

UFF-UNIVERSIDADE FEDERAL FLUMINENSE PUCG-PÓLO UNIVERSITÁRIO DE CAMPOS DOS GOYTACAZES-RJ DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

A ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA ATRAVÉS DO CANAL DE EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS: O COMPORTAMENTO DO SPREAD ENTRE OS ANOS DE 2002 E 2014.

LEONARDO DE CASTRO

Campos dos Goytacazes Novembro 2015

LEONARDO DE CASTRO

A ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA ATRAVÉS DO CANAL DE EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS: O COMPORTAMENTO DO SPREAD ENTRE OS ANOS DE 2002 E 2014.

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense, como requisito parcial para a obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Felipe Santos Tostes

Campos dos Goytacazes Novembro 2015

LEONARDO DE CASTRO

A ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA ATRAVÉS DO CANAL DE EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS: O COMPORTAMENTO DO SPREAD ENTRE OS ANOS DE 2002 E 2014.

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal Fluminense, como requisito parcial para a obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Felipe Santos Tostes – Orientador
Universidade Federal Fluminense

Prof. Dr. Adriano Vilela Sampaio
Universidade Federal Fluminense

Prof. Dr. Breno Augusto da Silva e Silva
Universidade Federal Fluminense

Campos dos Goytacazes Novembro 2015

AGRADECIMENTOS

A Deus pelo conforto espiritual ao longo desta trajetória.

À minha esposa, por ter me incentivado a concluir tão importante etapa da minha vida.

Ao professor Dr. Felipe Santos Tostes, pela sua valiosa orientação neste trabalho.

À professora Dra. Vanuza Ney, pela calorosa e atenciosa recepção na Universidade e por ter me encorajado a tomar a decisão de estudar distante da minha cidade de origem.

À minha mãe e aos meus irmãos pelo esforço conjunto que sempre fizeram para proporcionarem-me uma boa educação.

À professora Ruth Gomes da Silva por ter me dado as bases morais e educacionais que me permitiram chegar até aqui.

A todos os amigos que fiz nesse período da graduação, em especial: Carlos Nascimento, Charles Ferreira, Natan Santiago, Pedro Lessa e Vinicius Emerick pelos momentos que partilhamos juntos e que, de alguma forma, nos fez pessoas melhores.

"Devemos assumir nossa situação histórica e abrir caminho para o futuro a partir do conhecimento da nossa realidade." Celso Furtado

RESUMO

Este trabalho analisa a trajetória do Spread bancário entre os anos de 2002 e 2014 e identifica a forma na qual a condução da política macroeconômica, adotada pela autoridade monetária nesse período, influenciou o seu comportamento. Além disso, identifica-se a variável macroeconômica mais relevante, do ponto de vista econométrico, para a explicação do comportamento do *spread* bancário nesse mesmo período. Pode-se observar através deste estudo, ao longo do período em análise, a variável *spread* apresentou uma tendência descendente acompanhada de oscilações causadas por choques. Ele foi caracterizado por momentos de picos associados a instabilidade do cenário econômico, tais como os anos que marcaram o início do primeiro governo Lula e a crise financeira de 2007. Isto evidencia que a redução dos níveis de spread bancário no Brasil permitirá que a economia cresça além dos níveis apresentados nesse período. Também entre as variáveis explicativas analisadas, percebeu-se que com exceção da taxa de inflação e o compulsório, o índice de atividade industrial e a Selic se comportaram de acordo com o que preconiza a literatura a respeito do assunto.

Palavras-chaves: Economia Brasileira, Política Monetária, Canais de Transmissão da Política Monetária, Spread Bancário.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Spread - 2002 a 2014	24
Figura 2 - Taxa Selic - 2002 a 2014	25
Figura 3 - Inflação - 2002 a 2014	26
Figura 4 - Atividade industrial - 2002 a 2014	26
Figura 5 - Reservas Compulsórias - 2002 a 2014	27
Figura 6 - Variável em Nível x Variável em 1ª Diferença	30
Figura 7 - Resultado da regressão com variáveis em nível	32
Figura 8 - Resultado da regressão com variáveis em 1ª difereça	33
Figura 9 - Teste de Cointegração	49
Figura 10 - Teste de heterocedasticidade	50
Figura 11 - Teste de autocorrelação	51

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Testes Dickey-Fuler aumentado (Critério Schwartz)	31
Tabela 2 - Relação entre spread e as variáveis explicativas	37
Tabela 3 - Ajustamento da série spread	45
Tabela 4 - Testes Dickey-Fuler aumentado (comp)	46
Tabela 5 - Testes Dickey-Fuler aumentado (ind)	46
Tabela 6 - Testes Dickey-Fuler aumentado (infl)	46
Tabela 7 - Testes Dickey-Fuler aumentado (selic)	47
Tabela 8 - Testes Dickey-Fuler aumentado (spread)	48

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	10
2 – A POLÍTICA MONETÁRIA E O CANAL DE CRÉDITO	12
3 – O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO E SUA RELAÇÃO COM O CAN EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS	
3.1 – A relevância do regime de metas de inflação	15
3.2 – O empréstimo bancário como canal de transmissão da política monetária	18
3.3 – A relevância do <i>spread</i> bancário	19
4 – METODOLOGIA E DADOS	20
4.1 – Modelo Econométrico e Variáveis	20
4.2 - Coleta de dados	22
4.3 – Análise descritiva	22
4.4 – Análise econométrica	28
4.4.1 – Testes de raíz unitária	31 34 35
CONCLUSÃO	39
REFERÊNCIAS	40
Anexos	44

INTRODUÇÃO

Segundo Prates e Cunha (2011), a crise financeira global iniciada em 2007¹ foi um importante marco na mudança na estratégia de condução da política macroeconômica adotada pelos países de economias ditas emergentes. Até as crises internacionais ocorridas no final da década de 1990 e início do século XXI, verificava-se, como reação a essas, a adoção de políticas econômicas restritivas cujo objetivo era garantir a permanecia do capital internacional no mercado doméstico. Segundo esses autores:

Essas iniciativas tiveram como denominador comum, em sua maior parte, a ação anticíclica, contrariamente ao padrão de política econômica adotado nas situações pregressas de instabilidade cambial e financeira. Assim, outra dimensão inédita da crise atual (além de sua origem no centro do sistema) consiste na mudança de postura desses governos, que priorizaram a sustentação da atividade econômica (CEPAL²; BIS³ apud PRATES e CUNHA, 2011, p.68).

Ribeiro (2010) destaca que a adoção de altas taxas de juros pela autoridade monetária brasileira até 2007 não se apresentava sustentável ao longo do tempo uma vez que essa conduta desestimulava o consumo interno e criava obstáculos para a obtenção de superávits comerciais. Em função disso, entre 2008 e 2009, o Banco Central adotou além da redução da taxa Selic uma série de outras medidas com o objetivo de estimular o consumo interno.

Fato semelhante pode ser verificado na gestão do governo federal seguinte. No início do governo Dilma, pode-se dizer que o regime de metas de inflação continuou sendo um dos pilares da política macroeconômica, porém foi possível observar mudanças expressivas na condução da política monetária. Inicialmente verificou-se adoção de uma estratégia gradualista no combate a inflação. No primeiro semestre de 2011 o COPOM decidiu aumentar em 1,7 pontos percentuais a taxa de juros. Fato verificado em cinco reuniões consecutivas. Com isso, no segundo semestre de 2011, verificou-se uma

_

¹ Prates (2011) classifica a crise financeira global em cinco etapas, sendo a primeira, denominada de crise das hipotecas de alto risco do mercado imobiliário americano ou *subprime* iniciada em junho de 2007. E segundo essa autora, a partir desse a crise se propagou para outros segmentos do mercado financeiro.

² CEPAL. **Panorama de la inserción internacional de América Latina y el Caribe 2009-2010**: crisis originada em el centro y recuperación impulsada por las economias emergentes. Santiago de Chile, 2010.
³ Bank FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS – BIS. **Annual Report**. Basle, 2010.

desaceleração da inflação na economia brasileira. Foi então que o Banco Central iniciou a adoção de uma política de redução da taxa básica de juros ao longo desse período e no curso do ano seguinte. Contribuiu para este fato o agravamento da crise do euro e também o menor ritmo de alta dos preços das commodities no mercado internacional e da demanda interna. Porém ao iniciar um movimento inverso, a autoridade monetária surpreendeu os agentes econômicos (CAGNIN *et al*,2012).

Cagnin *et al* (2012) evidencia também que, além desta mudança no comportamento da autoridade monetária frente ao comportamento da taxa básica de juros, uma série de outras medidas do ponto de vista da política monetária marcaram os dois primeiros anos do governo Dilma. Primeiramente, destaca a alteração nas regras da caderneta de poupança, cujo objetivo foi evitar uma migração dos fundos de investimento para a poupança. Em segundo lugar, destaca a redução da alíquota do imposto sobre operações financeiras de 3% para 2,5%. E, por fim, o incentivo aos bancos públicos para que revertessem processo de contração do crédito. Atuando assim, de maneira anticíclica. Neste período o Banco do Brasil e a Caixa Econômica realizaram a queda de suas taxas de juros para que os bancos privados se vissem obrigados a também realizar tal medida.

Com isso, o objetivo deste trabalho é analisar a trajetória do Spread bancário entre os anos de 2002 e 2014 e identificar a forma na qual a condução da política macroeconômica, adotada pela autoridade monetária no período em questão, influenciou o seu comportamento. E, a partir do modelo sugerido por Oreiro *et al* (2006), identificar a variável macroeconômica mais relevante, do ponto de vista estatístico, para a explicação do comportamento do *spread* bancário nesse período.

Nesse estudo, foi utilizada a definição de *spread* segundo Oreiro *et al* (2006) na qual este é definido como a diferença entre a taxa de juros cobrada aos tomadores de crédito e a taxa de juros pagas aos depositantes pelos bancos.

Como hipótese, utilizou-se como referência também estudos de Oreiro *et al* (2006), onde afirma que o *Spread* bancário é influenciado positivamente e de maneira relevante pela produção industrial, pela volatilidade da taxa de juros e também pelo seu nível conforme texto abaixo:

Assim, o *spread* é influenciado positivamente por um impulso de um desvio padrão na volatilidade da taxa de juros e pela taxa de juros em nível, com efeito persistente em ambos os casos ao longo dos 12 meses. O efeito do produto industrial sobre o *spread* é positivo, ainda que menor do que no caso da volatilidade e nível da taxa de juros. No tocante à inflação, não se observou uma influência significativa sobre o *spread* (OREIRO *et al*, 2006, p. 21-22).

Este trabalho está estruturado em seis partes. Além dessa introdução, a parte seguinte aborda a relevância da política monetária e seus canais de transmissão, com destaque para o Canal de crédito e suas ramificações. Em seguida, apresenta-se a importância do Regime de metas de inflação e sua relação com um dos tipos do canal de crédito, o de empréstimos bancários por intermédio do *spread* bancário. Na quarta parte, aborda-se a metodologia, os dados e a análise econométrica destes. Na quinta parte, discutem-se os resultados e na última parte são feitas as considerações finais.

2 – A POLÍTICA MONETÁRIA E O CANAL DE CRÉDITO

A política monetária, nos dias de hoje, tornou-se um relevante instrumento na gestão da demanda agregada de uma economia. Comparada à política fiscal, sua adoção

pode ser considerada mais ágil e menos conflituosa, uma vez que as decisões orçamentárias envolvem interesses de muitos agentes que divergem quanto ao destino que deve ser dado ao gasto público em bens e serviços. Soma-se a isso, o excessivo uso de poder da política fiscal em algumas economias, ocasionando a ocorrência de déficits públicos. Em função desses aspectos, a decisão de política monetária resulta em um instrumento mais eficaz para responder aos choques adversos sofridos pela demanda agregada (CARVALHO *et. al*, 2007).

Além disso, algumas proposições são favoráveis de que a política fiscal deve ocupar uma posição subordinada à política monetária. Sargent⁴ e Wallace *apud* Lopreato (2006) argumentam que, em situações de dominância fiscal, se a taxa de juros real for maior que a taxa de crescimento da economia, inicialmente, os agentes econômicos ampliam suas demandas por títulos públicos, elevando assim a relação dívida/PIB. Futuramente, esses títulos vencerão e ocorrerá uma ampliação da base monetária e dos níveis gerais de preços. Além disso, destacam que, com a taxa de juros real acima da taxa de crescimento econômico, não só os níveis de preços futuros ampliarão, mas os do presente também. Assim, para que o haja um eficaz combate a inflação, a autoridade monetária impõe uma política fiscal de acordo com os seus objetivos de política monetária.

Outro argumento que reforça esta relação de subordinação defende que além da atuação firme do Banco Central, é preciso submeter os gastos públicos a uma restrição orçamentária intertemporal. Isso se dá através do efeito riqueza dado por uma situação fiscal esperada de déficit governamental. A percepção por parte das famílias de que deve haver uma deterioração dos superávits primários, ou seja, uma ampliação dos gastos do governo faz com que essas se sintam mais ricas e ampliem suas demandas por bens e serviços. Esta expansão do consumo provoca o aumento dos níveis de preços. Esse efeito só seria eliminado com a adoção de uma política fiscal ricardiana, ou seja, a restrição orçamentária da política fiscal é capaz de anular o crescimento da dívida em todos os momentos (WOODFORD⁵ apud LOPREATO, 2006).

E, um terceiro aspecto que defende esta argumentação diz que, o regime de metas de inflação pressupõe a ocorrência de regras para que, assim, ocorra uma ampliação da

⁴ SARGENT, T. J. Rational expectations and the reconstruction of macroeconomics. In: MILLER, P.J. **The rational expectations revolution**: readings from the front line. MIT Press, 1994.

⁵ WOODFORD, M. **Control of the public debt**: a requirement for price stability? NBER Working paper n, 5684. National Bureau of Economic Research. Jul, 1996.

credibilidade dos agentes econômicos para com a política monetária. E para atingir esta credibilidade, esse regime exige a eliminação da dominância fiscal. Com isso, gera-se uma melhora no desempenho econômico, reduzindo os níveis de inflação (EICHENGREEN⁶ apud LOPREATO, 2006).

Ainda segundo Carvalho *et. al* (2007), a autoridade monetária se utiliza de canais de transmissão para que a política monetária incentive o comportamento dos agentes privados na forma que deseja. Já que a taxa de juros promovida pelo Banco Central em poucas vezes é capaz de, por si só, influenciar nesse comportamento. O autor enumera três canais de transmissão: preço dos ativos, crédito e a taxa de câmbio. Vale destacar que, embora não enumerada, sua análise dá relativo destaque para o canal taxa de juros. Uma vez que, este é capaz de influenciar todos os canais citados. De Mendonça (2001) destaca a ocorrência de cinco canais de transmissão. Além dos canais taxas de juros, preços dos ativos, crédito e taxa de câmbio, analisa a ocorrência do canal expectativa.

O processo de estabilização de preços, proporcionado de maneira exitosa pelo Plano Real, permitiu ao Banco Central do Brasil realizar a política monetária do mesmo modo que os bancos centrais dos países ditos industrializados. Desde então, verificou-se a ocorrência de diversos estudos a respeito dos mecanismos de transmissão da política monetária em especial o canal crédito (FONSECA, 2008).

Corroborando com esta relevância, Auel e de Mendonça (2011) destacam que fatos como os relacionados à crise do *subprime* reforçaram a necessidade de estudar a capacidade que o mercado de crédito tem de transferir seus efeitos para outros segmentos da economia.

Verifica-se na literatura que o canal de crédito pode ser dividido em dois tipos: o canal de balanços⁷ e o canal de empréstimos bancários, sendo o segundo tipo o foco deste estudo. Sua análise se torna relevante uma vez que os bancos comercais têm a capacidade de restringirem crédito e as pequenas e médias empresas só tem acesso ao crédito por meio desses. Por outro lado, as grandes empresas têm a capacidade de obter crédito por meio de outros instrumentos como o mercado de títulos e o de ações (DE MENDONÇA, 2001).

_

⁶ EICHENGREEN, B. Can emerging markets float? Should they inflation target? Working paper series n, 36. Banco Central do Brasil. 2002

⁷ De acordo com Fonseca (2009), o canal de balanços reflete a forma na qual a política monetária afeta as empresas pelo seguinte fluxo: a diminuição da oferta monetária provoca um aumento da taxa de juros que, por sua vez gera uma tendência de redução no preço das ações. Essa última aumenta a possibilidade de seleção adversa e risco moral. Dificultando o acesso à tomada de recursos por essas empresas e desta forma, diminuindo seus níveis de investimento.

Fonseca (2009) também destaca a importância do canal de empréstimos bancários para as pequenas empresas. Segundo ele:

Esse canal é relevante para compreender a expansão das pequenas empresas; isso porque grande parte delas depende de empréstimos bancários. Portanto, para a expansão de seus negócios, necessitam de acesso ao mercado de crédito via bancos, diferentemente das grandes empresas que conseguem captar recursos no mercado financeiro internacional e nos mercados de capitais (FONSECA, 2009, p. 243).

Neste contexto, o *Spread* é utilizado como um indicador do canal de empréstimos bancários, uma vez que o mesmo é capaz de absorver os choques das variáveis macroeconômicas com destaque para a volatilidade da taxa de juros. Segundo Ono *et al* (2004):

Quanto mais instável for a economia de um dado país – por exemplo, quanto maior for a variabilidade da taxa de inflação e da taxa de cambio – maior será a volatilidade resultante da taxa básica de juros e, por conseguinte, maior será o *Spread* bancário(ONO *et al*, 2004, p.349).

3 – O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO E SUA RELAÇÃO COM O CANAL DE EMPRÉSTIMOS BANCÁRIOS

3.1 – A relevância do regime de metas de inflação

O regime de metas de inflação tem sido adotado por diversos países desde a década de 1990, sendo que o Brasil aderiu a esse regime no ano de 1999. Seu traço marcante é o reconhecimento de que a política monetária tem como objetivo alcançar a estabilidade dos níveis de preços em patamares baixos. Para isso, a adoção desse regime

passa pela definição de três aspectos operacionais: é preciso definir uma meta pontual ou uma banda para a taxa de inflação; deve-se escolher o horizonte temporal no qual essa meta deve ser atingida; e, por fim, faz-se necessário a escolha de um índice de preços que será utilizado como referencia (CARVALHO *et al*, 2007).

Além disso, esses autores destacam como pré-requisito para a eficácia do regime de metas a da credibilidade da conduta da política monetária. Segundo ele:

A chamada credibilidade é fundamental na condução da política monetária para evitar problemas relacionados à inconsistência temporal, ou seja, busca de resultados imediatos e temporários em termos de nível de produto em detrimento de perdas duradouras (isto é, mais inflação) (CARVALHO *et al*, 2007, p. 140).

Carvalho *et al* (2007) ainda destaca que a autoridade monetária se deparará com o *trade-off* entre credibilidade e flexibilidade no momento de definir os aspectos operacionais. Ou seja, o nível de credibilidade do regime será definido de acordo com as seguintes escolhas: a adoção de uma meta ou um intervalo; um horizonte de tempo curto ou longo; e a escolha de um índice de preço ou núcleo de inflação.

Mishkin⁸ (2007) *apud* Montes e Feijó (2009) diferencia dois tipos de arcabouços institucionais para o regime de metas de inflação: aqueles mais flexíveis – *flexible inflation forecast targeting* – e aqueles mais estritos – *strict inflation targeting*.

De Mendonça (2001) declara que, ao tentar alcançar a estabilidade de preços, a autoridade monetária terá como objetivo prioritário evitar a perda de credibilidade. Porém não raro o Banco Central realiza uma interferência também sobre variáveis como o produto e o emprego, o que o autor entende como uma má condução da política monetária e denomina como viés inflacionário. Nos seus termos ele diz que:

O conceito viés inflacionário deriva do argumento de ineficácia das políticas. O âmago do conceito pode ser entendido como a tentação que os governos possuem de buscar um aumento do produto e/ou redução do nível de desemprego por meio do uso de políticas monetárias expansionistas. Em outras palavras, os governos são propensos a fazer o uso do chamado princípio aceleracionista da curva de Phillips (versão Friedman-Phelps), cujo resultado de longo prazo seria apenas um aumento da taxa de inflação. Daí o termo viés inflacionário — má condução da política monetária que acarreta como único resultado maior inflação (DE MENDONÇA, 2001, p. 73).

⁸ MISHKIN, F.P. **Symposium on the monetary transmission mechanism**. Journal of Economic Perspectives, v. 9, n. 4, Fall 1995.

No debate sobre as vantagens e desvantagens sobre o regime de metas de inflação, Montes e Feijó (2009) afirmam que a adoção de tal regime consegue gerar impacto sobre as expectativas dos agentes econômicos em relação às variáveis macroeconômicas. Neste aspecto, dizem que:

Alguns dos benefícios mencionados em favor da adoção do regime de metas de inflação estão relacionados aos seus impactos sobre as expectativas de inflação e aos custos do produto, do emprego e da renda atribuídos às políticas de desinflação. Sob esse regime, a autoridade monetária conduz a política monetária de maneira forward-looking, isto é, reagindo fortemente a mudanças nas expectativas de inflação e às pressões inflacionárias, ou seja, a autoridade monetária busca constantemente influenciar as expectativas de inflação do público, de modo a fazer com que estas sejam levadas em conta e induzam a inflação observada a convergir para a meta predeterminada (Montes e Feijó, 2009, p. 74 e 75).

Igualmente no sentido de destacar os aspectos positivos do regime de metas de inflação, de Mendonça e Souza (2012), analisaram entre o período de 1990 e 2007 uma amostra de 180 países divididos em desenvolvidos e em desenvolvimento, e constataram que o regime de metas, além de proporcionarem uma redução da volatilidade da inflação, transportou a taxa de inflação para níveis internacionalmente aceitáveis.

Em sentido oposto, Bresser-Pereira e Silva (2009) destacam as consequências negativas da adoção do regime de metas de inflação no Brasil. Para esses autores, a adoção desse regime teve como consequência a elevação dos custos de cunho social e de desenvolvimento econômico. Neste sentido afirmam:

Apesar dos baixos índices inflacionários observados no Brasil atualmente, nossa opinião é que o sistema de metas de inflação pode até ter tido êxito no controle da inflação, mas a contrapartida tem sido perversa: a quase estagnação da economia. Desemprego e taxa de juros continuam altos, e a taxa de câmbio continua muito apreciada [...]. Além disso, as baixas taxas de crescimento observadas estão diretamente relacionadas com o fato de haver uma diferença entre estabilidade de preços e estabilidade macroeconômica (BRESSER-PEREIRA e SILVA, 2009, p. 42 e 43).

De Mendonça, Dezordi e Curado (2009) afirmam que do ponto de vista operacional, o principal instrumento a disposição do banco central para realizar política monetária em um regime de metas de inflação é a taxa de juros e, ainda segundo esses:

Não obstante, a taxa de juros no modelo estrutural utilizado pelo BC durante o regime de metas de inflação considera três possibilidades para a adoção de uma

regra de condução da política monetária: (a) uma trajetória exógena da taxa de juros; (b) a possibilidade de a taxa de juros responder ao hiato do produto e ao desvio da inflação em relação à meta (uma regra de Taylor); e (c) uma regra de reação ótima calculada de forma determinística e estocástica (DE MENDONÇA, DEZORDI e CURADO, 2009, p. 169 e 170).

Ainda de acordo com esses autores, dentre as três possibilidades citadas anteriormente, o segundo ponto recebe relativo destaque na literatura sobre o regime de metas de inflação e destacam o seguinte:

A proposta de Taylor estabelece uma regra simples para a determinação da taxa de juros que leva em consideração quatro fatores básicos: (a) a inflação; (b) a taxa de juros real de equilíbrio; (c) a diferença entre a inflação observada e a meta; e (d) o hiato entre o produto efetivo e o potencial [...]. (DE MENDONÇA, DEZORDI e CURADO, 2009, p. 170).

De acordo com Taylor⁹ *apud* De Mendonça, Dezordi e Curado (2009), a taxa básica de juros seria determinada de acordo com a seguinte equação:

$$i_t = \pi_t + r^* + g(y_t) + h(\pi_t - \pi^*)$$

onde:

i é a taxa básica de juros nominal; r^* é a taxa real de juros de equilíbrio; π é a taxa média de inflação dos últimos quatro trimestres (deflator do PIB); π^* é a meta da taxa de inflação; e y é o hiato do produto (100.(PIB real - PIB potencial) / PIB potencial). Taylor (1993 e 1998) sugere que os pesos dados pela autoridade monetária aos desvios de inflação (h) e do produto (g) para a determinação da taxa de juros correspondam a 0,5.[...] (DE MENDONÇA, DEZORDI e CURADO, 2009, p. 171)

De Mendonça (2001) destaca que a taxa de juros de curto prazo definida pela autoridade monetária não é capaz de, isoladamente, influenciar o comportamento dos agentes econômicos e, assim, alterar o nível da demanda agregada. Mas essa taxa transmite seus efeitos por intermédio dos canais de transmissão.

3.2 – O empréstimo bancário como canal de transmissão da política monetária

De Mendonça (2001) apresenta a forma pela qual a política monetária é transmitida pelo canal de empréstimos bancários da seguinte forma:

18

⁹ TAYLOR, J. B. **Discretion versus policy rules in practice**. Carnegie-Rochester conference Series on Public Policy, n. 39, 1993

[...] uma política monetária de contração da demanda agregada leva à redução de reservas e depósitos bancários (RB e DB ⁻), o que culmina com a redução no volume de empréstimos concedido pelos bancos (EB ⁻). Assim, com menos recursos disponíveis no mercado, tende a haver redução no nível de investimento, e por conseguinte, redução no produto (DE MENDONÇA, 2001, p. 69).

A relevância macroeconômica do canal de empréstimos bancários ficou amplamente conhecida a partir dos estudos evidenciados em Bernanke e Blinder¹⁰ apud Souza Sobrinho (2003). Trata-se de uma versão modificada da IS-LM. Segundo ele:

[...]. A principal diferença entre o modelo de Bernanke e Blinder e o modelo IS-LM tradicional é que ele define três mercados (monetário, de crédito e de bens), e não apenas os dois mercados (monetário e de bens) que usualmente são postulados. A consideração de mais um ativo na economia (crédito) implica que o mercado de bens passa a ser afetado por duas taxas de juros: a taxa de juros sobre títulos, como no modelo tradicional, e a taxa de juros sobre empréstimos. Agora, os choques monetários afetam a demanda agregada tanto direta como indiretamente (nesse último caso, através do impacto sobre o custo e sobre a oferta de crédito). Portanto, a existência do bank lending channel torna a política monetária mais potente em relação ao caso em que apenas o canal da taxa de juros é operante (SOUZA SOBRINHO, 2003, p. 21).

Souza Sobrinho (2003) ainda destaca que a existência do canal de crédito, neste caso o bancário, tem como fundamentação teórica a presença de assimetrias de informação. Além desta premissa, o autor destaca outras três como sendo fundamentais para o entendimento do canal de crédito: o canal de crédito é uma fonte adicional de propagação de choques macroeconômicos com efeitos assimétricos e heterogêneos sobre a economia real; a eficácia de uma política monetária será muito impactada pela existência do canal de crédito; e por fim, a relação direta entre canal de crédito, estrutura financeira e variações econômicas associadas a crises financeiras.

3.3 – A relevância do *spread* bancário

Segundo Oreiro *et al* (2006), um dos principais entraves para a expansão do crédito no Brasil são as elevadas taxas de juros praticadas pelos bancos no país. E com consequência, o baixo nível de crédito é entendido como um dos principais fatores para que a economia nacional cresça aquém dos níveis esperados.

¹⁰ BERNANKE, Bem; BLINDER, Alan. **Credit, Money and aggregate demand**. American Economic Review, v. 78, n. 2, p. 435-439, May, 1988.

Segundo Klein¹¹ apud Oreiro *et al* (2006), o *spread* bancário reflete o grau de monopólio do banco. De acordo com sua abordagem:

A atividade da firma bancária se desenvolve, via de regra, num ambiente de mercado que é caracterizado pela presença de concorrência monopolista ou imperfeita, tanto no mercado de crédito como no mercado de depósitos. Isto significa que o banco tem poder de monopólio na fixação da taxa de juros em pelo menos um dos mercados em que opera, normalmente o mercado de crédito, comportando-se como um formador de preços (*price setter*). Este poder de monopólio explicaria a escala de operação e as estruturas ativa e passiva do banco, levando em conta que as decisões de um banco individual seriam capazes de afetar as taxas que remuneram os componentes do passivo, assim como aqueles integrantes do ativo bancário. Portanto, o *spread* bancário reflete fundamentalmente — nesta abordagem — o "grau de monopólio" do banco, ou seja, a sua capacidade de cobrar um preço maior do que o custo marginal de produção dos serviços por ele oferecidos (OREIRO et al, 2006, p. 611).

Desta forma, o spread torna-se um importante indicador para a mensuração do poder dos bancos no tocante a fixação de suas taxas. E, quanto maior sejam essas, maior serão as restrições para a ampliação do nível de crescimento da atividade econômica.

4 – METODOLOGIA E DADOS

4.1 - Modelo Econométrico e Variáveis

Este estudo adotará como metodologia a análise empírica do comportamento do *Spread* bancário no Brasil. Para isso será adotado como modelo a regressão múltipla utilizada por Oreiro *et al* (2006) no qual se encontram os determinantes macroeconômicos do *spread* bancário no Brasil. Serão coletados os dados entre os meses de janeiro de 2002 e dezembro de 2014 para o modelo econométrico composto pelas seguintes variáveis:

Spread = $\beta_0 + \beta_1$ ind + β_2 Selic + β_3 Infl + β_4 Volat + β_5 Comp + λ Onde as variáveis representam as seguintes séries:

_

¹¹ Klein, M. **A. A theory of the banking firm**. Journal of Money, Credit and Banking, v. 3, n. 2, p. 205-218.1971.

- Spread bancário (Spread) Esta representa o spread médio das operações de crédito com recursos livres para taxas de juros pré-fixadas, sendo considerados o total geral (pessoas físicas e pessoas jurídicas). Fonte: Banco Central do Brasil;
- Índice de produção industrial (*Ind*) É adotado como *proxy* para o nível de atividade econômica. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística IBGE;
- Taxa de Juros Selic (Selic) Principal instrumento de política monetária na adoção do regime de metas de inflação. Fonte: Banco Central do Brasil;
- Taxa de inflação (*Infl*) Variável que mede a variação mensal do Índice de preços ao Consumidor Amplo IPCA. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE;
- Volatilidade da taxa de juros (Volat) Adotada como proxy do risco de taxa de juros do banco. Sua construção, de acordo com Gujarati e Porter (2011), dá-se a partir da variância condicional calculada através do modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada ou GARCH¹², do inglês Generalized autorregressive conditionaal heteroscedasticity;
- Taxa de reservas compulsórias sobre depósitos a vista (Comp) Representa os valores percentuais definidos pela autoridade monetária. Fonte: Banco Central do Brasil.

A escolha desse modelo está fundamentada na argumentação de Afanasieff¹³ *et al apud* Oreiro *et al* (2006) a qual sugere, para o caso brasileiro, que as variáveis macroeconômicas são mais relevantes que as microeconômicas. Nesses termos os autores dizem que:

[...] ao investigar se os fatores macro e microeconômicos são relevantes para explicar o comportamento do *spread* no País, sugerem, a partir dos resultados obtidos, que variáveis macroeconômicas – como a taxa básica de juros e o crescimento do produto – são os fatores mais relevantes para explicar tal comportamento (OREIRO *et al*, 2006, p.610).

21

¹² Na análise empírica desse estudo, a variável volatilidade da taxa de juros não foi inserida no modelo de regressão em função da falta de instrumental acadêmico para a sua construção. Pois este útimo só é visto, de maneira aprofundada, nas cadeiras de pós-graduação.

¹³ Afanasieff, T. S.; Lhacer, P. M.; Nakane, M. I. **The determinants of bank interest spread in Brazil**. Money

Affairs, v. XV, n. 2, p. 183-207, 2002.

4.2 – Coleta de dados

Na etapa de coleta de dados, foram selecionadas as séries temporais com periodicidade mensal e expressos na forma de número índice. Foram coletadas 156 observações onde o primeiro dado foi observado em janeiro de 2002 e o último em dezembro de 2014.

A série Spread bancário (*Spread*) foi coletada do sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central pela tabela 3955 (Spread médio das operações de crédito com recursos livres preferenciais para a taxa de juros pré-fixada – total geral) no período de janeiro de 2002 até dezembro de 2012. E, uma vez que esta série foi descontinuada, a partir de janeiro de 2013 até dezembro de 2014 foi utilizada a tabela 20786 do mesmo sistema (Spread médio das operações de crédito com recursos livres). Para tratar essa descontinuidade foi utilizada a seguinte metodologia:

- Foram calculadas as diferenças entre as observações da série 20786 e as observações correspondentes da mesma série, porém sem tendência;
- As observações encontradas no item acima foram somadas aos seus desvios das observações correspondentes da série 20786 sem tendência, acrescidos da média da série 3955 sem tendência.

Para que haja um melhor entendimento desse ajuste, no anexo I está a tabela com a descrição das etapas supracitadas.

A série índice de produção industrial (Ind) foi coletada com base na tabela 3653 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (produção física industrial por seções e atividades industriais).

A taxa de juros selic (*Selic*) foi coletada segundo os dados da tabela 4189 do Banco Central (taxa de juros – selic acumulada no mês anualizada).

As reservas compulsórias sobre depósitos a vista (*Comp*) foram extraídas diretamente do sitio oficial do Banco Central na internet (tabela recolhimentos compulsórios – alíquotas), localizada no subgrupo moeda e crédito e contido no grupo tabelas especiais.

Os dados de inflação foram coletados da tabela 433 do IBGE (Índice nacional de preços ao consumidor-amplo (IPCA) - Var. % mensal)

4.3 – Análise descritiva

Existem estudos que apresentam evidencias de que a incerteza do ambiente econômico que envolve os bancos parece ser uma importante causa dos elevados níveis de Spread Bancário. Neste contexto, Oreiro *et al* (2006) diz que:

De fato, nesse contexto de instabilidade macroeconômica, os bancos têm procurado – em razão de sua maior aversão ao risco típica de um contexto de maior instabilidade macroeconômica – compensar o maior risco percebido (em termos do risco de default dos empréstimos e do risco de taxa de juros) aumentando o spread bancário, de modo a elevar suas margens líquidas de lucro. (OREIRO et al, 2006, p 618).

Sendo assim, ao observar a trajetória do Spread bancário na figura 1 para o período em questão, é possível observar que os picos dos gráficos foram caracterizados por um contexto de instabilidade econômica tais como: o início do primeiro governo Lula 2002, a crise do *subprime* no final de 2007, a crise da zona do euro em 2010 e 2011 e a recente crise econômica observada no fim do primeiro governo Dilma em 2014.

Mesmo diante do comportamento de picos e vales, é importante destacar que, ao longo do período o comportamento do Spread apresenta uma tendência de queda. Nesse contexto, alguns estudos apontam que a entrada de bancos estrangeiros no país contribuiu de maneira positiva para aumentar a solidez do sistema financeiro e atuar como um mecanismo estabilizador do sistema financeiro. Contribuindo, dessa forma para a redução do Spread (Oliveira, 2012)

Outro aspecto que contribuiu para a redução do Spread foi a atuação dos bancos públicos. Neste contexto, Cagnin (2013) destaca que:

No primeiro semestre de 2012, o governo Dilma também utilizou novamente os bancos públicos com carteira comercial (bb e cef) para forçar, pelo mecanismo da concorrência, a queda dos juros e spreads praticados pelos bancos privados. O BNDES continuou desempenhando papel fundamental na implementação da política creditícia. Além da prorrogação do Programa de Sustentação do Investimento (psi) (em vigor desde 2009), para até o final de 2013, a Taxa de Juros de Longo Prazo (tjlp), que estava no patamar de 6% ao ano desde julho de 2009, foi reduzida para 5,5% a.a. em junho de 2012 e para 5% a.a. em janeiro de 2013. (CAGNIN, 2013, p 174)

A figura 1 apresenta o comportamento do Spread entre os anos de 2002 e 2014. No período em questão o Spread médio foi de aproximadamente 33,84%. A maior taxa foi observada no mês de maio de 2003 cujo valor foi de 47,84 %. Já a menor taxa foi verificada no mês de junho de 2013 e seu valor foi de 24,03%.

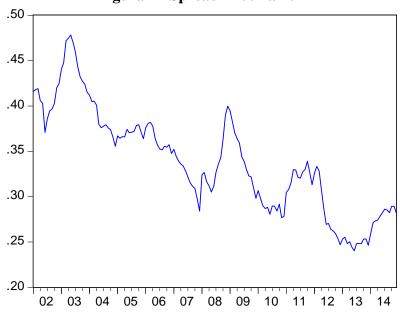


Figura 1 - Spread - 2002 a 2014

Fonte: Banco Central do Brasil

Desde a introdução do regime de metas de inflação no Brasil, a taxa de juros tem sido um instrumento muito valioso na condução da política monetária. Esta importância pode ser verificada na fala de De Mendonça, Dezordi e Curado (2009):

A determinação da taxa de juros corresponde o mais importante instrumento operacional do banco central para a consecução das metas de inflação. Ainda que a taxa de juros seja um instrumento eficiente no combate a inflação, é forçoso reconhecer que uma taxa de juros elevada implica efeitos negativos sobre o produto, que podem ser compreendidos como um aumento do custo social. (DE MENDONÇA, DEZORDI e CURADO, 2009, p. 172).

Além da ampliação do custo social, a condução das taxas de juros em níveis elevados dificultam a redução do Spread. Essa relação pode ser verificada em Manhiça e Jorge (2012):

A busca pela estabilidade de preços tem mantido a taxa básica de juros em patamar bastante elevado, principalmente quando comparada às taxas praticadas em diversos países. Ocorre que, ao mesmo tempo em que é o principal instrumento de política monetária, a taxa básica de juros brasileira é indexador de parte dos títulos públicos, as LFTs. É nessa especificidade do Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) que reside a relação entre nível da taxa básica de juros e os spreads bancários no Brasil. Deste modo, pode-se afirmar que o arranjo de política monetária brasileiro gera efeitos sobre a capacidade

de realizações de investimentos da economia, uma vez que o crédito bancário é uma das principais fontes de financiamento das empresas. (MANHIÇA e JORGE, 2012, p 7)

Esses mesmos autores ainda afirmam que:

O alto nível da taxa básica de juros brasileira se torna uma referência para todas as outras operações no mercado bancário e define o nível mínimo de remuneração desejado pelos bancos para outras aplicações. Nesse sentido, a taxa básica de juros passa a representar um custo de oportunidade dos bancos, elevando, em último caso, o custo do crédito através da prática de taxas de empréstimos elevadas para os tomadores finais. (MANHIÇA e JORGE, 2012, p 11)

Apesar de ser possível observar uma queda expressiva nos níveis de taxa de juros no período em questão, nota-se também que o comportamento da variável ainda é muito instável. o que reflete, em certa medida, o grau de eficiência do sistema financeiro.

A figura 2 exibe a trajetória da Selic entre os anos de 2002 e 2014. Nesse período, a taxa média foi de aproximadamente 13,58% a.a. A maior taxa foi de 26,32% a.a. e esta foi observada nos meses março e abril de 2003. Já a menor taxa foi de 7,11% a.a. e a mesma foi verificada no mês de janeiro de 2013.

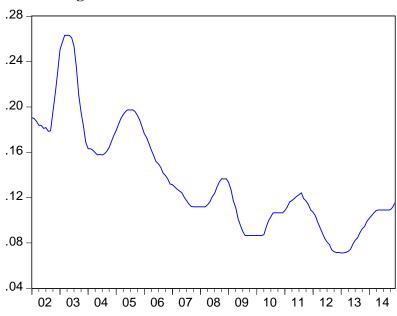


Figura 2 - Taxa Selic - 2002 a 2014

A figura 3 demonstra o comportamento do IPCA entre os anos de 2002 e 2014. A taxa média foi de aproximadamente 0,52% a.m. A menor taxa foi de -0,21% a.m. e a mesma foi verificada no mês de junho de 2006. Já a maior taxa foi de 3,02% a.m. e esta foi observada nos meses novembro de 2002.

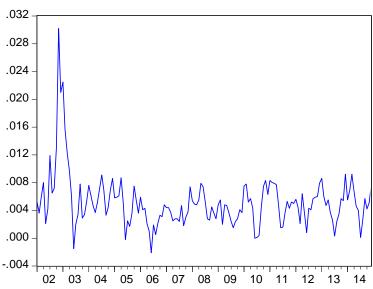


Figura 3 - Inflação - 2002 a 2014

Fonte: IBGE

A figura 4 demonstra o comportamento da atividade industrial. O índice médio no período estudado foi de aproximadamente 0,94 tendo como base igual a 1 a média do ano de 2012. O menor índice foi de aproximadamente 0,70 observado no mês de fevereiro de 2002. Já o maior foi observado no mês de outubro de 2013 e correspondeu a aproximadamente 1,17.

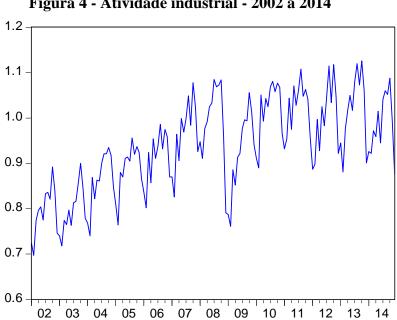


Figura 4 - Atividade industrial - 2002 a 2014

Fonte: IBGE

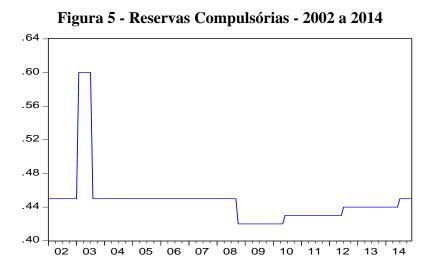
Cavalcanti e Vonbun (2013), em seu estudo sobre a evolução da política do recolhimento compulsório, dividem o período estudado aqui em três momentos: o primeiro de 1999 até 2004, o segundo de 2004 a 2008 e o terceiro de 2008 em diante.

No primeiro momento, que se inicia com a implantação do regime de metas de inflação no Brasil, o gerenciamento do recolhimento compulsório perdeu espaço como um dos principais instrumentos na condução da política monetária. Esse papel foi ocupado pela taxa básica de juros. Em função disso, entre os anos de 1999 e 2004 a política de recolhimentos compulsórios passou a ser utilizada com pouca frequência e intensidade.

No segundo, as alterações na condução da política de recolhimento compulsório foram escassas. O que demonstrava, aparentemente, uma desvinculação entre a política de recolhimento compulsório e a definição da meta da taxa SELIC pelo Banco Central.

O terceiro momento, marcado pela crise financeira global, é marcado pela retomada da utilização do recolhimento compulsório de forma mais ativa. Neste contexto, o este instrumento é adotado com um cunho chamado de macroprudencial, ou seja, com o objetivo de garantir a estabilidade do sistema financeiro.

A figura 5 apresenta o comportamento da taxa de reservas compulsórias sobre depósitos a vista. Neste período, a taxa media foi de aproximadamente 44,7%. As maiores taxas foram observadas entre os meses de fevereiro e julho de 2003. Já as menores foram verificadas entre o período que se inicia em outubro de 2008 e se encerra em maio de 2010.



Fonte: Banco Central do Brasil

4.4 – Análise econométrica

4.4.1 – Testes de raíz unitária

De acordo com Gujarati e Porter (2011), a verificação empírica de séries temporais parte do princípio que essas sejam estacionárias. Segundo esses autores:

Em linhas gerais, processo estocástico será chamado de estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da sua covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos e não o tempo real ao qual a covariância é computada. (Gujarati e Porter, 2011, p. 734).

Deste modo, uma série temporal pode ser classificada como não estacionária caso a sua média ou sua variância varie com o tempo ou até mesmo as duas. E com o objetivo de fazer esta verificação, realiza-se o teste de raíz unitária.

Gujarati e Porter (2011) ainda afirmam que, dado um modelo onde a série temporal Y_t é descrita por $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ e $-1 \le \rho \le 1$, se $\rho = 1$, então se encontra o que é chamado de raiz unitária, ou seja, uma situação de não estacionaridade. E, se o valor absoluto de ρ for menor que um então a série temporal Y_t é classificada como estacionária. Neste contexto o autor recomenda a realização desse teste, pois a estimação da equação pelo método dos mínimos quadrados ordinários conduziria a realização do teste t com estimadores viesados.

Ao realizar-se o teste informal de observação do gráfico, com base na figura 6, é possível afirmar que as séries: *selic*, *ind* e *spread* apresentam não estacionaridade em nível. Quanto às séries *infl* e *comp*, o teste informal não é tão conclusivo.

28

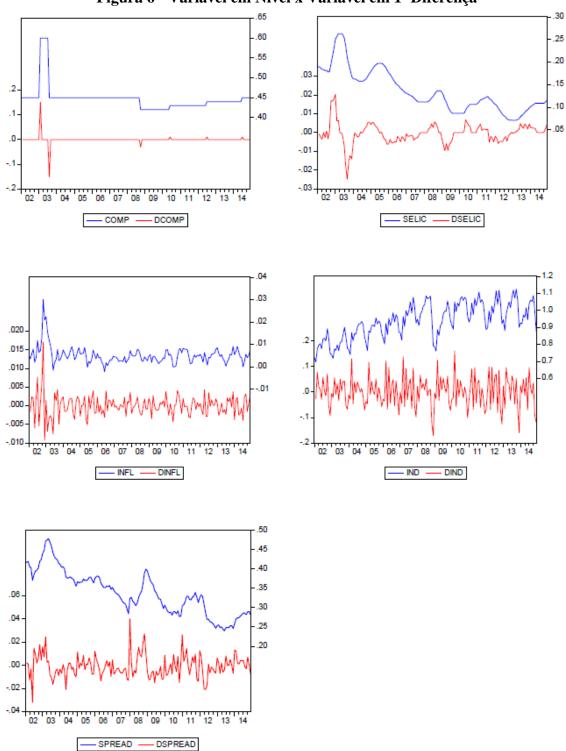


Figura 6 - Variável em Nível x Variável em 1ª Diferença

Para a verificação de resultados mais precisos quanto à estacionaridade ou não das séries foi utilizado o teste de Dickey-Fuler aumentado (ADF). A tabela 1 apresenta os melhores resultados de acordo com o critério de Schwartz. De acordo com este critério, as variáveis *comp* e *infl* apresentaram estacionaridade na 2ª diferença e sem a inclusão da constante e da tendência. As variáveis *ind* e *spread* apresentaram estacionaridade na 1ª

diferença e, também, sem a inclusão da tendência e da constante. Já a Selic apresentou estacionaridade nível com a inclusão da tendência e da constante. Todos os demais resultados do teste ADF estão expostos no anexo II.

Tabela 1 - Testes Dickey-Fuler aumentado (Critério Schwartz)

Down Tests ADE								
Resumo Teste ADF								
VARIÁVEL	SCHWARTZ (SC)	LAG	TESTE	TIPO VARIAVEL	INCLUSAO	1%	5%	10%
comp	-6.000724	12	-7.15	2d	с	-2.58	-1.94	-1.62
ind	-3.630664	11	-3.30	1d	с	-2.58	-1.94	-1.62
infl	-9.041857	10	-7.76	2d	С	-2.58	-1.94	-1.62
selic	-8.817783	1	-4.33	1	b	-4.02	-3.44	-3.14
spread	-6.459384	0	-9.37	1d	С	-2.58	-1.94	-1.62

Fonte: elaboração própria a partir da saída do Eviews 6.0

a= constante, b= constante e tendência, c= nenhum.

l= nível, $1d=1^a$ diferença, $2d=2^a$ diferença

4.4.2 – A análise da Cointegração

Antes de se realizar os testes de cointegração, é preciso apresentar o conceito de regressão espúria. Tem-se esse fenômeno quando a regressão de uma variável de séria temporal em relação a outras, também do tipo série temporal, apresenta resultados sem sentido. E uma maneira de verificar se o modelo estimado é espúrio se dá através do teste de cointegração (GUJARATI e PORTER 2011).

O teste de cointegração, ainda segundo esses autores, indica que, mesmo quando as séries temporais se apresentem individualmente como não estacionárias, uma combinação linear dessas pode se apresentar de forma estacionária. Assim, duas ou mais variáveis são cointegradas, quando existir uma relação de longo prazo, entre elas, ou seja, uma relação de equilíbrio. Desta forma a realização desse teste se apresenta como uma ferramenta de suma importância para se evitar casos onde a regressão pode ser classificada como espúria.

Isto exposto e diante dos resultados apresentados na tabela presente no anexo III, pode-se dizer que as variáveis cointegram.

4.4.3 – Método dos mínimos quadrados ordinários

Segundo Gujarati e Porter (2011), o tratamento de dados de séries temporais devese supor que as mesmas sejam estacionárias. Porém segundo Sims¹⁴ apud Oreiro et al (2006) a recomendação é para que o modelo seja estimado com as variáveis em nível, pois o objetivo principal é identificar a relação entre as variáveis e não os parâmetros estimados.

Tudo isto é corroborado ao se comparar o resultado do modelo da regressão cujas variáveis estão em nível com aquele nas quais essas estavam expressas pelas suas primeiras diferenças. Desta forma, percebeu-se que, estatisticamente, a qualidade do ajustamento do modelo no primeiro caso foi superior.

Ao analisar o coeficiente de determinação R², percebe-se que na regressão em nível, este coeficiente é capaz de explicar aproximadamente 85% da variação na variável dependente. Neste modelo, os *p-valores* obtiveram um resultado inferior a 0,05, dessa forma é possível rejeitar a hipótese nula de que as variáveis explicativas são estatisticamente iguais a zero.

O comportamento dos estimadores indica que, uma redução de 1 ponto percentual na variável *ind*, provoca um aumento de 0,13 pontos percentuais na variável *spread*, mantendo as demais variáveis explicativas constantes. No caso da variável *comp*, uma redução desta em 1 ponto percentual, mantendo as demais variáveis explicativas constantes, é capaz de promover um amento na variável spread de 0,19 pontos percentuais para que *spread*. Já a variável *Selic*, apresenta uma relação direta, ou seja, sua variação em 1 ponto percentual é capaz de promover uma variação de aproximadamente 1,02 pontos percentuais na variável *spread*.

A estatística Durbin Watson apresenta um valor relativamente pequeno. O que pode indicar sinais de autocorrelação. Porém este teste será realizado mais a frente.

Os resultados da regressão estão apresentados logo abaixo:

Figura 7 - Resultado da regressão com variáveis em nível

Dependent Variable: SPREAD Method: Least Squares Date: 10/18/15 Time: 14:31 Sample: 2002M01 2014M12 Included observations: 156 Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob. С 0.037909 0.0000 0.421955 11.13059 IND 0.0000 -0.132785 0.024524 -5.414454 **INFL** -1.562804 0.486070 -3.215181 0.0016 **SELIC** 0.064839 1.019606 15.72528 0.0000

_

¹⁴ SIMS, C. (1980) "Macroeconomics and reality". Econometrica, v. 48, n. 1, p. 1–48.

COMP	-0.199895	0.072515	-2.756584	0.0066
R-squared	0.857347	Mean depende	0.338377	
Adjusted R-squared	0.853569	S.D. dependen	0.057092	
S.E. of regression	0.021847	Akaike info crit	-4.777989	
Sum squared resid	0.072070	Schwarz criteri	-4.680237	
Log likelihood F-statistic	377.6831 226.8790	Hannan-Quinn Durbin-Watson	-4.738286 0.364822	
Prob(F-statistic)	0.000000	Durbin-watson	Siai	0.304622
	2.300000			

Fonte: saídas dos Eviews 6.0

Já a regressão com as variáveis explicativas expressas através da sua primeira diferença apresentam um coeficiente de determinação R² de 18%, ou seja, o modelo só é capaz de explicar 18% do comportamento da variável *spread*. Já os p-valores da regressão com as variáveis explicativas se comportaram de tal modo que, com exceção do variável explicativa *dselic*, não foi possível rejeitar a hipótese nula para de as demais, ou seja, as demais não são estatisticamente significantes. Esses resultados estão expressos na figura a seguir:

Figura 8 - Resultado da regressão com variáveis em 1ª diferença

Dependent Variable: DSPREAD Method: Least Squares Date: 10/18/15 Time: 17:02 Sample (adjusted): 2002M02 2014M12 Included observations: 155 after adjustments Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob. С -0.002289 0.001365 0.0957 -1.676863 INFL 0.1295 0.329733 0.216281 1.524557 DSELIC 0.0001 0.625210 0.156630 3.991625 0.4244 DIND 0.009567 0.011944 0.800992 **DCOMP** 0.001762 0.042978 0.040992 0.9674 R-squared -0.000870 0.182393 Mean dependent var Adjusted R-squared S.D. dependent var 0.009739 0.160590 S.E. of regression -6.568677 0.008923 Akaike info criterion Sum squared resid Schwarz criterion -6.470502 0.011943 514.0725 -6.528800 Log likelihood Hannan-Quinn criter. F-statistic 1.678906 8.365543 **Durbin-Watson stat** Prob(F-statistic) 0.000004

Fonte: saídas dos Eviews 6.0

4.4.4 – A análise da heterocedasticidade

A hipótese da homocedasticidade, de acordo com Gujarati e Porter (2011), é de suma importância para a aceitação do modelo clássico de regressão linear. Esta hipótese diz que, os termos de erro da regressão possuem a mesma variância, ou seja, as variâncias do termo de erro são constantes. Para aqueles casos em que esta condição não é satisfeita, tem-se a presença da heterocedasticidade.

Nesta abordagem a hipóstese da homocedasticidade pode ser demonstrada da seguinte maneira:

$$E(u_i^2) = \sigma^2$$
 onde $i = 1, 2, ..., n$ e $u = \text{termo de erro}$

Existem várias razões para que as variâncias dos termos deixem de ser constantes, tais como o viés de especificação do modelo, a presença de dados discrepantes e a transformação incorreta dos dados. Porém, ainda segundo esses autores, em um modelo de mínimos quadrados ordinários onde se verifica a presença da heterocedasticidade, os estimadores continuam sendo não tendenciosos, porém deixam de ser os melhores, ou seja, não possuem a variância mínima.

Gujarati e Porter (2011) afirmam ainda que, a detecção da presença da heterocedasticidade pode ser feita tanto por métodos informais, como a observação gráfica da estimação dos resíduos ao quadrado em relação a variável dependente, quanto por métodos formais, ou seja, testes como o de Breusch-Pagan-Godfrey. Nesse estudo, optou-se pela realização deste último.

O teste de Breusch-Pagan-Godfrey segue a distribuição qui-quadrado onde, caso o valor observado esteja fora da região crítica, ao nível escolhido de significância, podese rejeitar a hipótese da homocedasticidade (GUJARATI e PORTER 2011).

Desta forma, de acordo com o resultado deste teste realizado no Eviews 6.0, a função de distribuição de probabilidade para 4 graus de liberdade apresentou um resultado insignificante estatisticamente tanto ao nível 1%, quanto a 5%. Desta forma, não é possível rejeitar a hipótese da homocedasticidade. O resultado desse teste pode ser observado no anexo IV desse estudo.

4.4.5 – A Análise da Autocorrelação

O modelo clássico de regressão linear em Gujarati e Porter (2011) pressupõe também que o erro associado a uma observação não é influenciado pelo erro de outra. Quando este pressuposto é quebrado tem-se o que é chamado de presença de autocorrelação.

De acordo com os autores citados anteriormente, dentre os motivos para a ocorrência da autocorrelação pode-se destacar: o viés de especificação do modelo; as defasagens e a inercia das séries temporais. Além disso, afirmam que, assim como na presença da heterocedasticidade, na presença de autocorrelação os estimadores continuam sendo não tendenciosos, porém deixam de ser os melhores, ou seja, não possuem a variância mínima. E por fim, a detecção da autocorrelação pode ser feita através diversos testes, tais como o método gráfico, o teste das carreiras, o teste d de Durbin-Watson e o teste de Breusch-Godfrey.

A figura contida no anexo V apresenta os resultados para o teste de autocorrelação. Desta forma, o modelo de regressão, estudado aqui, apresenta a quebra do pressuposto da ausência de correlação.

5 – DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Ao analisar o modelo econométrico, é preciso fazê-lo sob a luz da teoria econômica. Desta forma, primeiramente, é preciso identificar como se dá a relação entre cada determinante macroeconômico e a variável dependente.

Afonso, Kohler e Freitas (2009) afirmam que, economias em crescimento criam um ambiente onde a probabilidade de inadimplência é menor e a possibilidade de atração de capitais se amplia. Deste modo, ocorre uma ampliação da oferta de crédito e esses ganhos de escala são acompanhados por uma redução dos custos de empréstimos. Sendo assim a ampliação da atividade econômica possui uma relação inversa com Spread.

Esses autores também afirmam que a taxa básica de juros possui uma relação direta com Spread, principalmente pelo aspecto de que a primeira reflete o estado de risco da economia. Soma-se a isso o fato de que quanto maior for a taxa de juros, maiores serão as rentabilidades para viabilizar um projeto.

Os mesmos afirmam também que o nível de risco, geralmente mensurado pela volatilidade de uma variável macroeconômica, como no caso da taxa de juros, ocasiona a aplicação de taxas de spreads mais elevadas.

Da Silva, Oreiro e De Paula (2007), afirmam que uma elevação da taxa de inflação está associada com um aumento dos níveis de Spread.

Quanto à taxa de juros, estes dizem que:

[...] elevações nas taxas de juros básicas podem ocasionar uma maior variabilidade no nível da produção real e na lucratividade das firmas, elevando o risco de crédito, o que pode resultar em taxas de empréstimos e spreads maiores. (DA SILVA, OREIRO e DE PAULA, 2007. p 216).

Já para a relação entre atividade econômica e Spread, Da Silva, Oreiro e De Paula (2007) estão em consonância com a proposição Afonso, Kohler e Freitas (2009). Pois afirmam que, um maior crescimento do produto ocasiona uma diminuição da inadimplência bancária e no risco de crédito, o que, por sua vez, acarretam uma redução do Spread.

Mesmo não sendo possível incluir no modelo a variável Volatilidade da taxa de juros dadas as dificuldades citadas anteriormente, é importante apresentar o comportamento esperado para essa variável em relação ao Spread. A volatilidade da taxa

de juros, segundo Da Silva, Oreiro e De Paula (2007), é diretamente proporcional a instabilidade econômica. Desta forma, maiores volatilidades na taxa de juros geram um impacto positivo e estatisticamente significante sobre o Spread bancário.

Oreiro *et al* (2006) apresenta as seguintes relações entre as variáveis explicativas e o Spread: o spread é influenciado positivamente pela volatilidade da taxa de juros, pela taxa de juros em nível e também pela atividade industrial.

A seguir, a tabela 2 demonstra as relações matemáticas entre as variáveis explicativas e a variável dependente apresentada anteriormente:

Tabela 2 - Relação entre spread e as variáveis explicativas

Estudo	Ind	Infl	Comp	Selic	Vol
Afonso, Kohler e Freitas (2009)				+	+
Da Silva, Oreiro e De Paula (2007)		+		+	+
Oreiro (2006)	+			+	+

Fonte: Elaboração própria

Isto exposto, o modelo econométrico aplicado através do método dos mínimos quadrados ordinários e com as variáveis em nível apresentou os resultados de acordo com a seguinte regressão:

$$Spread = 0.42 - 0.13 \ ind + 1.02 \ Selic - 1.56 \ Infl - 0.20 \ Comp + \lambda$$

O índice de atividade industrial, utilizado como *proxy* da atividade econômica, comportou-se de acordo com as proposições de Kohler e Freitas (2009) e de Da Silva, Oreiro e De Paula (2007), exercendo uma influência negativa no *spread* bancário.

A taxa de juros Selic apresentou uma influência positiva no comportamento do spread bancário. Este resultado ficou em consonância com aqueles apresentados no início desta seção.

O compulsório apresentou uma relação negativa em relação ao spread. Além disso, contrariando os resultados de estudos anteriores seu estimador apresentou significância estatística.

Já a taxa de inflação se comportou de maneira diferente àquela esperada. Segundo o modelo de regressão, essa variável explicativa exerce uma influencia negativa no comportamento do spread. Resultado este que não é confirmado pela teoria apresentada incialmente. Este resultado pode ser justificado pela ausência da variável volatilidade da taxa de juros modelo.

A volatilidade da taxa de juros foi considerada pelos estudos de Oreiro *et* al (2006) como a variável mais relevante para a explicação do spread bancário. A ausência de uma variável relevante pode ocasionar o problema chamado de viés de especificação do modelo. Deste modo, Gujarati e Porter (2011) afirmam que o viés de especificação pode fazer com que o modelo econométrico não seja um bom reflexo da realidade.

Desta forma, a relação negativa da inflação com *spread*, somada a significância estatística tanto desta variável quanto das reservas compulsórias, são um grande indício de que a ausência da variável volatilidade da taxa de juros ocasionou problemas associados ao viés de especificação do modelo.

CONCLUSÃO

A literatura a respeito do tema em questão aponta que as variáveis macroeconômicas são importantes para compreender o comportamento do Spread no Brasil. Dentre esses, os principais destaques são a volatilidade da taxa de juros e o nível da taxa de juros. Os resultados demonstraram que todas as variáveis explicativas foram relevantes do ponto de vista estatístico para a determinação do comportamento do spread bancário. Porém era esperado que a variável inflação e a compulsório não apresentasse significância estatística.

Ao analisar os resultados da equação com base no método dos mínimos quadrados ordinários destaca-se que a inflação não possui um comportamento compatível com o que é esperado pela teoria econômica, pois esta diz que há uma relação direta entre a inflação e o Spread e os resultados apresentaram uma relação inversa.

Uma das hipóteses para a ocorrência desse problema é o viés de especificação, uma vez que a variável que mais determina o comportamento do Spread, segundo a literatura sobre o assunto, não foi incluída no modelo.

Pode observar através deste estudo que, ao longo do período em análise, a variável *spread* apresentou uma tendência descendente acompanhada de um comportamento cíclico. Estes foram caracterizados por momentos de picos associados a instabilidade do cenário econômico, tais como os anos que marcaram o início do primeiro governo Lula e a crise financeira de 2007. Isto evidencia que a redução dos níveis de spread bancário no Brasil estará associada a estabilidade econômica.

REFERÊNCIAS

AFONSO, José Roberto; KÖHLER, Marcos Antônio; FREITAS, Paulo Springer de. Evolução e determinantes do Spread bancário no Brasil. Texto para discussão, nº 61. Centro de Estudos da Consultoria do Senado Federal. Brasilia, Agosto de 2009. Disponível em: http://www2.senado.leg.br/bdsf/bitstream/handle/id/162312/61.pdf Acesso em 21/09/2015

AUEL, Matias Caldas; DE MENDONÇA, Helder Ferreira. Macroeconomics relevance of credit channels: evidence from on emerging economy under inflation targeting. *Economic Modelling*, n°28, p 965-979. [S.I.]. 2011. Disponível em: http://ac.els-cdn.com.ez24.periodicos.capes.gov.br/S0264999310002373/1-s2.0-S0264999310002373-main.pdf? tid=fc30a942-6f19-11e4-bf6a-00000aab0f26&acdnat=1416311992_dc8579b1e7af8c3b8d871837648b4a01 Acesso em 06/11/2014.

CAGNIN, Rafael Fagundes *et al.* A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). *Novos estud. - CEBRAP*, São Paulo , n. 97, Nov. 2013 . Disponível em http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-33002013000300011&lng=en&nrm=iso Acessado em 30/10/2014

CAVALCANTI, Marco A.F.H.; VONBUN, Christian. Evolução da Política do Recolhimento Compulsório no Brasil Pós-Real. *Texto para discussão*, nº 1826. IPEA. Brasilia, Abril de 2013. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1229/1/TD_1826.pdf Acessado em 27/07/2015

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; SILVA, Cleomar Gomes. O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/cambio. In: OREIRO, José Luís (org); DE PAULA, Luiz Fernando (org); SOBREIRA, Rogério. *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. Editora FGV, p.21-51. 2009.

CARVALHO, Fernando J. Cardim de *et al. Economia monetária e financeira: teoria e política*. Editora Campus, 9^a reimpressão. Rio de Janeiro. 2007.

CARVALHO, Fernando J. Cardim de. Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil. *Rev. Economia Política*, São Paulo, v. 25, n. 4, 2005. Disponível em http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-31572005000400001&lng=pt&nrm=iso Acesso em 08/10/2014.

DA SILVA, Guilherme Jonas Costa; OREIRO, José Luís da Costa; DE PAULA, Luiz Fernando. Spread Bancário no Brasil: uma avaliação empírica recente. In: OREIRO, José Luís da Costa (org); DE PAULA, Luiz Fernando (org). *Sistema Financeiro: uma análise do setor bancário brasileiro*. Rio de Janeiro, Editora Campus, p.191-220. 2007.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira; SOUZA, Gustavo José de Guimarães e. Is inflation targeting a good remedy to control inflation? *Journal of Development Economics* 98 178–191. 2012. Disponível em http://ac.els-cdn.com.ez24.periodicos.capes.gov.br/S030438781100068X/1-s2.0-S030438781100068X-main.pdf?_tid=0e3621ca-6f1b-11e4-9d51-O0000aab0f02&acdnat=1416312452_04c6c988e828f57cb0d400862b0d95a0 Acesso em: 06/11/2014.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira; DEZORDI, Lucas Lautert; CURADO, Marcelo Luiz. A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas de inflação: o caso brasileiro. In: OREIRO, José Luís (org); DE PAULA, Luiz Fernando (org); SOBREIRA, Rogério. *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. Editora FGV, p.165-185. 2009.

DE MENDONÇA, Helder Ferreira. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, Campinas, nº 16, 2001. Disponível em http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/mecanismos de transmissao monetaria.pdf Acesso em 06/11/2014.

FONSECA, Marcos Wagner da. Política monetária e o canal de crédito no Brasil: uma revisão da literatura. In: OREIRO, José Luís (org); DE PAULA, Luiz Fernando (org);

SOBREIRA, Rogério. *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. Editora FGV, p.237-287. 2009.

FONSECA, Marcos Wagner da. *Mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise pós-regime de metas de inflação*. Curitiba, 2008. Disponível em http://livros01.livrosgratis.com.br/cp096210.pdf Acesso em 06/11/2014.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria Básica*. Editora AMGH, 5ª edição. Porto Alegre. 2011.

LOPREATO, Francisco Luiz C. O papel da política Fiscal: um exame da visão convencional. *Texto para discussão*, nº 119. IE/UNICAMP. Campinas, fev 2006. Disponível em: http://www.iececon.net/arquivos/publicacoes_39_313587953.pdf Acesso em 27/10/2014

MANHIÇA, Félix Antônio; JORGE, Caroline Teixeira. O nível da taxa básica de juros e o Spread bancário no Brasil: Uma análise de dados em painel. Texto para discussão, nº 1710. IPEA. Rio Fevereiro 2012. de Janeiro, de Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1252/1/TD_1710.pdf Acesso em 21/09/2015

MOLLO, Maria de Lourdes Rollemberg. Ortodoxia e heterodoxia monetárias: a questão da neutralidade da moeda. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 24, n 3, 2004. Disponível em http://www.rep.org.br/PDF/95-1.PDF Acesso em 27/10/2014

MONTES, Gabriel Caldas; FEIJÓ, Carmem Aparecida. Metas da inflação e política monetária: uma abordagem considerando o processo de formação de preços em economias monetárias. In: OREIRO, José Luís (org); DE PAULA, Luiz Fernando (org); SOBREIRA, Rogério. *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. Editora FGV, p. 714-96. 2009.

OLIVEIRA, Raquel de Freitas et al. Atuação de Bancos Estrangeiros no Brasil: mercado de crédito e de derivativos de 2005 a 2011. Banco Central do Brasil, trabalhos para

discussão, 298. 2012. Disponível em: http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/wps298.pdf Acesso em 05/03/2015.

ONO, Fábio Hideki *et al.* Spread bancário no Brasil: determinantes e proposições de política. *Desenv15*, p. 345-379. 2004. Disponível em: http://www.luizfernandodepaula.com.br/ups/spread-bancario-no-brasil-determinantes-e-proposicoes-para-politica.pdf Acesso em 27/10/2014

OREIRO, José Luís da Costa *et al* . Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*. Ribeirão Preto, v. 10, n. 4, p. 609-634. 2006. Disponível em http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502006000400007&lng=en&nrm=iso Acesso em 06/11/2014.

PRATES, Daniela Magalhães; CUNHA, André Moreira. Estratégias macroeconômicas depois da crise financeira global: o Brasil e os emergentes. *Indic. Econ.* Porto Alegre, V.39, n.1, p. 67-82, 2011. Disponível em: http://revistas.fee.tche.br/index.php/indicadores/article/view/2582/2956 Acesso em: 27/10/2014

RIBEIRO, João Daniel Tisi. A crise financeira internacional e seus reflexos na política macroeconômica do Brasil (2007-2009). 2010. 76p. *Trabalho de conclusão de curso* (Especialização em Relações Internacionais) — Cusro de pós-graduação em Relações Internacionais, Universidade de Brasília, Brasília, 2010. Disponível em: http://bdm.unb.br/handle/10483/1050 Acesso em 06/11/2014.

SOUZA SOBRINHO, Nelson Ferreira. *Uma avaliação do canal de crédito no Brasil*. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2003. Disponível em http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes-pt/Galerias/Arquivos/c onhecimento/premio/pr252.pdf Acesso em 27/10/2014.

TAVARES, Debora Pereira; MONTES, Gabriel Caldas; GUILLÉN, Osmani Teixeira de Carvalho. Transmissão da política monetária pelos canais de tomada de risco e de crédito:

uma análise considerando os seguros contratados pelos bancos e o spread de crédito no
Brasil. <i>Trabalho para discussã</i> o nº38. Banco Central do Brasil. Brasília. 2013.
Anexos

Tabela 3 - Ajustamento da série spread

	В	B*	B-B*	B* - MB*	(B*-MB*) + MA*	$\{(B-B^*) + [(B^*-MB^*) + MA^*]\}$
jan/13	22.8	1.373296114	21.42670389	5.123296114	3.903296114	25.33
fev/13	23	1.36151563	21.63848437	5.11151563	3.89151563	25.53
mar/13	22.3	0.449639778	21.85036022	4.199639778	2.979639778	24.83
abr/13	22.5	0.437478641	22.06252136	4.187478641	2.967478641	25.03
mai/13	21.9	-0.375188924	22.27518892	3.374811076	2.154811076	24.43
jun/13	21.5	-0.98861444	22.48861444	2.76138556	1.54138556	24.03
jul/13	22.3	-0.403023374	22.70302337	3.346976626	2.126976626	24.83
ago/13	22.3	-0.618572542	22.91857254	3.131427458	1.911427458	24.83
set/13	22.3	-0.835390769	23.13539077	2.914609231	1.694609231	24.83
out/13	22.8	-0.553563927	23.35356393	3.196436073	1.976436073	25.33
nov/13	22.8	-0.773119871	23.57311987	2.976880129	1.756880129	25.33
dez/13	22.1	-1.694048017	23.79404802	2.055951983	0.835951983	24.63
jan/14	23.4	-0.616284092	24.01628409	3.133715908	1.913715908	25.93
fev/14	24.6	0.360353822	24.23964618	4.110353822	2.890353822	27.13
mar/14	24.8	0.336090437	24.46390956	4.086090437	2.866090437	27.33
abr/14	24.9	0.211125443	24.68887456	3.961125443	2.741125443	27.43
mai/14	25.3	0.385635189	24.91436481	4.135635189	2.915635189	27.83
jun/14	25.7	0.559781363	25.14021864	4.309781363	3.089781363	28.23
jul/14	26.1	0.733698872	25.36630113	4.483698872	3.263698872	28.63
ago/14	26	0.407483752	25.59251625	4.157483752	2.937483752	28.53
set/14	25.7	-0.118818917	25.81881892	3.631181083	2.411181083	28.23
out/14	26.4	0.354807652	26.04519235	4.104807652	2.884807652	28.93
nov/14	26.4	0.128388495	26.2716115	3.878388495	2.658388495	28.93
dez/14	25.6	-0.898075991	26.49807599	2.851924009	1.631924009	28.13

Fonte: elaboração própria

B = série 20786

B* = série 20786 sem tendência

MB* = média aritmética da série 20786 sem tendência

MA* = média aritmética da série 3955 sem tendência

MB* = -3.75

MA* = -1.22

 $^{\{(}B-B^*) + [(B^*-MB^*) + MA^*]\} = série spread ajustada$

Tabela 4 - Testes Dickey-Fuler aumentado (comp)

	Unit Root test (ADF)									
VARIÁVEL	Schwartz (SC)	LAG	TEST			1%	5%	10%		
comp	-5.117741	12	-1.98	1	а	-3.48	-2.88	-2.58		
comp	-5.114316	12	-2.84	1	b	-4.02	-3.44	-3.15		
comp	-5.122745	12	-0.15	1	С	-2.58	-1.94	-1.62		
comp	-5.122597	11	-5.55	1d	a	-3.48	-2.88	-2.58		
comp	-5.087894	11	-5.52	1d	b	-4.02	-3.44	-3.15		
comp	-5.157282	11	-5.57	1d	С	-2.58	-1.94	-1.62		
comp	-5.969932	12	-7.17	2d	a	-3.48	-2.88	-2.58		
comp	-5.951114	12	-7.32	2d	b	-4.02	-3.44	-3.15		
comp	-6.000724	12	-7.15	2d	С	-2.58	-1.94	-1.62		

Fonte: elaboração própria a partir da saída do Eviews 6.0

Tabela 5 - Testes Dickey-Fuler aumentado (ind)

Unit Root test (ADF)									
VARIÁVEL	Schwartz (SC)	LAG	TEST			1%	5%	10%	
ind	-3.599018	12	-2.07	- 1	а	-3.48	-2.88	-2.5	
ind	-3.584111	12	-2.33	1	b	-4.02	-3.44	-3.1	
ind	-3.599222	12	0.65	1	С	-2.58	-1.94	-1.6	
ind	-3.601126	11	-3.40	1d	а	-3.48	-2.88	-2.5	
ind	-3.577245	11	-3.59	1d	b	-4.02	-3.44	-3.1	
ind	-3.630664	11	-3.30	1d	С	-2.58	-1.94	-1.6	
ind	-3.544628	11	-11.92	2d	а	-3.48	-2.88	-2.5	
ind	-3.510401	11	-11.88	2d	b	-4.02	-3.44	-3.1	
ind	-3.5793	11	-11.97	2d	С	-2.58	-1.94	-1.6	

Fonte: elaboração própria a partir da saída do Eviews 6.0

Tabela 6 - Testes Dickey-Fuler aumentado (infl)

a= constant, b= constant and trend, c= none.

A escolha dos Lag foi feita com base no critério de Schwartz (SC).

I= level, 1d = 1st difference, 2d = 2nd difference

a= constant, b= constant and trend, c= none.

A escolha dos Lag foi feita com base no critério de Schwartz (SC).

l= level, 1d = 1st difference, 2d = 2nd difference

Unit Root test (ADF)								
VARIÁVEL	Schwartz (SC)	LAG	TEST			1%	5%	10%
infl	-8.929946	0	-5.01	1	а	-3.47	-2.88	-2.58
infl	-8.904626	0	-5.12	1	b	-4.02	-3.44	-3.14
infl	-8.860076	0	-2.79	1	С	-2.58	-1.94	-1.62
infl	-8.792588	6	-7.30	1d	a	-3.47	-2.88	-2.58
infl	-8.759636	7	-7.52	1d	b	-4.02	-3.44	-3.14
infl	-8.826353	6	-7.33	1d	С	-2.58	-1.94	-1.62
infl	-9.008083	10	-7.74	2d	a	-3.48	-2.88	-2.58
infl	-8.978629	10	-7.77	2d	b	-4.02	-3.44	-3.15
infl	-9.041857	10	-7.76	2d	С	-2.58	-1.94	-1.62

Fonte: elaboração própria a partir da saída do Eviews 6.0

a= constant, b= constant and trend, c= none.

A escolha dos Lag foi feita com base no critério de Schwartz (SC).

I= level, 1d = 1st difference, 2d = 2nd difference

Tabela 7 - Testes Dickey-Fuler aumentado (selic)

Unit Root test (ADF)									
VARIÁVEL	Schwartz (SC)	LAG	TEST			1%	5%	10%	
selic	-8.775427	1	-2.61	1	а	-3.47	-2.88	-2.5	
selic	-8.817783	1	-4.33	1	b	-4.02	-3.44	-3.1	
selic	-8.770735	1	-1.03	1	С	-2.58	-1.94	-1.6	
selic	-8.763976	0	-3.57	1d	а	-3.47	-2.88	-2.5	
selic	-8.732541	0	-3.58	1d	b	-4.02	-3.44	-3.1	
selic	-8.796421	0	-3.58	1d	С	-2.58	-1.94	-1.6	
selic	-8.678963	0	-12.07	2d	а	-3.47	-2.88	-2.5	
selic	-8.646187	0	-12.03	2d	b	-4.02	-3.44	-3.1	
selic	-8.711633	0	-12.11	2d	С	-2.58	-1.94	-1.6	

Fonte: elaboração própria a partir da saída do Eviews 6.0

a= constant, b= constant and trend, c= none.

A escolha dos Lag foi feita com base no critério de Schwartz (SC).

l= level, 1d = 1st difference, 2d = 2nd difference

Tabela 8 - Testes Dickey-Fuler aumentado (spread)

	Unit Root test (ADF)								
VARIÁVEL	Schwartz (SC)	LAG	TEST			1%	5%	10%	
spread	-6.415152	1	-1.57	1	a	-3.47	-2.88	-2.5	
spread	-6.423035	1	-2.95	I	b	-4.02	-3.44	-3.1	
spread	-6.434979	1	-1.13	1	С	-2.58	-1.94	-1.6	
spread	-6.431733	0	-9.41	1d	a	-3.47	-2.88	-2.5	
spread	-6.399408	0	-9.38	1d	b	-4.02	-3.44	-3.1	
spread	-6.459384	0	-9.37	1d	С	-2.58	-1.94	-1.6	
spread	-6.331836	4	-9.38	2d	a	-3.47	-2.88	-2.5	
spread	-6.298382	4	-9.35	2d	b	-4.02	-3.44	-3.1	
spread	-6.36541	4	-9.42	2d	С	-2.58	-1.94	-1.6	

Fonte: elaboração própria a partir da saída do Eviews 6.0

a= constant, b= constant and trend, c= none.

A escolha dos Lag foi feita com base no critério de Schwartz (SC).

I= level, 1d = 1st difference, 2d = 2nd difference

Figura 9 - Teste de Cointegração

Date: 10/24/15 Time: 22:29 Sample: 2002M01 2014M12 Included observations: 151 Series: SPREAD SELIC INFL IND COMP Lags interval: 1 to 4 Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model Data Trend: None None Linear Linear Quadratic Test Type No Intercept Intercept Intercept Intercept Intercept No Trend No Trend No Trend Trend Trend Trace 1 2 2 2 5 2 2 2 Max-Eig 2 *Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999) Information Criteria by Rank and Model Data Trend: None None Linear Linear Quadratic Rank or No Intercept Intercept Intercept Intercept Intercept No. of CEs No Trend No Trend No Trend Trend Trend Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns) 0 2569.482 2570.642 2569.482 2569.946 2569.946 2598.790 1 2603.316 2603.728 2608.685 2609.336 2 2624.157 2630.135 2609.983 2624.550 2629.529 3 2637.996 2638.561 2616.667 2632.465 2632.768 2618.799 4 2636.490 2636.573 2645.516 2646.016 5 2618.870 2648.045 2638.523 2638.523 2648.045 Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) 0 -32.70837 -32.70837 -32.64829 -32.64829 -32.59128 1 -32.96411 -33.01081 -32.96328 -33.01569 -32.97134 2 -32.97990 -33.14115 -33.10662 -33.14608* -33.11437 3 -32.93599 -33.10550 -33.08303 -33.11253 -33.09352 4 -32.83177 -33.01312 -33.00097 -33.06644 -33.05982 5 -32.70026 -32.89435 -32.89435 -32.95424 -32.95424 Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns) 0 -30.71017 -30.71017 -30.55019 -30.55019 -30.39326 1 -30.76609 -30.79281* -30.66535 -30.69778 -30.57350 2 -30.58206 -30.70335 -30.60888 -30.60836 -30.51671 3 -30.33833 -30.44790 -30.38546 -30.35501 -30.29604 4 -30.03429 -30.13571 -30.10358 -30.08912 -30.06252 5 -29.70296 -29.79714 -29.79714 -29.75712 -29.75712

Fonte: saídas dos Eviews 6.0

Figura 60 - Teste de heterocedasticidade

Heteroskedasticity Test: I	Breusch-Pagan	-Godfrey					
F-statistic	1.962585	Prob. F(4,151)	Prob. F(4,151)				
Obs*R-squared	7.709477	Prob. Chi-Squa	are(4)	0.1028			
Scaled explained SS	5.235417	Prob. Chi-Squa	are(4)	0.2640			
Test Equation:							
Dependent Variable: RES	SID^2						
Method: Least Squares							
Date: 10/18/15 Time: 17	7:26						
Sample: 2002M01 2014N	<i>I</i> 112						
Included observations: 15	56						
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
С	0.003136	0.000956	3.278890	0.0013			
SELIC	-0.000611	0.001636	-0.373513	0.7093			
INFL	-0.006002	0.012264	-0.489412	0.6253			
IND	-0.001177	0.000619	-1.902465	0.0590			
COMP	-0.003256	0.001830	-1.779442	0.0772			
R-squared	0.049420	Mean depende	nt var	0.000462			
Adjusted R-squared	0.024239	S.D. dependen	t var	0.000558			
S.E. of regression	0.000551	Akaike info crit	erion	-12.13734			
Sum squared resid	4.59E-05	Schwarz criteri	on	-12.03959			
Log likelihood	951.7128	Hannan-Quinn	criter.	-12.09764			
F-statistic	1.962585	Durbin-Watson	stat	0.794718			
Prob(F-statistic)	0.103068						

Fonte: saídas dos Eviews 6.0

Figura 11 - Teste de autocorrelação

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic 94.60536 Prob. F(4,147) 0.0000
Obs*R-squared 112.3550 Prob. Chi-Square(4) 0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID Method: Least Squares Date: 10/18/15 Time: 17:32 Sample: 2002M01 2014M12 Included observations: 156

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-0.076768	0.021027	-3.650830	0.0004
SELIC	0.102025	0.036127	2.824094	0.0054
INFL	0.436218	0.261842	1.665957	0.0979
IND	0.061890	0.013989	4.424268	0.0000
COMP	0.005139	0.038938	0.131978	0.8952
RESID(-1)	0.670289	0.077964	8.597414	0.0000
RESID(-2)	0.062877	0.094078	0.668352	0.5050
RESID(-3)	0.041169	0.095141	0.432719	0.6659
RESID(-4)	0.180887	0.078976	2.290423	0.0234
R-squared	0.720225	Mean depende	nt var	9.47E-17
Adjusted R-squared	0.704999	S.D. dependen	t var	0.021563
S.E. of regression	0.011712	Akaike info crite	erion	-6.000475
Sum squared resid	0.020164	Schwarz criteri	on	-5.824521
Log likelihood	477.0370	Hannan-Quinn	criter.	-5.929010
F-statistic	47.30268	Durbin-Watson	stat	1.701995
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: saídas dos Eviews 6.0