

FUNÇÃO DE REAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: O CASO DO BRASIL

Cleiton Silva de Jesus (UEFS)
Thiago Henrique Carneiro Rios Lopes (UFS)

Resumo

O objetivo deste artigo é estimar uma regra de Taylor forward-looking para o período 2003-2016 usando dados da economia brasileira. Além disso, procura-se testar se os dois principais parâmetros desta regra mudaram na gestão de Alexandre Tombini no Banco Central do Brasil (2011.01 a 2016.05). Os principais resultados deste trabalho sugerem que: i) a regra de política monetária seguida pelo BCB não é desestabilizadora; ii) na Era Tombini o parâmetro do hiato do produto aumentou e o do desvio da expectativa de inflação em relação a meta diminuiu; iii) há fortes indícios de que o Banco Central do Brasil tem levado em conta os choques cambiais na sua função de reação.

Palavras-chave: regra de Taylor, estabilidade macroeconômica, Banco Central do Brasil, política monetária.

Abstract

The purpose of this paper is to estimate a forward-looking monetary policy reaction function for the Brazilian economy over the 2003 to 2016 period. Additionally, we test whether the two main parameters of this reaction function, the gaps between expected inflation and output and their respective target levels, changed under Alexandre Tombini's chairmanship of the Central Bank of Brazil (2011.01 to 2016.05). The main results of the study suggest that: i) the monetary policy rule followed by the Central Bank of Brazil was not destabilizing; ii) during the Tombini era, the output gap parameter increased and the expected inflation gap decreased, but the monetary policy rule remained compatible with macroeconomic stability, and iii) there is evidence that the Central Bank of Brazil took exchange rate shocks into consideration in its reaction function.

Keywords: Taylor rule, macroeconomic stability, Central Bank of Brazil, monetary policy.

JEL Classification: E31, E37, E52, E58.

1. Introdução

Taylor (1993) argumentou que o complicado processo de tomada de decisão na política monetária poderia ser bem descrito por uma simples regra algébrica, em que a autoridade monetária leva em conta para a determinação da taxa de juros de curto prazo, a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, os desvios da inflação em relação a uma meta pré-estabelecida e o hiato do produto. A “regra de Taylor”, como ficou posteriormente conhecida, se adaptou muito bem aos dados da economia americana para o período 1987-1992, ainda que tanto seus parâmetros quanto a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo tenham sido obtidos de uma maneira informal. Nas últimas duas décadas, entretanto, vários pesquisadores se preocuparam em estimar, a partir de algum método econométrico, os parâmetros de especificações mais sofisticadas da regra de Taylor. Alguns exemplos desta literatura são os trabalhos de Goodhart (1997), Judd e Rudebusch (1998) e Clarida, Galí e Gertler (1998 e 2000).

Para o caso do Brasil, após a adoção do regime de metas para a inflação, em julho de 1999, não são escassas as estimativas para a função de reação do Banco Central do Brasil (BCB)¹, mas tais estudos têm sido realizados com diferentes especificações, metodologias, base de dados e periodizações. Não por acaso, os resultados encontrados nesta literatura são algumas vezes contraditórios, e é difícil comparar as estimativas econométricas reportadas em tais estudos. Os trabalhos mais recentes são os de Medeiros, Portugal e Aragón (2016), que usaram dados mensais de janeiro de 2000 a dezembro de 2013, e Barbosa, Camêlo e João (2016), que estimaram a função de reação do BCB, assim como a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo, com dados mensais de janeiro de 2003 a dezembro de 2015.

Medeiros, Portugal e Aragón (2016) ao considerarem uma função de reação não-linear para o BCB encontram evidências de que i) houve uma quebra estrutural nos parâmetros da regra de Taylor no terceiro trimestre de 2003; ii) houve um aumento na resposta do BCB ao hiato do produto e uma redução da reação ao hiato da inflação no período Meirelles-Tombini (2003-2015) e iii) o BCB reagiu a movimentos na taxa de câmbio durante as gestões de Meirelles e de Tombini. Já Barbosa, Camêlo e João (2016) estimaram uma regra de Taylor considerando a hipótese de que a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo varia no tempo e encontraram evidências de que no primeiro governo Dilma Rousseff (2011-2014) o parâmetro do hiato da inflação diminuiu e o coeficiente do hiato do produto aumentou, isso em relação aos parâmetros da função de reação do BCB estimada para o governo Lula (2003-2010). Além de verificar que houve uma mudança na função de reação do BCB durante o governo Dilma, as evidências empíricas encontradas pelos autores não rejeitam a hipótese de que o BCB tenha levado em conta a taxa de câmbio real em seu processo decisório.

O presente trabalho objetiva contribuir com esta literatura trazendo novas evidências para o comportamento do BCB. Para tanto, utilizam-se dados mensais do período 2003.01 a 2016.12 para se estimar uma regra de Taylor que leva em conta o caso de uma pequena economia aberta. Nas estimações econométricas será considerado o caso em que a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo é uma constante, o que é mais comum na literatura. Além disso, seguindo as contribuições de Barcellos Neto e Portugal (2007), Gonçalves e Fenolio (2007) e Barbosa, Camêlo e João (2016), procura-se testar, através do uso de uma variável dummy, se os coeficientes do desvio da expectativa de inflação e do hiato do produto, que são os principais coeficientes da regra de Taylor, mudaram em um período específico. A preocupação central deste trabalho está em verificar se houve diferença estatisticamente

¹ Alguns trabalhos são: Minella et al (2003), Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Teles e Brundo (2006), Gonçalves e Fenolio (2007), Barcellos Neto e Portugal (2007), Mello e Moccerro (2009), Aragón e Portugal (2010), Moura e Carvalho (2010), Sánchez-Fung (2011), Aragón e Medeiros (2014), Moreira (2015), Barbosa, Camêlo e João (2016) e Medeiros, Portugal e Aragón (2016).

significante nestes parâmetros durante a gestão de Alexandre Tombini no BCB² (janeiro de 2011 a maio de 2016) e se a função de reação do BCB é desestabilizadora.

O artigo está organizado em mais cinco seções além desta introdução. Na seção 2 é apresentada a motivação para o presente artigo, com algumas evidências preliminares. Na seção 3 são descritas as especificações dos modelos empíricos que serão estimados e a base de dados utilizada. Na seção 4 os principais resultados são apresentados e ao passo que são comparados com a literatura existente. Na seção 5 é feita uma análise de robustez antes de as principais conclusões serem sumarizadas na seção final.

2. Motivação

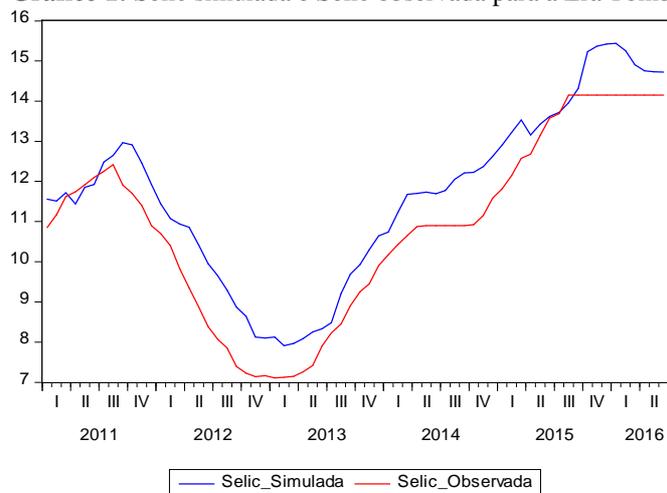
A motivação principal deste trabalho está na hipótese de alteração nos parâmetros da função de reação do BCB durante a gestão de Alexandre Tombini. Se a autoridade monetária tornou-se leniente no combate à inflação neste período, as alterações nas taxas nominais de juros não foram suficientes para ancorar as expectativas de inflação na meta. Esse comportamento tende a criar um descontrole inflacionário que, para ser neutralizado, um alto custo social em termos de produto e emprego precisa ser pago para que a economia convirja para uma situação de estabilidade.

É fato que as expectativas inflacionárias foram desancoradas na Era Tombini. Em janeiro de 2011, após um ano de forte crescimento econômico, a expectativa de inflação para os próximos 12 meses estava em torno de 5,7%, enquanto que no mês de janeiro de 2016, em meio a uma profunda recessão, a expectativa de inflação subiu para 7,3%, um patamar de quase 3 pontos percentuais acima da meta de inflação estabelecida para aquele ano. Essa deterioração das expectativas impactou a credibilidade do BCB. De acordo com o índice de credibilidade sugerido por Mendonça (2007), a credibilidade do BCB caiu de 0,41 em janeiro de 2011, para 0,19 em maio de 2016, em uma escala que varia de 0 (nenhuma credibilidade) a 1 (plena credibilidade).

Neste amplo contexto, o primeiro passo desta pesquisa foi estimar uma simples regra de Taylor forward-looking para a Era Meirelles (2003.01 a 2010.12) e coletar os parâmetros estimados. Em seguida, calculou-se a taxa Selic que deveria ser verificada na Era Tombini (2011.01 a 2016.6) se tais parâmetros não fossem alterados, para cada nível de hiato do produto e diferença entre expectativa de inflação e o centro da meta. Na regra de Taylor estimada, com dados mensais e pelo método OLS, a taxa básica de juros depende de uma constante, de seu valor defasado em dois períodos, do hiato do produto (medido pelo desvio do IBC-Br ao redor de sua tendência de longo prazo) e da diferença entre a expectativa de inflação e o centro da meta de inflação, além de um termo de erro. Os parâmetros estimados foram os seguintes: [0,79; 0,92; 0,14 e 0,67], respectivamente. Todos os parâmetros são estatisticamente significantes a 5%. O Gráfico 1 mostra a evolução temporal tanto desta taxa simulada quanto da taxa Selic de fato observada (em % a.a.) durante a Era Tombini.

² Henrique Meirelles, que presidiu o BCB de 2003 a 2010, foi o antecessor de Alexandre Tombini, que deixou a presidência do BCB após o impedimento da então Presidente da República Dilma Rousseff. De junho de 2016 até o momento o BCB é presidido por Ilan Goldfajn.

Gráfico 1: Selic simulada e Selic observada para a Era Tombini



O que se pode notar é que a taxa Selic observada permaneceu durante praticamente todo o período abaixo da taxa simulada, ainda que a taxa Selic verificada no fim da gestão Tombini tenha sido pouco mais de três pontos percentuais acima daquela observada no início de sua gestão. A diferença permanente entre essas duas taxas é um indício de que a política monetária foi flexibilizada no pós-2011, pelo menos se ela for comparada com a regra de política monetária do período anterior e se não for levado em conta os choques adversos de oferta que ocorreram nos dois períodos³.

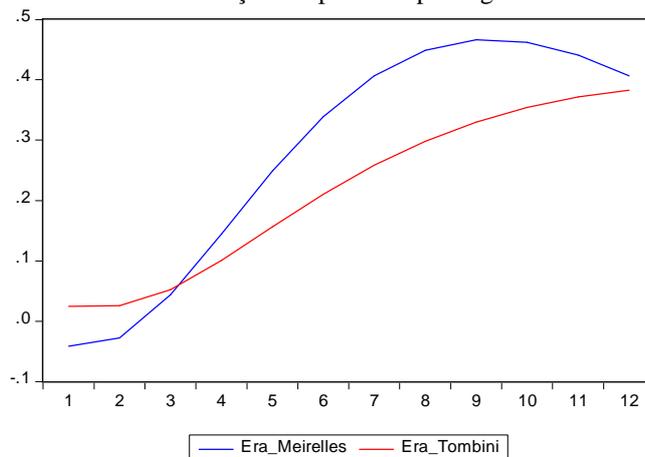
De fato, quando comparou-se a taxa real de juros observada com a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo variável no tempo⁴, que foi calculada por meio do filtro Hodrik-Prescott, notou-se que do primeiro semestre de 2012 até o terceiro trimestre de 2013 a política monetária permaneceu no campo expansionista: a taxa de juros observada foi menor do que a que teoricamente deixa o hiato do produto zerado e inflação no centro da meta. Não por acaso, os dados oficiais mostram que a expectativa para a inflação entre estes sete trimestres variou de 5,33% para 5,96%, enquanto a média dos últimos doze meses do indicador de difusão do Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) subiu de 62,2% para 65,2% neste mesmo período.

O segundo passo da análise consistiu em estimar modelos de Autoregressão Vetorial (VAR) com as variáveis taxa de juros, hiato do produto e diferença entre a expectativa de inflação e a meta. Após as estimações e análise dos principais testes de diagnóstico, computou-se as funções impulso-resposta relativas a duas sub-amostras distintas: uma para o período Meirelles e outra para o período Tombini. As funções impulso-resposta generalizadas dos dois modelos VAR estimados, ambos com duas defasagens, são mostradas na Figura 2. Trata-se da resposta na taxa básica de juros, ao longo de doze períodos, devido a choques de um desvio-padrão (0,92% na taxa anualizada) na diferença entre a expectativa de inflação e a meta de inflação.

³ No que tange à inflação dos preços monitorados, nota-se que em apenas dois períodos a variação desses preços, que não são sensíveis ao movimento da taxa de juros, superou a marca de 6% no acumulado do ano. O primeiro foi na Era Meirelles, do primeiro semestre de 2003 ao terceiro trimestre de 2006, e o segundo foi na Era Tombini, do primeiro trimestre de 2015 até a sua saída do BCB no segundo trimestre de 2016.

⁴ Para a taxa real de juros utilizou-se a taxa swap pré-DI para 360 dias (fim de período), descontada da expectativa de inflação para os próximos 12 meses. Tanto a taxa de juros real quanto a real de equilíbrio não foram reportadas.

Gráfico 2: Funções impulso-resposta generalizadas



Ressalta-se que a resposta da taxa de juros só é significativa no intervalo de 95% de confiança a partir do quarto período para a sub-amostra da Era Meirelles e do sexto período para a sub-amostra da Era Tombini. É possível notar que, embora a resposta pontual da taxa de juros nas duas sub-amostras seja positiva na maior parte do horizonte de simulação, a resposta da Era Meirelles é maior a partir do terceiro período. Com efeito, o impacto acumulado na taxa de juros no décimo segundo período após o choque na expectativa de inflação é de 3,3% na primeira sub-amostra e 2,6% na segunda, e isso sugere que na Era Tombini a política monetária foi menos reativa a desvios na expectativa de inflação do que na Era Meirelles. Este mesmo padrão nas funções impulso-resposta é observado quando os modelos VAR são estimados com 3 e 4 defasagens.

Em linhas gerais, os resultados dos exercícios realizados nesta seção sugerem, ainda que de maneira preliminar, que na gestão de Alexandre Tombini os parâmetros da função de reação do BCB mudaram, de modo que a política monetária se tornou mais flexível e potencialmente desestabilizadora. Uma justificativa para esta mudança de comportamento estaria em uma maior preocupação com o crescimento econômico⁵, o que acaba por gerar mais inflação sem a garantia de maior dinamismo da taxa de crescimento do produto real no longo prazo. De fato, a taxa de inflação média observada na Era Tombini foi meio ponto percentual superior a esta mesma taxa verificada na Era Meirelles, que inclui o atípico ano de 2003. A taxa de crescimento média do PIB real, por seu turno, foi 3,5% menor. A relação causal entre a flexibilidade da política monetária e a profundidade e duração da recessão que se deu início em 2014, entretanto, não será investigada neste estudo.

3. Especificação do modelo e base de dados

Baseado nas contribuições de Judd e Rudebusch (1998) e Clarida, Galí e Gertler (1998), a regra de Taylor considerada neste artigo possui ajustamento parcial e assume o seguinte formato:

⁵Embora não se possa afirmar categoricamente que houve interferência política no BCB durante a Era Tombini, algumas afirmações da então Presidente da República, Dilma Rousseff, na África do Sul em 27/03/2013 são emblemáticas: “não concordo com políticas de combate à inflação que olhem a questão do crescimento econômico” (...) “não achamos que a inflação está fora do controle. Pelo contrário, achamos que ela está controlada e o que há são alterações e flutuações conjunturais”. Nota-se que em março de 2013 a inflação acumulada em 12 meses ultrapassou o teto da meta de 6,5% e a expectativa para a inflação para os próximos 12 meses era de 5,53%, um ponto percentual acima da meta de inflação.

$$i_t = \rho.i_{t-2} + (1 - \rho)[\alpha_1 + \alpha_2(\pi^e - \pi^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4(e_t - \bar{e}_t)] + \varepsilon_t. \quad (1)$$

De acordo com esta especificação forward-looking da regra de Taylor, o nível da taxa de juros em cada período do tempo (i_t) depende, além de uma constante (α_1) e do seu valor defasado em dois períodos (i_{t-2}), do diferencial entre a expectativa de inflação (π^e) e a sua meta para o período seguinte (π^*), do hiato do produto contemporâneo (h_t) e da variação percentual da taxa de câmbio real em relação à sua tendência de longo prazo ($e_t - \bar{e}_t$). Assume-se que o termo de erro (ε_t), que representa choques exógenos aleatórios na taxa básica de juros, é i.i.d, e que o parâmetro que mede o grau de suavização da taxa de juros (ρ) está no intervalo (0,1).

Se defirmos: $\beta_1 = (1 - \rho)\alpha_1$; $\beta_2 = (1 - \rho)\alpha_2$; $\beta_3 = (1 - \rho)\alpha_3$; $\beta_4 = (1 - \rho)\alpha_4$

A regra de Taylor pode ser re-escrita da seguinte forma:

$$i_t = \rho.i_{t-2} + \beta_1 + \beta_2(\pi^e - \pi^*) + \beta_3 h_t + \beta_4(e_t - \bar{e}_t) + \varepsilon_t \quad (1')$$

De modo que β_i , $i=1, \dots, 4$ são os parâmetros de curto prazo e α_i , $i=1, \dots, 4$ são os parâmetros de longo prazo. Espera-se que todos os parâmetros estimados apresentem sinal positivo, pois supõe-se que a autoridade monetária tenha um comportamento contra-cíclico e que as desvalorizações cambiais sejam acomodadas por meio da política monetária. Em particular, espera-se que o parâmetro $\alpha_2 = \beta_2 / (1 - \rho)$ seja maior que a unidade para que seja válido o “Princípio de Taylor”: dado um aumento na expectativa de inflação, o Banco Central deve aumentar a taxa básica de juros mais que proporcionalmente o aumento na expectativa de inflação, para que a taxa de juro real seja também afetada na mesma direção⁶. Além disso, Clarida, Galí e Gertler (2000) mostram que $\alpha_2 = \beta_2 / (1 - \rho) > 1$ e $\alpha_3 = \beta_3 / (1 - \rho) > 0$ são condições necessárias para que a regra de política monetária seja estabilizadora.

Seguindo a literatura, a taxa de juros defasada foi considerada na regra de política monetária para capturar o fato estilizado de que os Bancos Centrais mudam a taxa de juros apenas de maneira suave⁷. No entanto, diferentemente da literatura consultada para o caso brasileiro, considerou-se a segunda ao invés da primeira defasagem para esta variável, uma vez que a partir de 2006 o Comitê de Política Monetária do BCB passou a se reunir a cada 45 dias para decidir sobre o nível de taxa de juros.

Quanto à inclusão do choque cambial no modelo, alguns autores (Ball, 1998; Hausmann, Ugo e Ernesto, 2001; Taylor, 2002 e Calvo e Reinhart, 2002) argumentam que em pequenas economias abertas com o regime cambial flutuante e sujeitas a choques externos, como é o caso do Brasil, a dinâmica da taxa de câmbio deve ser cuidadosamente monitorada, e as autoridades monetárias tendem reagir a estes movimentos com alterações na taxa de juros de curto prazo ou com reservas internacionais⁸. Além disso, os trabalhos que estimam a regra de

⁶Se o Princípio de Taylor não for atendido, uma inflação prevista maior implica em uma redução na taxa real de juros ex ante, o que estimula a demanda e acaba pressionando a própria inflação, de modo que o equilíbrio macroeconômico se torna indeterminado.

⁷Para uma discussão sobre este tema consultar Goodhart (1997) e English, Nelson e Sack (2003).

⁸Taylor (2000) argumenta, entretanto, que a regra de política monetária em que o Banco Central reage diretamente aos movimentos na taxa de câmbio (além da inflação e do produto) não funciona tão bem, em termos de estabilização da inflação e da atividade econômica, quando comparada com uma regra simples em que o Banco Central reage apenas indiretamente aos choques cambiais. O autor ainda salienta que, para o caso de economias desenvolvidas, se o Banco Central reage fortemente aos movimentos na taxa de câmbio o

Taylor para o caso do Brasil geralmente incluem a taxa de câmbio (real ou nominal) em alguma especificação. Os dados utilizados nesta pesquisa possuem periodicidade mensal e compreendem o período de 2003.1 a 2016.12, o que totaliza 168 observações.

Dadas estas considerações passamos para a descrição das variáveis utilizadas. A taxa de juros é a taxa Selic nominal acumulada em termos anuais. A expectativa de inflação é medida pela expectativa média de mercado para a variação do IPCA acumulado para os próximos doze meses, e a meta de inflação é o centro da meta de variação do IPCA para o ano calendário corrente e o futuro, e ela é definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Utilizou-se uma variação da fórmula⁹ proposta por Minella et al. (2003) para o cálculo da diferença entre a expectativa de inflação e a meta de inflação nos anos em que a meta de inflação do ano corrente diferiu da meta estipulada do ano subsequente.

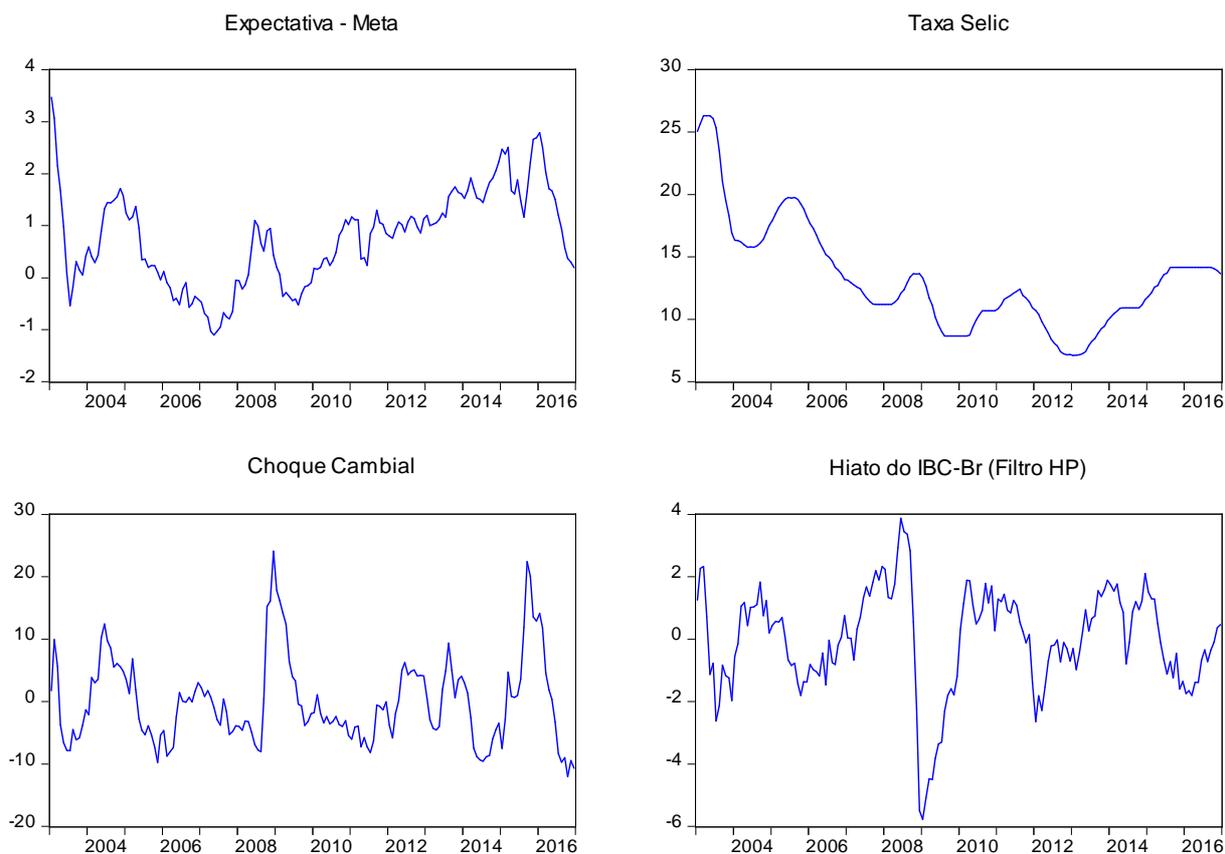
Consideramos quatro medidas alternativas para o hiato do produto: i) a variação do IBC-Br dessazonalizado ao redor de sua tendência de longo prazo (calculada por meio do filtro HP); ii) o resíduo da regressão entre o IBC-Br dessazonalizado contra a combinação de uma tendência linear e uma quadrática; iii) a variação percentual da produção industrial dessazonalizada ao redor de sua tendência de longo prazo (calculada por meio do filtro HP) e iv) o variação do nível de utilização da capacidade instalada da indústria ao redor de sua tendência de longo prazo (calculada por meio do filtro HP). O choque cambial, por seu turno, é a variação percentual da taxa de câmbio nominal real (IPCA) em relação ao à sua tendência calculada por meio do filtro HP. Todas as séries foram extraídas dos sites do BCB, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Ipeadata.

O modelo de referência é o que considera o hiato do IBC-Br calculado por meio do filtro HP, e a figura 1 contém as variáveis utilizadas neste modelo.

desempenho do produto tende a se deteriorar, e foi por essa razão que ele resolveu não inserir a taxa de câmbio na regra de política monetária sugerida no seu trabalho seminal de 1993.

⁹A fórmula usada foi a seguinte: $\left(\frac{12-t}{12}\right)(\pi^e - \pi_{ano-1}^*) + \frac{t}{12}(\pi^e - \pi_{ano-2}^*)$. Quando a meta de inflação de um ano é idêntica a do ano seguinte esta expressão pode ser simplificada como a simples diferença entre a expectativa de inflação e a meta.

Figura 1: séries macroeconômicas utilizadas



Seguindo a maior parte da literatura empírica, a regra de Taylor foi estimada pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). Uma das justificativas para o uso deste método, ao invés do tradicional MQO, é que a variável expectativa de inflação é provavelmente endógena, como argumentam Clarida, Galí e Gertler (1998, 2000) e Gonçalves e Fenolio (2007). Os instrumentos utilizados em cada estimação devem ser não correlacionados com o termo de erro, e as variáveis explicativas defasadas possuem essa propriedade. Seguindo este princípio, a Selic defasada em dois períodos foi usada como instrumento dela mesma e os instrumentos das demais variáveis explicativas foram os seus valores defasados em um período.

4. Resultados

Antes de se estimar os parâmetros da regra de Taylor procurou-se checar se as séries temporais utilizadas são estacionárias. Este procedimento foi adotado para que a probabilidade de obtermos resultados espúrios seja minimizada. A dúvida é se a taxa de juros nominal e a diferença entre a expectativa de inflação e a meta de inflação são estacionárias, uma vez que as demais séries são $I(0)$ por construção. Utilizou-se os testes Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) na especificação sem constante e sem tendência. A hipótese nula dos dois testes é que a série tem uma raiz unitária, contra a alternativa de estacionariedade. As estatísticas dos testes estão na Tabela 1.

Tabela 1. Testes de raiz unitária

Variáveis	ADF	PP
i_t	-1,84*** (4)	-1,73* (9)
$\pi^e - \pi^*$	-2,90*** (1)	-3,08*** (6)

*, **, *** Significante a 10%, 5% e 1%.

Como se pode notar, é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para todas as séries aos níveis habituais de significância. Deste modo, como a dúvida acerca da estacionariedade das séries temporais foi minimizada, a análise empírica que se segue considerará as referidas variáveis em nível, assim como as medidas de hiato do produto e o choque cambial.

Os principais resultados das estimações econométricas são mostrados na Tabela 2. Todas as estimativas são consistentes à presença e autocorrelação e heterocedasticidade, sendo que o método de estimação espectral utilizado foi o de Bartlett kernel e a banda Newey-West.

Tabela 2: Regra de Taylor
Variável dependente: Selic

Variáveis explicativas				
Constante	-0.06 (0.22)	-0.10 (0.25)	-0.05 (0.23)	0.25 (0.26)
Selic (-2)	0.97*** (0.01)	0.97*** (0.02)	0.97*** (0.02)	0.94*** (0.02)
Expectativa – Meta	0.36*** (0.03)	0.39*** (0.04)	0.32*** (0.05)	0.47*** (0.06)
Choque Cambial	0.02** (0.008)	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)	-0.01 (0.01)
Hiato do IBC-Br (HP)	0.29*** (0.03)			
Hiato do IBC-Br (Trend)				0.01 (0.01)
Hiato da Prod. Industrial		0.16*** (0.02)		
Hiato do NUCI			0.48*** (0.06)	
OBS	166	166	166	166
R ²	0.97	0.97	0.97	0.96
Kleibergen-Paap rk LM statistic	62.2***	50.4***	48.2***	49.2***
Hansen J (p-valor)	0.31	0.21	0.26	0.78

Em primeiro lugar nota-se que em todos os modelos estimados os coeficientes de curto prazo do hiato do produto e da diferença entre a inflação esperada e a meta de inflação são positivos, justamente como esperado para o caso de um Banco Central que segue o regime de metas para a inflação. No entanto, o coeficiente do hiato do produto calculado a partir da combinação de tendências não foi significativo. Nota-se que a diferença numérica entre os parâmetros estimados depende da proxy que utilizamos para o hiato do produto. O menor coeficiente de curto prazo para o desvio da expectativa de inflação foi 0,32 e o maior 0,47. Já os coeficientes de curto prazo do hiato do produto que são estatisticamente significantes variaram de 0,16 a 0,48.

Levando em conta o modelo de referência, o parâmetro de longo prazo do diferencial da expectativa de inflação é $0,36/(1-0,97)=12$ e o do hiato do produto é $0,29/(1-0,97)=9,7$. Nota-se ainda que em todas as demais estimativas os parâmetros de longo prazo do diferencial da expectativa de inflação são maiores que a unidade e o do hiato do produto (em três

especificações) são positivos¹⁰. Como isso, pode-se afirmar que o comportamento do BCB foi compatível com o equilíbrio macroeconômico durante o período 2004-2016.

Em segundo lugar nota-se que o coeficiente da taxa básica de juros devido a choques na taxa de câmbio real é positivo estatisticamente diferente de zero em três modelos estimados. Na especificação em que este parâmetro não se mostrou estatisticamente significativo ele apresentou sinal contrário ao esperado. No modelo de referência o parâmetro de longo prazo do choque cambial é menor que a unidade: $0,02/(1-0,97)=0,7$. Esses resultados não foram essencialmente alterados quando substituiu-se o choque da taxa de câmbio real pelo choque da taxa nominal R\$/US\$.

Em terceiro lugar, o coeficiente de suavização da taxa de juros é estatisticamente significativo e alto, fluando entre 0,94 e 0,97. Este resultado, porém, não é surpreendente, já que trabalhos anteriores que estimaram com dados mensais a função de reação tanto para o BCB tendo o nível da taxa Selic como variável dependente e com distintas periodizações [por exemplo, Minella et al (2003), Gonçalves e Fenolio (2007), Sánchez-Fung (2011) e Medeiros, Portugal e Aragón (2016)] encontraram altos coeficientes para o termo autoregressivo.

Em um segundo momento, com o intuito de verificar se houve mudança no comportamento da autoridade monetária na administração de Alexandre Tombinino BCB, adicionou-se uma variável dummy de inclinação, que interage com as variáveis hiato do produto e o desvio da expectativa de inflação. A nova especificação da regra de Taylor assume o seguinte formato:

$$i_t = \rho i_{t-2} + (1-\rho)[\alpha_1 + \alpha_2(\pi^e - \pi^*) + \alpha_3 h_t + \alpha_4(e_t - \bar{e}_t) + \alpha_5 d_1(\pi^e - \pi^*) + \alpha_6 d_1 h_t] + \varepsilon_t \quad (2)$$

Se definirmos:

$$\beta_5 = (1-\rho)\alpha_5; \beta_6 = (1-\rho)\alpha_6,$$

Esta nova especificação pode ser escrita da seguinte forma:

$$i_t = \rho i_{t-2} + \beta_1 + \beta_2(\pi^e - \pi^*) + \beta_3 h_t + \beta_4(e_t - \bar{e}_t) + \beta_5 d_1(\pi^e - \pi^*) + \beta_6 d_1 h_t + \varepsilon_t \quad (2')$$

A variável dummy d_1 assume o valor 1 para o período de janeiro de 2011 a maio de 2016, e zero nos demais períodos. Se os coeficientes β_5 e β_6 forem estatisticamente significativos pode-se concluir que a função de reação do BCB foi alterada durante a gestão de Alexandre Tombini. Se estes coeficientes forem positivos (negativos) afirma-se que o BCB se tornou mais rigoroso (flexível) na sua tarefa de ancorar as expectativas de inflação na meta e estabilizar a atividade econômica. Os principais resultados desta nova especificação, seguindo o modelo (2'), estão sumarizados na Tabela 3.

¹⁰Em uma especificação não-linear para a regra de Taylor considerando o caso de uma economia aberta e uma quebra estrutural em outubro de 2002, Medeiros, Portugal e Aragón (2016) estimam que, para o período 2002.11 a 2013.12, o parâmetro de longo prazo do desvio entre a expectativa de inflação e a meta é 8,2, e o do hiato do produto é 2,9.

Tablela3: Regra de Taylor ampliada

Variável dependente: Selic				
Variáveis explicativas	GMM	GMM	GMM	GMM
Constante	0.21 (0.25)	0.19 (0.28)	0.21 (0.25)	0.70 (0.27)
Selic (-2)	0.95*** (0.02)	0.95*** (0.02)	0.95*** (0.02)	0.91*** (0.02)
Expectativa– Meta	0.67*** (0.09)	0.69*** (0.11)	0.60*** (0.11)	0.88*** (0.13)
Choque Cambial	0.014** (0.007)	0.03*** (0.01)	0.02** (0.01)	-0.01 (0.01)
Hiato do IBC-Br (HP)	0.21*** (0.03)			
Hiato do IBC-Br (Trend)				0.02 (0.02)
Hiato da Produção Ind		0.11*** (0.02)		
Hiato do NUCI			0.35*** (0.05)	
d1*(Expectativa - Meta)	-0.44*** (0.11)	-0.40*** (0.12)	-0.38*** (0.12)	-0.65*** (0.12)
d1*(Hiato da Produção Ind)		0.13*** (0.03)		
d1*[Hiato do IBC-Br (HP)]	0.11** (0.05)			
d1*(Hiato do NUCI)			0.22 (0.14)	
d1*[Hiato do IBC-Br (Trend)]				-0.02 (0.02)
OBS	166	166	166	166
R ²	0.97	0.97	0.97	0.97
Kleibergen-Paap rk LM statistic	34.6***	25.8***	18.8***	36.5***
Hansen J (p-valor)	0.11	0.36	0.13	0.32

*, **, *** Estatisticamente significativa a 10, 5, 1%, respectivamente.

As novas estimativas sugerem que durante a administração de Alexandre Tombini o parâmetro da regra de Taylor relacionado ao desvio da expectativa de inflação caiu, pois β_5 é negativo e estatisticamente significativo a 1% em todas as estimações (este parâmetro varia de -0,38 a -0,65). Já o parâmetro relacionado ao hiato do produto é positivo e significativo em dois dos quatro modelos estimados. Note ainda que, de acordo com o modelo de referência com a variável dummy, o parâmetro de longo prazo relacionado ao desvio da expectativa continua maior que a unidade $(0,67-0,44)/(1-0,95)=4,6$ (logo, o Princípio de Taylor é atendido) e o relacionado ao hiato do produto continua positivo $(0,21+0,11)/(1-0,95)=6,4$. Mesmo considerando os demais modelos e se o choque do câmbio real for substituído pelo choque do câmbio nominal, não é possível encontrar indícios de que a função de reação do BCB se tornou desestabilizadora durante a gestão de Alexandre Tombini no BCB. O coeficiente do choque cambial, novamente, é positivo e estatisticamente significativo em três dos quatro modelos estimados.

Os resultados apresentados na Tabela 3, especialmente aqueles relacionados com o comportamento do BCB devido a choques na expectativa de inflação e na atividade econômica, corroboram com as evidências empíricas encontradas nos trabalhos de Curado e Curado (2014) e Barbosa, Camêlo e João (2016). No primeiro os autores sugerem que o regime de metas para a inflação se tornou mais flexível ao longo da gestão de Alexandre Tombini, e no segundo não foi possível negar a hipótese de que o BCB mudou sua função de

reação a partir de 2011¹¹. Ademais, da mesma forma que Holland (2005), Soares e Barbosa (2006), Medeiros, Portugal e Aragón (2016) e Barbosa, Camêlo e João (2016), encontrou-se evidências de que o BCB tem considerado choques cambiais em sua função de reação.

5. Análise de robustez

Nesta seção nós re-estimamos especificações alternativas dos modelos apresentados anteriormente com o objetivo de verificar se os resultados encontrados são robustos. A mudança consistiu em substituir as medidas de hiato do produto contemporâneo por seus valores defasados em um período. As demais variáveis foram preservadas em sua forma original. Os resultados são mostrados na Tabela 4.

Tablela4: Robustez da Regra de Taylor

Variável dependente: Selic								
Variáveis explicativas	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM	GMM
Constante	0.12 (0.20)	0.36 (0.23)	0.06 (0.22)	0.30 (0.25)	0.10 (0.22)	0.28 (0.25)	0.27 (0.24)	0.71*** (0.27)
Selic (-2)	0.96*** (0.01)	0.94*** (0.02)	0.96*** (0.02)	0.94*** (0.02)	0.96*** (0.01)	0.95*** (0.02)	0.94*** (0.02)	0.91*** (0.02)
Expectativa – Meta	0.30*** (0.04)	0.61*** (0.08)	0.35*** (0.04)	0.63*** (0.01)	0.27*** (0.04)	0.51*** (0.11)	0.45*** (0.06)	0.85*** (0.13)
Choque Cambial	0.02** (0.008)	0.02** (0.007)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.009)	0.02*** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.008 (0.006)
Hiato do IBC-Br (HP)	0.30*** (0.03)	0.23*** (0.03)						
Hiato do IBC-Br (Trend)							0.02 (0.014)	0.03 (0.02)
Hiato da Produção Ind			0.17*** (0.02)	0.12*** (0.02)				
Hiato do NUCI					0.54*** (0.06)	0.41*** (0.06)		
d1*(Expectativa – Meta)		-0.41*** (0.10)		-0.38*** (0.11)		-0.32** (0.12)		-0.64*** (0.12)
d1*(Hiato da Produção Ind)				0.11*** (0.03)				
d1*[Hiato do IBC-Br (HP)]		0.10* (0.05)						
d1*(Hiato do NUCI)						0.34** (0.16)		
d1*[Hiato do IBC-Br (Trend)]								-0.02 (0.02)
OBS	166	166	166	166	166	166	166	166
R ²	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97
Kleibergen-Paap rk LM statistic	56.8	44.3	41.3	37.3	50.2	19.4	46.8	48.6
Hansen J (p-valor)	0.64	0.22	0.76	0.53	0.47	0.24	0.76	0.35

*, **, *** Estatisticamente significativa a 10, 5, 1%, respectivamente.

Como se pode notar, os principais resultados encontrados anteriormente são verificados mesmo se as diferentes medidas de hiato do produto forem inseridas no modelo com uma defasagem. Novamente os coeficientes do hiato do produto e do choque cambial não foram estatisticamente significantes nas especificações que consideram a combinação de tendências da série IBC-Br como proxy do produto potencial. Por outro lado, em todas as especificações o coeficiente do desvio de expectativa é positivo e estatisticamente significativo e menor na

¹¹De acordo com o cálculo dos autores, o parâmetro de longo prazo do hiato da inflação diminuiu de 5,2 no “período Lula” para 0,4 no “período Dilma”, enquanto o do hiato do produto aumentou de 1,7 para 4,0 no “período Dilma”.

Era Tombini, embora o coeficiente de longo prazo continue maior que a unidade em todas as estimações. Portanto, parece seguro afirmar que o comportamento do BCB não tem sido desestabilizador e, além disso, a gestão de Alexandre Tombini respeitou o Princípio de Taylor.

6. Conclusão

As evidências encontradas neste trabalho sugerem que a função de reação do BCB não é desestabilizadora se for considerado o período 2003-2016. No entanto, encontrou-se evidências de que, durante a gestão de Alexandre Tombini, o BCB negligenciou os desvios da expectativa de inflação em relação à meta de inflação e, ao mesmo tempo, ampliou a resposta da taxa básica de juros devido a mudanças no hiato do produto. No entanto, não foi encontrado qualquer indício de que o Princípio de Taylor não foi seguido na Era Tombini. Este é um resultado compatível com o comportamento não explosivo da taxa de inflação observada no período pós-2011. De todo modo, a mudança nos parâmetros da regra de Taylor estimada para o Brasil pode ser uma explicação para as taxas de inflação acima de meta que foram consistentemente verificadas no período 2011-2016, bem como a consequente perda de reputação e credibilidade da autoridade monetária. Por fim, os resultados deste trabalho sugerem que o BCB tem levado em conta os choques cambiais na sua função de reação.

Referências

- Aragon, E.K.S.B., Portugal, M.S. (2010). Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. *Estudos Econômicos*. 40 (2), 373–399.
- Aragon, E.K.S.B., Medeiros, G.B. (2015). Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. *Empirical Economics*, 48(2), p. 557-575.
- Ball, L. (1998). Policy Rules for Open Economies. *NBER Working Paper 6760*. Cambridge, United States: National Bureau of Economic Research.
- Barbosa, F.H; Camêlo, F. D; João, I. C. (2016). A Taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. *Revista Brasileira de Economia*, 70(4).
- Barcellos Neto, P. C. F. de.; Portugal, M. S. (2007). *Determinants of monetary policy committee decisions: Fraga vs. Meirelles*. Porto Alegre: PPGE/UFRGS. (Texto para Discussão, 11).
- Calvo, G., Reinhart, C., (2002). Fear of floating. *Quarterly Journal of Economics*. 117, 379–408.
- Clarida, R.; Gali, J.; Gertler, M (1998). Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, n. 42, p. 1.033-1.067.
- _____ (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, n. 115, p.147-180.
- deMendonça H. F. (2007). Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 39 (19-21): 2599-2615.
- English, W.; Nelson, W. R.; Sack, B. P.(2003). Interpreting the significance of the lagged interest rate in estimated monetary policy rules. *Contributions in Macroeconomics* 3 (no. 1).
- Goodhart, C. (1997), Why Do the Monetary Authorities Smooth Interest Rates? In *European Monetary Policy* (S. Collignon, ed.), London: Pinter, 119-174.

Gonçalves, C. E. S., Fenolio, F. R. (2007). Ciclos eleitorais e política monetária: Evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 37(3), 465–487.

Hausmann, R., Ugo, P., Ernesto, S., (2001). Why Do Countries Float the Way They Float? *Journal of Development Economics*. 66, 387–414.

Holland, M. (2005). Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting. In *XXXIII Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Natal, RN.

Judd, J. P., Rudebusch, G. D. (1998). Taylor's Rule and the Fed: 1970–1997. *FRBSF Economic Review*, 3, 3–16.

Medeiros, G. B., Portugal, M. S., Aragón, E. K. (2016). Robust monetary policy, structural breaks, and nonlinearities in the reaction function of the Central Bank of Brazil. *Economia*, 17(1), 96-113.

Mello, L., Moccerro, D. (2009). Monetary policy and inflation expectations in Latin America: long-run effects and volatility spillovers. *Journal of Money, Credit and Banking*. 41, 1671-1690.

Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I., Muinhos, M. K. (2002). *Inflation targeting in Brazil: Lessons and challenges* (Working Paper No 53). Brasília, DF: Banco Central do Brasil.

Moreira, R. R. (2015). Reviewing Taylor rules for Brazil: was there a turning-point? *Journal of Economics and Political Economy*, 2(2), 276-289.

Moura, M. L., Carvalho A. de., (2010). What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America? *Journal of Macroeconomics*. 32, 392–404.

Sánchez-Fung, J. R. (2011). Estimating monetary policy reaction functions for emerging market economies: the case of Brazil. *Economic Modeling*, 28, pp. 1730–1738.

Soares, J. J. S., Barbosa, F. de. H. (2006). Regra de Taylor no Brasil: 1999–2005. *XXXIV Encontro Nacional de Economia*, Salvador, BA.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39(1), 195–214.

_____. (2000). Using monetary policy rules in emerging market economies. In *Stabilization and Monetary Policy: The International Experience*. Paper presented at Banco de Mexico's 75th Anniversary Seminar, Mexico City, November 14–15.

Teles, V. K., Brundo, M. (2006). Medidas de política monetária e a função de reação do Banco Central no Brasil. In *XXXIV Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, Salvador, BA.