

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA – CAMPUS GOVERNADOR  
VALADARES  
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS - ICSA  
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

GUILHERME AGOSTINHO DE SENA

**UM TESTE DE CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA SOB O REGIME  
DE METAS PARA INFLAÇÃO**

Governador Valadares  
2017

GUILHERME AGOSTINHO DE SENA

**UM TESTE DE CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA SOB O REGIME  
DE METAS PARA INFLAÇÃO**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora – Campus Governador Valadares – como requisito para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Luckas Sabioni Lopes

Governador Valadares  
2017

GUILHERME AGOSTINHO DE SENA

**UM TESTE PARA A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA SOB O  
REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora – Campus Governador Valadares – como requisito para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas.

APROVADO: 18 de julho de 2017

Banca Examinadora:



---

Prof. Dr. Lucas Sabioni Lopes

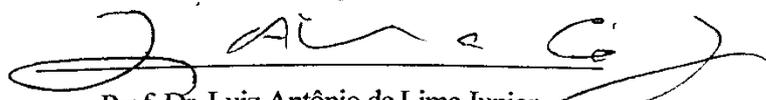
(Orientador)



---

Prof. Dr. Thiago Costa Soares

(Avaliador)



---

Prof. Dr. Luiz Antônio de Lima Junior

(Avaliador)

## RESUMO

Este trabalho apresenta um novo teste para a credibilidade da política monetária que não requer a consideração das expectativas inflacionárias em seu cômputo, contornando uma série de dificuldades analíticas que emergem do uso desta variável. Mostra-se que para construir credibilidade ao longo do tempo, os bancos centrais não podem distanciar a inflação sistematicamente do centro da meta. Propõe-se, assim, avaliar se a série de tempo dos desvios da inflação de sua meta se comporta como uma série independente com média zero (teste forte), ou como uma série estacionária com média zero (teste fraco). Aplica-se, ainda, tais conceitos aos casos da Austrália, Brasil, México, Nova Zelândia, Peru e Reino Unido. Os testes indicaram que a Austrália atende ao critério forte, com Nova Zelândia e Reino Unido passando pela versão fraca do teste. Por outro lado, os países emergentes da amostra falharam em ambas as versões do teste, por apresentarem vieses inflacionários próximos ao limite superior de suas bandas de tolerância.

**Palavras-Chave:** Política monetária; Credibilidade; Metas para inflação.

**Classificação JEL:** E52; E58.

## LISTA DE FIGURAS

- Figura 1: Função impulso-resposta (FIR) dos desvios  $(\pi_t - \pi^*)$  dos países desenvolvidos...24
- Figura 2: Função impulso-resposta (FIR) dos desvios  $(\pi_t - \pi^*)$  dos países emergentes.....27

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatística Q de Ljung e Box (1978) para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos .....	22
Tabela 2: Estimção do AR(1) para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos	23
Tabela 3: Estatística Q de Ljung e Box para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países emergentes .....	25
Tabela 4: Estimção do AR(1) para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países emergentes .....	26
Tabela 5: Sumário de resultados.....	28
Tabela A. 1: Testes de raiz unitária das séries dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) para os países desenvolvidos .....	31
Tabela A. 2: Processo autoregressivo selecionado pelo critério de Schwarz para a série dos desvios desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos .....	31
Tabela A. 3: Testes de raiz unitária das séries dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) para os países emergentes .....	31
Tabela A. 4: Processo autoregressivo selecionado pelo critério de Schwarz para a série dos desvios desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países emergentes.....	32
Tabela B. 1: Metas para inflação para a amostra selecionada: 1989-2016 (%).....	33

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	7
2. ANÁLISE DA CREDIBILIDADE DOS BANCOS CENTRAIS: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA .....	10
3. O TESTE PARA A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA.....	15
4. METODOLOGIA.....	20
5. RESULTADOS .....	22
5.1. Países desenvolvidos .....	22
5.2. Países emergentes.....	25
6. CONCLUSÃO.....	29
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	30
APÊNDICE A: TESTES DE ESTACIONARIEDADE E ORDEM DO PROCESSO AUTOREGRESSIVO.....	31
APÊNDICE B .....	33

## 1. INTRODUÇÃO

Em muitos países, a política monetária é conduzida através de metas ou valores alvos para alguma variável relevante. No entanto, a busca por objetivos distintos, como um nível maior de emprego e a estabilidade de preços, pode estimular desvios das normas pré-estabelecidas. Por exemplo, Lucas (1973) mostra que, em países com expectativas inflacionárias estáveis, é possível explorar um *tradeoff* favorável entre inflação e desemprego, pelo menos em curto prazo. Em períodos mais longos, os descumprimentos das regras se traduzem em falta de credibilidade da política monetária e podem causar maior inflação e volatilidade macroeconômica (Kydland e Prescott, 1977; Friedman, 1977).

Nesse sentido, a credibilidade, que segundo Svensson (1999) e Blinder (1999) é adquirida quando o público acredita que o banco central irá fazer o que ele anuncia, se mostra importante para ancorar as expectativas e estabilizar a economia. A esse respeito, a literatura econômica tem apontado que a redução das incertezas quanto à condução da política monetária pode estimular, inclusive, variáveis reais como a produção, o investimento e o nível de emprego (Evans e Wachtel, 1993; Silva-Filho, 2007).

Diversos métodos para averiguar a credibilidade da política monetária têm sido sugeridos pela literatura. Por exemplo, Cecchetti e Krause (2002), Sicsú (2002), Mendonça (2004) e Nahon e Meurer (2005), em que se pesem algumas diferenças metodológicas, propuseram indicadores que variam proporcionalmente com a diferença entre as expectativas de inflação (a crença do público) e a meta definida pelo banco central (o que o banco anuncia). Detalhes desses índices são fornecidos na próxima seção. Por sua vez, Guillén e Garcia (2014) desenvolveram uma abordagem que considera a dispersão das expectativas de inflação desagregadas. A existência de expectativas persistentemente otimistas ou pessimistas indicaria um desconhecimento por parte do público da aversão à inflação do  *policymaker* e, conseqüentemente, reduziriam sua credibilidade.

Assim, as metodologias consultadas estão corretamente alinhadas com a definição de credibilidade da política monetária mais aceita (Svensson, 1999; Blinder, 1999). Argumenta-se, contudo, que a utilização das expectativas de inflação diretamente no cálculo dos índices de credibilidade pode gerar sérios problemas: tem sido amplamente documentado que as expectativas subestimam a inflação nos momentos em que ela é crescente e a superestimam nos períodos em que ela é declinante. Em adição, os picos e vales das expectativas ocorrem

geralmente com alguma defasagem em relação aos picos e vales da inflação observada (Evans e Wachtel, 1993; Thomas-Jr, 1999)<sup>1</sup>.

Conseqüentemente, os indicadores tenderiam a proporcionar medidas de credibilidade pouco informativas, superestimando-a nos períodos de aceleração da inflação e subestimando-a durante os programas de desinflação. Nota-se, ainda, que os erros de previsão da inflação exibem elevada correlação serial (Evans e Wachtel, 1993; Thomas-Jr, 1999; Kohlscheen, 2012). Logo, choques não antecipados e rapidamente corrigidos pelos bancos - os quais não deveriam afetar significativamente sua credibilidade - impactam as expectativas por um período prolongado, prejudicando ainda mais a interpretação dos índices de credibilidade.

Destaca-se, por fim, que de acordo com alguns indicadores de credibilidade, um banco central com meta de, e.g.,  $4\% \pm 2$  pontos percentuais, desfruta de muita credibilidade se produzir uma inflação de 5,5% (vejam-se, a título de ilustração, os casos de Mendonça e Souza, 2006; e, Nahon e Meurer, 2005). Na prática, esse viés inflacionário pode minar a credibilidade do banco junto ao mercado: o público pode entender que a meta a ser perseguida é o limite superior da banda e não seu valor central.

Nesse sentido, a presente pesquisa desenvolve uma nova abordagem para a averiguação da credibilidade dos bancos centrais baseada nas teorias de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983), sendo apropriada para países que adotam metas explícitas para a inflação. Ao contrário de propor um índice que procura medir *o grau* de credibilidade da política monetária, a presente pesquisa fornece meios para verificar se a política monetária *é crível ou não* ao longo do tempo. Evitam-se, assim, problemas associados com definições subjetivas de limiares para a construção do índice, como a inflação máxima aceitável de 20% de Cecchetti e Krause (2002), ou situações em que o banco central pode explorar intencionalmente o intervalo de variação da meta para a inflação para intervir na economia<sup>2</sup>.

A intuição do teste é simples: para construir credibilidade, um banco central deve perseguir consistentemente o centro da meta para a inflação (Cukierman e Meltzer, 1986; Svensson, 1999; King, 2005). Uma vez que as economias são afetadas pelos mais diversos choques, espera-se que a inflação não seja sistematicamente diferente da meta. Em outras palavras, o teste de credibilidade proposto pela presente pesquisa procura verificar se a série temporal dos desvios da inflação ao longo da meta é uma variável estacionária com média zero.

---

<sup>1</sup> Na próxima seção apresentam-se possíveis explicações para tal característica da base de dados.

<sup>2</sup> De fato, o banco central pode perder credibilidade ao longo do tempo se a inflação observada se situar próxima ao teto da meta por vários períodos consecutivos. O público pode entender tais informações como uma mudança nas preferências da autoridade monetária em direção de uma maior taxa de inflação.

Duas estratégias empíricas são propostas. Na primeira, uma versão forte do teste avalia se os desvios são ruídos independente e identicamente distribuídos (IID) com média zero. Neste caso, qualquer movimentação na série de desvios seria fruto de eventos não antecipados e rapidamente corrigidos. Uma versão menos restritiva do teste, a qual se nomeou de versão fraca, procura verificar se os desvios são processos autorregressivos,  $AR(p)$ , estacionários com média zero. Assim, choques inflacionários seriam corrigidos paulatinamente e a diferença entre a taxa de inflação e sua meta convergiria para zero. Como se mostra à frente, ambas as versões do teste implicam que as expectativas de inflação sejam iguais à meta estabelecida pelos *policymakers*.

O teste de credibilidade será aplicado em um grupo de países selecionados com perfis diferentes de desenvolvimento econômico e de tempo de implementação do regime de metas para a inflação. Pode-se, assim, avaliar a credibilidade da política monetária em diferentes contextos. Concretamente, a análise inclui Austrália, Nova Zelândia e Reino Unido no grupo de países desenvolvidos e Brasil, México e Peru no grupo de países emergentes. A amostra varia de acordo como o ano de adoção do regime de metas em cada país, como descrito à frente.

O restante da pesquisa é dividido da seguinte maneira. Na segunda seção, apresenta-se uma breve revisão dos índices de credibilidade difundidos na teoria. Na terceira seção, desenvolve-se o teste aqui proposto. Na quarta seção, descrevem-se a base de dados e características específicas da implementação do regime de metas para a inflação em cada país estudado. Na quinta seção, apresentam-se os resultados e a discussão. E, na sexta seção, conclui-se o trabalho.

## 2. ANÁLISE DA CREDIBILIDADE DOS BANCOS CENTRAIS: UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA

Svensson (1999), em uma discussão do regime de metas para a inflação no contexto de regras para a política monetária, define que um banco central tem credibilidade se os agentes econômicos (os participantes do mercado, os políticos e o público em geral) acreditam que suas metas serão atingidas. Com base nessa ideia, Cecchetti e Krause (2002) propõem a construção de um índice de credibilidade ( $IC_{CK}$ ) cuja formula é descrita da seguinte forma:

$$IC_{CK} = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi) \leq \pi_t \\ 1 - \frac{1}{0.2 - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t], & \text{se } \pi_t < E(\pi) < 20\% \\ 0, & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \end{cases} \quad (1)$$

Em que, na expressão (1),  $\pi_t$  representa a meta para inflação estipulada e  $E(\pi)$  a expectativa dos agentes para inflação. O valor de  $IC_{CK}$  será igual a um caso a expectativa para inflação seja menor ou igual à meta estipulada. Caso ela seja maior que a meta, mas menor que 20%, o valor poderá flutuar entre zero e um. Na situação em que a expectativa de inflação ultrapassa os 20%, o índice de credibilidade recebe o valor de zero. Os autores consideram este *threshold* como limite que gera descrédito total da política monetária sem, contudo, fundamentar explicitamente esta escolha.

Por sua vez, Sicsú (2002) apresenta uma estrutura alternativa ao índice de Cecchetti e Krause (2002), a qual introduz bandas de tolerância na construção do índice. Seu índice,  $IC_S$ , é definido através da seguinte fórmula:

$$IC_S = 100 - \left\{ \frac{E(\pi) - \pi_t}{b_t} * 100 \right\} \quad (2)$$

Em (2),  $b_t$  representa o valor da banda de tolerância para a inflação em pontos percentuais. O intervalo de variação deste índice está contido entre  $(-\infty, 100]$ . Quanto mais negativo for o valor obtido, pior a percepção dos agentes quanto ao atingimento da meta. Quando seu valor é positivo, mas próximo de zero, os agentes acreditam que a inflação ficará dentro da banda definida. Quanto mais próximo de cem for o índice, mais a expectativa será próxima da meta

estipulada pelos bancos centrais. A principal vantagem da abordagem de Sicsú (2002) é o fato de que ela não apresenta descontinuidades.

Mendonça (2004) propõe uma padronização do índice de Sicsú ( $IC_M$ ) para o intervalo entre zero e um:

$$IC_M = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t], & \text{se } \pi_{tMIN}^* < E(\pi) < \pi_{tMAX}^* \\ 0, & \text{se } E(\pi) \leq \pi_{tMIN}^* \text{ ou } E(\pi) \geq \pi_{tMAX}^* \end{cases} \quad (3)$$

Na especificação (3),  $\pi_t^*$  representa tanto o limite inferior quanto superior da banda;  $\pi_{tMIN}^*$  representa o limite inferior; e,  $\pi_{tMAX}^*$  o limite superior. Conforme pode ser visto na formulação anterior, quanto menor a diferença entre a inflação esperada e a meta, mais próximo de um será o índice. Quando a inflação esperada fica fora da banda estipulada pela autoridade monetária, o índice de credibilidade se iguala a zero.

Sicsú (2005) critica o índice desenvolvido por Mendonça (2004) por três motivos: i) ele assume o valor zero quando a inflação é igual aos limites superior e inferior da banda de tolerância e, também, fora dessas margens. Contudo, no primeiro caso, a meta está sendo cumprida; ii) tal especificação não permite uma avaliação sobre o que acontece com a credibilidade do banco central nas circunstâncias em que a inflação esperada está muito distante ou pouco distante dos limites estipulados pela autoridade monetária. Para Sicsú (2005), a credibilidade da política monetária pode ser diferente nessas duas situações; e, iii) não foi definido a priori qual limite da banda deve ser utilizado no denominador da razão ilustrada em (3)<sup>3</sup>.

A versão de Nahon e Meurer (2005) segue a estrutura de Mendonça (2004) com relação à normalização, e Cecchetti e Krause (2002) com relação ao estabelecimento de uma inflação de 20% como valor que define o descrédito na política. O índice ( $IC_{NM}$ ) é construído da seguinte forma:

$$IC_{NM} = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi) \leq \pi_{tMAX}^* \\ 1 - \frac{1}{\pi_{tMAX}^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_{tMAX}^*], & \text{se } \pi_{tMAX}^* < E(\pi) < 20\% \\ 0, & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \end{cases} \quad (4)$$

<sup>3</sup> Como sugestão, Sicsú (2005) sugere que ou o valor do denominador esteja em módulo ou que limite superior da banda seja considerado na fórmula do índice.

Em (4),  $IC_{NM}$  tem valor igual a um quando a expectativa para inflação é igual ou menor que o limite superior da banda estipulada pela autoridade monetária. Com expectativas entre o limite superior da banda e 20%, o índice decai linearmente até o valor de zero, definido para expectativas maiores ou iguais a 20%.

Nahon e Meurer (2005) consideram na construção do  $IC_{NM}$ , o limite superior da banda como referência à credibilidade do regime de metas ao invés de considerar, como em outros estudos, a meta estipulada pela autoridade monetária. Segundo eles, essa adaptação foi realizada porque a autoridade monetária não perde credibilidade quando as expectativas para inflação são menores que o limite superior da banda. Por outro lado, se a credibilidade fosse avaliada por esses índices, os *policymakers* poderiam ser tentados a conduzir a inflação sempre para o limite superior em vez do centro da meta estipulada. Por tal consideração, o índice proposto por Nahon e Meurer (2005) se mostra, na prática, mais otimista do que os outros índices apresentados aqui.

Guillén e Garcia (2014) propuseram um índice que considera as expectativas de inflação desagregadas em sua construção. Se a política monetária é crível, argumentam os autores, a distribuição dos agentes entre os grupos otimistas, pessimistas e medianos deveria ser igual a 33,3% em cada categoria. Isto é, se o banco central procura manter a inflação próxima à meta, a distribuição de agentes esperando valores baixos, altos ou medianos para esta variável é similar e independente do tempo. Diante disso, o índice é construído para verificar a diferença entre as probabilidades de transição observadas e a teoricamente esperada, isto é:

$$IC_{GG} = - \sum_{j=1}^3 \left| \sum_{i=1}^3 |p_{ijt} - \bar{p}_{ijt}| \right| \quad (5)$$

Em (5), define-se  $p_{ijt}$  como a probabilidade de transição do estado  $i$  para o estado  $j$  no instante  $t$ ; e,  $\bar{p}_{ijt}$  é igual à probabilidade teórica com credibilidade total (33,3%). Quanto maior a diferença entre essas duas medidas, menor o valor do índice e, conseqüentemente, menor a credibilidade da política monetária. Uma lacuna que surge com utilização deste método é que os agentes podem se distribuir aleatoriamente, conferindo um valor alto para o indicador  $IC_{GG}$ , mas em um nível de inflação superior à meta proposta pelo banco central. Adicionalmente, as probabilidades de transição são dependentes do modelo markoviano estimado e da amostra de dados, variando de pesquisador para pesquisador e ao longo do tempo.

Como se percebe nas equações anteriores, as abordagens propostas incluem em suas fórmulas *proxies* para as expectativas inflacionárias, em consonância como a definição de

credibilidade de Svensson (1999) e Blinder (1999). Destacou-se, ainda, na introdução, que esta opção pode trazer uma série de dificuldades interpretativas aos índices, ao passo que os erros de previsão das expectativas são sistematicamente correlacionados no tempo. Apresentam-se nos próximos parágrafos possíveis explicações para esta característica dos dados.

A rejeição da hipótese de expectativas racionais foi uma das primeiras explicações sugeridas para a correlação serial dos erros de previsão da inflação (Evans e Wachtel, 1993). Se o erro de previsão futuro é explicado por seus valores defasados, isso significa que os agentes não estão utilizando todas as informações disponíveis em seu processo decisório. Para o caso brasileiro, Kohlscheen (2012) apresentou argumentos nessa direção. Lima e Alves (2011) recomendam, inclusive, cautela por parte do Banco Central do Brasil ao considerar as previsões de mercado em sua formulação de política.

Na segunda linha interpretativa, argumenta-se que as incertezas quanto ao regime inflacionário corrente e futuro dificultam a realização de boas previsões, mesmo quando os agentes usam racionalmente toda a informação disponível. Como defendido por Evans e Wachtel (1993), se a economia muda de um regime de inflação alta para outro de inflação baixa, por exemplo, as expectativas inflacionárias podem ser superestimadas por todo o período em que os agentes estão aprendendo sobre a nova política monetária.

Sill (2014) discute outra motivação para o padrão de correlação dos erros de previsão, qual seja, a rigidez informacional (Mankiw e Reis, 2002). Nesse modelo, há um custo fixo de coleta e processamento de novas informações e, por isso, nem todos participantes do mercado irão atualizar suas projeções com frequência. Assim, é possível imaginar um alto grau de inércia no valor médio previsto para a inflação (Sill, 2014).

Por fim, Thomas-Jr (1999) elenca outros problemas relacionados aos dados levantados por pesquisas: i) alguns respondentes podem ter pouco a perder ao fornecer a previsão, devotando pouco tempo e esforço à tarefa; e, ii) profissionais podem errar a previsão racionalmente, porque eles teriam receio de prejudicar seus negócios no caso de uma estimativa significativamente distante daquela feita por seus pares. Tal comportamento faz com que a minimização do desvio da previsão individual em torno da previsão consensual seja um elemento a mais na função objetivo dos respondentes, gerando inércia no valor médio da inflação esperada. Carvalho e Minella (2012) obtêm elementos que dão algum suporte a essa visão para o caso brasileiro. Segundo estes autores, as previsões realizadas pelos “*top forecasters*” exercem muita influência sobre os demais participantes da pesquisa Focus.

Na próxima seção, desenvolve-se o método sugerido por esta pesquisa, o qual atende às definições aceitas de credibilidade (Svensson, 1999; Blinder, 1999), mas que não requer a consideração das expectativas em seu cômputo.

### 3. O TESTE PARA A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA MONETÁRIA

Baseia-se o teste em uma versão do modelo de política monetária com inconsistência temporal de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). Assume-se que as autoridades monetárias têm como objetivos centrais a redução do desemprego e a manutenção da taxa de inflação próxima à meta. Ademais, considera-se o caso em que os bancos têm controle perfeito sobre a taxa de inflação das economias. Ao introduzir estes elementos em uma função perda social padrão, considera-se que os bancos centrais procuram minimizar a equação (6), a seguir:

$$L(u, \pi) = u + \gamma(\pi - \pi^*)^2. \quad (6)$$

Na especificação (6),  $u$  representa a taxa de desemprego;  $(\pi - \pi^*)$  denota os desvios entre a inflação efetiva e a meta para inflação; e, o parâmetro  $\gamma$  mensura, segundo Mankiw (2010), a dimensão da aversão à inflação por parte do banco central.

Admite-se que o desemprego possa ser afetado pela política monetária de acordo com uma curva de Phillips com expectativas racionais e que a taxa de desemprego natural seja superior à taxa socialmente ótima (Romer, 2012). A equação (7) representa estes argumentos matematicamente:

$$u = u_n - \alpha[\pi - E(\pi)]. \quad (7)$$

Em (7),  $u_n$  representa a taxa de desemprego natural;  $[\pi - E(\pi)]$ , o desvio entre a inflação efetiva e a esperada pelos agentes, ou os choques inflacionários; e, o parâmetro  $\alpha$  denota a resposta do desemprego à surpresa inflacionária. Com isso, a função perda toma a seguinte forma:

$$L(u, \pi) = u_n - \alpha[\pi - E(\pi)] + \gamma(\pi - \pi^*)^2. \quad (8)$$

O banco central escolhe a taxa de inflação visando à minimização de (8). Duas possibilidades de solução deste problema são consideradas, uma em que o banco central tem comprometimento total com a meta de inflação; e, outra em que a instituição tenta explorar discricionariamente o *tradeoff* entre inflação e desemprego (equação 7). No primeiro caso, o banco central goza de plena confiança junto ao público. Assim, pressupõe-se que a expectativa

dos agentes esteja ancorada a regra da política monetária. Por conta disso,  $\pi = E(\pi)$ , e a função perda se resume a:

$$L(u, \pi) = u_n + \gamma(\pi - \pi^*)^2. \quad (9)$$

Dessa forma, ao derivar (9) com respeito à inflação e igualar o resultado à zero, mostra-se que a perda social é minimizada quando

$$\pi - \pi^* = 0, \quad (10)$$

ou seja, quando a inflação é exatamente igual à meta definida pela autoridade monetária. Em outras palavras, quando a autoridade monetária segue regras claras, a taxa de desemprego tende à do desemprego natural e a inflação se iguala à meta definida previamente.

No segundo caso, o discricionário, o banco central minimiza (8) com respeito à taxa de inflação, tomando as expectativas inflacionárias como dadas. Assim, pode-se mostrar que a solução se torna:

$$\pi = \pi^* + \alpha/2\gamma, \quad (11)$$

onde se destaca um viés inflacionário.

A análise conjunta destes resultados mostra que, se o banco central pode escolher a inflação livremente e o público espera uma determinada taxa de inflação, (8) indica que uma surpresa monetária inflacionária, na magnitude da exibida na equação (11), reduz a perda social ao mínimo, conduzindo o desemprego a um valor inferior ao natural, ao custo de uma inflação mais alta. Contudo, o público percebendo que banqueiro central procura estimular a atividade econômica, ajusta suas expectativas de acordo com (11), anulando os efeitos expansionistas da política. Em resumo, o fato de que o banco central pode agir discricionariamente gera um viés positivo sobre a taxa de inflação, sem qualquer benefício em termos de redução do desemprego, que se iguala à taxa natural. Tais argumentos são utilizados para defender o uso de regras para a política monetária, tais como metas para a taxa de inflação (Romer, 2012).

Dessa forma, apresenta-se agora a intuição do teste proposto pela pesquisa. Perceba-se que para encontrar a solução (10) foi assumido que o banco central se compromete fielmente com a meta de inflação e isso traz credibilidade para a política monetária. Assim, neste modelo essencialmente determinístico, a equação (10) garante a ancoragem das expectativas, isto é:

$$\pi = \pi^* \Rightarrow E(\pi) = \pi^*. \quad (12)$$

Logo, para construir credibilidade ( $E(\pi) = \pi^*$ ), os bancos centrais sob o regime de metas devem perseguir seu valor central consistentemente ao longo do tempo ( $\pi_t = \pi^*$ ). Na prática, contudo, choques exógenos prejudicam o controle exato da taxa de inflação. Assim, uma *versão forte* para o teste de credibilidade consiste em verificar se os desvios em torno da meta são ruídos independente e identicamente distribuídos (IID) com média zero:

$$(\pi_t - \pi^*) = d_t = \varepsilon_t, \quad (13)$$

$$\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2). \quad (14)$$

A proposta de teste exibida nas equações (13) e (14) é bastante intuitiva e está bastante enraizada na literatura como um padrão de comportamento que os bancos centrais no regime de metas devem seguir. Concretamente, José Júlio Sena, no prefácio de Pastore (2015), descreve uma visão muito parecida com a aqui apresentada:

(...) na medida em que a meta de inflação seja crível, isto por si só serve de mecanismo de coordenação das expectativas. Confiantes no compromisso de que o objetivo fundamental da autoridade monetária será atingido, os agentes econômicos tendem a reajustar os preços de bens e serviços em ritmo próximo do oficialmente estabelecido. **Uma condição importante para que isso aconteça é que as taxas observadas de inflação fltuem em torno da meta**, ora ligeiramente acima, ora modestamente abaixo. (PASTORE, 2015, p. xii, grifo nosso).

Em outro contexto, King (2005), discursando sobre aspectos da política monetária na Inglaterra, país cujo banco central adota o sistema de metas para a inflação, propõe o seguinte raciocínio:

Suppose that a central bank managed to control inflation perfectly by responding to all shocks instantaneously. The outcome would be a constant inflation rate. Households and firms would know that potential movements in inflation would never emerge because all future shocks would be instantly offset by changes in interest rates. (KING, 2005, p. 6).

Ou seja, neste ponto em específico, a argumentação de King (2005) é representada com bastante precisão pela equação (12). Inclusive, este autor argumenta que muitos bancos centrais obtiveram sucesso em estabilizar a economia sem grandes alterações nas taxas básicas de juros, uma vez que eles agiam de acordo com as expectativas do mercado em geral.

A versão forte do teste de credibilidade indica que os desvios em torno da meta seriam originados por choques aleatórios e rapidamente corrigidos. Tal visão estaria associada com um banco central que imputa peso máximo aos desvios da inflação ( $\lambda \rightarrow \infty$ ) e não se importa com os desvios gerados no produto com vistas ao atingimento da meta<sup>4</sup>. Um banco central que se comporta dessa forma é usualmente chamado de *strict inflation targeter* (Svensson, 1997; Romer, 2012).

Entretanto, países que adotam o regime de metas exibem estruturas com diversos níveis de flexibilidade. Tal prática é justificada, uma vez que modelos de regras ótimas para a política monetária sob este regime sugerem que, se os bancos centrais se deparam com o objetivo duplo de estabilizar a inflação e o produto, eles podem permitir uma taxa de inflação temporariamente mais alta em função de um choque, de forma que o produto não tenha que se reduzir tanto quanto seria necessário para evitar qualquer aumento na taxa de inflação (Giannoni e Woodford, 2005).

Assim, os desvios em torno da meta podem exibir um padrão de autocorrelação temporal que depende do grau de aversão das autoridades monetárias às flutuações nos preços e na produção. Eventualmente,  $\pi_t - \pi^*$  deve ser corrigida e convergir para zero. Em outras palavras, os bancos centrais mantêm sua credibilidade junto ao público, se os desvios da inflação em torno da meta estipulada se comportarem como séries estacionárias com média zero. A título de ilustração, se o desvio da meta é um processo  $AR(1)$  do tipo  $d_t = \rho d_{t-1} + \eta_t$ , onde  $\eta_t$  é um ruído branco, pode-se escrever:

$$d_t = \rho^i d_{t-i} + \eta_t + \rho \eta_{t-1} + \rho^2 \eta_{t-2} + \rho^3 \eta_{t-3} + \dots, \text{ a qual tem, como valor (15)}$$

esperado,

$$E_t(d_t) = 0, \text{ quando } i \text{ é suficientemente grande.} \quad (16)$$

As equações (15) e (16) fundamentam a versão fraca do teste proposto por esta pesquisa. Elas ilustram bancos centrais que procuram a meta inflacionária consistentemente no tempo atendem ao critério de credibilidade, mesmo quando a inflação observada se distancia temporariamente da meta<sup>5</sup>. A versão fraca do teste de credibilidade recebe este nome em função de, neste caso, os bancos centrais (e o público) tolerarem desvios temporários da inflação ao

---

<sup>4</sup> Adicionalmente, de acordo com (11), um regime estrito de metas para a inflação tem o potencial de eliminar o viés inflacionário.

<sup>5</sup> Nota-se que a equação (16) produz o mesmo resultado expresso em (11), pois se o desvio esperado é zero,  $E(d_t) = E(\pi_t - \pi^*) = 0$  implica na definição de credibilidade utilizada neste artigo, ou seja,  $E(\pi_t) = \pi^*$ .

custo de menores flutuações na produção agregada. Na próxima seção se expõe a metodologia para a averiguação das versões forte e fraca do teste de credibilidade.

#### 4. METODOLOGIA

A versão forte do teste de credibilidade verifica se os desvios são independente e identicamente distribuídos (IID), isto é, certifica se eles têm média zero, variância constante e são não autocorrelacionados. Uma forma padrão de verificar esta hipótese é através de uma estatística proposta por Ljung e Box (1978) que é representada da seguinte forma:

$$Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^K \frac{\check{\rho}_k^2}{(n - k)} \quad (17)$$

Na fórmula (17),  $\check{\rho}$  representa as autocorrelações da série temporal em questão;  $n$ , o tamanho da amostra; e,  $K$ , o número de defasagens. Esta estatística segue uma distribuição qui-quadrada com  $K$  graus de liberdade. A hipótese nula subjacente ao teste indica ausência de autocorrelação na série. Portanto, para que o regime de metas para a inflação seja crível perante ao público, espera-se que a hipótese nula não seja rejeitada quando aplicada aos desvios  $d_t$ .

A versão fraca do teste analisa a hipótese de que os desvios são um processo estacionário autorregressivo, do tipo  $AR(p)$ , com  $p$  selecionado por algum critério de informação. Neste artigo, escolheu-se o critério bayesiano (BIC), que segundo Bueno (2012), é mais parcimonioso. Ao escrever o  $AR(p)$  da seguinte forma:

$$d_t = d_0 + \phi_1 d_{t-1} + \dots + \phi_p d_{t-p} + \eta_t, \quad (18)$$

espera-se que o valor da constante ( $d_0$ ) seja não significativo, indicando que não existe um viés sistemático provocado propositalmente pela autoridade monetária. Valores significativos para  $\phi_i$  medem a velocidade com a qual os desvios da meta são corrigidos.

As séries utilizadas neste trabalho foram os Índices de Preços ao Consumidor (IPC) com frequência mensal do México e Reino Unido e quadrimestral da Austrália e Nova Zelândia, todos extraídos da base de dados do Federal Reserve Bank of St. Louis (Federal Reserve Economic Data - FRED). O IPC mensal do Peru foi extraído da base de dados do Banco Central de Reserva del Perú (BRCP); e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) mensal do Brasil foi obtido da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). O tamanho da amostra contempla o período entre a implementação do regime de metas e o final

do ano de 2016. Segundo Hammond (2012), o regime de metas foi adotado em dezembro de 1989 na Nova Zelândia, em outubro de 1992 no Reino Unido, em junho de 1993 na Austrália, em junho de 1999 no Brasil, em janeiro de 2001 no México e em janeiro de 2002 no Peru.

A sazonalidade das séries foi retirada com método Census X-12. Após isso, as observações foram anualizadas individualmente. As séries de desvios foram construídas a partir da subtração da taxa de inflação anualizada das metas para a inflação:  $d_t = (\pi_t - \pi^*)$ .

A meta para inflação de cada país pode ser definida de três formas pela autoridade monetária: como um ponto específico, que é o caso do Reino Unido; como uma banda de tolerância em torno de um ponto central, caso do Brasil, México e Peru; ou simplesmente como um intervalo, como nos casos da Austrália e da Nova Zelândia. Para que fosse construída a série dos desvios desses dois últimos países, considerou-se o ponto médio do intervalo como a meta definida pela autoridade monetária. As metas estabelecidas para cada país podem ser vistas no Apêndice B. Tabela B.1.

## 5. RESULTADOS

### 5.1. Países desenvolvidos

A Tabela 1 apresenta os valores da estatística de Ljung e Box (1978) para os desvios da inflação com relação à sua meta nos países desenvolvidos da amostra. Como pode ser verificado nesta tabela, o valor da estatística para o desvio inflacionário australiano se mostrou não significativo, isto é, a hipótese nula de ausência de autocorrelação não foi rejeitada. Este resultado sugere que ao longo de todo o período de funcionamento do regime de metas neste país, a taxa de inflação foi estatisticamente igual à meta, ou seja, o banco central da Austrália foi eficaz em corrigir as perturbações exercidas sobre a taxa de inflação. Para confirmar essa hipótese, um AR(p) de ordem um será estimado.

Tabela 1: Estatística Q de Ljung e Box (1978) para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos

Defasagem	Austrália	Nova Zelândia	Reino Unido
1	1,977 <sup>NS</sup>	17,052*	20,773*
2	5,276 <sup>NS</sup>	23,296*	27,555*
3	5,279 <sup>NS</sup>	24,785*	30,450*
4	5,327 <sup>NS</sup>	25,106*	34,162*
5	5,644 <sup>NS</sup>	25,615*	37,340*
6	5,862 <sup>NS</sup>	26,067*	39,507*
12	9,708 <sup>NS</sup>	29,271*	68,299*
24	18,665 <sup>NS</sup>	38,854**	121,22*

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*, \*\*, \*\*\* e <sup>NS</sup> representam, respectivamente, significância a 1%, 5%, 10% e não significância a 10%.

Os valores da estatística Q para a Nova Zelândia e Reino Unido foram significativos. Este resultado indica a existência de autocorrelação na série, isto é, os desvios do passado impactam os desvios do presente. Isso significa que a correção deles não ocorre imediatamente, como proposto por Giannoni e Woodford (2005), a fim de não gerar grandes impactos sobre o setor produtivo. O fato de uma autoridade monetária corrigir gradualmente a inflação não implica em falta de credibilidade do regime de metas. Nesse sentido, para esses dois países será utilizada a versão fraca do teste, que se baseia na estimação de um processo autorregressivo AR(p) aos dados.

Para realizar a estimação de um processo autoregressivo, é necessário saber se as séries são estacionárias e qual ordem do AR deve ser escolhida. Pelo fato das séries serem desvios, espera-se que elas sejam estacionárias ao longo do tempo, o que é confirmado pelos testes de raiz unitária realizados. Quanto à ordem do AR, de acordo com o critério de Schwarz (BIC) que, segundo Bueno (2012), escolhe o modelo mais parcimonioso e consistente assintoticamente, o processo autoregressivo de ordem um é o mais indicado para a estimação em ambos os países. Os resultados destes testes podem ser vistos no Apêndice A, Tabela A.1.

A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação do AR(1) para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos. Nota-se que as constantes das regressões da Austrália, Nova Zelândia e do Reino Unido se mostraram não significativas. Isso sugere que o regime de metas para inflação desses países não apresenta viés sistemático. Os parâmetros ligados ao desvio do período anterior se mostraram significativos a 5% na Nova Zelândia e no Reino Unido, com valores estimados de 0,39 e 0,27, respectivamente. Tais estimativas indicam que havendo desvio da meta para inflação no período anterior, o processo de correção será mais rápido no Reino Unido do que na Nova Zelândia. Em consonância com o teste forte, o parâmetro autorregressivo da Austrália só foi significativo a 10%, mostrando que para níveis mais rigorosos de significância estatística, os desvios da meta neste país se aproximam de um ruído branco.

Tabela 2: Estimação do AR(1) para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos

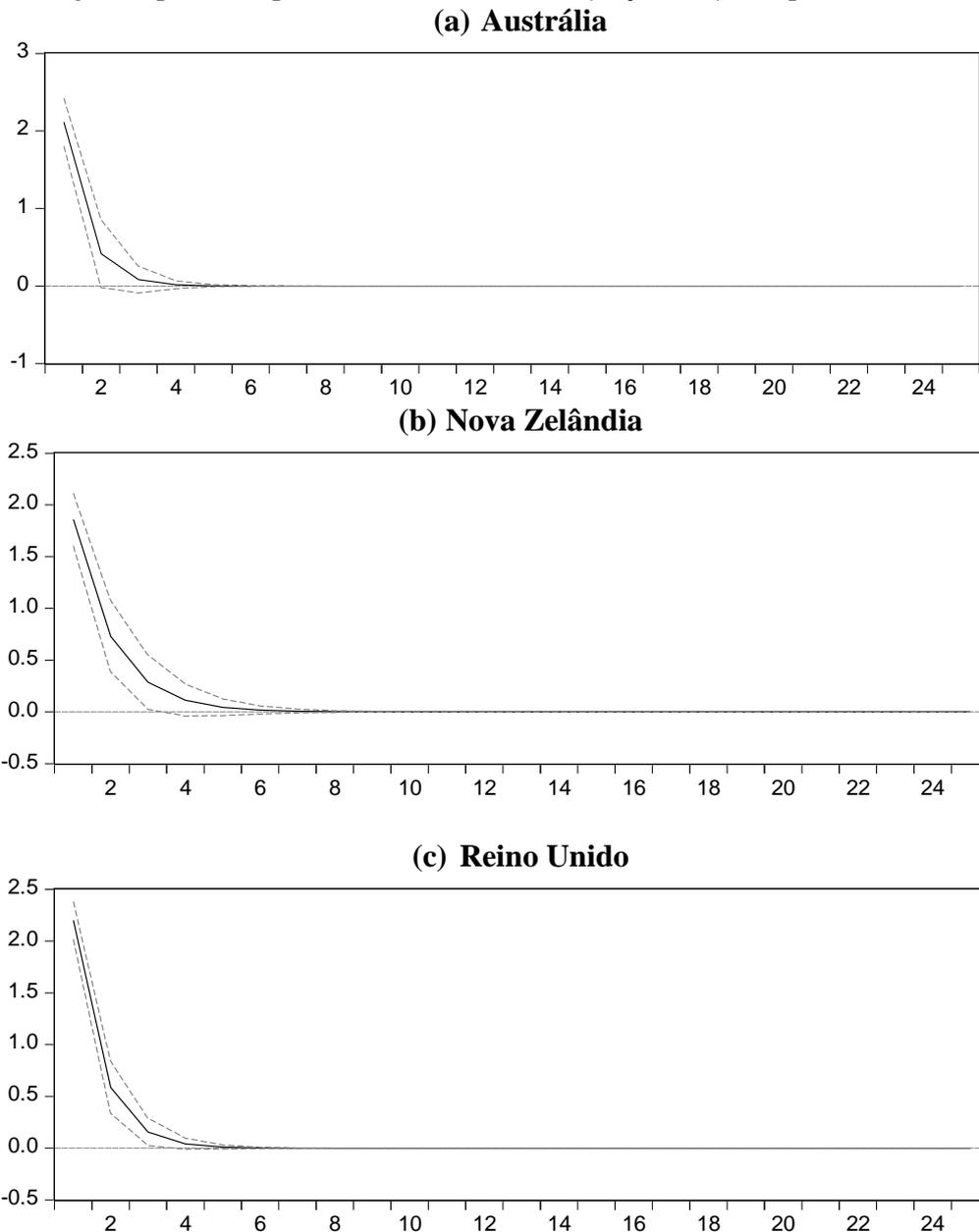
<b>Austrália</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística t</b>
c	0,079 <sup>NS</sup>	0,273	0,292
AR(1)	0,197 ***	0,102	1,919
$R^2 = 3,9\%$	$F_{\text{calc}} = 3,68$	$AIC = 4,35$	$DW_{\text{calc}} = 2,07$
$R^2_{\text{aj}} = 2,8\%$	$F_{\text{prob}} = 0,058$	$BIC = 4,41$	Obs. = 93
<b>Nova Zelândia</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística t</b>
c	0,45 <sup>NS</sup>	0,296	1,522
AR(1)	0,392*	0,089	4,403
$R^2 = 16\%$	$F_{\text{calc}} = 19,386$	$AIC = 4,097$	$DW_{\text{calc}} = 2,068$
$R^2_{\text{aj}} = 15\%$	$F_{\text{prob}} = 0,00$	$BIC = 4,147$	Obs. = 107
<b>Reino Unido</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística t</b>
c	0,039 <sup>NS</sup>	0,176	0,221
AR(1)	0,266*	0,0563	4,740
$R^2 = 7\%$	$F_{\text{calc}} = 22,464$	$AIC = 4,421$	$DW_{\text{calc}} = 2,045$
$R^2_{\text{aj.}} = 6\%$	$F_{\text{prob}} = 0,00$	$BIC = 4,447$	Obs. = 290

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*, \*\*, \*\*\* e <sup>NS</sup> representam, respectivamente, significância a 1%, 5%, 10% e não significância a 10%.

A hipótese de que a autoridade monetária utiliza os instrumentos de política monetária de forma rápida ou gradativa pode ser verificada pela análise das funções impulso-resposta (FIR) apresentada na Figura 1. Um desvio inflacionário na Austrália converge para meta rapidamente. Na Nova Zelândia e no Reino Unido, a convergência se dá em três períodos à diante: para o primeiro país em três trimestres, enquanto que, para o segundo, em três meses.

Figura 1: Função impulso-resposta (FIR) dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos



Fonte: Elaboração própria.

## 5.2. Países emergentes

A Tabela 3 apresenta os valores da estatística de Ljung e Box (1978) para os desvios da inflação com relação à meta nos países emergentes. A hipótese de ausência de autocorrelação nas séries foi rejeitada em todos os casos. Dessa forma, Brasil, México e Peru não atendem aos critérios do teste forte de credibilidade. Nestes países, o desvio da meta é altamente correlacionado no tempo.

Tabela 3: Estatística Q de Ljung e Box para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países emergentes

<b>Defasagem</b>	<b>Brasil</b>	<b>México</b>	<b>Peru</b>
1	105,44*	24,511*	20,170*
2	160,56*	24,548*	23,083*
3	190,44*	26,460*	23,791*
4	209,20*	26,477*	26,876*
5	219,18*	27,504*	35,448*
6	225,68*	27,636*	39,170*
12	236,22*	68,799*	46,029*
24	253,63*	75,956*	72,778*

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*, \*\*, \*\*\* e <sup>NS</sup> representam, respectivamente, significância a 1%, 5%, 10% e não significância a 10%.

Através do teste fraco, é verificada a existência de credibilidade caso o instrumento de política monetária tenha sido utilizado de forma branda para corrigir o desvio inflacionário. As séries dos desvios da inflação com relação à meta para os três países se mostraram estacionárias com um processo autorregressivo de ordem um, como pode ser visto no Apêndice A, Tabela A.3 e Tabela A.4. A Tabela 4 apresenta a estimação do AR(1) para os países emergentes.

Tabela 4: Estimação do AR(1) para a série dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países emergentes

<b>Brasil</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística t</b>
c	2,229*	0,772	2,887
AR(1)	0,706*	0,049	14,382
$R^2 = 50\%$	F = 206,84	AIC = 5,228	DW <sub>calc</sub> = 2,04
$R^2_{aj.} = 50\%$	F <sub>prob</sub> = 0,00	SIC = 5,260	Obs. = 210
<b>México</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística t</b>
c	0,832*	0,263	3,163
AR(1)	0,355*	0,068	5,215
$R^2 = 12\%$	F = 27,2	AIC = 4,553	DW <sub>calc</sub> = 1,87
$R^2_{aj.} = 12\%$	F <sub>prob</sub> = 0,00	SIC = 4,587	Obs. = 191
<b>Peru</b>			
<b>Variáveis</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>Estatística t</b>
c	0,893*	0,338	2,637
AR(1)	0,332*	0,069	4,817
$R^2 = 12\%$	F = 23,2	AIC = 5,06	DW <sub>calc</sub> = 2,05
$R^2_{aj.} = 11\%$	F <sub>prob</sub> = 0,00	SIC = 5,096	Obs. = 179

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*, \*\*, \*\*\* e <sup>NS</sup> representam, respectivamente, significância a 1%, 5%, 10% e não significância a 10%.

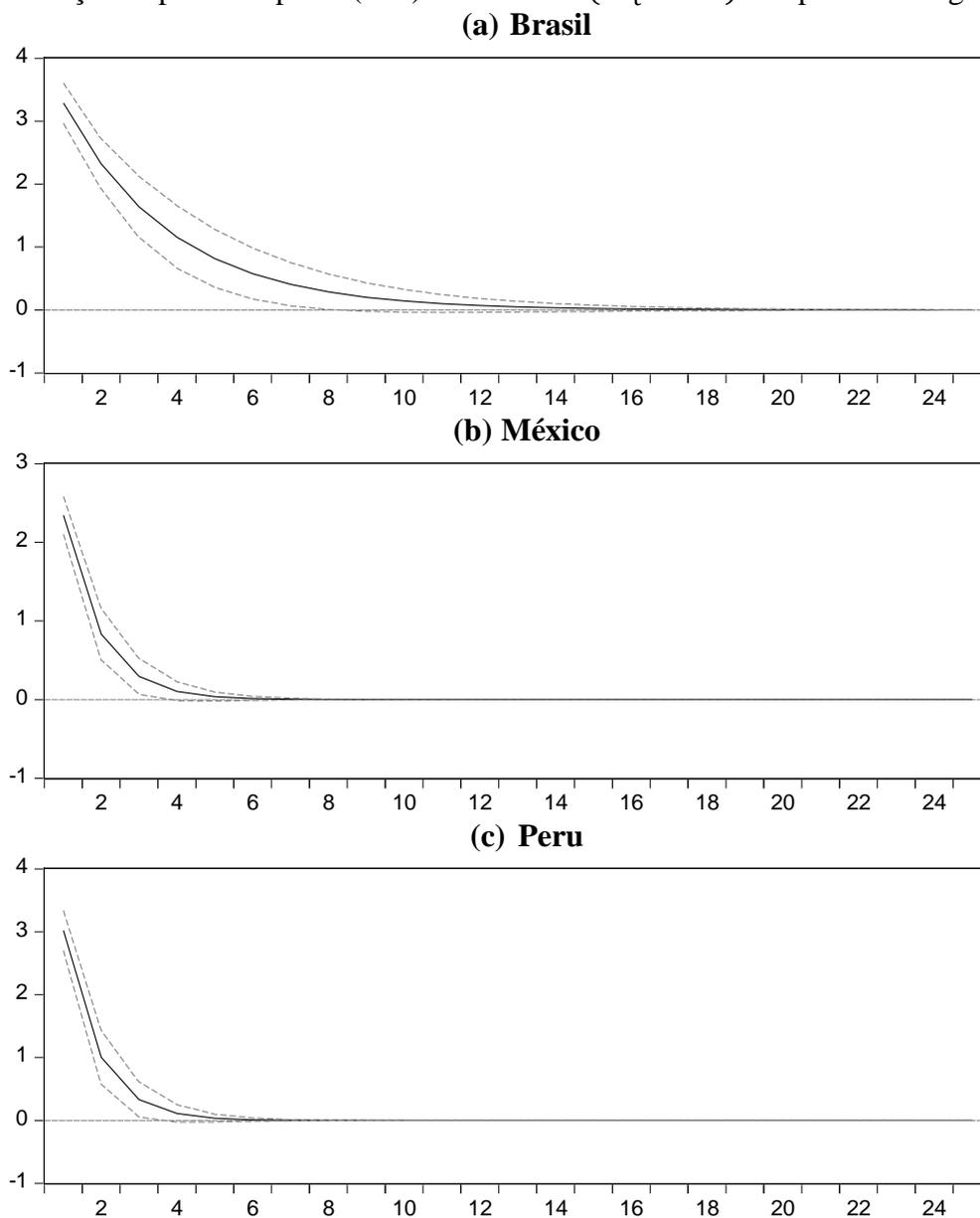
As constantes e os parâmetros autoregressivos foram significativos em todos os casos. Esse resultado sugere que os desvios da meta são gerados tanto por choques aleatórios, quanto por um viés sistemático e positivo provocado pelas autoridades monetárias desses países. No Brasil, o desvio da meta é, em média, de 2,3 pontos. No México e no Peru, o viés sistemático da meta é de 0,83 e 0,89 pontos percentuais, respectivamente.

Destaca-se que o valor do viés para cada país é próximo do tamanho da banda de tolerância estipulado por seus bancos centrais. Desde a implementação do regime de metas para inflação, a banda tem sido igual a 2 p.p. no Brasil e 1 p.p. no México e no Peru, como pode ser visto no Apêndice B, Tabela B.1. Isso sugere que, historicamente, os bancos centrais nesta amostra de países emergentes podem estar estimulando a economia, gerando um viés inflacionário até o ponto em que este não ultrapasse o limite superior das bandas de tolerância. Tal comportamento tem poucos efeitos sobre a credibilidade em curto prazo, pois os agentes podem considerar que esse desvio decorre principalmente de choques aleatórios. A questão é que, no longo prazo, a credibilidade do regime de metas pode ser sensivelmente afetada, considerando o fato que a meta não é continuamente atingida.

O parâmetro ligado ao processo autoregressivo apresentou valor de 0,7 no caso brasileiro, 0,35 no mexicano e 0,33 no peruano. A Figura 2, a seguir, apresenta a função

impulso-resposta (FIR) de desvios da meta ao longo do tempo. Um desvio demora cerca de oito, quatro e três meses para se dissipar nos casos do Brasil, México e Peru.

Figura 2: Função impulso-resposta (FIR) dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países emergentes



Fonte: Elaboração própria

A Tabela 5 apresenta um resumo dos resultados apresentados neste trabalho. Dentre os seis países que compõem a amostra, apenas a Austrália foi considerada crível pela versão forte do teste que considera que o BC corrige imediatamente os desvios da inflação com relação à meta. Nova Zelândia e Reino Unido foram considerados críveis pela versão fraca do teste, que considera que a autoridade monetária corrige os desvios inflacionários de forma gradual. Os

países emergentes, Brasil, México e Peru, não foram considerados críveis pelos testes propostos pelos desvios serem compostos por um viés positivo sistemático da inflação em torno da meta.

Em termos comparativos, os resultados obtidos por esta pesquisa para Austrália, México, Nova Zelândia, Peru e Reino Unido estão de acordo com o índice de credibilidade dos bancos centrais desenvolvido por Cecchetti e Krause (2002)<sup>6</sup>. Ao passo que os países desenvolvidos tiveram um índice maior que 0 (Austrália – 0,68; Nova Zelândia – 0,48; Reino Unido – 0,82) indicando algum grau de credibilidade, os países emergentes tiveram um índice igual a zero (México e Peru), indicando que a condução da política monetária não foi crível.

Tabela 5: Sumário de resultados

País	Versão do Teste		Motivo	
	Forte	Fraca	FIR	Viés
Austrália	Sim	-	-	-
Brasil	Não	Não	-	Sim
México	Não	Não	-	Sim
Nova Zelândia	Não	Sim	Sim	-
Peru	Não	Não	-	Sim
Reino Unido	Não	Sim	Sim	-

Fonte: Elaboração própria.

<sup>6</sup> O Brasil não compunha a amostra de Cecchetti e Krause (2002).

## 6. CONCLUSÃO

Mensurar a credibilidade do regime de metas de um país é uma tarefa importante porque esta variável é um dos elementos que ancoram as expectativas de inflação dos agentes e geram estabilidade macroeconômica. A presente pesquisa contribui fornecendo uma forma de avaliar a credibilidade dos bancos centrais, a qual evita os problemas decorrentes do uso direto das expectativas inflacionárias, baseando-se nas séries de tempo dos desvios da inflação observada em torno dos valores estipulados da meta para a inflação.

A hipótese testada neste trabalho, construída com base em Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983), tem como objetivo verificar se a série dos desvios da inflação em torno da meta são estacionários com média zero corrigidos imediatamente (versão forte do teste de credibilidade), ou gradualmente (versão fraca do teste de credibilidade). Caso, essa hipótese seja rejeitada para algum país, atesta-se que seu regime de metas não é crível.

Os resultados apontaram que o regime de metas para inflação dos três países desenvolvidos da amostra tem sido crível desde sua implementação: a Austrália apresentou credibilidade forte e a Nova Zelândia e o Reino Unido apresentaram credibilidade fraca. Por outro lado, o regime de metas dos países emergentes da amostra (Brasil, México e Peru) não tem se mostrado crível: as estimações indicaram que o desvio entre a inflação e a meta desses países é composto por um viés sistemático com valor muito próximo ao tamanho da banda em que se permite a inflação permanecer. Por exemplo, o viés foi, em média, igual a 2,2, 0,8 e 0,9 pontos percentuais no Brasil, México e Peru, respectivamente. Ressalta-se que o tamanho da banda é de 2 p.p. no Brasil, e 1 p.p. no México e no Peru.

Este resultado sugere que nos países emergentes a autoridade monetária tem utilizado a banda de tolerância para tentar estimular a economia, explorando algum *tradeoff* entre inflação e desemprego. O modelo teórico adotado mostra que esse estímulo pode até funcionar em curto prazo, mas não é sustentável em longo prazo, gerando um viés positivo na taxa de inflação, sem ganhos visíveis em termos de um maior nível de emprego. Se uma das bases do regime de metas é a credibilidade que os bancos centrais têm com ao público, taxas de inflação sistematicamente superiores à meta depreciam a imagem dos *policymakers*, dificultando o atingimento futuro das metas. Em última instância, para os países emergentes da amostra aqui considerada, pode ser interessante uma reavaliação da utilização das bandas de tolerância como instrumento de política monetária pelos bancos centrais, uma vez que seu objetivo de fornecer flexibilidade para a política pode ter sido explorado inadequadamente.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ. **Inflation Report**. Lima, jun. 2002.
- BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ. **Inflation Report**. Lima, mai. 2007.
- BANCO DE MEXICO. **Política Monetaria: informe sobre el primer semestre de 2001**. Cidade do México, set. 2001.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, North-Holland, v. 12, p. 101-121, 1983.
- BLINDER, A. **Central Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It?** National Bureau of Economic Research, Inc, 1999.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2 ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- CARVALHO, F. A.; MINELLA, A. Survey forecasts in Brazil: a prismatic assessment of epidemiology, performance, and determinants. **Journal of International Money and Finance**, v. 31, n. 6, p. 1371-1391, 2012.
- CARVALHO, F. J. C. et al. **Economia Monetária e Financeira: Teoria e Política**. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.
- CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central Bank Structure, Policy Efficiency and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships. **Review**, Federal Reserve of St. Louis, v. 84, n. 4, p. 47-59, jul-ago 2002.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. A theory of ambiguity, credibility and inflation under discretion and asymmetric information. **Econometrica**, v. 54, n. 5, p. 1099-1128, 1986.
- EVANS, M.; WACHTEL, P. Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 25, n. 3, p. 475-511, 1993.
- FRIEDMAN, M. Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 451-472, 1977.
- GIANNONI, M.; WOODFORD, M. Optimal inflation-targeting rules. In: BERNANKE, B. S.; WOODFORD, M. (Eds.) **The Inflation-Targeting Debate**. Chicago: University of Chicago Press, 2005. cap. 3. p. 93-172.
- GUILLÉN, D.; GARCIA, M. Expectativas desagregadas, credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov. **Revista Brasileira de Economia**, v. 68, n. 2, p. 197-223, 2014.
- HAMMOND, G. **State of the Art of Inflation Targeting**. CCBS Handbook n. 29. Londres: Bank of England, 2012.

KING, M. A. What has inflation targeting achieved? In: BERNANKE, B. S.; WOODFORD, M. (Eds.) **The Inflation-Targeting Debate**. Chicago: University of Chicago Press, 2005. cap. 1. p. 11-16.

KOHLSCHEEN, E. Uma nota sobre erros de previsão da inflação de curto-prazo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 3, p. 289-297, 2012.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 3, p. 473-492, jun 1977.

LIMA, E. C. R.; ALVES, P. P. **O desempenho do mercado (Focus) na previsão da inflação: Novos resultados?** Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), n. 1621, 2011.

LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, p. 297-303, 1978.

LUCAS, R. E. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. **The American Economic Review**, Pittsburgo, v. 63, n. 3, p. 326-334, jun 1973.

MANKIW, N. G. **Macroeconomia**. 7. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2011.

MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information vs. sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips curve. **Quarterly Journal of Economics**, v. CXVII, p. 1.295-1.328, 2002.

MENDONÇA, H. F. Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 24, n. 3, p. 344-350, jul-set 2004.

MENDONÇA, H. F.; SANTOS, M. A. L. Credibilidade da Política Monetária e a Previsão do trade-off entre Inflação e Desemprego: uma Aplicação para o Brasil. **Revista Economia**, Brasília, v. 7, n. 2, p. 93-306, mai-ago 2006.

NAHON, B. F.; MEURER, R. A Relação entre a Credibilidade do Banco Central e a inflação no Brasil do Regime de Metas Inflacionárias. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 8., 2005, Porto Alegre. **Anais eletrônicos...** Porto Alegre: ANPEC/SUL, 2005. Disponível em: <[www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2005/artigos/area2-01.pdf](http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2005/artigos/area2-01.pdf)>. Acesso em: 26 fev. 2017

PASTORE, A. C. **Inflação e Crises: O papel da moeda**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2015.

RESERVE BANK OF AUSTRALIA. **Some Aspects of Monetary Policy**. Sydney, abr. 1993.

RESERVE BANK OF AUSTRALIA. **Talk by Governor**. Sydney, ago. 1993.

RESERVE BANK OF AUSTRALIA. **Two Perspectives on Monetary Policy**. Sydney, set. 1992.

RESERVE BANK OF NEW ZEALAND. **Monetary Policy Statement**. Wellington, nov. 2002.

RESERVE BANK OF NEW ZEALAND. **Report and Financial Statements**. Wellington, jun. 1997.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4 ed. New York: McGraw-Hil, 2012.

SICSÚ, J. Expectativas inflacionárias e índices de credibilidade nas metas de inflação: quando o formalismo esconde fraquezas e erros. **Revista Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 9, n. 1, p. 139-142, 2005.

SICSÚ, J. Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro. **Revista Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 6, n. 4, p. 703-711, 2002.

SILL, K. Forecast Disagreement in the Survey of Professional Forecasters. **Business Review**, n. Q2, p. 15-24, 2014.

SILVA-FILHO, T. N. T. Is the Investment-Uncertainty Link Really Elusive? The Harmful Effects of Inflation Uncertainty in Brazil. **Banco Central do Brasil Working Paper Series**, Brasília, n. 157, 2007.

SVENSSON, L. E. O. How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability. In: **Seminar Papers**. Stockholm University, Institute for International Economic Studies, 1999.

SVENSSON, L. E. O. **Inflation targeting in an open economy: strict or flexible inflation targeting?** Reserve Bank of New Zealand, 1997.

THOMAS-JR., L. B. Survey Measures of Expected U.S. Inflation. **The Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 13, n. 4, p. 125-144, 1999.

## APÊNDICE A: TESTES DE ESTACIONARIEDADE E ORDEM DO PROCESSO AUTOREGRESSIVO

### A.1. PAÍSES DESENVOLVIDOS

Tabela A. 1: Testes de raiz unitária das séries dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) para os países desenvolvidos

	Defasagem	Valor Crítico		ADF	PP
		5%	10%		
Austrália	1	-3.464	-3.158	-7.777	-7.840
Nova Zelândia	1	-3.452	-3.151	-7.177	-7.145
Reino Unido	1	-3.425	-3.135	-13.008	-13.601

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A. 2: Processo autoregressivo selecionado pelo critério de Schwarz para a série dos desvios desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) dos países desenvolvidos

AR(p)	Nova Zelândia	Reino Unido
0	4.220322	4.479070
1	4.129389*	4.424087*
2	4.168212	4.431157
3	4.214959	4.447474
4	4.248771	4.464460
5	4.272232	4.483789
6	4.315356	4.503572
7	4.358290	4.515911
8	4.369085	4.532386
9	4.340205	4.545295
10	4.382457	4.563392

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O asterisco (\*) indica a ordem do modelo selecionado pelo critério.

### A.2. PAÍSES EMERGENTES

Tabela A. 3: Testes de raiz unitária das séries dos desvios ( $\pi_t - \pi^*$ ) para os países emergentes

	Defasagem	Valor Crítico		ADF	PP
		5%	10%		
Brasil	1	-3.431	-3.139	-5.990	-5.967
México	1	-3.433	-3.140	-7.984	-9.184
Peru	1	-3.435	-3.141	-9.835	-9.8142

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A. 4: Processo autoregressivo selecionado pelo critério de Schwarz para a série dos desvios desvios  $(\pi_t - \pi^*)$  dos países emergentes

<b>AR(p)</b>	<b>Brasil</b>	<b>México</b>	<b>Peru</b>
0	5.936999	4.608541	5.132907
1	5.259019*	4.496184*	5.044181*
2	5.284578	4.506839	5.068369
3	5.310931	4.524138	5.096844
4	5.333600	4.548313	5.118352
5	5.355621	4.576851	5.121494
6	5.381365	4.600313	5.151640
7	5.393906	4.592898	5.173825
8	5.408999	4.601392	5.197696
9	5.419381	4.592194	5.221726
10	5.445466	4.619227	5.251220

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O asterisco (\*) indica a ordem do modelo selecionado pelo critério.

## APÊNDICE B

Tabela B. 1: Metas para inflação para a amostra selecionada: 1989-2016 (%)

Ano	Austrália	Brasil	México	Nova Zelândia	Peru	Reino Unido
1989	-	-	-	0%-2%	-	-
1990	-	-	-	0%-2%	-	-
1991	-	-	-	0%-2%	-	-
1992	-	-	-	0%-2%	-	2%
1993	2%-3%	-	-	0%-2%	-	2%
1994	2%-3%	-	-	0%-2%	-	2%
1995	2%-3%	-	-	0%-2%	-	2%
1996	2%-3%	-	-	0%-2%	-	2%
1997	2%-3%	-	-	0%-3%	-	2%
1998	2%-3%	-	-	0%-3%	-	2%
1999	2%-3%	8% ± 2 p.p.	-	0%-3%	-	2%
2000	2%-3%	6% ± 2 p.p.	-	0%-3%	-	2%
2001	2%-3%	4% ± 2 p.p.	6.5% ± 1 p.p.	0%-3%	-	2%
2002	2%-3%	3.5% ± 2 p.p.	4.5% ± 1 p.p.	1%-3%	2.5% ± 1 p.p.	2%
2003	2%-3%	4% ± 2.5 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2.5% ± 1 p.p.	2%
2004	2%-3%	5.5% ± 2.5 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2.5% ± 1 p.p.	2%
2005	2%-3%	4.5% ± 2.5 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2.5% ± 1 p.p.	2%
2006	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2.5% ± 1 p.p.	2%
2007	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2008	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2009	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2010	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2011	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2012	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2013	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2014	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2015	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%
2016	2%-3%	4.5% ± 2 p.p.	3% ± 1 p.p.	1%-3%	2% ± 1 p.p.	2%

Fonte: Elaboração própria a partir de informações disponibilizadas em Reserve Bank of Australia (1992, 1993), Carvalho *et al.* (2007), Banco de Mexico (2001), Reserve Bank of New Zealand (1997, 2002), Banco Central de Reserva del Perú (2002, 2007) e Hammond (2012).