

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

ESCOLA BRASILEIRA DE ECONOMIA E FINANÇAS - EPGE

BERNARD GONIN DE CAMPOS

**Credibilidade e Função de Reação
do Banco Central do Brasil**

Rio de Janeiro

2015

BERNARD GONIN DE CAMPOS

**Credibilidade e Função de Reação do
Banco Central do Brasil**

Dissertação para obtenção do grau de mestre apresentada à
Escola Brasileira de Economia e Finanças

Instituição: Fundação Getúlio Vargas

Área de concentração: Política Monetária

Orientador: Marcio Magalhães Janot

Rio de Janeiro

2015

Campos, Bernard Gonin de

Credibilidade e função de reação do Banco Central do Brasil / Bernard Gonin de Campos. – 2015.

46 f.

Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia.

Orientador: Marcio Magalhães Janot.

Inclui bibliografia.

1. Política monetária – Modelos matemáticos. 2. Inflação. 3. Taxas de juros. 4. Expectativas racionais (Teoria econômica). I. Janot, Marcio Magalhães. II. Fundação Getulio Vargas. Escola de Pós- Graduação em Economia. III. Título.

CDD – 332.46

BERNARD GONIN DE CAMPOS

**“CREDIBILIDADE E FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO
CENTRAL”**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Profissional em Economia Empresarial e Finanças da Escola de Pós-Graduação em Economia para obtenção do grau de Mestre em Economia Empresarial e Finanças.

Data da defesa: 25/05/2015

ASSINATURA DOS MEMBROS DA BANCA EXAMINADORA



Marcio Magalhães Janot
Orientador (a)



Fernando de Holanda Barbosa



Osmani Teixeira de Carvalho Guillen

RESUMO

Recentemente as expectativas de inflação de mais longo prazo passaram a ficar desancoradas da meta. A fim de testar a perda de credibilidade no compromisso do Banco Central do Brasil de trazer a inflação para o centro da meta, inicialmente, recriamos indicadores de credibilidade para essa instituição e encontramos que esses índices estão em patamares relativamente baixos em termos históricos. Em seguida, calculamos a função de reação do Banco Central utilizando uma Regra de Taylor em janelas móveis de cinco anos no período 2005-2014 como uma tentativa de justificar essa queda da credibilidade nos últimos anos. Os resultados apontaram uma mudança mais acentuada na função de reação do Banco Central do Brasil a partir de 2013, em que a variável hiato do produto ganhou maior importância e o desvio da inflação em relação à meta perdeu significância. Essa mudança pode ter sido um dos principais geradores para a queda recente de credibilidade.

Palavras-chave: Credibilidade, Regra de Taylor e expectativas de inflação.

ABSTRACT

Recently the longer-term inflation expectations began to distance itself from the goal. In order to test whether there was loss of credibility in the commitment of the Central Bank of Brazil to bring inflation to the target center, at first, we recreate credibility indicators for the institution and found that these indices are at relatively low levels comparing to the historical standards. Secondly, we calculated the BCB's reaction function using a Taylor rule in five years rolling windows as we attempt to justify this drop of credibility in recent years. The main conclusion was the change of Central Bank of Brazil reaction in 2013, in which the variable output gap gained greater importance and the deviation of inflation from the target has lost significance. This change may have been one of the main generators for this confidence fall.

Keywords: Credibility, Taylor rule and inflation expectations

Lista de Ilustrações

Gráfico 1 – Expectativas de Inflação	7
Gráfico 2 - Índices de Credibilidade Sicsú (2002).....	11
Gráfico 3 - Índices de Credibilidade Mendonça	13
Gráfico 4 - IPCA e Juros Reais.....	14
Gráfico 5 - Regra de Taylor e a Taxa de Juros Americana	16
Gráfico 6 - <i>Fed Fund</i> x Regra de Taylor (1965 a 1996)	20
Gráfico 7 - Gráfico função reação x taxa Selic	28
Gráfico 8 - Desvio da taxa Selic em relação à Regra de Taylor.....	29
Gráfico 9 - Coeficiente da Regra de Taylor com janelas móveis	31
Tabela 1 - Decomposição da Inflação.....	6
Tabela 2 - Como um Banco Central conquista credibilidade?	9
Tabela 3 - Gradualismo na Política Monetária	18
Tabela 4 - Resultados da Função Reação do Banco Central	25
Tabela 5 - Principais resultados da função de reação do BCB	26
Equação 1 - Curva de Phillips	5
Equação 2 - Índice de Credibilidade Cecchetti e Krause	10
Equação 3 - Índice de credibilidade Sicsú	11
Equação 4 - Índice de credibilidade Mendonça	12
Equação 5 - Regra de Taylor Original.....	17
Equação 6 - Regra de Taylor com termo de suavização	19
Equação 7 - Regra de Taylor modificada	22
Equação 8 - Regra de Taylor utilizada no trabalho	24
Equação 9 - Paridade da taxa de juros	33

Sumário

1. Introdução.....	1
2. Expectativas de inflação no Brasil	5
3. Credibilidade.....	8
4. A Regra de Taylor.....	16
5. Função de reação do Banco Central do Brasil	22
5.1. Metodologia e base de dados	22
5.2. Resultados	25
5.2.1 Regra de Taylor 2005 - 2014.....	25
5.2.2 Regra de Taylor com janelas móveis.....	31
6. Conclusão.....	34
7. Referências Bibliográficas	35
8. Anexo - Teste de Raiz Unitária	38

1. Introdução

Desde 1999, o Brasil passou a utilizar o regime monetário de metas para inflação. Nesse regime, o Banco Central do Brasil (BCB) cria um “compromisso” com os agentes econômicos de adequar o nível de preços a uma meta de inflação previamente estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). A principal ferramenta utilizada pelo BCB para manter a inflação dentro da meta é a fixação de uma taxa básica de juros para a economia, a taxa Selic. Um ponto relevante desse sistema monetário é a preocupação do BCB de controlar as expectativas de inflação e não a inflação em si. Uma vez controlada as expectativas, estas afetarão diretamente os índices inflacionários, tornando assim mais fácil o controle da inflação.

A partir de 2011, começamos a observar que as expectativas de inflação mais longas estavam se distanciando do centro da meta fixada. Uma justificativa para esse fato é que os agentes econômicos podem ter começado a notar que o BCB conseguia conviver com uma inflação em 12 meses persistentemente acima do centro da meta. Segundo Barro e Gordon (1983), o não cumprimento de acordos previamente firmados com a sociedade, que neste caso seria o de trazer a taxa de inflação para o centro da meta, pode ocasionar perda de credibilidade para a instituição governamental, contribuindo cada vez mais com a persistência da inflação.

Estudos recentes demonstram que a credibilidade de um banco central é muito importante, principalmente para influenciar as expectativas racionais dos agentes econômicos. Blinder (1999) construiu uma pesquisa com questionários sobre a credibilidade dos bancos centrais, que foram respondidos por banqueiros centrais e acadêmicos. Ambos os grupos consideram que a credibilidade é muito importante, pois é mais fácil para manter a inflação baixa, além de tornar períodos desinflacionários menos custosos. De acordo com os participantes da amostra, a credibilidade pode ser obtida através do cumprimento dos objetivos estabelecidos pelo banco central, do grau de independência do próprio e do histórico de combate à inflação.

Apesar da credibilidade dos bancos centrais ser um tema bastante discutido, na prática é complicado mensurar essa variável. Seguindo a literatura que tenta medir esse indicador no Brasil, recriamos os índices de Sicsú (2002) e Mendonça (2004) para medir a credibilidade recente do BCB. Diferentemente dos trabalhos citados, criamos através da base divulgada pelo Focus, três novos indicadores de expectativas de inflação: 24 meses à frente, 36 meses à frente e 48 meses à frente. Com isso, utilizamos a expectativa de inflação 12 meses à frente e mais esses três diferentes indicadores para construir os índices de credibilidade, que foram unânimes em apontar que a credibilidade do BCB estava em 2014 no menor nível desde 2005 (início do cálculo). Uma das possíveis explicações pode ser a perda de confiança por parte dos agentes econômicos que o BCB traga a inflação para o centro da meta. Moreira, Souza e Ellery (2013) chegaram à conclusão que o BCB vem se mostrando mais leniente no controle da inflação em relação aos últimos mandatos. Vale ressaltar que, em 2011, o BCB iniciou um ciclo de afrouxamento monetário de 525 pontos base (bps) que durou até agosto de 2012, mesmo com a inflação constantemente acima do centro da meta.

Contraopondo o que foi dito acima, Modenesi (2011) destacou no seu trabalho que a formação da taxa de juros no país era baseada em uma postura excessivamente conservadora por parte do BCB. Sua principal conclusão expõe que mantido o conservadorismo na condução da política monetária (PM), a taxa de juros dificilmente seria reduzida de forma satisfatória pelo BCB. As simulações realizadas por ele indicam que seria necessária uma deflação crônica e de grande magnitude para que a Selic caísse significativamente.

Os dois textos citados acima chegaram a conclusões completamente opostas. Este trabalho visa analisar se houve alguma mudança na função de reação do BCB nos últimos anos, assim que, analisar se essa possível mudança possa estar afetando as expectativas de inflação e a credibilidade da autoridade monetária. Para isso, estimamos a função de reação do BCB utilizando uma Regra de Taylor com janelas móveis de cinco anos. Essa regra é uma ferramenta importante utilizada na PM de diversos países. Ela foi citada pela primeira vez em 1993 pelo próprio John Taylor e consiste em uma simples equação que utiliza a taxa de juros real de longo prazo, o hiato do produto e a diferença entre a inflação vigente e a meta de inflação

estabelecida. O objetivo de usar essa regra seria estimar qual a taxa de juros “ótima” da economia.

A equação utilizada nesse trabalho difere da original, pois utilizamos a expectativa de inflação (IPCA acumulado doze meses à frente, divulgada pelo Boletim Focus) ao invés da inflação passada. Além disso, acrescentamos um termo de suavização na regra original, proposto por Clarida, Galí e Gertler (1999), e uma variável para representar a variação cambial.

Diferentemente dos artigos nacionais que abordam esse tema, utilizamos o IBC-BR para o cálculo do hiato do produto. Essa variável é uma *proxy* mensal do PIB e será nossa medida de atividade econômica. O IBC-BR é divulgado pelo próprio BCB, assim acreditamos que ele deva utilizar essa variável para a tomada de decisão. Vale ressaltar que a variação (logarítmica) de 12 meses dessa variável começa em 2005, por isso, estimamos a Regra de Taylor de 2005 à 2014, representando um número de 119 observações mensais. Outra diferença consiste na forma funcional adotada nesse trabalho, onde usaremos o EGARCH(1,1), introduzido por Nelson (1991), dado que o resultado do teste ARCH-LM para o modelo de mínimos quadrados ordinários apresentou rejeição da hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional nesse período.

Os resultados da regressão utilizando as janelas móveis de cinco anos sugerem que o coeficiente que mede o desvio da expectativa de inflação em relação à meta vem se reduzindo sistematicamente desde 2010. Em 2011 e 2012, ele apresentava valores menores que 1 em diversos períodos, ou seja, a equação passou a ser considerada desestabilizadora em relação à inflação. De dezembro de 2012 até setembro de 2014, esse parâmetro não foi mais significativo.

Em todos os textos analisados nesse trabalho, essa variável foi considerada importante para escolha de política monetária pelo BCB. Esse resultado mostra uma mudança relevante na função de reação do BCB. Além disso, também notamos uma alteração relevante no hiato do produto. A partir de 2013, essa variável se tornou significativa e o seu coeficiente aumentou de valor.

Essa mudança de reação por parte do BCB deve ter influenciado diretamente as expectativas de inflação, principalmente as longas, com isso, afetando a credibilidade da instituição como mostra os indicadores calculados nesse texto.

No próximo capítulo, é apresentada uma descrição do comportamento das expectativas de inflação no Brasil, no terceiro capítulo calculamos os indicadores de credibilidade para o BCB, no quarto capítulo é apresentada uma breve revisão da literatura sobre a Regra de Taylor, no quinto capítulo é calculada a função de reação do BCB e no sexto capítulo o trabalho é concluído.

2. Expectativas de inflação no Brasil

As expectativas de inflação são um importante canal de transmissão da política monetária afetando diretamente os índices de preços. Por isso, os Bancos Centrais possuem uma clara preocupação com esse indicador. Analisando a Curva de Phillips tradicional (**Equação 1**) podemos observar esse ponto. Nota-se que uma queda nas expectativas de inflação afetam π_t sem a necessidade de um aumento no desemprego. Por outro lado, uma maior perspectiva inflacionária afeta diretamente a inflação corrente. Como essa variável influencia a inflação corrente, ela é considerada de extrema importância para os Bancos Centrais.

Equação 1 - Curva de Phillips

$$\pi_t = \pi_t^e - \beta(u_t - u_t^*) + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

Onde:

π_t - taxa de inflação;

π_t^e - expectativa de inflação;

$u_t - u_t^*$ - *gap* entre a taxa de desemprego atual menos a natural e

Z_t - variável ou vetor que captura o choque de oferta.

Nos Relatórios Trimestrais de Inflação (RTI) divulgados pelo BCB, a inflação é decomposta em seis categorias:

- Inflação preços livres;
- Inflação administrados;
- Choque de oferta;
- Inércia;
- Expectativa e
- Repasse cambial.

Como podemos notar na **Tabela 1**, a partir de 2010, o canal de transmissão via expectativas vem contribuindo positivamente e cada vez mais com a inflação. Em 2010, 3,6% do IPCA foi explicado pela piora das expectativas, já em 2014 11% desse índice foi ilustrado por esse componente. A maior contribuição desse item ao longo dos anos mostra que os agentes econômicos estão cada vez mais pessimistas

com a inflação no Brasil e que a piora das expectativas de inflação estão contaminando os dados correntes.

Tabela 1 - Decomposição da Inflação

Componente	Decomposição da inflação de 2005 a 2014									
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
IPCA (%)	5,69	3,14	4,46	5,9	4,31	5,91	6,50	5,84	5,91	6,41
Inflação Livres	75,4%	50,3%	65,2%	38,1%	86,3%	49,9%	43,8%	33,6%	66,7%	49,0%
Inflação Administrados	58,2%	51,0%	21,5%	17,8%	27,4%	18,6%	25,2%	12,3%	3,2%	16,2%
Choque de Oferta	-15,5%	5,7%	47,5%	25,8%	-5,8%	33,3%	14,5%	27,1%	2,7%	13,6%
Inércia	13,5%	15,0%	0,2%	3,9%	0,0%	-1,5%	12,0%	5,3%	10,8%	10,9%
Expectativa	4,7%	-4,1%	-9,6%	3,7%	-2,3%	3,6%	7,8%	6,3%	10,2%	10,8%
Repasse Cambial	-36,2%	-17,5%	-25,1%	10,7%	-5,6%	-3,7%	-3,4%	15,2%	6,4%	-0,5%

Fonte: Relatório trimestral de inflação - Banco Central do Brasil (2015)

O Boletim Focus divulgado pelo BCB anuncia semanalmente as expectativas de inflação para o IPCA 12 meses à frente e para o fechamento do ano até quatro anos à frente. Seguindo a metodologia de Minella *et al.* (2002), calculamos a média ponderada das expectativas do IPCA para construir três indicadores mensais para as expectativas de inflação: 24, 36 e 48 meses à frente.

IPCA 24 meses à frente:

$$\pi_{24}^e = \left(\frac{12-j}{12}\right)(E_j\pi_{t+1}) + \left(\frac{j}{12}\right)(E_j\pi_{t+2})$$

IPCA 36 meses à frente:

$$\pi_{36}^e = \left(\frac{12-j}{12}\right)(E_j\pi_{t+2}) + \left(\frac{j}{12}\right)(E_j\pi_{t+3})$$

IPCA 48 meses à frente:

$$\pi_{48}^e = \left(\frac{12-j}{12}\right)(E_j\pi_{t+3}) + \left(\frac{j}{12}\right)(E_j\pi_{t+4})$$

Em que:

$E_j\pi_{t+1}$ = Expectativa do mês j para o IPCA do ano t+1

$E_j\pi_{t+2}$ = Expectativa do mês j para o IPCA do ano t+2

$E_j\pi_{t+3}$ = Expectativa do mês j para o IPCA do ano t+3

$E_j\pi_{t+4}$ = Expectativa do mês j para o IPCA do ano t+4

O **Gráfico 1** abaixo mostra claramente uma piora nas expectativas de inflação a partir de 2012 para todos os horizontes de previsão analisados. As expectativas do IPCA mais longas saíram de 4,5% para perto de 5,5%. Antes desse período, as

expectativas de 36 e 48 meses seguintes estavam sempre ancoradas ou abaixo da meta de inflação.

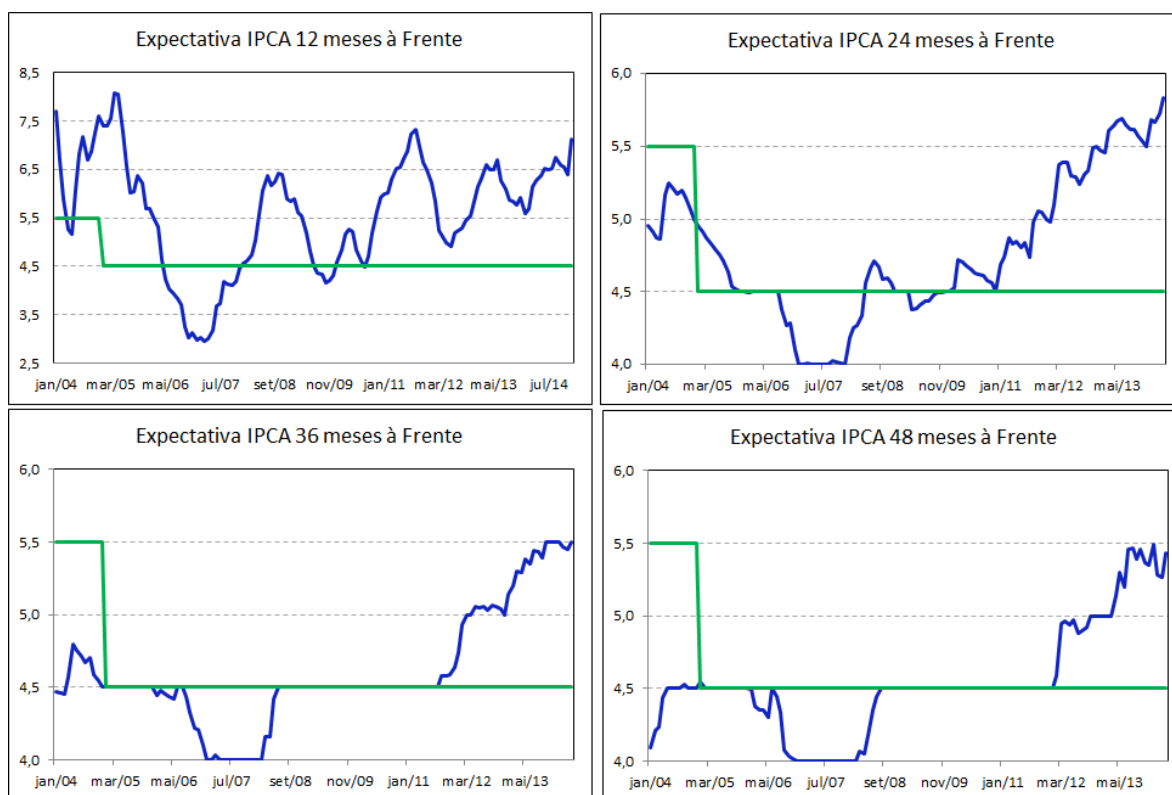


Gráfico 1 – Expectativas de Inflação

Fonte: Autor

Esse episódio sinaliza que os agentes econômicos acreditam que o BCB não conseguirá trazer o IPCA para o centro da meta de inflação até mesmo na janela de 48 meses à frente. Esse resultado sugere que possivelmente houve uma perda da credibilidade da instituição em relação ao controle da inflação. No próximo capítulo, iremos avaliar se, de fato, houve uma perda de credibilidade reconstruindo dois índices para tentar medi-la no Brasil.

3. Credibilidade

Em 1999, o Brasil implementou o regime de metas de inflação com o principal objetivo de manter o IPCA dentro de uma meta estipulada pelo CMN. De acordo com os estudos feitos por Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983), a adoção de uma regra simples e clara na condução de política monetária, como o regime de metas de inflação, gera um maior ganho social que a utilização de medidas discricionárias.

Através de modelos de expectativas racionais, ambos os autores acharam que a utilização de medidas discricionárias, ou seja, escolher sempre a melhor opção dada à situação geram resultados inferiores a de uma regra de política monetária. Esse fato se torna verdade, desde que, seja fácil da população perceber e conseguir identificar qual é a regra estabelecida. Caso, a instituição financeira aplique uma política discricionária, fica mais difícil para a sociedade perceber o problema da inconsistência temporal: o condutor de política monetária pode começar a descumprir o acordo de combater a inflação com objetivo de obter um aumento de produto ou diminuição do desemprego.

Blinder (1999) foi mais direto em relação ao tema credibilidade dos Bancos Centrais ao fazer uma pesquisa com três diferentes perguntas sobre o assunto para banqueiros centrais e acadêmicos. As questões foram:

- 1) “Quanto é importante à credibilidade para um Banco Central?”;
- 2) “Por que a credibilidade é importante?” e
- 3) “Como um Banco Central conquista credibilidade?”.

Os resultados da pesquisa mostram que ambos os grupos consideram a credibilidade muito importante, pois segundo os entrevistados é mais fácil manter a inflação baixa e tornar períodos desinflacionários menos custosos quando os bancos centrais possuem uma elevada credibilidade. Segundo Blinder (1999), essa variável afetaria os dados reais através do canal de transmissão das expectativas de inflação.

Para responder a questão três, os participantes da amostra pontuaram a contribuição para a construção da credibilidade de cada alternativa descrita na **Tabela 2**. A escala se distribui da seguinte maneira:

- 1 - Sem importância;
- 2 - Um pouco importante;
- 3 - Importante;
- 4 - Bem importante e
- 5 - Muito importante.

Tabela 2 - Como um Banco Central conquista credibilidade?

Como Construir Credibilidade					
Alternativas	Métodos	Banqueiros Centrais		Economistas	
		Nota	Ranking	Nota	Ranking
1	Independência do Banco Central	4,51	2	3,99	2
2	Transparência	4,13	4	3,44	4
3	História de honestidade	4,58	1	4,30	1
4	História de combater a Inflação	4,15	3	3,83	3
5	Limitado por Regra	2,89	6	2,32	6
6	Incentivos (Perda Pessoal)	2,15	7	1,95	7
7	Pequeno deficit fiscal	3,92	5	3,27	5

Fonte: Blinder (1999)

Os resultados mostram que os dois grupos escolheram a terceira alternativa (história de honestidade) como a variável mais importante na conquista da credibilidade, o que representa, segundo o autor do texto, que o Banco Central "tem história de fazer o que ele diz que vai fazer". Em outras palavras, a principal maneira de se conquistar a credibilidade é honrar o contrato social estipulado com os agentes econômicos. Esse resultado vai de acordo com os trabalhos de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983)

Seguindo o raciocínio dos trabalhos apresentados anteriormente e pela definição de credibilidade dada por Cukierman e Meltzer (1986), uma maneira de medir essa variável seria criar um indicador que relacionasse as expectativas de inflação com a meta de inflação.

Adotando esse entendimento, Svensson (1993) propôs um simples exercício para medir a credibilidade de alguns bancos centrais. Ele subtraiu a meta de inflação da taxa de juros de títulos nominais, com intuito de achar a taxa de juros real apropriada para o regime de metas de inflação. Após esse passo, Svensson propôs a comparação dessa taxa com a taxa real observada. Se a taxa de mercado estiver fora da banda de máximo e mínimo em relação às taxas consistentes com o regime, é possível rejeitar a credibilidade do banco central. Os resultados foram inconclusivos. Para Canadá e Nova Zelândia, a credibilidade foi rejeitada somente nos primeiros anos do Regime de Metas de Inflação, o que evidencia que os agentes econômicos foram ganhando confiança no novo regime aos poucos. Já a credibilidade do Banco Central da Suécia foi rejeitada.

Cecchetti e Krause (2002) propuseram utilizar um novo índice para medir a credibilidade dos bancos centrais. O indicador é 1 se a expectativa de inflação for igual ou menor que a meta de inflação e zero se a expectativa de inflação for 20% maior que a meta. Dentro do intervalo de 20% o índice cai linearmente

Equação 2 - Índice de Credibilidade Cecchetti e Krause

$$\text{Índice de Credibilidade} = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) \leq \pi^* \\ 1 - \frac{1}{0,2 - \pi^*} [E(\pi) - \pi^*] & \text{se } \pi^* < E(\pi) < 20\% \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \end{array} \right.$$

Fonte: Cecchetti e Krause (2002)

A literatura que propõe medir a credibilidade do BCB também é bastante vasta. Sicsú (2002) define a credibilidade como o quanto o mercado acredita que a meta possa ser alcançada. Segundo esse raciocínio, foi criado um indicador de credibilidade em função do desvio da expectativa de inflação $[E(\pi)]$ 12 meses à frente em relação à meta de inflação (π^*) estabelecida pelo CMN. Esse indicador varia de $]-\infty, 100]$, quando se aproxima de 100 quer dizer que o mercado acredita que a meta vai ser encontrada.

Equação 3 - Índice de credibilidade Sicsú

$$\text{Índice de Credibilidade} = 100 - \left[\frac{|E(\pi) - \pi^*|}{2} * 100 \right]$$

Fonte: Sicsú (2002)

Replicamos esse índice para o período de janeiro de 2005 até dezembro de 2014 utilizando a expectativa de IPCA 12, 24, 36 e 48 meses à frente. A tendência dos indicadores foi bem parecida em todos os índices de credibilidade, mostrando claramente uma perda de credibilidade no período recente, como pode ser observado no **Gráfico 2**. Além disso, podemos observar que os indicadores que utilizam expectativas de inflação mais longas apresentavam um ótimo desempenho até o ano de 2011.

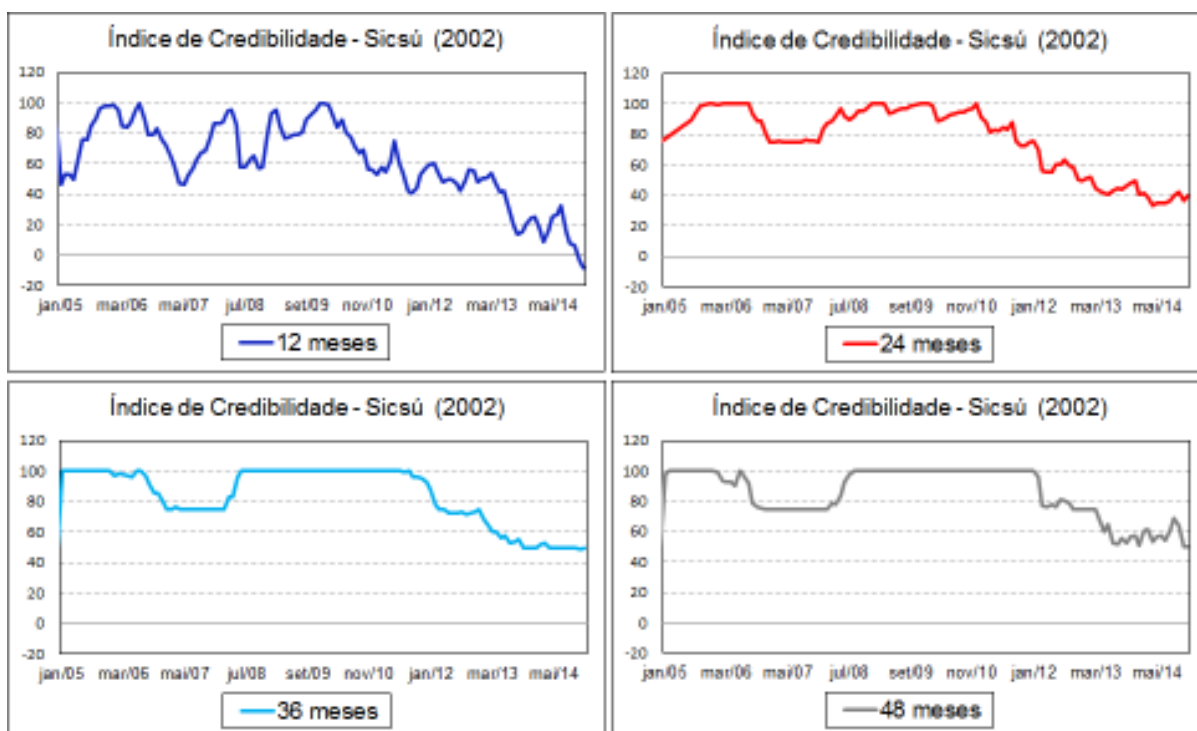


Gráfico 2 - Índices de Credibilidade Sicsú (2002)

Fonte: Autor

Vale ressaltar que o indicador de credibilidade de 12 meses está em patamares negativos, ou seja, os agentes econômicos não acreditam que a inflação irá ficar dentro da banda superior da meta nos próximos doze meses. Outro ponto

relevante a ser destacado em relação aos níveis dos indicadores consiste no fato que os agentes econômicos são mais “otimistas” no longo prazo. Quanto mais extensas as expectativas, maior costuma ser o valor do índice, assim, a expectativa de inflação está mais ancorada a meta.

Recriamos também o indicador de credibilidade desenvolvido por Mendonça (2004). Diferentemente do anterior, esse indicador é normalizado entre zero e um. O índice de credibilidade possui valor igual a 1 quando a inflação esperada $E(\pi)$ é igual à meta central e decresce de forma linear à medida que a expectativa de inflação se desvia da meta anunciada. Assim, o indicador apresenta valor entre zero e 1 se a inflação esperada estiver dentro dos limites máximo e mínimo (π^*_{Max} e π^*_{Min}) estabelecidos para cada ano e assume valor zero quando a inflação esperada ultrapassa um desses limites.

Equação 4 - Índice de credibilidade Mendonça

$$\text{Índice de Credibilidade} \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{Se } E(\pi) = \pi \\ 1 - \frac{1}{\pi^* - \pi} [E(\pi) - \pi] & \text{Se } \pi^*_{MIN} < E(\pi) < \pi^*_{MAX} \\ 0 & \text{Se } E(\pi) \geq \pi^*_{MAX} \text{ OU } E(\pi) \leq \pi^*_{MIN} \end{array} \right\}$$

Fonte: Mendonça (2004)

Os resultados foram bem parecidos com o primeiro indicador. Podemos notar no **Gráfico 3** a seguir que todos os índices estão no menor patamar desde 2005, e a partir de 2011 houve uma deterioração, principalmente, nos que utilizam expectativas de inflação mais longas.

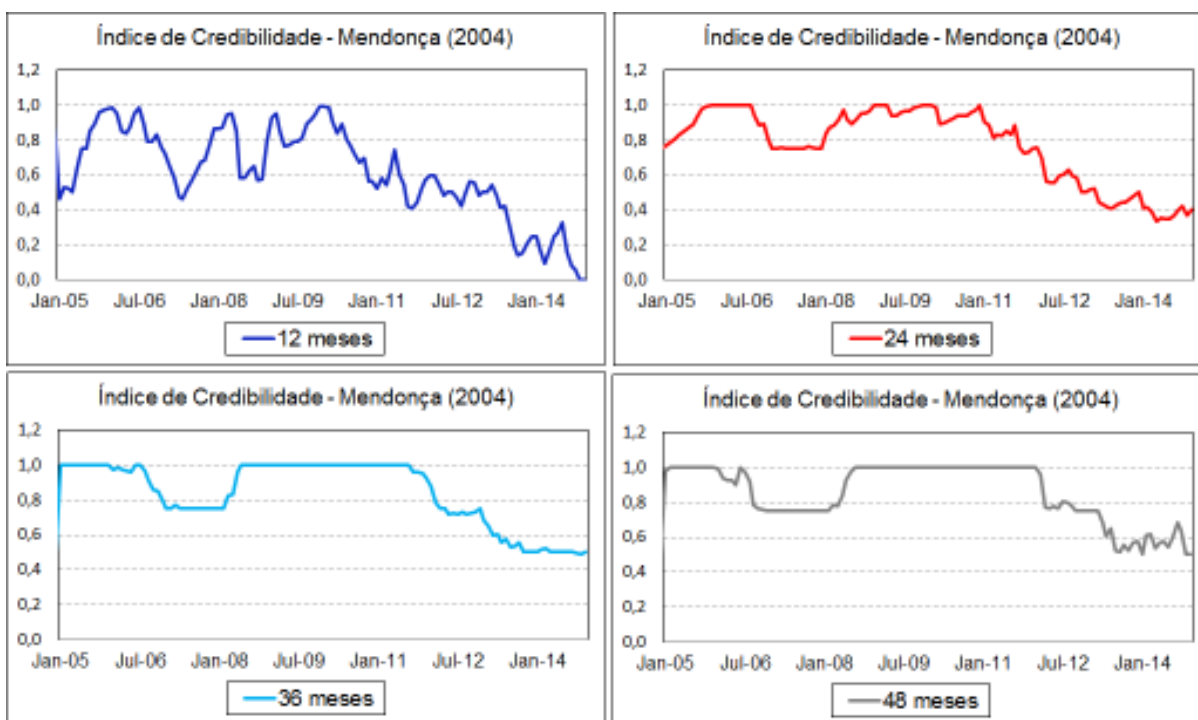


Gráfico 3 - Índices de Credibilidade Mendonça

Fonte: Autor

Os índices mais longos - 24, 36 e 48 meses - chegaram a ficar abaixo de 0,8 entre 2007 e 2008. Como existia uma expectativa de redução da meta de inflação pelo CMN de 4,5% para 4% durante esse período, os agentes econômicos se anteciparam e ajustaram às expectativas mais longas na tentativa de ancora-las a nova meta. Entretanto, essa mudança não ocorreu, com isso, os agentes revisaram novamente as expectativas para o patamar anterior de 4,5%. Diferentemente dessa época, a piora recente dos indicadores de credibilidade deve-se à deterioração do cenário de inflação. Os agentes estão mais pessimistas e tem dúvidas que o BCB consiga trazer esse indicador para a meta.

Uma elevada credibilidade operacional do regime de metas de inflação é consequência da demonstração de competência do banco central na condução da política monetária em busca da meta anunciada. Nesse caso, os indicadores estão apontando para um baixo nível de credibilidade do BCB. Alguns fatores específicos possivelmente podem estar contribuindo para isso, são eles:

- Inflação consistentemente acima da meta nos últimos anos;

- Política monetária mais frouxa que o ideal ou
- Política fiscal mais expansionista.

A situação fiscal brasileira vem piorando de forma consistente, desde 2011, quando começaram a ser distribuídas diversas desonerações tributárias que atingiram fortemente a receita do Governo Federal. Por outro lado, os gastos continuaram a crescer fortemente, principalmente devido a aumentos de gastos previdenciários e sociais. Esse descompasso de despesas e receitas minou o superávit primário ao longo dos anos. Em 2011, essa variável em relação o PIB era de 3,1%, fechando o ano de 2014 com um déficit de 0,6%. Essa política fiscal mais frouxa nos últimos anos seguida por uma política creditícia bastante expansionista praticada pelos bancos públicos foram um dos fatores que contribuíram para piora do cenário inflacionário brasileiro durante esse período.

Analisando o **Gráfico 4**, conseguimos notar que o IPCA ficou consistentemente acima da meta de inflação após janeiro de 2011, sendo agosto de 2010 a última vez que o IPCA ficou abaixo da meta de 4,5%. Outra maneira de olhar é comparar as médias pré e pós nesse período, e mais uma vez observamos que a inflação pós 2011 foi mais alta que de janeiro de 2005 a dezembro de 2010.

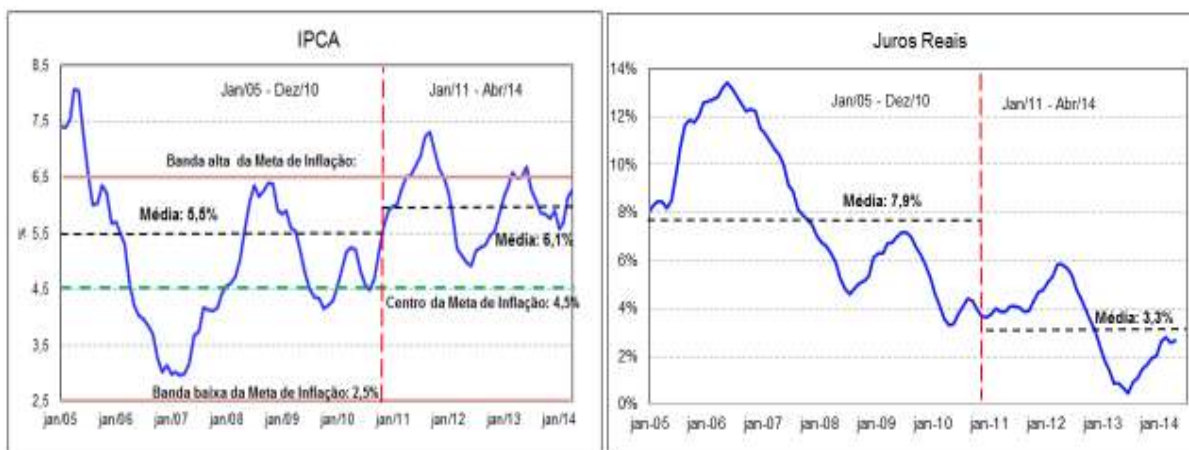


Gráfico 4 - IPCA e Juros Reais

Fonte: Autor

Além disso, nesse período mais recente houve o represamento de diversos preços administrados como energia elétrica, ônibus urbanos e gasolina. Como

estamos considerando que os agentes utilizam expectativas racionais, os indivíduos postergaram esses aumentos adicionais nas expectativas de inflação à frente.

Outro ponto que abordamos anteriormente que pode estar contribuindo para uma maior desancoragem das expectativas de inflação é o nível da taxa de juros básica da economia (Selic). No Gráfico 4 à direita, vimos que a partir de agosto de 2011, o BCB começou um ciclo de corte de juros, levando a Selic de 12,50% para 7,25% em outubro de 2012. Com isso a taxa de juros real alcançou o menor patamar histórico no Brasil. Mesmo com a piora da inflação corrente e das expectativas de inflação, o BCB somente começou a subir a taxa Selic em abril de 2013. Essa percepção dos agentes econômicos de um banco central mais leniente em relação à inflação pode ter minado a credibilidade da instituição.

Nos próximos capítulos, rodaremos uma Regra de Taylor com períodos móveis, com o objetivo de identificar mudanças da função de reação do BCB.

4. A Regra de Taylor

No ano de 1993, John Taylor, subsecretário do Tesouro, afirmou que, aderindo a uma simples regra, o banco central poderia escolher a taxa de juros levando em consideração apenas duas variáveis: inflação e hiato do produto. Com essa regra, o FED (Banco Central dos EUA) poderia assim conduzir de forma eficaz a política monetária.

Taylor sustentava que essa regra poderia manter a inflação baixa e estável, sem as flutuações que tinham marcado a economia americana durante a década de 1970. Taylor foi mais longe ao afirmar que a política feita desde 1987 pelo FOMC se guiava nessa regra, uma vez que a taxa de juros encontrada pelo modelo se move de uma maneira similar à taxa aplicada pelo Banco Central dos EUA. Esse fato pode ser observado no **Gráfico 5**, assim como alguns desequilíbrios econômicos ao longo da história americana quando a política monetária foi menos conservadora do que a sugerida pela regra.

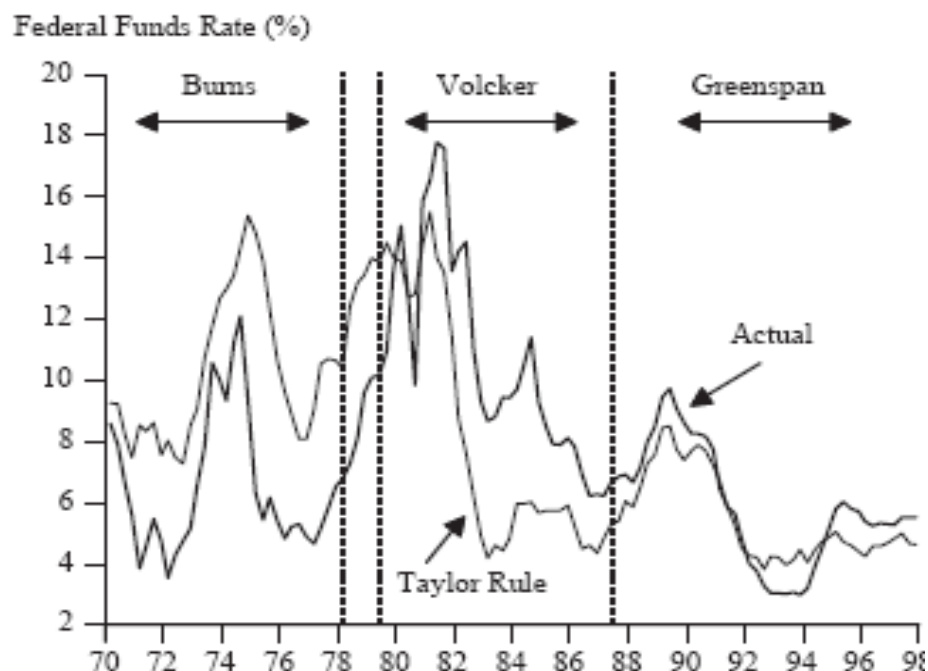


Gráfico 5 - Regra de Taylor e a Taxa de Juros Americana

Fonte: Judd e Rudebusch (1998)

A Regra de Taylor original consiste em fixar a taxa básica de juros nominal à uma taxa de inflação, à uma taxa de juros de longo prazo (taxa que consiste com o pleno emprego), e à média ponderada de dois desvios (a média móvel de quatro trimestres da inflação menos uma meta de inflação; e o desvio em porcentagem do PIB real em relação a uma estimativa do seu nível potencial, ou seja, o hiato do produto).

Equação 5 - Regra de Taylor Original

$$i_t = \pi_t + r^* + 0.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5(y_t)$$

i = Taxa básica de juros (nominal)

r^* = Taxa de juros reais de longo prazo,

π = taxa de inflação acumulada durante quatro períodos

π^* = Meta de inflação

y = Hiato do produto ($100 \times (\text{PIB real} - \text{PIB potencial}) \div \text{PIB potencial}$)

Taylor não estimou essa equação econometricamente. Ele admitia que os pesos que o Fed dava aos desvios da inflação e ao produto eram iguais, 0,5. De tal modo, se a inflação passar um ponto percentual acima do seu alvo, o Banco Central dos EUA iria definir a *Federal funds rate* 50 pontos base acima do seu valor de equilíbrio. Além disso, Taylor assumiu que a taxa de juros real de equilíbrio e a meta de inflação eram iguais (2%).

Quando a produção aumenta, permanecendo acima do seu nível potencial, a Regra de Taylor estipula que o Fed deveria elevar a taxa de juros atual, já que isto seria um sinal que a inflação nos próximos períodos poderia aumentar. De uma maneira semelhante, a regra também prescreve no caso de ocorrer uma inflação maior que a meta, que o banco central também devesse aumentar a taxa de juros.

Taylor (1993) advertia que as taxas de juros deveriam subir mais do que o aumento da inflação, em consequência ao fato de que as taxas de juros nominais deveriam ser aumentadas para antecipar a inflação e não para seguir “um a um” os aumentos dos níveis de preço. Esse aumento mais que proporcional da taxa básica de juros em resposta ao aumento da inflação é conhecido como Princípio de Taylor.

A Regra de Taylor teria alguns problemas em relação a sua aplicabilidade no mundo real. O primeiro ponto é que não seria sensato o banco central aumentar a

taxa de juros bruscamente em um período curto de tempo, já que essa decisão pode provocar perda de credibilidade à instituição. Estudos demonstram que uma grande parte dos bancos centrais mundiais prefere o gradualismo, como citado em Blinder (2003). A **Tabela 3** abaixo comprova isso. Em 79%, 88% e 89% das vezes o FED, o Banco da Inglaterra e o Riksbank preferiram alterar a taxa de juros em apenas 25 pontos básicos ou menos, respectivamente.

Tabela 3 - Gradualismo na Política Monetária

	Federal Reserve ¹	Banco da Inglaterra ²	Sveriges Riksbank ³
Mudança na Taxa	17	0	32
Abaixo de 25 p.p	61	28	27
Exatamente 25 p.p	3	0	2
26 - 49 p.p	17	4	5
Exatamente 50 p.p	1	0	0
Acima de 50 p.p	99	32	66

1- Desde agosto de 1897 até março 2006

2- Desde maio de 1997 até março de 2006

3- Desde junho de 1997 até março de 2006

Um primeiro ponto relevante para o gradualismo é a incerteza, pois o mundo está em constantes mudanças. Caso o banco central realize uma decisão abrupta e depois de certo tempo perceba que tomou a decisão errada, ele será forçado a inverter sua política monetária para tentar concertar o erro cometido inicialmente. Esse fato trará malefícios à economia, pois o banco central “traíra” as expectativas dos agentes econômicos, afetando sua credibilidade.

Em tal caso, a aversão dos bancos centrais a políticas de reversões é provavelmente um fator importante que contribui para a política monetária mais gradualista. Outra razão plausível para o uso de políticas menos agressivas são choques correlacionados as variáveis e progressivas atualizações das previsões e das informações, o que impediria que o banco central seguisse a mesma estratégia na mesma direção ao longo de uma série de reuniões.

Uma correção da Regra de Taylor para esse problema de gradualismo seria colocar um termo de suavização. O modelo se apresentaria da seguinte forma:

Equação 6 - Regra de Taylor com termo de suavização

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1-\alpha_1)(\alpha_2 + \alpha_3(\pi_t - \pi^*) + \alpha_4 y_t)$$

$$\alpha_2 = \pi_t + r^*$$

A variável α_1 representa o grau de suavização da taxa de juros, quando $\alpha_1 = 0$, a equação se restringe a equação original da Regra de Taylor.

Outro problema muito criticado por diversos pesquisadores é a utilização das taxa de juros reais de longo prazo e do hiato do produto, que são duas variáveis difíceis de serem estimadas. Alguns bancos centrais possuem um intervalo de um possível valor para r^* , entretanto não existe nenhum consenso de qual seria o valor efetivo dessa variável.

Outra crítica da regra inicialmente proposta por Taylor é a utilização da inflação passada e não das expectativas de inflação. Taylor (2000) cita a importância das expectativas de inflação para a tomada de decisão pelo banco central, principalmente devido a existência de defasagens na PM.

Na década de 70, como exemplificado no **Gráfico 6** a seguir, a taxa de juros estipulada pelo Banco Central Americano estava sistematicamente abaixo da taxa sugerida pela equação da Regra de Taylor. Essa política monetária mais “frouxa” do que o modelo indicava criou alguns desequilíbrios econômicos. A atividade econômica estava crescendo acima do PIB potencial e isso estava gerando uma forte pressão inflacionária. Quando Paul Volcker assumiu em 1979 a inflação estava acima de 15% e o PIB tinha crescido acima de 6% aa nos últimos dois anos. Após o segundo choque do petróleo, o Fed deu um choque de juros para tentar ancorar o nível de preços, subindo a taxa de 15% para 20%, passando assim a utilizar uma política mais restritiva em relação à inflação. Clarida, Galí e Gertler (1999) estimaram os parâmetros dessa regressão para o período pré-Volcker e para os anos seguintes. O resultado encontrado infere que na época de Volcker-Greenspan (até 1999), o Banco Central se tornou menos leniente em relação à inflação.

ESTIMATES OF POLICY REACTION FUNCTION

	γ_{π}	γ_r	ρ
Pre-Volcker	0.83 (0.07)	0.27 (0.08)	0.68 (0.05)
Volcker-Greenspan	2.15 (0.40)	0.93 (0.42)	0.79 (0.04)

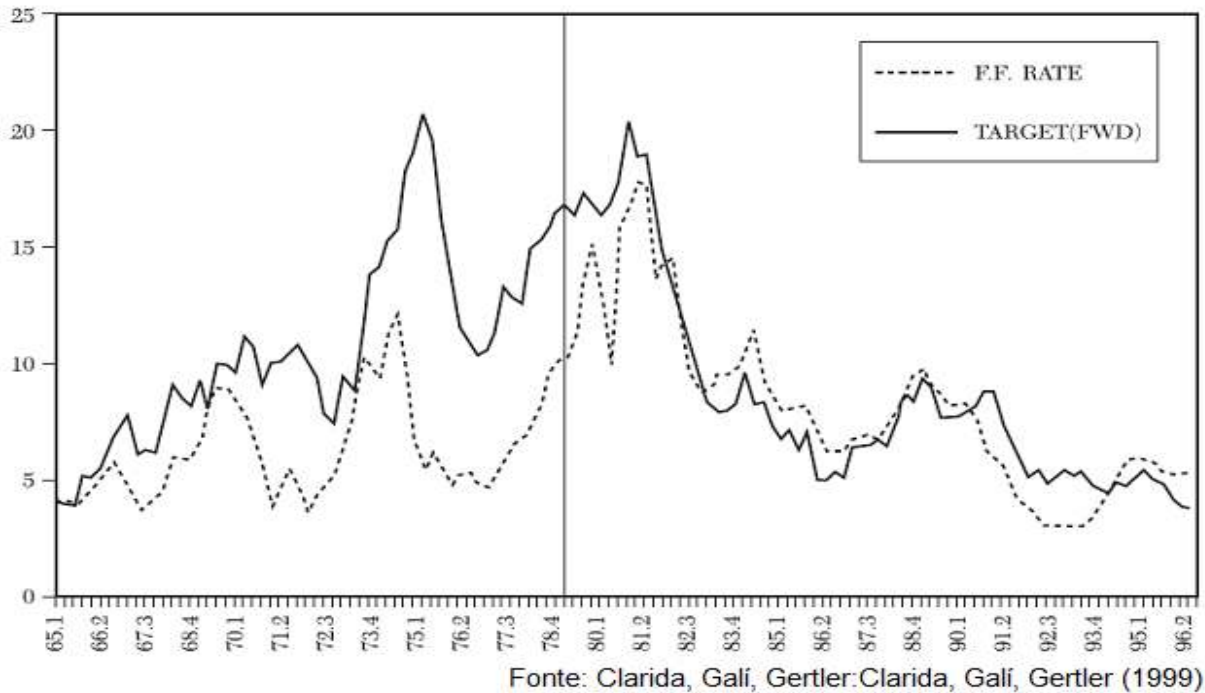


Gráfico 6 - Fed Fund x Regra de Taylor (1965 a 1996)

Fonte: Clarida, Galí e Gertler (1999)

Clarida, Galí, e Gertler (2000) concluíram que os coeficientes dos parâmetros da Regra de Taylor antes do período Volcker-Greenspan permitiam grandes instabilidades econômicas, visto que o Fed não respondia subindo a taxa de juros quando havia surpresas negativas na inflação. Em efeito, a taxa real de juros era reduzida constantemente. Devido a esse fato, eles concluíram que essa PM aplicada antes de 1979 foi uma das causas da instabilidade vivida na década de 70.

Em relação à crise de 2007, Kahn (2010) e Taylor (2007) calcularam qual seria a taxa de juros “ótima” da economia americana desde os anos 90 através de uma Regra de Taylor. Eles chegaram à conclusão que, entre 2001 e 2006, uma política monetária mais expansionista do que a regra sugeria ajudou a criar um *boom* na demanda por ativos imobiliários gerando um aumento sem igual nos preços dos imóveis. O primeiro texto destacado concluiu que a crise de 2007 seria bem menos intensa se o Fed tivesse usado a taxa de juros indicada pelo modelo. Uma

vez que uma PM mais restritiva influenciaria negativamente no grau de alavancagem e na proporção preço/aluguel, ou seja, ambos seriam bem inferiores.

No próximo capítulo é calculada a função de reação do BCB utilizando a Regra de Taylor abordada nesse texto com algumas modificações.

5. Função de reação do Banco Central do Brasil

5.1. Metodologia e base de dados

Neste capítulo, iremos estimar se houve alguma alteração da função de reação do Banco Central do Brasil utilizando uma Regra de Taylor modificada. Ao contrário da formulação original apresentada nesse texto, que utiliza a inflação passada (expectativas adaptativas), utilizamos a expectativa de inflação (expectativas racionais), ou seja, os agentes econômicos utilizam todas as informações disponíveis para formar suas expectativas. Essa variável é medida pela expectativa do IPCA doze meses à frente divulgada pelo Boletim Focus. De forma adicional, acrescentamos o termo de suavização proposto por Clarida, Galí e Gertler (1999) descrito no capítulo anterior. Além dessas mudanças na regra original, adicionamos uma variável para incorporar uma possível resposta da autoridade monetária à variação cambial.

Inicialmente, estimamos a regra de Taylor para o período amostral completo (2005-2014). Depois rodamos regressões móveis com uma janela de cinco anos, com o propósito de analisar a mudança dos coeficientes dos parâmetros ao longo do tempo. Em todas as equações foram utilizados dados mensais. Escolhemos iniciar a amostra em 2005, pois é o ano de início da série da variação de 12 meses (logarítmica) do IBC-BR. Esse indicador será usado como a medida de atividade econômica. Como ele é divulgado pelo próprio Banco Central, acreditamos que o mesmo deva utilizar essa variável para tomada de decisão. Após as mudanças exemplificadas posteriormente, a equação ficou com o seguinte formato:

Equação 7 - Regra de Taylor modificada

$$\dot{i}_t = \alpha_1 \dot{i}_{t-1} + (1 - \alpha_1) (\alpha_2 + \alpha_3 (E(\pi_t) - \pi^*) + \alpha_4 (y_{t-1}) + \alpha_5 \text{Câmbio}) + \varepsilon_t$$

$E(\pi_t)$ = Inflação esperada para os 12 meses a frente

π^* = Meta de Inflação

y_{t-1} = Hiato do produto

\dot{i}_{t-1} = Taxa de juros do período anterior

Câmbio = Taxa de cambio (Variação 12 meses)

Todos os dados utilizados na **Equação 7** foram extraídos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais no site BCB. Para calcular o hiato do produto, subtraímos a taxa de variação (12 meses) do IBC-BR pela taxa de variação (12 meses) do IBC-BR potencial, que corresponde ao nível máximo sustentável de crescimento que pode ser mantido sem que seja constatado aumento nos níveis de preços. Para calcular esse termo, utilizamos o filtro Hodrick-Prescott (HP).

Antes de rodar a regressão, testaremos algumas hipóteses. Primeiramente, usamos o teste Dickey-Fuller de raiz unitária para avaliar se as variáveis Selic, expectativa de inflação, hiato do produto e taxa de câmbio seguem um processo estocástico estacionário. No primeiro teste, a hipótese nula (H_0) é a hipótese de que a variável possui raiz unitária, isto é, é não estacionária. As consequências da existência de raízes unitárias nas séries temporais podem causar problemas na regressão, tornando as previsões cada vez mais imprecisas e os coeficientes estimados menos “verdadeiros”.

As variáveis Selic e hiato do produto e expectativa de inflação rejeitaram a hipótese nula a níveis de significância de até 5%, sendo assim consideradas variáveis estacionárias. Já a Taxa de câmbio não rejeitou a hipótese nula, sendo assim considerada não estacionária.

Adicionalmente, para confirmar os resultados anteriores, foi realizado outro teste de raiz unitária, o KPSS, onde a hipótese H_0 é de estacionariedade. Os resultados foram parecidos com o primeiro teste. A variável Taxa de Câmbio é considerada uma variável não estacionária. Para corrigir esse problema, consideramos a taxa de variação em 12 meses da taxa de câmbio. Após esta transformação, a variável não possuía mais tendência estocástica através do teste Dick-Fuller ao nível de 5% de significância. Após os testes aplicados nas variáveis utilizadas, rodamos a regressão através do método de estimação por mínimos quadrados ordinários. Executamos alguns testes econométricos a fim de testar a robustez dos resultados. Aplicamos o teste Breusch-Godfrey de correlação serial dos resíduos (LM) e o modelo aceitou a hipótese nula de inexistência de correlação serial.

O segundo teste aplicado foi o teste de Multiplicador de Lagrange para heterocedasticidade condicional autorregressiva nos resíduos (ARCH-LM), já que,

para modelar séries temporais geralmente precisa-se levar em conta à possibilidade de que a volatilidade das séries de retornos das taxas de juros seja afetada assimetricamente por retornos negativos e positivos. O resultado do teste mostra que rejeitamos a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional. Devido a esse resultado, a forma funcional adotada neste trabalho será o EGARCH(1,1), introduzido por Nelson (1991).

Escolhemos esse modelo, pois apesar do modelo GARCH capturar com sucesso os retornos com caudas grossas e o agrupamento de volatilidade, ele não é adequado para capturar o efeito de assimetria, pelo fato da variância condicional ser função somente da magnitude das defasagens dos resíduos e não do sinal. Sendo assim o modelo apresentado nas próximas sessões será o seguinte:

Equação 8 - Regra de Taylor utilizada no trabalho

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1) (\alpha_2 + \alpha_3 (E(\pi_t) - \pi^*) + \alpha_4 (y_{t-1}) + \alpha_5 \text{Câmbio}) + \varepsilon_t$$

$$\text{Ln}(\sigma_t^2) = \alpha_6 + \alpha_7 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \alpha_8 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha_9 \text{Ln} \sigma_{t-1}^2$$

$E(\pi_t)$ = Inflação esperada para os 12 meses á frente

π^* = Meta de Inflação

y_{t-1} = Hiato do produto

i_{t-1} = Taxa de juros do período anterior

Câmbio = Taxa de câmbio (Variação 12 meses)

5.2 Resultados

5.2.1 Regra de Taylor 2005 - 2014

A **Tabela 4** a seguir apresenta os resultados, estimando a função de reação apresentada na **Equação 8** para o período 2005 a 2014.

Tabela 4 - Resultados da Função Reação do Banco Central

Modelo EGARCH	AR (1) (α_1)	Constante (α_2)	$E(\pi_t) - \pi^*$ (α_3)	Y_{t-1} (α_4)	Câmbio (α_5)	R^2 Ajus
	0,964*	8,374*	3,5815*	3,764*	-0,098	
1: 2005 -2014	(α_6)	$\left \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right $ (α_7)	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$ (α_8)	$\ln \sigma_{t-1}^2$ (α_9)		0,99
	-1,377*	0,795*	-0,001	0,709*		

* Significativo ao nível de 1%

Fonte: Autor

Os parâmetros $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_6, \alpha_7$ e α_9 são significativos ao nível de 1%. Nem o parâmetro (α_5), que representa a variação cambial, e nem α_8 , que representa o coeficiente que mede assimetria na volatilidade, são considerados significativos.

A taxa de câmbio não aparenta ser uma variável observada para a escolha da política monetária nesse período destacado do Regime de Metas de Inflação. Mendonça (2007), através da função de resposta a impulso, concluiu que a taxa de câmbio é uma variável bastante importante para decisão de PM. No entanto, o período analisado pelo autor (1999-2004) é diferente deste trabalho e engloba duas crises cambiais. Em 2001, o Banco Central elevou a taxa Selic para conter os efeitos da desvalorização cambial na inflação devido à crise na Argentina e também aos ataques terroristas no EUA. Em 2002, em razão do elevado risco político que o país passava, houve também uma forte desvalorização cambial, que obrigou o BCB a elevar os juros. Esses dois exemplos mostram que nesse período utilizado por Mendonça (2007), a instituição monetária brasileira utilizou a taxa Selic de forma clara para neutralizar as pressões inflacionárias originadas pela desvalorização do Real, diferentemente do período analisado nesse trabalho. Para completar essa análise, Minella *et al.*(2003) notaram que o câmbio também foi significativo ao nível de 10% e seu coeficiente foi positivo. Vale frisar que o período analisado por esses

autores foi de 2000 à 2002, período dentro do espaço de tempo analisado por Mendonça (2007).

Apesar de Mishkin (2000) destacar a importância em considerar o câmbio para tomada de decisão de política monetária em países emergentes que utilizam o regime de meta de inflação, existem alguns artigos aplicados ao caso brasileiro que chegam em resultados diferentes, como Goldfajn e Werlang (2000) e Muinhos (2004). Essas referências inferem que o *pass-through* da desvalorização da taxa de câmbio para a inflação é considerado pequeno. Muinhos (2004) analisa a hipótese de utilizar a taxa de câmbio como instrumento monetário. O autor através de modelos econométricos da Regra de Taylor concluiu que se cria menos volatilidade nos dados reais ao optar por um sistema de flutuação de câmbio livre e utilizar somente a taxa de juros para combater a inflação.

Outra colocação relevante consiste no fato que a interferência sistemática na taxa de câmbio pode ferir a credibilidade do regime de metas de inflação. Isso ocorreria porque a opinião pública poderia notar que a proteção da taxa de câmbio seria mais importante do que a garantia da estabilidade dos preços.

A Erro! Fonte de referência não encontrada. abaixo exibe um resumo de alguns dos principais trabalhos que abordam a função de reação do Banco Central. Foram selecionados estudos que utilizam a Regra de Taylor de forma mais parecida com a abordada nesse texto e com periodicidade mensal.

Tabela 5 - Principais resultados da função de reação do BCB

Trabalhos	Amostra	Constante	AR(1)	AR(2)	E(IPCA) - π^*	IPCA Livre- π^*	IPCA Adm- π^*	Hiato(-1)	Taxa de Câmbio (12M%)	R ² Ajust
Figueiredo e Ferreira (2002)	4/1999 a 9/2002	0,034* [^]	0,757*	-	-	0,636**	0,498**	-	-	0,959
Minella et al (2002)	1/2000 a 6/2002	16,49*	0,72*	-	1,74**	-	-	-0,25**	-	0,919
Minella et al (2003)	1/2000 a 12/2002	3,800**	0,770*	-	2,71*	-	-	-0,18 ^{''}	0,05***	0,917
Mendonça (2007)	1/1999 a 11/2004	2,021* [^]	0,859*	-	-	0,815*	0,383**	-	-	0,945
Modenesi (2011)	1/2000 a 12/2007	14,811*	1,622*	-0,699*	-	0,537*	0,386*	0,330*** ^{'''}	-	0,991
Esse Trabalho	1/2005 a 12/2014	8,374*	0,964*	-	3,582*	-	-	3,764* [~]	-0,098	0,99

[^] A constante está fora do termo de suavização

^{''} Utilizou o dado de Produção Industrial

[~] Utilizou o IBC-BR

* Significativo ao nível de 1%

** Significativo ao nível de 5%

*** Significativo ao nível de 10%

Fonte: Autor

Diferentemente do parâmetro da taxa de câmbio, compreendemos que o componente autorregressivo é bastante elevado, 0,96. Esse parâmetro representa o grau da inércia da taxa de juros. Modenesi (2011) também achou uma inércia elevada, 0,92. Referências anteriores como Figueiredo e Ferreira (2002), Minella *et al.* (2002) e Mendonça (2007) acharam um coeficiente menor para esse parâmetro, 0,76; 0,72 e 0,859 respectivamente.

Analisando os textos citados acima e outros que abrangem esse tema, notamos que nenhum utilizou o IBC-BR para calcular o hiato de produto. Na regressão de Taylor calculada por nós, esse parâmetro foi considerado significativo ao nível de 1%. Minella *et al.* (2002) e Minella *et al.* (2003) incluíram o dado mensal de produção industrial divulgado pelo IBGE e obtiveram como resultado um coeficiente não significativo com sinal negativo. Modenesi (2011), que também utilizou o dado mensal da produção industrial, obteve um resultado diferente dos textos supracitados, com o coeficiente do hiato do produto sendo significativo ao nível de 10%. O mesmo autor também destacou a baixa magnitude do coeficiente de atividade econômica, sugerindo que o BCB é pouco sensível ao lado real da economia. Nesse trabalho, encontramos um coeficiente de magnitude bem superior em comparação com os textos destacados, 3,76. Esse resultado pode ser um indício que o BCB começou a conceber mais importância à atividade.

Todas as referências citadas anteriormente, como representado na **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, encontraram um coeficiente positivo e significativo para o desvio da inflação em relação à meta. Modenesi (2011) foi o único texto citado cujo coeficiente ficou abaixo de 1.¹ Quando esse termo é menor que 1 a equação é dita desestabilizadora em relação à inflação. Segundo Clarida, Galí e Gertler (2000), uma elevação da inflação implicaria uma redução da taxa de juros real, indo contra o Princípio de Taylor. Minella *et al.* (2003), que utilizaram uma equação parecida com a usada nesse texto e também usaram as expectativas do boletim Focus encontraram um coeficiente igual a 2,71, menor do que encontrado no nosso modelo, 3,58.

¹ Para calcular o coeficiente do desvio da inflação em relação à meta no trabalho do Modenesi (2011) é preciso somar o coeficiente do desvio do IPCA livre e o coeficiente do desvio do IPCA administrado em relação à meta ($0,573 + 0,386 = 0,923$).

Diferentemente da literatura citada, foi utilizado neste trabalho o modelo EGARCH(1,1). O termo $\ln \sigma_{t-1}^2$ foi significativo e positivo, indicando uma persistência acentuada dos choques sobre a volatilidade. O coeficiente do parâmetro $\frac{\sigma_{t-1}^2}{\sigma_{t-1}^2}$ é significativo sugerindo um efeito assimétrico.

Finalmente, em todos os artigos citados a constante foi positiva. Nas equações em que esse parâmetro está dentro do termo de suavização o coeficiente da constante é bem elevado. Nesses casos, a constante representa a taxa de juros nominal de equilíbrio. Encontramos um valor de 8,36% para essa variável. Vale ressaltar que o BCB cortou a Selic para 7,25% em 2012 mesmo com a expectativa de inflação acima da meta. O **Gráfico 7** destaca que a partir do final de 2011, a taxa Selic praticada ficou abaixo da taxa de juros nominal de equilíbrio segundo a regra de Taylor estimada neste trabalho. E este pode ter sido uns dos principais fatores para os desequilíbrios recentes da economia brasileira: crescimento baixo, inflação alta e desemprego baixo.

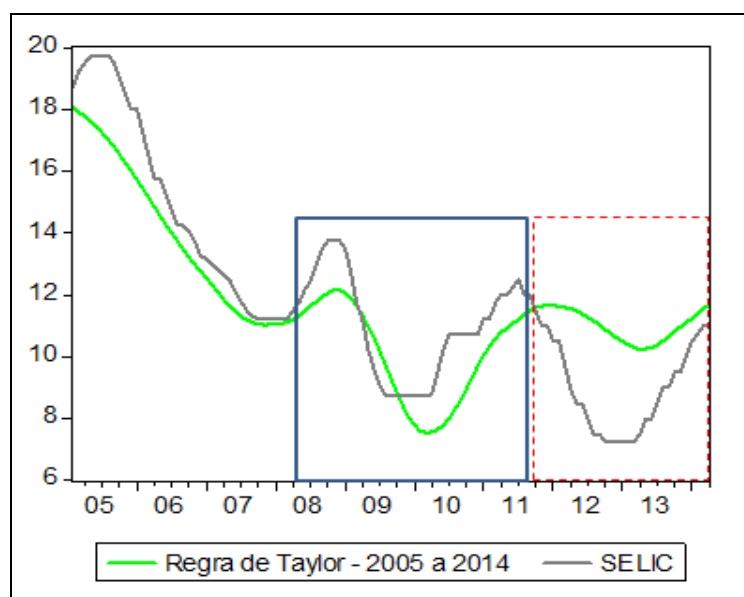


Gráfico 7 - Gráfico função reação x taxa Selic

Fonte: Autor

Analisando a função de reação do BCB e a Regra de Taylor, é relevante destacar dois períodos especificamente:

- **Período entre 2008 e início de 2011** - no qual o BCB foi mais conservador do que o modelo sugeria, praticando uma taxa de juros mais alta do que a taxa de equilíbrio.
- **Período entre final de 2011 a 2014** - no qual o BCB optou por uma política monetária menos conservadora que o indicado.

Esses dois períodos podem ser visualizados claramente no **Gráfico 8** a seguir, onde mostramos a evolução no tempo do desvio da Selic em relação à taxa de juros de equilíbrio implicada pela Regra de Taylor.

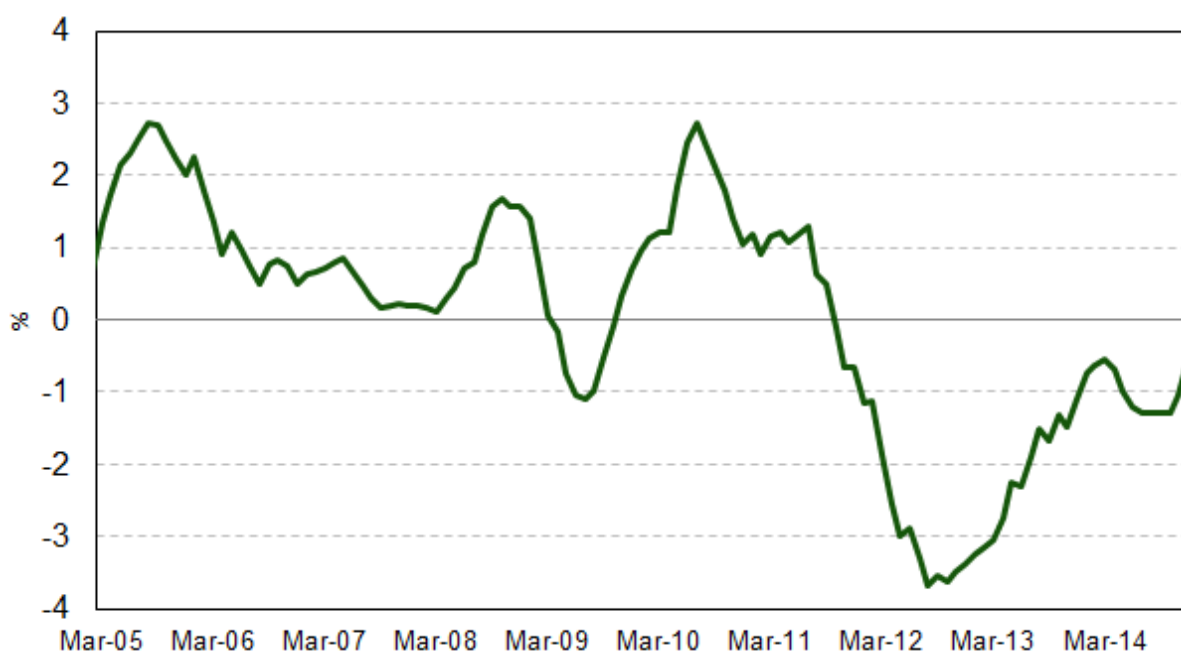


Gráfico 8 - Desvio da taxa Selic em relação à Regra de Taylor

Fonte: Autor

A crise originada em 2007 afetou bruscamente o crescimento brasileiro em 2009. O IBC-BR crescia acima de 6% em 2008 e em 2009 chegou a apontar um crescimento negativo de 2%. Além disso, a expectativa do IPCA 12 meses a frente ficou abaixo da meta de inflação. Mesmo assim, o BCB só reduziu a Selic para 8,75%, enquanto a regra de Taylor sugeria 7%.

No período de 2011 a 2013, a economia brasileira cresceu em um ritmo bastante lento se comparar com a média dos últimos anos. Entretanto, a inflação apresentou resultados bastante ruins, sistematicamente acima da meta de inflação. Mesmo com essa piora dos níveis de preços correntes e das expectativas de 12 meses à frente, em agosto de 2011 o BCB iniciou um ciclo de cortes de juros,

levando a taxa de juros básica da economia para 7,25%. Como apresentado no **Gráfico 8**, no início de 2013 chegamos a ter um desvio perto de 400 bps em relação ao nível de taxa de juros que o modelo sugeria. Vale destacar que o desvio vem diminuindo sistematicamente nos últimos meses, já que em abril de 2013 o BCB reiniciou um aperto na política monetária que ainda está em curso.

Analisando essas informações, tudo indica que o BCB mudou sua função de reação entre esses períodos destacados. Na próxima seção, rodamos essa mesma Regra de Taylor com janelas móveis de cinco anos para tentar entender se o BCB mudou sua estratégia de combate à inflação e em quais parâmetros podemos notar essa possível alteração.

5.2.2 Regra de Taylor com janelas móveis

Nesta subseção, estimaremos a **Equação 8** através de janelas móveis de cinco anos no período de janeiro de 2005 à dezembro de 2014. Os resultados estão apresentados no **Gráfico 9** abaixo.

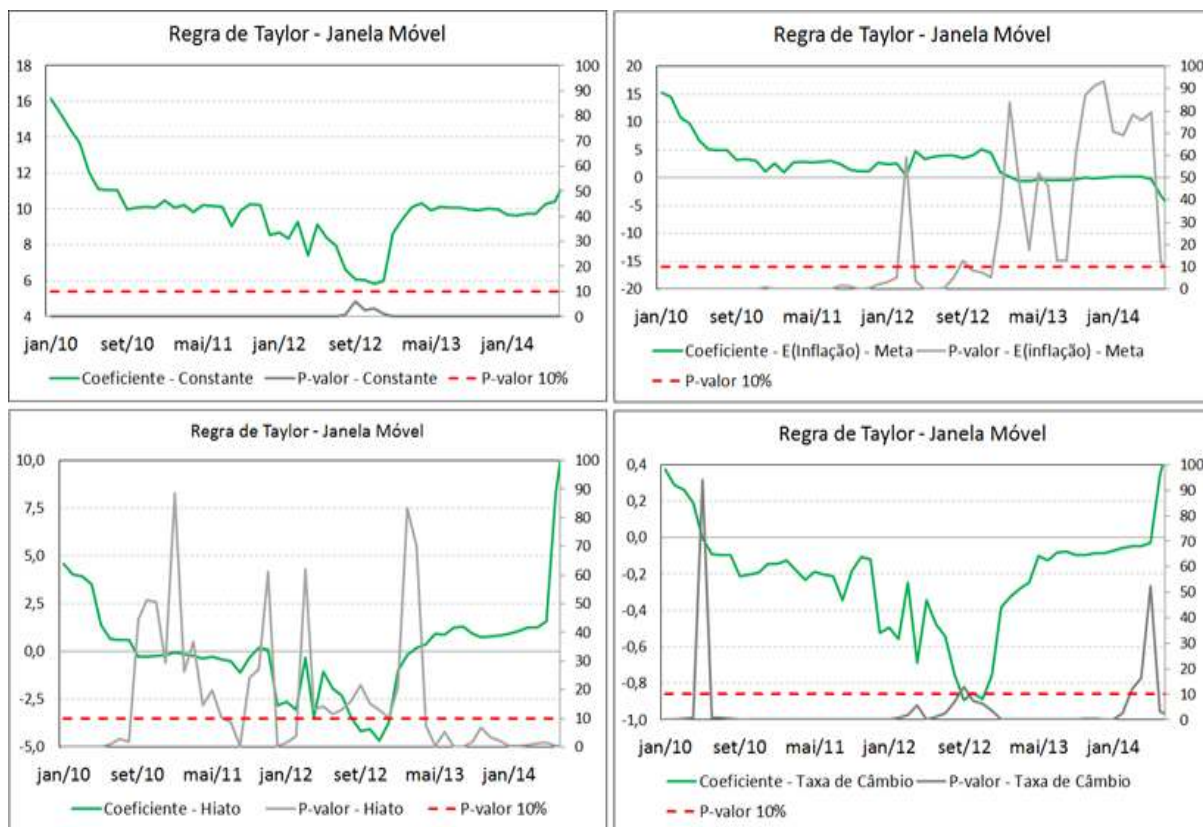


Gráfico 9 - Coeficiente da Regra de Taylor com janelas móveis

Fonte: Autor

Dos quatro parâmetros destacados no **Gráfico 9**, a variável desvio da expectativa do IPCA em relação à meta é a que mais chama a atenção. Esse parâmetro é o mais relevante para ser analisado em um Regime de Metas de Inflação, onde o BCB tem um compromisso de manter o IPCA dentro de uma meta pré-estabelecida. Podemos observar que desde 2010 o coeficiente dessa variável vem se reduzindo sistematicamente. Em meados de 2011, ele é menor que 1 em diversos períodos, ou seja, a equação é considerada desestabilizadora em relação à inflação, pois aumentos sistemáticos da inflação fazem com que a taxa de juros real diminua. A partir de 2012, esse parâmetro começa a apresentar pontos em que o p-valor fica acima de 10%, o que não ocorria antes desse período específico. De

dezembro de 2012 até setembro de 2014, o coeficiente do desvio da expectativa de inflação em relação à meta não é mais considerado significativo. Em nenhum texto analisado na **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, essa variável foi considerada não relevante para a escolha de política monetária pelo BCB. Esse resultado expõe uma mudança relevante na função de reação do BCB no período recente.

Outra variável de extrema importância é o hiato do produto. Até meados de 2011, essa variável era significativa e positiva, após esse período ela teve diversos pontos em que foi considerada não significativa, dificultando bastante a análise. Além disso, em diversos períodos entre 2011 e 2013 o coeficiente foi negativo e significativo, ou seja, a equação é dita desestabilizadora em relação ao produto. Com isso, segundo Clarida, Galí e Gertler (2000) a política monetária passa a ser pró-cíclica: um maior crescimento do PIB é acompanhado de uma queda da taxa de juros. Uma possível justificativa para esse resultado pouco intuitivo advém do fato que o IBC-BR mede a atividade nos meses que já ocorreram e durante esse período os dados correntes de atividade e as expectativas de crescimento econômico estavam se deteriorando rapidamente. O BCB pode ter percebido essa piora na atividade e arriscou antecipar esse movimento. Logo depois, em março de 2013, essa variável se tornou significativa e positiva. Vale ressaltar que nos últimos meses de 2014 o coeficiente do hiato do produto subiu fortemente para o nível de 10. Isso mostra que recentemente o BCB está dando um peso bem maior a essa variável.

Analisando os últimos coeficientes destacados, percebemos que a constante está de acordo com os resultados descritos na **Tabela 4**, uma vez que foi significativa durante todo esse período. O coeficiente dessa variável tinha tendência declinante até início de 2013, onde atingiu a mínima em um valor próximo a 6%. Também notamos que o coeficiente da constante começa a ficar superior a partir de 2013 até alcançar 11,3% na última medição realizada.

Analisando o coeficiente da variação da taxa de câmbio, encontramos que este foi significativo no período de junho de 2010 à março de 2014, diferindo do resultado encontrado na **Tabela 4**. Nesse período, encontramos o coeficiente negativo, ou seja, o resultado é diferente do esperado. Esse resultado insinua que o Banco Central não age para tentar combater os efeitos de uma depreciação cambial

na inflação, na verdade ele reduz a taxa de juros nestes momentos. Podemos tentar explicar esse fato não intuitivo através de um modelo de paridade da taxa de juros (**Equação 9**):

Equação 9 - Paridade da taxa de juros

$$i_t \approx i_t^* + \frac{(E_{t+1}^e - E_t)}{E_t}$$

i_t = Taxa juros Nacional

i_t^* = Taxa de juros americana

$\frac{(E_{t+1}^e - E_t)}{E_t}$ = Taxa esperada de depreciação da moeda doméstica.

Como estamos utilizando a variação cambial acumulada de 12 meses na equação, a depreciação passada permite uma queda da taxa de juros pela paridade da taxa de juros. Já que com a desvalorização cambial, reduziram-se as expectativas de depreciações adicionais, exigindo uma taxa de juros interna menor para manter a atratividade dos títulos domésticos. Vale destacar também, que o valor reduzido do coeficiente da taxa de câmbio pode estar sinalizando um pequeno *pass-through* da depreciação da taxa de câmbio sobre a inflação.

Das variáveis explicativas a taxa de câmbio foi à única que foi significativa em todo o período que o BCB iniciou uma política monetária acomodatória (meados de 2011 até final de 2012). As outras variáveis - hiato do produto e desvio da expectativa de inflação em relação à meta - não justificavam esse corte de juros. Como podemos averiguar no **Gráfico 7**, o modelo perdeu o *fit* com a Selic nesse período. Através da regressão utilizando o método das janelas móveis podemos concluir que essas variáveis não foram consideradas significativas durante esse período ou seus coeficientes possuíam sinais diferentes do consenso econômico. Isso representa que nesse período o BCB estava utilizando e concedendo maior relevância a outras variáveis para a decisão do nível da taxa Selic. Dito isso, houve uma mudança na função de reação que estimulou o BCB a cortar a taxa Selic para 7,25%.

6 Conclusão

Esse trabalho constatou que os indicadores que medem a credibilidade do BCB estão em patamares relativamente baixos em termos históricos, principalmente os indicadores que utilizam as expectativas de inflação de longo prazo. Com a intenção de avaliar qual seria o motivo para isso ter ocorrido, estimamos a função de reação do BCB através de uma Regra de Taylor.

Foram acrescentadas algumas mudanças na Regra de Taylor original. Utilizamos a expectativa de inflação em vez da inflação corrente. De forma adicional, acrescentamos um termo de suavização e uma variável para representar a variação cambial. Diferentemente dos trabalhos que abordam esse tema para o caso brasileiro, usamos o IBC-BR como medição da atividade econômica e empregamos o EGARCH(1,1) na forma funcional adotada nesse trabalho. Outra diferença consiste na utilização do método de regressões com janelas móveis. Esse artifício permite analisar se ocorreu alguma mudança relevante em algum parâmetro da equação, bem como, identificar em que período essa alteração ocorreu.

Nota-se que o coeficiente da variável desvio da expectativa do IPCA em relação à meta diminuiu sistematicamente desde 2010. A partir de 2012, esse parâmetro começa a apresentar momentos de não significância, o que não ocorria antes desse período específico. Em nenhum texto citado nesse trabalho essa variável foi considerada não relevante para a escolha de política monetária pelo BCB. Contrapondo o resultado dessa variável, o hiato do produto começou a ganhar bastante relevância a partir de 2013. Esses resultados sugerem que o BCB passou a dar maior importância ao nível da atividade econômica do que à inflação no período recente, o que expõe uma mudança relevante na função de reação do BCB. Essa mudança pode ter sido um dos principais geradores da queda dos indicadores de credibilidade conforme identificamos nesse trabalho.

7 Referências Bibliográficas

BARRO, R; GORDON, D. (1983). Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. Journal Working Paper Series, n. 1079.

BLINDER, A. S. (1999). “Central Bank credibility: Why do we care? How do we build it?”, NBER Working Paper Series, n. 7161.

CECCHETTI, S.G. e KRAUSE, S. (2002) “Central Bank Structure, Policy Efficiency, and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships”. Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, July- August, 47-59.

CLARIDA, R., GALÍ, J. e GERTLER, M. (1999), “The science of monetary policy: a new Keynesian perspective”. Journal of Economic Literature, vol. 37, pp. 1661-1707.

CUKIERMAN, A. and MELTZER, A.H. (1986), "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information" (1986). Tepper School of Business. Paper 843.

GALÍ, J; GERTLER, M. (2007) Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation. Journal of Economic Perspectives 21 (4), pp. 25-45.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio R.C (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. Banco Central do Brasil Working Paper Series n. 5, Brasília.

GUILLEN, D e GARCIA M de (2014). Expectativas Desagregadas, Credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov. RBE V. 68 n. 2 /p. 197-223

JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. (1998) Taylor’s Rule and the Fed: 1970-1997

KAHN, G. A. (2010) Taylor Rule Deviations and Financial Imbalances. ECONOMIC REVIEW • SECOND QUARTER 2010 - FEDERAL RESERVE BANK OF KANSAS CITY

KYDLAND, F.; E. PRESCOTT, (1977). “Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans”, The Journal of Political Economy, vol. 85(3), pp. 473- 492.

MENDONÇA, H. F. (2007). Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: Uma análise do efeito dos preços livres e administrados. *Revista de Economia Política*, 27:431–451.

MENDONÇA, H. F. de (2002). “A Teoria da credibilidade da Política Monetária”. *Revista de Economia Política*, vol. 22, n.3(87), p. 46-64, 2002.

MENDONÇA, H. F. de (2004). “Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil”. *Revista de Economia Política*, vol. 24, n.3(95), p. 344-350, 2004.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges. BCB, 2002 (Texto para Discussão, n. 53)

MISHKIN, F. (2000), “Inflation targeting in emerging markets countries”. NBER Working Paper Series,7618.

MODENESI, A. M. (2011). Conservadorismo e rigidez na política monetária: Uma estimativa da função de reação do BB. *Revista de Economia Política*, 31 (3):415–434.

MOREIRA, T.; SOUZA, G.; ELLERY, R. (2012) An Evaluation of the Tolerant to Higher Inflation Rate in the Short Run by the Brazilian Central Bank in the Period 2001-2012; *Revista Brasileira de Economia* Vol. 67

MUINHOS, M.K. (2004), “Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: The case of Brazil”. *Estudos Econômicos*, vol. 34 (2), 269-296. Paper Series, n: 4604.

NELSON, D. (1991), “Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach”, *Econometrica*, 59(2), pags 347–370.

RUDEBUSCH, G. D. (1995), “Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations and Term Structure”. *Journal of Monetary Economics*, 35, pp. 245-274.

SICSÚ, J. (2002). Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: Uma análise preliminar do caso brasileiro. *Economia Aplicada*, 6:703–711.

SVENSSON, L. (1993). “The simplest test of inflation target credibility”, NBER Working

TAYLOR, J and J C Williams (2011): “Simple and robust rules for monetary policy”, in B Friedman and M Woodford (eds), Handbook of Monetary Economics, Elsevier, vol 3B, pp 829–60.

TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, volume 39, pages 195–214.

TAYLOR, J. B. (1999). Monetary Policy Rules under Discretion and Asymmetric Information” (1986) Tepper School of Business. Paper 843.

TAYLOR, J. B. (2007). “Housing and Monetary Policy,” in Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, Jackson Hole Economic Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City, August, pp. 463-76.

8 Anexo - Teste de Raiz Unitária

DICKEY FULLER UNIT ROOT TEST

<i>Variáveis</i>	<i>Valor encontrado</i>	<i>Valor Crítico 1%</i>	<i>Valor Crítico 5%</i>	<i>Valor Crítico 10%</i>
Selic	-4,1365	-4,0107	-3,4354	-3,1417
Taxa de Câmbio	-2,2399	-4,0107	-3,4354	-3,1417
E(π_t)	-3,4833	-4,0104	-3,4352	-3,1416
Hiato	-5,4780	-4,0376	-3,4483	-3,1493

KPSS

<i>Variáveis</i>	<i>Valor encontrado</i>	<i>Valor Crítico 1%</i>	<i>Valor Crítico 5%</i>	<i>Valor Crítico 10%</i>
Selic	0,1172	0,2160	0,1460	0,1190
Taxa de Câmbio	0,1733	0,2160	0,1460	0,1190
E(π_t)	0,2680	0,7390	0,4630	0,3470
Hiato	0,0376	0,7390	0,4630	0,3470

DICKEY FULLER UNIT ROOT TEST

<i>Variáveis</i>	<i>Valor encontrado</i>	<i>Valor Crítico 1%</i>	<i>Valor Crítico 5%</i>	<i>Valor Crítico 10%</i>
Variação Cambial	-3,838	-4,023	-3,441	-3,145