

RELAÇÕES DE LONGO E CURTO PRAZO PARA A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: COINTEGRAÇÃO E REGRAS DE TAYLOR

Newton F. Da Silva Junior^{*}
Ricardo Ramalhete Moreira^{**}

RESUMO: O objetivo deste trabalho é investigar se o Banco Central do Brasil implementou, no período Janeiro de 2005 a Julho de 2012, uma regra de política monetária consistente com a estabilidade de preços, a partir de uma literatura iniciada com o trabalho seminal de Taylor (1993). Será feita uma aplicação econométrica sobre a experiência brasileira recente, por meio de estimações de regressões de *Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)* para a análise de curto prazo e de Cointegração na análise de longo prazo, através da abordagem de Johansen (1991).

Palavras-chave: Banco Central. Política monetária. Taxa Selic.

Classificação JEL: E17; E52.

ABSTRACT: This work has the goal of investigating if Brazil's Central Bank adopted, from January 2005 to July 2012, a monetary policy rule consistent with price stability, based on a literature begun by Taylor (1993). It will be done an econometric application for the recent Brazilian experience, through *Ordinary Least Squares* for short run analysis and *Cointegration* for long run analysis, using the Johansen's (1991) approach.

Key-words: Central Bank. Monetary policy. Selic.

Jel CODE: E17; E52.

* Mestrando em Teoria Econômica pela UFES. E-mail:
newtonfsj@gmail.com

** Professor do Mestrado em Teoria Econômica pela UFES. E-mail:
ramalhete.s@gmail.com

I INTRODUÇÃO

A partir dos anos 90 surgiu uma literatura crescente a respeito de formas ótimas de gestão das taxas básicas de juros pelos Bancos Centrais. Esta literatura pode ser compreendida como uma busca por especificação de uma regra ótima de política monetária, cujo início remete ao trabalho seminal de Taylor (1993), em que o mesmo apresenta uma regra simples de determinação da taxa básica de juros ajustada pelo *Federal Reserve* (FED), o Banco Central dos EUA. Grosso modo, Taylor (1993) argumentou que a taxa definida pelo FED era função de um conjunto de informação, composta por desvio da inflação face à meta, desvio percentual do PIB trimestral e taxa de juros de equilíbrio ou neutra, aquela consistente com o estado estacionário da economia.

Estava então lançado o embrião de uma linha de pesquisa que se desenvolveria em nível teórico e empírico. Em nível teórico, no sentido de aprimorar a noção de regra de política monetária, incorporando componentes relevantes para a tomada de decisão dos Bancos Centrais e ainda ausentes na contribuição pioneira de Taylor (1993); em nível empírico, no sentido de investigar se na prática os Bancos Centrais se comportavam tal como previa a teoria.

Do ponto de vista teórico, uma série de refinamentos surgiu a partir daquele trabalho inicial. Em primeiro lugar, observou-se que na prática os Bancos Centrais moviam as taxas básicas de juros em uma velocidade menor que a prescrita pela regra original de Taylor. Em outras palavras, havia uma inércia da política monetária que possuía razão de ser, e que não estava ainda considerada naquela primeira concepção. Logo, surgiram propostas de uma regra de política monetária com componente inercial (CLARIDA, GALÍ e GERTLER, 1999; WOODFORD, 2003). Isto significa que os Bancos Centrais, quando desejam elevar ou reduzir a taxa básica, não o fazem de uma só vez em função de valores ótimos estimados pelos modelos econométricos, mas distribuem esses ajustes ao longo de vários períodos, suavizando o comportamento das taxas de juros e dos mercados financeiros como um todo.

Houve também a percepção de que os Bancos Centrais deveriam levar em consideração na determinação da taxa de juros um componente expectacional, ou de inflação esperada, como estratégia para uma melhor eficiência da política monetária (SVENSSON, 1996). O fato de que a taxa básica, ao ser ajustada hoje, só possui efeitos integrais sobre a inflação meses à frente, sugeriria que as autoridades monetárias deveriam adotar uma postura *forward-looking* (olhando à frente), ao invés de *backward-looking* (olhando para trás – como na Regra de Taylor original). Assim, a tarefa dos Bancos Centrais seria a de fazer a melhor projeção possível para o comportamento prospectivo da inflação face à meta, e em função desta informação ajustar a taxa nominal de juros com o objetivo de impor ajustes contra-cíclicos (i.e. contra o movimento da inflação) na taxa real de juros. Vale dizer, o componente expectacional também se estenderia ao comportamento prospectivo do produto (CLARIDA, GALÍ e GERTLER, 1999).

A taxa de câmbio também assumiria um papel importante na literatura de regras de política monetária (BALL, 1999). Trata-se da ideia de que em uma economia aberta os ajuste da taxa de juros ganham um canal de transmissão a partir de variações induzidas da taxa de câmbio, potencializando os efeitos contra-cíclicos sobre produção e preços. Neste caso, variações da taxa de câmbio, ao afetarem o comportamento da taxa de inflação, também teriam impacto direto ou indireto sobre a política monetária. Por outro lado, há elementos que defendem a ideia de autonomia do Banco Central no que diz respeito à busca de objetivos nacionais, no âmbito do regime de metas para inflação, desta forma “blindando” a política monetária de efeitos das variações da taxa de câmbio.

A literatura sobre regras de política monetária também tem avançado nos últimos anos em nível empírico, tanto em escala internacional quanto nacional. São muitos os trabalhos que buscam verificar se as regras de decisão preconizadas pelos trabalhos teóricos se ajustam bem aos dados disponíveis. Para os EUA, Reino Unido e Japão, por exemplo, Chada (2004) analisa empiricamente se dentro de uma regra de juros o preço dos ativos e a taxa de câmbio poderiam ser inseridos. Os dados utilizados para a pesquisa foram a partir de 1979 e o estudo evidenciou que os *policymakers* poderiam utilizar o preço

dos ativos e a taxa de câmbio como informação em uma regra de Taylor.

Andrade e Divino (2005) decidiram estimar uma função de reação que foi sugerida por *Clarida, Galí e Gertler* (1998), inserindo a componente da taxa de câmbio para o Banco Central japonês. O objetivo era verificar o comportamento da autoridade monetária japonesa com dados utilizados entre Abril de 1979 e Dezembro de 1994. Andrade e Divino (2005) concluem que a taxa de câmbio possui relevância na determinação da taxa de juros do BC japonês. Por sua vez, Judd e Rudebusch (1998) e *Clarida et al.* (1998) também são importantes referências na literatura internacional e testam regras de Taylor expandidas, com inércia e componente expectacional, para países industrializados, encontrando bons ajustamentos aos dados a partir das regras especificadas.

No caso brasileiro, referências como *Bogdanski et al.* (2000), *Mínela et al.* (2002), *Figueiredo e Ferreira* (2002), *Mendonça* (2007), *Modenesi* (2008), *Moreira* (2011), entre outros, são apresentados como fonte para comparações face aos resultados que o presente trabalho encontrará. De maneira geral, estes trabalhos têm como evidência empírica comum a de que o BCB possui elevada inércia na condução da taxa Selic e adota a inflação esperada e/ou corrente como informação relevante na determinação dos juros básicos da economia brasileira.

O tema deste artigo, portanto, faz parte de uma linha de pesquisa com raízes bem difundidas, seja no que se refere ao comportamento dos Bancos Centrais no mundo afora, seja a respeito do BCB. No entanto, trata-se de uma pesquisa que, ao final, pode contribuir para responder as seguintes questões: i) O BCB tem alterado sua forma de responder às flutuações macroeconômicas nos últimos anos, em comparação com o que os trabalhos anteriores sugeriam?; ii) A literatura de regras de Taylor ou de política monetária é suficiente para explicar as relações entre juros e variáveis macroeconômicas relevantes no longo prazo? Ou elementos teóricos adicionais são necessários a fim de que essas relações sejam interpretadas a partir das evidências para o Brasil?

Esta última pergunta é fundamental porque define um traço metodológico deste trabalho, que é a divisão da análise empírica em longo e curto prazos. Parte-se da hipótese de que a Regra de Taylor

pode explicar bem as relações entre juros, inflação, produto e câmbio no curto prazo, visto que se trata de uma regra de reação do Banco Central face ao ciclo econômico; isto não quer dizer que esta regra seja suficiente para explicar co-movimentos ou relações estruturais entre aquelas mesmas variáveis no longo prazo, havendo neste caso a necessidade de se fazer uso de elementos teóricos adicionais.

Como estratégia metodológica, neste sentido, propõe-se o uso de duas etapas econométricas: 1) uso de análise de *cointegração*, pela abordagem de Johansen (1991), com o intuito de verificar possíveis relações de equilíbrio de longo prazo entre as séries temporais; 2) uso de *Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)*, tal como faz a maior parte dos trabalhos anteriores, com o objetivo de identificar uma dinâmica de taxa de juros no curto prazo diante do ciclo econômico. Em relação a estas duas etapas, embora a maior parte ou a totalidade da literatura empírica selecionada esteja focada na dinâmica de curto prazo (cíclica) da taxa de juros, acredita-se que a contribuição maior deste artigo se deve à análise de relações contemporâneas de longo prazo entre as variáveis do modelo, ou seja, à análise de *cointegração*, que pode criar evidências não explicadas puramente pela abordagem das regras de política monetária.

Os resultados empíricos destas duas etapas serão comparados com o que a literatura teórica prevê e com o que a literatura empírica tem encontrado nos últimos anos. As séries temporais deste trabalho foram coletadas para o período de Janeiro de 2005 a Julho de 2012. Este período foi adotado porque é justamente a partir de 2005 que o Brasil iniciou o maior período de estabilidade de sua meta de inflação pelo IPCA (em 4,5%), vigente até o presente momento. Neste caso, ao restringir a amostra temporal para esse período, evitam-se problemas metodológicos referentes à quebra estrutural e que emergem com as mudanças de valores para a meta de inflação, tais como os abordados em Minela *et al.* (2002).

II SÉRIES TEMPORAIS E ANÁLISE DESCRITIVA

As variáveis utilizadas nos modelos propostos para este trabalho são: a taxa de juros Selic efetiva (I), a inflação acumulada em 12 meses (P), a expectativa de inflação com um horizonte de 12 meses (EXP_P), o índice de produção da indústria geral brasileira dessazonalizada (Y), e a taxa de câmbio nominal do Real frente ao

dólar norte-americano (E). As fontes utilizadas na obtenção dos dados das variáveis acima foram o Banco Central do Brasil para a taxa de juros Selic efetiva, a inflação acumulada 12 meses à frente e para a expectativa de inflação. Para o nível da produção da indústria geral e a taxa de câmbio nominal se utilizou o IPEADATA. As séries foram coletadas para o período de Janeiro de 2005 a Julho de 2012.

Conforme mostra a Tabela 1, a variável que apresentou maior oscilação ou desvio-padrão no período foi a variável Y, muito provavelmente como resultado da forte queda da produção industrial brasileira no ano de 2009 face aos efeitos da crise financeira mundial. No sentido contrário, a taxa de câmbio nominal apresentou o menor nível de volatilidade, com desvio-padrão de quase 0,28. Outro ponto importante é que tanto a inflação observada (P) quanto a expectativa de inflação (EXP_P) apresentaram média e mediana superiores à meta de inflação (4,5%), o que indica um período de inflação persistente e elevada.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

	I	E	P	EXP_P	Y
Média	12,66516	1,96062	5,28637	4,74451	121,353
Mediana	11,9	1,8864	5,22	4,73	123,74
Máximo	19,76	2,6662	8,07	6,08	131,15
Mínimo	8,39	1,5555	2,96	3,43	103,81
D. Padrão	3,257557	0,279273	1,249887	0,67999	7,24095
Observações	91	91	91	91	91

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 2, por sua vez, traz a correlação simples entre as séries temporais, tomadas em pares isolados. Verifica-se que a taxa Selic possui correlação significativa estatisticamente e consistente com o previsto pela literatura teórica face à taxa de inflação observada (P) e à taxa de câmbio (E). Por outro lado, a correlação negativa frente à produção industrial tem significância estatística, porém está em desacordo com o previsto pela Regra de Taylor, ao passo que a correlação com EXP_P está com o sinal esperado, contudo não possui relevância estatística.

Tabela 2 – Correlação simples entre as variáveis

	I	EXP_P	E	Y	P
I	1,000000				

EXP_P	0,123635 (0,2430)	1,000000			

E	0,733299 (0,0000)	-0,007612 (0,9429)	1,000000		

Y	-0,669196 (0,0000)	0,192186 (0,0680)	-0,890669 (0,0000)	1,000000	

P	0,366613 (0,0004)	0,830372 (0,0000)	0,131980 (0,2124)	-0,006890 (0,9483)	1,000000

Nota: P-valor entre parênteses. Fonte: Elaboração própria.

No entanto, estas são apenas pistas ou resultados preliminares, não representando a contribuição deste trabalho. Uma vez que estas correlações são resultado de combinações bivariadas, baseadas no uso das séries em sua formatação original (com possíveis problemas de viés nos dados ou raiz unitária) e tomadas isoladamente, não representando evidências a partir de um modelo econométrico integrado, as mesmas não devem ser interpretadas como resultados robustos. Para que estes últimos sejam obtidos, deve-se primeiramente proceder uma análise da ordem de integração das séries temporais.

III MÉTODO

A literatura de séries temporais sugere que se ao menos duas séries de um modelo são integradas de mesma ordem, e na ordem máxima entre todas, há entre elas pelo menos uma combinação linear estacionária (CAMPBELL e PERRON, 1991). Ou seja, esta visão é mais abrangente que a de Engle e Granger (1987), segundo a qual um teste de cointegração deveria supor que todas as variáveis do modelo tenham a mesma ordem de integração. Fazendo-se uso da visão mais geral de Campbell e Perron (1987), espera-se que haja pelo menos uma relação de co-movimento entre as séries temporais selecionadas no longo prazo, ainda que as mesmas não tenham a mesma ordem de integração, a ser testada à frente pelo teste de *Dickey-Fuller*

Aumentando. Para efeitos da estimação de relações de cointegração, procede-se na análise proposta por Johansen (1991), através dos Testes de Traço e Máximo Valor.

A verificação de relações contemporâneas de longo prazo entre as variáveis do modelo podem dar origem a previsões que não sejam explicadas puramente pela Regra de Taylor, uma vez que esta pode ser considerada como uma regra de reação de curto prazo para o Banco Central. Neste caso, elementos teóricos adicionais serão utilizados para explicar os resultados encontrados.

IV RESULTADOS

4.1 Análise da ordem de integração das séries

A Tabela 3 apresenta os resultados encontrados pelos testes *Dickey-Fuller Aumentado* de raiz unitária, mostrando que apenas a variável I (taxa de juros) é estacionária em nível, com tendência e intercepto. Logo, esta variável é integrada de ordem 0, ou seja, $I(0)$.

Tabela 3 – Estatística e p-valor do teste DFA para as variáveis em nível

	Estatística t	prob.	Modelo DFA*
I	-3,882369	0,0169 ¹¹	Tendência e Intercepto
P	-2,538575	0,1099	Intercepto
EXP_P	-2,811986	0,197	Tendência e Intercepto
Y	-1,972629	0,2983	Intercepto
E	-2,508048	0,1169	Intercepto

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) Modelo com significância estatística a 10%.

¹¹ Resultado significativo a 5% e 10%.

As outras variáveis do modelo possuem raízes unitárias e deverão continuar a fazer o teste DFA em primeira diferença, conforme mostrado na Tabela 4.

Tabela 4 – Estatística e p-valor do teste dfa para as variáveis em primeira diferença

Variáveis	Estatística t	Prob.	Modelo DFA*
P	-4,822302	0,0000	Sem tendência e intercepto
EXP_P	-7,635744	0,0000	Sem tendência e intercepto
Y	-8,218239	0,0000	Sem tendência e intercepto
E	-8,922588	0,0000	Sem tendência e intercepto

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) Modelo com significância estatística a 10%.

Desta maneira, os resultados explicitam que todas as variáveis P, EXP_P, Y e E são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são I(1) e se apresentaram sem tendência e intercepto no modelo. A literatura de séries temporais sugere que se ao menos duas séries de um modelo são integradas de mesma ordem, e na ordem máxima entre todas, há entre elas pelo menos uma combinação linear estacionária (CAMPBELL e PERRON, 1991). Ou seja, esta visão é mais abrangente que a de Engle e Granger (1987), segundo a qual um teste de cointegração deveria supor que todas as variáveis do modelo tenham a mesma ordem de integração. Fazendo-se uso da visão mais geral de Campbell e Perron (1991), e tomando-se em conta que as variáveis P, EX_P, Y e E são todas integradas de mesma ordem e na ordem máxima dentre as cinco séries do modelo, espera-se que haja pelo menos uma relação de co-movimento entre ambas no longo prazo. Para tanto, procede-se a análise de cointegração proposta por Johansen (1991).

4.2 Cointegração e relações de longo prazo

O primeiro passo será encontrar o número ótimo de defasagens de um *Vetorial Autoregressivo* irrestrito entre as séries temporais, que servirá de base para a definição do *lag* utilizado no teste de Johansen. A Tabela 5 traz as estatísticas de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ), que são critérios de informação utilizados para seleção de estatísticas. Como se observa, embora o critério AIC

indique 2 lags no VAR irrestrito, SC e HQ indicam 1 lag somente, sendo esta a defasagem ótima para o teste de Johansen.

Tabela 5 – Defasagem ótima do VAR irrestrito

Lag	AIC	SC	HQ
0	1,322839	13,37108	13,28581
1	2,69905	.555218*	.043618*
2	2.673655*	4,243295	3,305362
3	2,678739	4,961852	3,597586
4	2,770306	5,766892	3,976293
5	2,905174	6,615234	4,398301

Fonte: Elaboração própria.

Após a definição da defasagem ótima do VAR irrestrito, buscase verificar qual a melhor especificação para o teste de cointegração de Johansen. A Tabela 6 apresenta as especificações testadas e a estatística do critério de informação de Schwarz para cada uma. Com base neste critério de seleção, observa-se que duas especificações apresentam o mesmo poder de informação: a especificação sem tendência nos dados e sem intercepto e a especificação sem tendência e com intercepto.

Tabela 6 - Critérios de Schwarz de classificação (linhas) e modelo (colunas)

Tendência de dados:	Nenhuma	Nenhuma	Linear	Linear	Quadrático
Hipótese de cointegração	Sem intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto	Intercepto
	Sem tendência	Sem tendência	Sem tendência	Tendência	Tendência
0	3,774464*	.774464*	3,997989	3,997989	4,205366
1	4,055,317	3,864765	4,044706	3,958653	4,116196
2	4,400702	4,197006	4,333749	4,075965	4,187465
3	4,775328	4,593358	4,684117	4,441234	4,536443
4	5,253948	5,055156	5,095692	4,903146	4,951526
5	5,754929	5,586257	5,586257	5,389488	5,389488

Fonte: Elaboração própria.

Com o objetivo de selecionar uma especificação dentre as duas indicadas pelo critério de Schwarz, foi adotado o teste de autocorrelação serial de Portmanteau para os modelos VEC (*Vector Error Correction*) resultantes (ambos com 01 defasagem e 01 equação de cointegração). As Tabelas 7 e 8 apresentam as estatísticas do Teste Portmanteau para as duas especificações.

TABELA 7 – Teste Portmanteau para autocorrelação residual no VEC (intercepto e sem tendência)

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	9,921995	NA*	10,03475	NA*	NA*
2	26,9376	0,359	27,44152	0,3342	25
3	58,67361	0,1874	60,28459	0,1513	50

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apresentados na Tabela 7 mostram que para a especificação com intercepto, o VEC resultante gera uma estatística que não rejeita a hipótese nula de não-autocorrelação. Logo, esta especificação não apresenta problemas de auto-correlação nos resíduos. Por sua vez, a Tabela 8 apresenta as estatísticas para a especificação sem intercepto. Nota-se que tanto para 2 quanto para 3 defasagens no teste, a estatística Q gerada rejeita a hipótese nula (ao nível de 5%) de não auto-correlação nos resíduos. Neste caso, adotou-se a especificação com intercepto como aquela que deveria ser utilizada como base para o teste de cointegração de Johansen.

Tabela 8 – Teste Portmanteau para autocorrelação residual no VEC (sem intercepto e sem tendência)

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	DF
1	10,55149	NA*	10,67139	NA*	NA*
2	39,30912	0,0343	40,09012	0,0285	25
3	72,11742	0,022	74,04289	0,0152	50

Fonte: Elaboração própria.

As Tabela 9 e 10 trazem as estatísticas padrão do teste de cointegração de Johansen para a definição do número de equações de cointegração existentes no modelo VEC: as estatísticas de Traço e Máximo Valor, respectivamente.

Tanto pela estatística de Traço quanto pelo Máximo Valor, as variáveis em nível possuem apenas uma equação de cointegração, ou seja, as variáveis possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo. Finalmente obtém-se uma equação cointegrante para o modelo, com todas as variáveis explicativas com significância estatística ao nível de 1%:

$$I_t = 5076,73 - 54,45P + 106,34EXP - P - 32,31Y - 682,36E \quad (1)$$

Tabela 9 - Teste de cointegração de Johansen - estatísticas e p-valores para teste traço

Hipótese de cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor crítico em 0,05	Prob.
Nenhum	0,371534	85,62545	76,97277	0,0094
no máximo 1	0,199513	44,28725	54,07904	0,2765
no máximo 2	0,146511	24,48163	35,19275	0,4321
no máximo 3	0,088786	10,38198	20,26184	0,6023
no máximo 4	0,023396	2,107013	9,164546	0,7563

Fonte: Elaboração própria.

A equação de cointegração mostra como as variáveis se relacionam contemporaneamente no longo prazo. Como será observado, as relações verificadas não necessariamente são explicadas pela Regra de Taylor, visto que esta última é uma regra de reação do Banco Central no curto prazo. Portanto, deve-se fazer uso de premissas adicionais para a explicação das evidências de longo prazo, tais como: a) a Curva de Phillips para a explicação da relação negativa entre juros e inflação; b) a Regra de Taylor para a relação positiva entre juros e expectativa de inflação; c) a Curva IS para a relação negativa entre juros e produto; d) a Teoria da Paridade Descoberta da Taxa de Juros para a relação negativa entre juros e câmbio.

Tabela 10 - Teste de cointegração de Johansen - estatísticas e p-valores para máximo valor

Hipótese de Cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Valor	Valor crítico em 0,05	Prob.
Nenhum	0,371534	41,3382	34,80587	0,0072
no máximo 1	0,199513	1,980,562	28,58808	0,4272
no máximo 2	0,146511	14,09965	22,29962	0,4529
no máximo 3	0,088786	8,274966	15,8921	0,5152
no máximo 4	0,023396	2,107013	9,164546	0,7563

Fonte: Elaboração própria.

Neste sentido, o coeficiente de inflação (P) se mostrou significativo a 1% e negativo em $-54,45P$. Uma maneira de explicar esta relação de longo prazo seria através da Curva de Phillips, substituindo-se nesta a variável de *gap* do produto pela Curva IS ¹. Neste caso, obtém-se uma relação negativa entre taxa de juros e inflação. Ou seja, $\uparrow I_t \rightarrow P \downarrow$. Deve-se mencionar que a equação de cointegração não descreve um processo de causalidade das séries explicativas para a variável dependente, porém relações de comovimento no longo prazo. Pode-se então dizer que a taxa Selic no período amostral esteve correlacionada negativamente com a taxa de inflação observada, indicando uma eficácia da política monetária brasileira.

Por sua vez, o coeficiente da expectativa de inflação (EXP_P) de 106,34, e significativo a 1%, corrobora o que prediz a regra de Taylor *forward looking*, na qual havendo um aumento na expectativa de inflação a autoridade monetária deve elevar a taxa de juros para manter e/ou pôr a inflação em sua meta desejada; ou seja, $\uparrow EXP_P \rightarrow I_t \uparrow$. Esta evidência sugere que o Banco Central do Brasil ajustou a taxa Selic no período estudado de maneira consistente com o previsto pela literatura de regras ótimas de política monetária.

¹ Para detalhes sobre a Curva de Phillips e a Curva IS, por favor, conferir Clarida, Galí & Gertler (1999).

Trata-se de uma postura contra-cíclica em que elevações de taxas nominais de juros, como respostas às elevações de expectativas de inflação, têm como objetivo criar uma projeção de crescimento das taxas reais de juros futuras.

Já a variável produção industrial (Y) apresentou coeficiente negativo -32,31 e também significativa a 1%. A literatura econômica apresenta um consenso no que diz respeito a efeitos negativos sobre a produção a partir de elevações de taxas de juros, por meio do que conhecemos como Curva IS, seja por meio do trabalho seminal de Hicks (1937), seja pelos refinamentos novo-keynesianos modernos (CLARIDA, GALÍ e GERTLER, 1999). Neste sentido, pode-se dizer que as relações de cointegração entre taxa Selic e produção industrial brasileira, no período amostral, expressam as relações de longo prazo ou estruturais que a curva IS prevê. Assim, no longo prazo, tem-se $\uparrow I_t \rightarrow Y \downarrow$.

A equação de cointegração mostra uma relação de longo prazo negativa entre a taxa Selic e a taxa nominal de câmbio (R\$/US\$), o que em princípio está em desacordo com a literatura sobre Regras de Política Monetária. No entanto, como se argumentou, a equação de cointegração não descreve o comportamento de reação de curto prazo da autoridade monetária, porém relações estruturais contemporâneas entre as variáveis do modelo. Há uma relação negativa entre juros e câmbio prevista pela literatura de economia internacional, conhecida como Paridade Descoberta da Taxa de Juros (Krugman et. al., 2012). Basicamente, existe a previsão de que mudanças nos diferenciais de juros criam alterações nos portfólios dos investidores, que buscam aproveitar oportunidades de retorno, desta maneira afetando as taxas de câmbio. Logo, uma elevação da taxa Selic, *coeteris paribus*, deve incitar um influxo de dólares para compra de títulos federais indexados a esta taxa, o que permite uma redução da taxa de câmbio (apreciação cambial). Portanto, o presente trabalho obtém resultados que mostram uma relação de longo prazo negativa entre taxa Selic e taxa nominal de câmbio para o período estudado. Vale dizer, trata-se de um canal importante para a política monetária, visto que diante de uma pressão inflacionária elevações da taxa Selic são mais eficazes para a estabilidade de preços se houver em contrapartida uma redução da taxa de câmbio. Assim, $\uparrow I_t \rightarrow E \downarrow$.

4.3 Relações de curto prazo

Na análise de curto prazo, optou-se por implementar um conjunto de modelos de regressão por MQO, com todas as variáveis em sua ordem de integração. Ou seja, ao se realizar uma análise de dinâmica no curto prazo, todas as variáveis que são I(1), foram colocadas em primeira diferença, ou seja, as variáveis explicativas do modelo. Neste caso, as estimações refletem respostas da variável de decisão do Banco Central Brasileiro face às *variações* das séries explicativas, tendo deste modo sido retirada a tendência ou raiz unitária das séries originais. Uma vez estimado o modelo inicial, uma regra de política monetária mais geral, foi excluída a variável que não mostrou significância e com maior p-valor, e esse procedimento foi realizado em todos os modelos. Logo, verifica-se que o Modelo 5 é a especificação que melhor se ajusta aos dados, uma vez que apresenta maior R^2 ajustado (coeficiente de determinação ajustado) e menor AIC (critério de informação Akaike). Corroborar para uma maior robustez dos resultados o fato de que duas das variáveis explicativas apresentam-se significativas estatisticamente em todos os cinco modelos apresentados.

Os cinco modelos testados acima apresentaram um coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado) superior a 0,98, indicando que mais que 98% das manipulações da taxa Selic são explicadas por variações nas variáveis especificadas em cada modelo, no período estudado. A taxa de juros defasada aparece com coeficientes altamente significativos e elevados, em todas as especificações, o que indica uma forte inércia da política monetária brasileira no período recente. Os autores Mendonça (2007) e Figueiredo e Ferreira (2002), que utilizaram o mesmo modelo, corroboram em seus resultados a existência de elevada inércia da taxa Selic. Minella et al. (2002) também encontram evidências de um forte componente inercial, assim como Modenesi (2008). Moreira (2011) encontra resultados para a inércia elevada, indicando um comportamento de suavização para a taxa de juros no Brasil. Vale dizer que o presente artigo encontra um coeficiente de inércia da política monetária brasileira superior aos observados em trabalhos anteriores, sugerindo uma elevação do conservadorismo do BCB nos últimos anos.

Tabela 11 - Modelos estimados para o nível da taxa de juros²⁰

Variável/Modelo	Modelo 1 ^{NW}	Modelo 2 ^{NW}	Modelo 3 ^{NW}	Modelo 4 ^{NW}	Modelo 5 ^{NW}
C	-0,0563	-	-	-	-
I(-1)	0.996972***	0.992748***	0.992628***	0.992536***	0.992432***
D(P(-1))	0.43286**	0.427869**	0.431503**	0.490529***	0.480379***
D(EXP_P(-1))	0,199529	0,185088	0,177894	-	-
D(Y(-1))	-0,00786	-0,008402	-0,009815	-0,010343	-
D(E(-1))	0,229891	0,220526	-	-	-
R ² ajustado	0,983842	0,984017	0,984165	0,984219	0,984332
AIC	1,099221	1,077865	1,057894	1,043729	1,025582

Fonte: Elaboração própria.

Nota: NW refere-se ao uso do mecanismo de correção de auto-correlação serial Newey-West. (***) relevante a 1%; (**) relevante a 5%; (*) relevante a 10%.

²⁰ Os resultados mostraram resíduos autocorrelacionados nos modelos pelo teste LM (teste de autocorrelação dos resíduos Breusch-Godfrey). Logo, todos os modelos foram corrigidos pelo mecanismo Newey-West (NW).

Boa parte da literatura empírica não encontra significância estatística robusta para a variável produto e obtém sinais do coeficiente que não vão ao encontro da teoria econômica, tal como neste trabalho. Isso ocorre em Minella et. al. (2002), no qual o coeficiente da variável hiato do produto mostrou-se não significativo quando se utilizaram as expectativas de mercado para medir as expectativas de inflação, e apresentou sinal errado quando as expectativas de inflação foram medidas através das informações divulgadas pelo Banco Central do Brasil no Relatório de Inflação. Em Modenesi (2008) apesar de ser significativo e possuir sinal esperado, possui pouco poder de explicação sobre a taxa de juros. Inconsistências relativas à variável produto também podem ser encontradas em Holland (2005) e Moreira (2011).

Ademais, o coeficiente para a taxa de câmbio não possuiu nenhum poder de impacto em nenhum dos modelos na decisão para a taxa de juros Selic. Os resultados sobre o peso do câmbio na Regra de Taylor no Brasil são ainda conflituosos. Minella et al. (2002) testaram um componente cambial na especificação, contudo o resultado se mostrou não significativo, ou seja, irrelevante na explicação da taxa de juros. Holland (2005) introduziu o câmbio real em sua função de reação e o mesmo se mostrou não significativo, não servindo para explicar a formação de juros no período analisado. Correia e Amaral (2008) afirmam que indiretamente a taxa de câmbio afeta fortemente as expectativas de inflação, afetando dessa forma a taxa de juros Selic. Já Brito e Sbardellati (2012) mostram que o câmbio impacta na determinação da taxa e que sua depreciação leva a uma elevação de juros no país.

A variável de expectativa inflacionária revelou-se não significativa em todas as especificações, contrariando um princípio da literatura moderna em política monetária, que prevê o comportamento *forward-looking* dos Bancos Centrais. Os resultados encontrados em Minella et al. (2002) mostram que o BCB possuía uma postura *forward-looking*, já que o coeficiente da expectativa de inflação foi significativo. Correia e Amaral (2008) chegam à conclusão em seu trabalho de que as expectativas de inflação impactam na determinação da taxa de juros, enquanto Brito e Sbardellati (2012) mostram que as expectativas de inflação também explicam a formação da taxa de juros, revelando uma postura *forward looking* do BCB. A postura

forward-looking do BCB também foi encontrada em trabalhos empíricos como Holland (2005) e Moreira (2011), que afirma que as expectativas de inflação são um importante componente para explicar a condução e/ou manipulação da taxa de juros no país.

A variável inflação observada (P), por sua vez, apresentou coeficiente significativo em todos os modelos estimados, variando de 0,42 a 0,49. Isto sugere uma postura *backward-looking* do BCB, ou seja, a autoridade monetária no Brasil tem ajustado a taxa básica de juros olhando mais para a inflação observada do que para a inflação projetada meses à frente. Se for levado em consideração o resultado de uma política monetária muito gradualista (inercial) e a de ausência de peso para as expectativas inflacionárias na regra de reação, o fato de que a política monetária brasileira tem se fundamentado, sobretudo na inflação já realizada sugere uma perda de eficiência em comparação com os trabalhos anteriores pesquisados. Nestes, foram encontradas evidências de que o BCB possuía menor inércia na condução da taxa Selic e maior peso da inflação esperada *vis-à-vis* a inflação observada na regra de política. A interpretação que aqui se oferece é a de que nos últimos anos, em particular a partir da presidência de Alexandre Tombini, tem havido uma perda de eficiência na gestão do BCB face às gestões anteriores, com prejuízos para a credibilidade do regime de metas de inflação no país e, portanto, para a estabilidade de preços no longo prazo.

V CONSIDERAÇÕES FINAIS

A regra de Taylor (1993) recebeu ao longo dos últimos anos diversos aprimoramentos com a finalidade de explicar de maneira mais realista a postura dos Bancos Centrais diante da dinâmica macroeconômica. Em relação à versão original, os principais incrementos foram os componentes inercial, expectacional e cambial. Isto significa que, nos dias atuais, quando se pensa em uma regra de política monetária leva-se em consideração o comportamento de suavização das taxas básicas de juros, o comportamento prospectivo dos Bancos Centrais e os impactos e canais de transmissão a partir das variações das taxas de câmbio.

O presente trabalho teve como objetivo verificar se o Banco Central do Brasil, no período compreendido entre Janeiro de 2005 a

Julho de 2012, teve-se a uma regra de política monetária tipo Taylor expandida. Muitos trabalhos empíricos foram feitos com esta tentativa nos últimos anos, de Minela et. al. (2002) à Moreira (2011), conforme demonstrou a análise da literatura para o país. No entanto, essa literatura chegou a resultados para a dinâmica de curto prazo da taxa Selic, uma vez que em sua maioria foi feito o uso do método de Mínimos Quadrados Ordinários, com as variáveis estacionarizadas e com defasagens temporais nos regressores. Este artigo encontrou também evidências para uma Regra de Taylor expandida no período amostral, porém foi realizada uma análise de Cointegração, através dos testes de Johansen (1991), com o intuito de identificar relações contemporâneas de longo prazo entre as variáveis do modelo.

As principais evidências para a análise de longo prazo são as seguintes: i) há um co-movimento inverso entre taxa Selic e produção industrial para o período estudado, ou seja, elevações da taxa básica de juros são acompanhadas contemporaneamente por reduções dos níveis de produção da indústria geral brasileira. Esta relação de longo prazo, embora contradiga a previsão de reação pela Regra de Taylor, está em consistência com a previsão estrutural da Curva IS, em sua versão clássica ou novo-keynesiana (HICKS, 1937; CLARIDA et al. 1999); ii) há um co-movimento inverso entre taxa Selic e taxa de inflação ao consumidor no Brasil. Trata-se de uma relação de longo-prazo ou estrutural que só pode ser interpretada por meio do uso conjunto das previsões pelas Curvas IS e de Phillips. Ou seja, elevações na taxa Selic, ao gerarem reduções da produção industrial (Curva IS), estimulam diminuições na inflação ao consumidor (Curva de Phillips).

Assim, o que a equação de cointegração está captando não é a relação de curto-prazo prevista pela Regra de Taylor, porém uma relação estrutural entre Selic e inflação prevista pelas Curvas IS e de Phillips; iii) há uma relação de longo prazo positiva entre expectativas inflacionárias e taxa Selic. Esta sim é uma relação prevista para a reação do Banco Central no curto prazo e que prevalece também na dinâmica de longo prazo. Isto sugere que contextos de elevações na inflação esperada apresentam maiores níveis de taxa básica de juros, seja pelo comportamento reativo da autoridade monetária, seja pela reação de precificação dos bancos comerciais, que exigem maiores taxas de juros para emprestarem uns aos outros; iv) observou-se uma relação estrutural inversa entre Selic e taxa nominal de câmbio na

amostra estudada. Esta relação é prevista pela abordagem da Paridade Descoberta, ou seja, a ideia de que maiores diferenciais de juros implicam realocações nos capitais internacionais e assim variações nas taxas de câmbio: maiores taxas Selic induzem maiores volumes de dólares entrando no país para a compra de títulos da dívida federal indexada àquela taxa (as *Letras Financeiras do Tesouro* por exemplo), desta forma forçando reduções da taxa nominal de câmbio.

A análise de curto-prazo, por sua vez, verificou uma característica semelhante à encontrada nos trabalhos anteriores: a elevada inércia da política monetária brasileira. Pode-se ainda dizer que esta inércia tem apresentado elevação, se comparado com os coeficientes estimados na literatura para o Brasil. Isto sugere que nos últimos anos o BCB, sob uma nova gestão, estaria tornando-se mais conservador no processo de ajuste da taxa Selic.

Ademais, identificou-se a ausência de significância estatística para o coeficiente relativo à expectativa inflacionária na Regra de Taylor, para todas as cinco especificações testadas. Trata-se de resultado preocupante, uma vez que indicaria perda de eficiência da política monetária brasileira, se comparado com os resultados dos trabalhos anteriores, que encontraram, pelo menos em parte, coeficientes elevados e significativos para a expectativa de inflação. Aqui, de fato, tem-se uma espécie de contradição: embora haja evidência de longo-prazo para a relação contemporânea positiva entre juros e expectativas de inflação, não houve evidências para esta relação no curto prazo. Pode-se dizer então que a reação da taxa Selic às expectativas de inflação demora um prazo longo, não sendo captada nas regras de reação de curto prazo estimadas. Portanto, nos últimos anos o BCB estaria se tornando gradualista em extremo (coeficientes de inércia em 0,9) e menos *forward-looking*. Esta impressão é fortalecida se for considerado o resultado de que a inflação observada apresentou significância estatística (com coeficientes em torno de 0,4). A contrapartida de um Banco Central menos *forward-looking* seria a de apresentar componente *backward-looking* significativo.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, J.P.; DIVINO, J. A. Monetary police of the Bank of Japan – inflation target versus exchange rate target. **Japan and the world economy**. V.17, p.189-208, 2005.

BOGDANSKI, J, TOMBINI, A.; WERLANG, R. C. Implementing inflation targeting in Brazil. Working Paper Series, no 1, **Central Bank of Brazil**, July 2000.

BRITO, E. C. & SBARDELLATI, E. C. A. ‘A utilização do câmbio valorizado como canal de transmissão da política monetária e seus reflexos para a economia’. 2012. Disponível:<<http://www.pucrs.br/eventos/encontroeconomia/download/mesas/AUtilizacaoDoCambioValorizado.pdf>>. Acesso em: 10/12/2012.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. ‘Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots’. In Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer, editors, "**NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6**" MIT Press (1991).

CHADA, J. S.; SARNO, L.; VALENTE, G. Monetary police rules, Asset Prices, and Exchange Rates. **IMF Staff Papers**. V. 51, nº3, p.529-552, 2004.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review** 42, p. 1033-1067. 1998

_____. The science of monetary policy: a new keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. XXXVII, p. 1.661-1.707, 1999.

CORREIA, F.M.; AMARAL, R.Q. Política Monetária e a determinação da função de reação do Banco Central brasileiro. **Economia e Desenvolvimento**, Recife (PE), v. 7, n. 1, p. 85-122, 2008.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica**, 55(2), 251–276, 1987.

FIGUEIREDO, F. M. R.; FERREIRA, T. P. Os preços administrados e a inflação no Brasil. Trabalhos para Discussão, Brasília: **Banco Central do Brasil**, n. 59, dez. 2002.

HICKS, J. R. Mr. Keynes and the ‘Classics’: A Suggested Interpretation. **Econometrica**, Volume 5, Issue 2, 1937.

HOLLAND, M. **Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting**. University of California, Berkeley. 2005.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, Vol.59, No.6, 1551–1580, 1991.

JUDD, J. P.; RUDEBUSCH, G. D. Taylor’s rule and the Fed: 1970–1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. **Economic Review** 3, p. 3-16. 1998.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. **International Economics**, 9/E, Prentice Hall, 2012.

MENDONÇA, H. F. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, São Paulo, vol. 27, n. 3, p. 431-451, jul./set. 2007.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges**. Trabalhos para Discussão, n. 53, Banco Central do Brasil, 2002.

MODENESI, A.M. **Efeito Convenção e Inércia na Taxa Selic**: uma estimativa da função do Banco Central do Brasil. Trabalho apresentado no I Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira. 2008.

MOREIRA, R.R. Regra Inercial do Banco Central Brasileiro e Expectativas Adaptativas de Inflação: o período jan/2005-jun/2010. **Textos de Economia**, Florianópolis, v.14, n.2, p.11-37, jul./dez.2011.

SVENSSON, L. E. O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targetings. **NBER Working Paper**, n° 5797. 1996.

TAYLOR, J. B. Discretion versus police rules in practice. Carnegie-Rochester. **Conference Series On Public Policy** 39, p. 195-214, 1993

WOODFORD, M. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton: Princeton University Press.