01 a 2008:11 – 119 observações)}$$

		Coeficientes		Erro-padrão	p-Valor	
		β_0	-6,01*	1,73	0,0007	
β_1	0,96*		0,11	0,0000		β_2
	0,09*		0,02	0,0000		
1,01*		0,30		0,0008		β_3
		β_4	0,04	0,04	0,3029	
		β_5	0,08	0,05	0,1185	
		β_6	0,21*	0,07	0,0026	

R² Ajustado 0,95

Teste de Raízes Unitárias

	Adj. T-estatístico	Prob.
Teste estatístico ADF	-5.47	0,00
Valores Críticos:	5% = - 2.89	
	1% = - 3.49	

Teste de Wald

	Valor	Prob
F – estatístico	1,26	0,29

Notas: 1) Estimativas obtidas por OLS, com erro padrão consistente para heteroscedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações. 2) * Valor estatístico significativo ao nível de 5%. 3) Teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller em nível com intercepto de 1999:01 a 2008:11.

Tabela 7: Ordem de integração das variáveis do modelo

Teste ADF de raiz unitária

Variável	Estatística t	Prob	
$\ln(C/P)$	1,67	0,9996	
$\ln(D/P)$	-0,78	0,9081	R
	-5,21	0,0000	
$\ln PIB$	0,99	0,9963	
Valores Críticos:	5% =	- 2.89	
	1% =	- 3.49	

Notas: 1) Teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller em nível com intercepto de 1999:01 a 2008:11.

Tabela 8: Estimação da relação de equilíbrio de longo prazo

$$\ln(C/P)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(D/P)_t + \alpha_2 \ln PIB_t + \varepsilon_t$$

(Período: 1999:01 a 2008:11 – 119 observações)

		Coefficientes	Erro-padrão	p-Valor	
α_0	-10,45	1,21	0,00		
α_1	0,80	0,12	0,00		α_2 1,79
		0,24	0,00		
R ² Ajustado		0,94			

Notas: 1) Estimativas obtidas por OLS, com erro padrão consistente para heteroscedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações.

Tabela 9: Teste de cointegração de Johansen

Nenhuma cointegração		
Variáveis	Trace statistic	Prob
$\ln(C/P)$ e $\ln(D/P)$	19,43	0,0121
$\ln(C/P)$ e $\ln PIB$	24,43	0,0017
$\ln(D/P)$ e $\ln PIB$	18,09	0,0199
Uma cointegração		
Variáveis	Trace statistic	Prob
$\ln(C/P)$ e $\ln(D/P)$	0,72	0,3946
$\ln(C/P)$ e $\ln PIB$	3,73	0,0534
$\ln(D/P)$ e $\ln PIB$	0,08	0,7803

Notas: 1) Teste de cointegração de 1999:01 a 2008:11. 2) MacKinnon-Haug Michelis (1999) p-valores

Tabela 10: Revisitando o teste de cointegração

Teste ADF de raiz unitária			
Variável	Estatística t	Prob	
$\hat{\varepsilon}$	4,85	0,0001	
Valores Críticos:			
	5% =	- 2.89	
	1% =	- 3.49	
Procedimento alternativo			
$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \eta_1 \hat{\varepsilon}_t + \sum_{i=1}^N \mu_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \theta_t$ (Período: 1999:04 a 2008:11 – 116 observações)			
Coeficientes	Erro-padrão	p-Valor	
η_1	-0,37	-2,82	0,0057
	1,00	0,3207	
μ_2	-0,09	-0,85	0,3962
			μ_1 0,15
R ² Ajustado			
	0,20		

Notas: 1) Estimativas obtidas por OLS, com erro padrão consistente para heteroscedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987), quando de uma das violações.

Tabela 11: Estimação da modelagem *benchmark a la* correção de erros

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{c\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{d\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} \\ \Delta \ln PIB_t = \rho_p + \rho_{p\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} \end{cases}$$

(Período: 1999:04 a 2008:11 – 116 observações)

ln(C/P)			ln(D/P)		
In PIB					
Coeficientes	Erro padrão		Coeficientes	Erro padrão	
Coeficientes	Erro padrão		Coeficientes	Erro padrão	
ρ_c	0,01*	0,0056	ρ_d	-0,00	0,0133
	0,01				ρ_p
$\rho_{c\varepsilon}$	-0,04	0,0359	$\rho_{d\varepsilon}$	0,14*	0,0846
	0,16*				$\rho_{p\varepsilon}$
$\rho_{cc(1)}$	0,21*	0,0924	$\rho_{dc(1)}$	-0,00	0,2179
	0,1036				$\rho_{pc(1)}$ 0,16
$\rho_{cc(2)}$	-0,17*	0,0927	$\rho_{dc(2)}$	0,20	0,2185
	0,1039				$\rho_{pc(2)}$ -0,16

$\rho_{cd(1)}$	-0,05	0,0456	$\rho_{dd(1)}$	-0,59*	0,1076	$\rho_{pd(1)}$	0,11*
		0,0512					
$\rho_{cd(2)}$	-0,00	0,0426	$\rho_{dd(2)}$	-0,38*	0,1005	$\rho_{pd(2)}$	-0,10*
		0,0478					
$\rho_{cp(1)}$	0,03	0,0752	$\rho_{dp(1)}$	0,50*	0,1774	$\rho_{pp(1)}$	0,03
		0,0843					
$\rho_{cp(2)}$	-0,16*	0,0750	$\rho_{dp(2)}$	0,42*	0,1769	$\rho_{pp(2)}$	-0,08
		0,0841					
ρ_{cr}	-0,00	0,0061	ρ_{dr}	0,01	0,0142	ρ_{pr}	
	-0,00	0,0068					

Notas: 1) Estimação tradicional de VAR. 2) * Valor estatístico significativo ao nível de 5%.

Tabela 12: Estimação da modelagem para avaliação do impacto do investment grade *a* la correção de erros

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{c\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} + \rho_{ci} \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{d\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} + \rho_{di} \\ \Delta \ln PIB_t = \rho_p + \rho_{p\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc}(i) \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd}(i) \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} + \rho_{pi} \end{cases}$$

(Período: 1999:04 a 2008:11 – 116 observações)

ln(C/P)			ln(D/P)			
ln PIB			ln PIB			
Coefficientes	Erro padrão		Coefficientes	Erro padrão	Coefficientes	
ρ_c	0,01	0,0065	ρ_d	-0,01	0,0158	ρ_p
0,01	0,0075		$\rho_{d\varepsilon}$	-0,16*	0,0925	$\rho_{p\varepsilon}$ 0,18*
$\rho_{c\varepsilon}$	-0,08*	0,0382	$\rho_{dc(1)}$	-0,01	0,2211	$\rho_{pc(1)}$ 0,18*
	0,0438		$\rho_{dc(2)}$	0,18	0,2227	$\rho_{pc(2)}$ -0,14
$\rho_{cc(1)}$	0,19*	0,0914	$\rho_{dd(1)}$	-0,61*	0,1118	$\rho_{pd(1)}$ 0,12*
	0,1048		$\rho_{dd(2)}$	-0,40*	0,1043	$\rho_{pd(2)}$ -0,08
$\rho_{cc(2)}$	-0,20*	0,0921	$\rho_{dp(1)}$	0,48*	0,1788	$\rho_{pp(1)}$ 0,04
	0,1056		$\rho_{dp(2)}$	0,41*	0,1776	$\rho_{pp(2)}$ -0,08
$\rho_{cd(1)}$	-0,08*	0,0462				
	0,0530					
$\rho_{cd(2)}$	-0,03	0,0431				
	0,0495					
$\rho_{cp(1)}$	0,01	0,0740				
	0,0847					
$\rho_{cp(2)}$	-0,17*	0,0734				
	0,0841					
ρ_{cr}	0,00	0,0064	ρ_{dr}	0,01	0,0154	ρ_{pr}
-0,01	0,0073		ρ_{di}	0,01	0,0163	ρ_{pi}
ρ_{ci}	0,02*	0,0068				
-0,01	0,0077					

Notas: 1) Estimação tradicional de VAR. 2) * Valor estatístico significativo ao nível de 5%.

Tabela 13: Estimação da modelagem para avaliação do impacto das ratings *a la* correção de erros

$$\begin{cases} \Delta \ln(C/P)_t = \rho_c + \rho_{c\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{cc(i)} \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cd(i)} \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{cp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{cr} R_{t-1} + \rho_{c1} rat_{t-1} + \rho_{c2} rat_{2t-1} + \\ \Delta \ln(D/P)_t = \rho_d + \rho_{d\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{dc(i)} \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dd(i)} \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{dp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{dr} R_{t-1} + \rho_{d1} rat_{t-1} + \rho_{d2} rat_{2t-1} + \\ \Delta \ln PIB_t = \rho_p + \rho_{p\varepsilon} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^M \rho_{pc(i)} \Delta \ln(C/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pd(i)} \Delta \ln(D/P)_{t-i} + \sum_{i=1}^M \rho_{pp} \Delta \ln PIB_{t-i} + \rho_{pr} R_{t-1} + \rho_{p1} rat_{t-1} + \rho_{p2} rat_{2t-1} + \end{cases}$$

(Período: 1999:04 a 2008:11 – 116 observações)

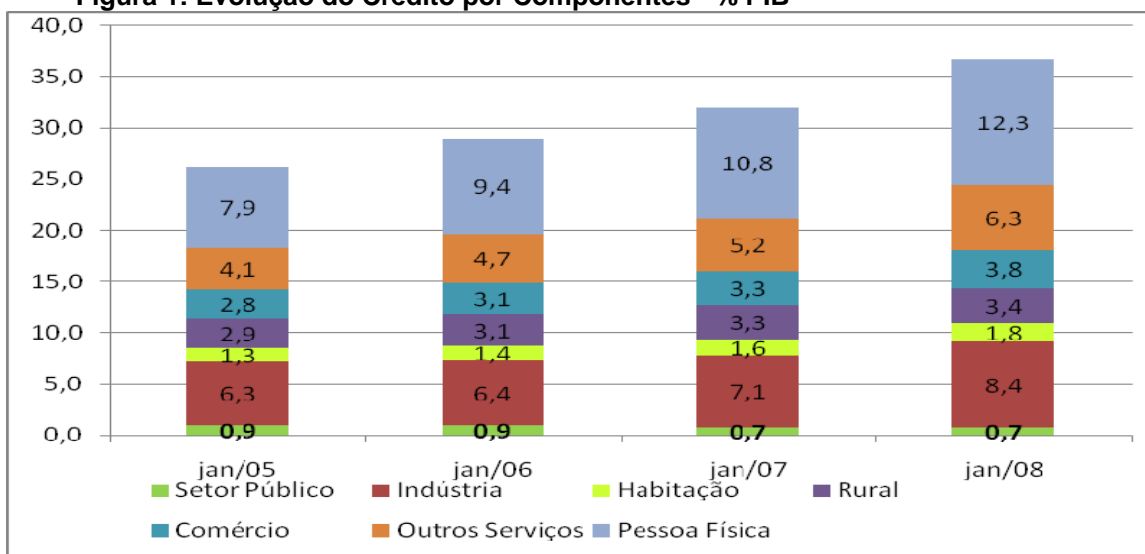
ln(C/P)			ln(D/P)			
ln PIB			ln PIB			
Coeficientes	Erro padrão		Coeficientes	Erro padrão		
Coeficientes	Erro padrão		Coeficientes	Erro padrão		
ρ_c	0,01	0,0064	ρ_d	-0,01	0,0153	ρ_p
0,01	0,0073		$\rho_{d\varepsilon}$	-0,17*	0,0934	$\rho_{p\varepsilon}$
$\rho_{c\varepsilon}$	-0,08 *	0,0386	$\rho_{dc(1)}$	-0,02	0,2191	$\rho_{pc(1)}$
0,18*	0,0443		$\rho_{dc(2)}$	0,18	0,2208	$\rho_{pc(2)}$
$\rho_{cc(1)}$	0,19*	0,0906	$\rho_{dd(1)}$	-0,61*	0,1108	$\rho_{pd(1)}$
0,18	0,1037		$\rho_{dd(2)}$	-0,40*	0,1033	$\rho_{pd(2)}$
$\rho_{cc(2)}$	-0,20*	0,0913	$\rho_{dp(1)}$	0,48*	0,1805	$\rho_{pp(1)}$
-0,14	0,1045		$\rho_{dp(2)}$	0,40*	0,1719	$\rho_{pp(2)}$
$\rho_{cd(1)}$	-0,08*	0,0458	ρ_{dr}	0,01	0,0156	ρ_{pr}
0,12*	0,0525		ρ_{d1}	-0,01	0,0209	ρ_{p1}
$\rho_{cd(2)}$	-0,03	0,0427	ρ_{d2}	-0,00	0,0210	ρ_{p2}
-0,08*	0,0489		ρ_{d3}	0,01	0,0170	ρ_{p3}
$\rho_{cp(1)}$	0,01	0,0746				
0,04	0,0856					
$\rho_{cp(2)}$	-0,17*	0,0741				
-0,08	0,0849					
ρ_{cr}	0,00	0,0065				
-0,01	0,0074					
ρ_{c1}	0,02	0,0086				
-0,00	0,0099					
ρ_{c2}	0,02	0,0087				
-0,00	0,0100					
ρ_{c3}	0,02*	0,0070				
-0,01	0,0081					

Notas: 1) Estimação tradicional de VAR. 2) * Valor estatístico significativo ao nível de 5%.

ANEXOS

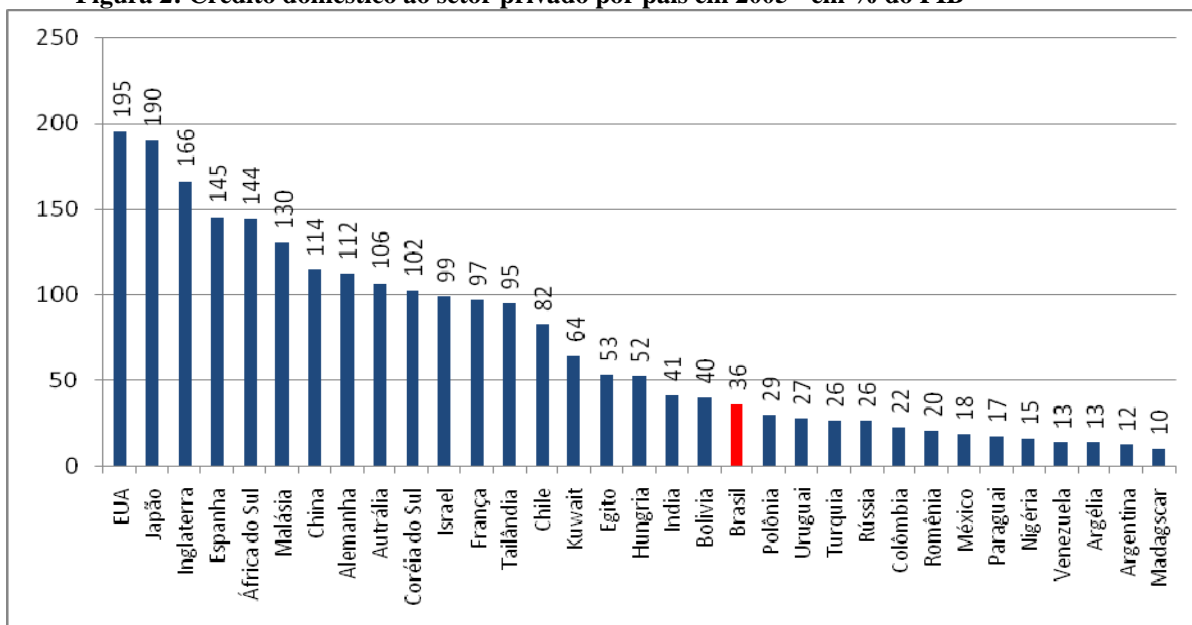
ANEXO A – Figuras 1 a 4

Figura 1: Evolução do Crédito por Componentes - % PIB



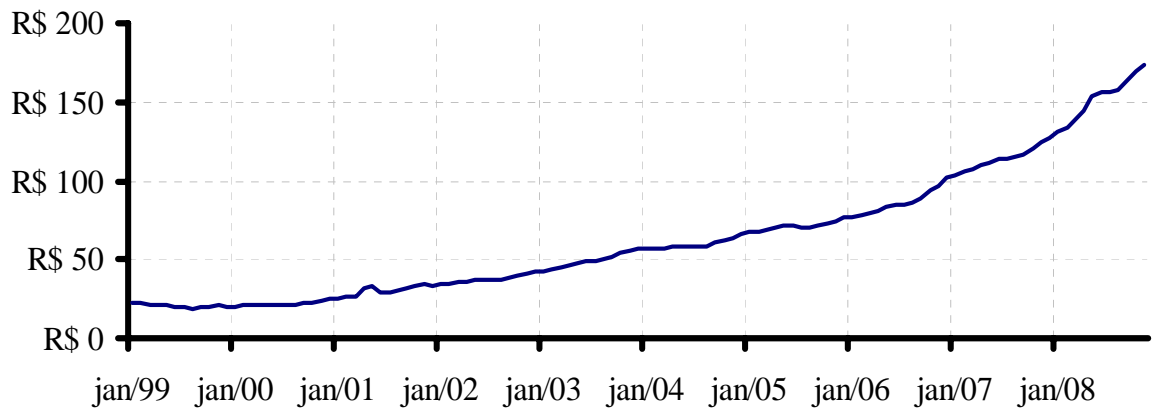
Fonte: Banco Central

Figura 2: Crédito doméstico ao setor privado por país em 2005 - em % do PIB



Fonte: Banco Mundial

Figura 3: Evolução do volume de Crédito do BB (bilhões R\$), 1999 – 2008.



Fonte: Banco Central.

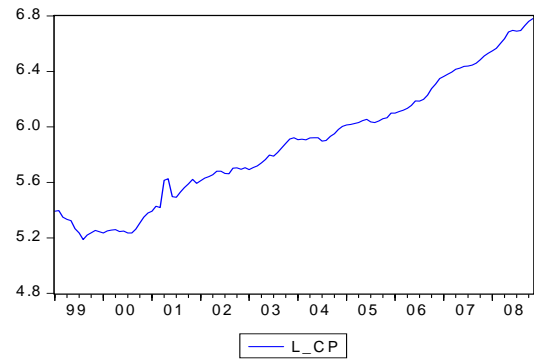
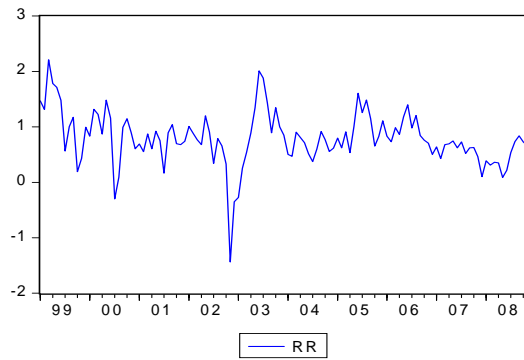
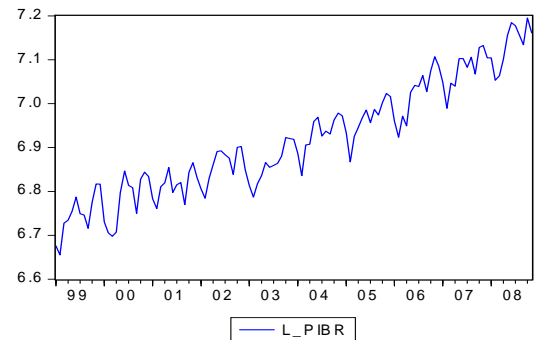
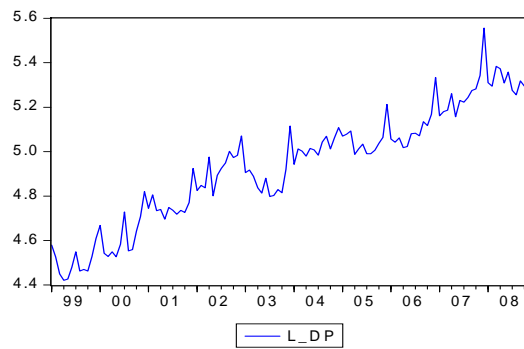


Figura 4: Volume de crédito e depósitos à vista, PIB e SELIC, 1999.1 – 2008.11.

Fontes: Bacen, FEBRABAN e IPEADATA

ANEXO B – Tabelas 1 e 2

Tabela 1 – Maiores participações bancárias nos ativos do Sistema Financeiro*

Instituições Financeiras	Operações de Crédito (Saldo em R\$ mil)	Participação no volume total do sistema (%)
Banco do Brasil	176.086.547	27,39%
Bradesco	100.507.147	15,63%
Caixa Econômica Federal	73.162.371	11,38%
ABN	51.947.937	8,08%
Itaú	42.427.656	6,60%
Santander	42.002.952	6,53%
Unibanco	41.418.553	6,44%
HSBC	28.974.780	4,51%
Itaú BBA	24.434.187	3,80%
Finasa	18.525.583	2,88%
Votoratim	17.147.597	2,67%
Safra	14.305.298	2,23%
Nossa Caixa	11.969.763	1,86%
Total da Amostra	642.910.373	100%

Fonte: Dados do Banco Central. * Posição em dezembro de 2008.

Tabela 2: Ratings adotadas pelas agências Moody's e Standard & Poor's.

	Moody's	S & P
Investment Grade Ratings	Aaa	AAA
	Aa	AA
	A	A
	Baa	BBB
Below Investment Grade ("Junk Bond")	Ba	BB
	B	B
	Caa	CCC
	Ca	CC
	C	C
In Default		D

Fonte: Banco Central