

UM ESTUDO SOBRE OS IMPACTOS DA SURPRESA DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ATIVIDADE ECONÔMICA BRASILEIRA*

Ricardo da Cruz Gouveia Vieira[§]
Carlos Eduardo Soares Gonçalves[□]

RESUMO

Este trabalho estuda os impactos da política monetária nas variáveis reais da economia brasileira. Será testado o efeito de movimentos não-esperados da política monetária sobre a atividade econômica e o desemprego com base nos modelos Neoclássicos e Novo-Keynesianos, cuja importância para o comportamento das variáveis reais é a parte não-esperada da política monetária. Como medida de surpresa da política monetária, será utilizado o erro de previsão do mercado para a taxa de juros estabelecida pela autoridade monetária.

Palavras-chave: política monetária, Brasil, taxa de juros.

ABSTRACT

This work studies the impacts of the monetary policy in the real variables of the Brazilian economy. It will be tested the unanticipated movements of the monetary policy in the economic activity and unemployment according with the Neoclassical and new Keynesians models, which the importance the real variables is the unanticipated component of the monetary policy. As measure of surprise it will be used the error forecast for the interest rate established by the monetary authority.

Keywords: monetary policy, Brazil, interest rate.

JEL classification: E43, E52.

* Artigo baseado na dissertação de Mestrado do primeiro autor sob a orientação do co-autor e com suporte financeiro da CAPES.

§ Mestre em Teoria Econômica pelo IPE/FEA/USP. Rua Oliveira Dias, 380 – São Paulo, SP. CEP: 01433-030. E-mail: ricardo-cgv@yahoo.com.br.

□ Professor do Departamento de Economia da FEA/USP. Av. Prof. Luciano Gualberto, 908 – Cidade Universitária, São Paulo, SP. CEP: 05508-900. E-mail: cesg@usp.br.

Recebido em junho de 2006. Aceito para publicação em maio de 2008.

1 INTRODUÇÃO

Pelo menos desde David Hume, os economistas vêm debatendo a relação entre moeda e as variáveis reais da economia. Em particular, muito da pesquisa empírica desde o final dos anos de 1950 tem buscado investigar a relação entre moeda e atividade econômica. O “Consenso Keynesiano”, que dominou o debate macroeconômico durante as décadas de 1950 e 1960, defendia a não-neutralidade da moeda. Essa abordagem sofreu severas críticas no início dos anos de 1970, tanto no plano teórico, com a revolução das expectativas racionais,¹ como no plano empírico, dado que o choque do petróleo havia levado a um desaparecimento da tão alardeada curva de Phillips.

Assim, a idéia de um *tradeoff* permanente entre inflação e desemprego (ou atividade) foi substituída pela nova curva de Phillips aumentada pelas expectativas. Segundo esta formulação, apenas **surpresas** nominais (inflação acima da inflação esperada) teriam algum impacto sobre a atividade. Aqui vale ressaltar que os próprios modelos originados na “contra-revolução” novo-keynesiana dos anos de 1980 chegam a este mesmo resultado: surpresas monetárias afetariam o nível de produção, mas a parte esperada da moeda influenciaria apenas o nível de preços – ver Romer (2001).

Em dois artigos seminais, o economista Robert Barro² leva para a arena empírica a idéia de que a parte não-esperada da moeda influencia a atividade. Usando os resíduos de uma regressão, onde a variável explicada é a moeda (os resíduos refletindo a parte não-esperada da moeda), o autor encontra evidências favoráveis à tese de que a parte não-esperada da moeda afeta a atividade. Interessantemente, Frederic Mishkin (1982) repete o experimento de Barro e encontra evidências de que, além da parte não-esperada, a parte esperada da moeda também apresenta correlação positiva com a atividade econômica. Neste artigo, de natureza eminentemente empírica, nos baseamos nos testes realizados por estes dois autores para investigar a relação entre política monetária (parte esperada e não-esperada) e atividade no Brasil pós-flutuação cambial. A única diferença crucial deste artigo para os acima mencionados é que nossa medida de política monetária é dada pela taxa de juros, e não por medidas de agregados monetários.

O trabalho está dividido em quatro seções, incluindo esta introdução. A segunda discutirá a estratégia empírica e a base de dados, a terceira apresentará os resultados obtidos e a quarta, finalmente, conclui o trabalho.

2 DADOS E METODOLOGIA

Nesta seção serão expostos os dados e a metodologia que utilizamos para o desenvolvimento do trabalho.

Nossa base de dados incorpora o período 1999³/2005. A idéia de empregarmos dados referentes apenas ao período de flutuação cambial é minimizar a importância das conhecidas críticas a respeito da presença de quebras estruturais nos dados. Por trabalharmos com um período de tempo

1 Lucas (1973).

2 Barro (1977, 1978).

3 Na verdade, a base começa apenas em setembro de 1999, quando se iniciam as reuniões sistemáticas do Comitê de Política Monetária.

relativamente reduzido, optamos por usar dados de frequência mensal. As séries empregadas foram: (i) taxa de desemprego (Seade e Dieese/PED), (ii) horas trabalhadas da CNI, (iii) produção industrial (IBGE), (iv) inflação mensal com base no IPCA, (v) expectativa de inflação (pesquisa Focus),⁴ (vi) taxa de juros de curto prazo (Selic) e (vii) taxa de juros de longo prazo (*swaps* pré-DI de 30 e 360 dias).

Antes de tudo, para testarmos a influência da surpresa monetária na atividade, precisamos construir, inicialmente, uma medida de surpresa. Nossa primeira medida de quanto os agentes privados são surpreendidos por decisões de política monetária é simples: calculamos a diferença entre as taxas de juros de um dado instrumento financeiro (no caso os *swaps* de 30 e 360 dias) negociadas um dia depois e um dia antes da decisão mensal do Comitê de Política Monetária (Copom). A diferença entre as taxas negociadas para um mesmo instrumento antes e depois do Copom é uma medida clara de quanto o mercado foi (ou não) surpreendido pela decisão do BC.

Em notação, esta primeira medida de resíduo é portanto dada por : $RJ = r_t^Q - r_t^T$,

onde: RJ é o resíduo de juros; r_t^Q é a taxa de juros na quinta-feira (maturidade t), um dia após o Banco Central do Brasil definir a taxa de juros básica da economia, e r_t^T é a taxa de juros esperada pelo mercado um dia antes do Banco Central determinar a taxa básica de juros.

Construímos duas medidas de surpresa com base nesta metodologia, uma empregando taxas de juros de mercado de maturidade de 30 dias e outra mais longa, com maturidade de 360 dias.

A segunda medida de surpresa monetária se assemelha mais à idéia dos já mencionados artigos de Robert Barro (com a diferença de que este autor emprega a própria moeda como medida de instrumento, e nós empregamos a taxa de juro): ela é o resíduo de uma Regra de Taylor, onde a variável explicada é o juro básico, e as explicativas são juros defasados, atividade e expectativa de inflação. A seguir, apresentamos os resultados de nossa estimação da Regra de Taylor.⁵

Tabela 1 – Regra de Taylor

Variável Dependente: Taxa de Juros (Jan/2000 - Out/2005)	
Constante	2,585 **
Desvio Padrão	1,211
(Expectativa de Inflação – Meta)	0,472 ***
Desvio Padrão	0,125
Hiato do Produto (Filtro HP)	1,126
Desvio Padrão	7,510
Juros (-1)	0,839 ***
Desvio Padrão	0,066
Observações	70
R ²	0,888
Teste LM B-G	0,215

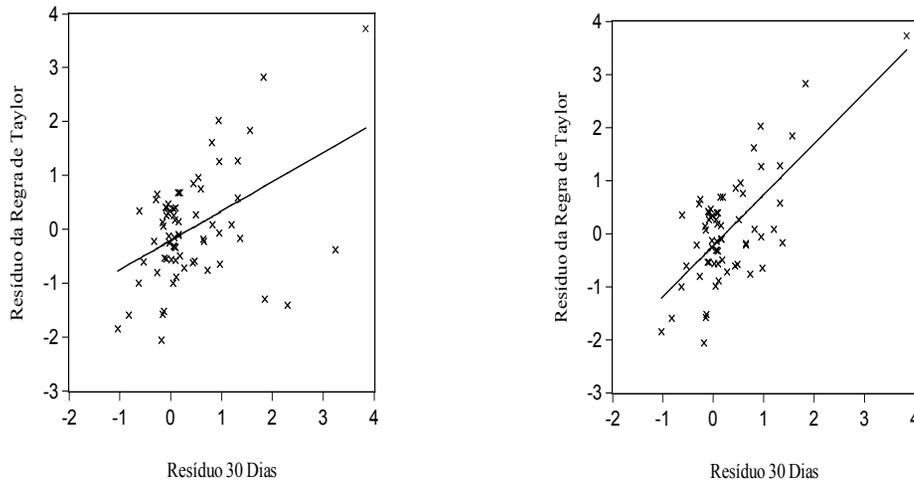
Notas: *, ** e *** variável estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Teste LM B-G (Breusch-Godfrey) de correlação serial, para a hipótese nula de não-correlação serial (P-valor).

4 Série que se inicia apenas em janeiro de 2000.

5 Ver Taylor (1993, 1999).

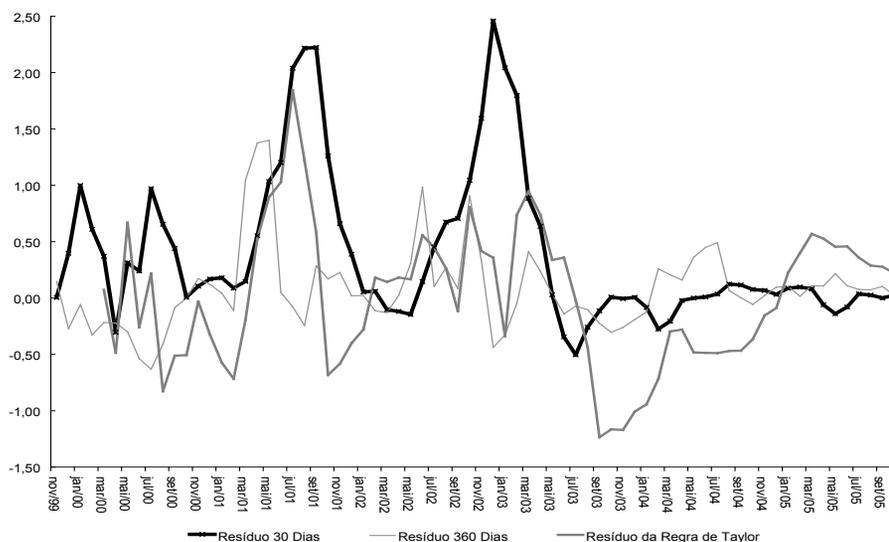
Mais uma vez, os resíduos da regressão acima constituem nossa segunda medida de surpresa de política monetária. É interessante observarmos no gráfico de dispersão a seguir que as duas diferentes medidas de surpresa são altamente correlacionadas quando excluímos três claros *outliers* (crise do “apagão” de 2001 e duas observações no período das tensões eleitorais de 2002) do total de 70 dados de nossa amostra (correlação simples de 0,70 – Figura 1).

Figura 1– Dispersão entre resíduo de 30 dias e resíduo da Regra de Taylor com todas as observações (E) e sem três observações *outlier* (D)



Além do gráfico de dispersão, podemos observar simultaneamente como as três séries dos resíduos obtidas se comportam (Figura 2). Neste gráfico, ficam em evidência os *outliers* de 2001 e de 2002.

Figura 2 – Séries dos resíduos da política monetária (set/1999 a out/2005)



Nossa estratégia básica será, então, regredir medidas de atividade econômica como desemprego, variação nas horas trabalhadas e variação na produção em suas defasagens, nas medidas de surpresa monetária, e também na parte esperada da política monetária.

Em notação:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \omega_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^N \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^N \delta_i x_{t-i}^e + e_t,$$

onde: y_t é desemprego, horas trabalhadas ou produção no período; x_{t-i} é a surpresa da política monetária; x_{t-i}^e é a parte esperada da política monetária; e_t é um termo estocástico, com suas propriedades usuais, e N é no máximo igual a 12.

As regressões serão estimadas com até doze defasagens da variável dependente, com a intenção de corrigir a correlação serial dos resíduos.⁶ Depois de detectada a não-existência e correlação serial por meio do teste *LM Breusch/Godfrey*, será selecionada a melhor regressão por meio dos critérios de informação tradicionais.⁷

Em um segundo passo, serão feitas estimações de regressões degeneradas, ou seja, serão estimados modelos com apenas uma defasagem de cada parte, esperada e não-esperada dos juros.⁸ Por fim, todas nossas regressões foram rodadas empregando médias-móveis trimestrais com intuito de suavizar eventuais oscilações de curto prazo nas séries.

Dado que trabalharemos com três séries distintas de resíduo, temos três tipos de modelos para cada variável dependente. São eles:

Modelo 1: $RJ^{30} = r_t^Q - r_{t-2}^T$, diferença da equação para juros de 30 dias.

Modelo 2: $RJ^{360} = r_t^Q - r_{t-2}^T$, diferença da equação para juros de 360 dias.

Modelo 3: $i_t = g_0 + \beta_{i-1} + g_\pi \pi_t + g_i x_t + \varepsilon_t$, resíduo da Regra de Taylor.

3 RESULTADOS

Nesta seção, discutimos os resultados encontrados nas regressões feitas a partir da metodologia sugerida na seção anterior. Os três primeiros modelos estimados estão reportados na Tabela 1, onde a produção é a variável dependente e todas as defasagens são empregadas como regressores. Ou seja, surpresa de política monetária e também sua parte esperada entram com até doze meses de defasagem.

Como se pode ver, no modelo 1, várias defasagens são significativas e possuem o coeficiente com o sinal esperado. Além disso, é interessante notar a concentração dos coeficientes significantes nas seis primeiras defasagens. Diferentemente do modelo 1, no qual encontramos 6 dos 13 β 's (parte

6 Ver Greene (2003), Davidson e MacKinnon (2004) e Favero (2001).

7 Para a escolha do melhor modelo de defasagem, foram analisados dois critérios de seleção: o Critério de Informação de Akaike (CIA) e o Critério de Informação de Schwarz (CIS).

8 Os mesmos critérios de informação para a escolha do melhor modelo estimado serão utilizados nessa etapa.

não-esperada) significantes, e também 6 dos 13 δ 's (parte esperada) significantes, nos modelos 2 e 3, a maioria dos coeficientes não são estatisticamente diferentes de zero, mas os significativos mais uma vez se concentram nas defasagens mais curtas.

Já na Tabela 2, onde **não** são incluídas todas as defasagens, obtivemos, nos três modelos estimados, coeficientes significativos e com o sinal esperado, tanto para a parte não-esperada, quanto para a parte esperada dos juros.

Tabela 2 – Resultado – produção industrial

Variável Dependente: Produção Industrial com Média Móvel (Set/1999-Out/2005)						
α	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
ω_0	-0,802	(0,846)	0,332	(0,806)	-0,340	(1,094)
ω_1	0,638	(0,171) ***	0,752	(0,193) ***	0,539	(0,164) ***
ω_2	0,050	(0,200)	0,030	(0,225)	0,137	(0,196)
ω_3	-1,440	(0,252) ***	-0,881	(0,238) ***	-0,540	(0,146) ***
ω_4	0,729	(0,279) **	0,186	(0,301)		
ω_5	0,213	(0,190)	0,085	(0,309)		
ω_6	-0,925	(0,252) ***	-0,369	(0,302)		
ω_7	0,428	(0,193) **	-0,019	(0,307)		
ω_8			0,071	(0,278)		
ω_9			-0,362	(0,259)		
ω_{10}			0,236	(0,209)		
β_0	-1,873	(0,751) **	0,298	(0,471)	0,261	(0,313)
β_1	3,899	(1,411) ***	-0,144	(0,563)	-1,103	(0,804)
β_2	-2,949	(1,377) **	0,274	(0,581)	0,933	(1,503)
β_3	0,039	(1,203)	-1,107	(0,634) *	0,426	(1,641)
β_4	0,113	(1,287)	0,509	(0,676)	-2,774	(1,745)
β_5	1,810	(1,305)	-0,225	(0,619)	2,304	(2,042)
β_6	-2,873	(1,298) **	-0,274	(0,625)	0,729	(1,976)
β_7	2,133	(1,336)	-0,293	(0,593)	-2,374	(1,967)
β_8	-0,893	(1,233)	0,592	(0,581)	1,307	(1,978)
β_9	0,187	(1,224)	-0,441	(0,563)	1,214	(1,644)
β_{10}	-1,104	(1,172)	0,346	(0,463)	-2,801	(1,574) *
β_{11}	2,340	(1,128) **	0,587	(0,411)	0,881	(1,509)
β_{12}	-1,149	(0,509) **	-0,284	(0,371)	0,485	(0,779)
δ_0	1,086	(0,422) **	0,249	(0,222)	1,153	(0,848)
δ_1	-2,022	(0,970) **	-0,459	(0,492)	-2,554	(2,428)
δ_2	0,312	(1,051)	0,229	(0,546)	0,359	(3,264)
δ_3	0,787	(1,069)	0,146	(0,503)	4,489	(3,181)
δ_4	1,563	(1,330)	-0,325	(0,538)	-6,177	(3,713) *
δ_5	-4,168	(1,461) ***	0,220	(0,571)	2,067	(4,009)
δ_6	3,240	(1,332) **	-0,469	(0,558)	3,348	(3,774)
δ_7	-0,328	(1,157)	0,881	(0,574)	-4,525	(3,924)
δ_8	-1,096	(1,090)	-0,900	(0,572)	0,878	(3,552)
δ_9	0,316	(1,134)	0,460	(0,503)	3,843	(3,002)
δ_{10}	1,980	(1,244)	-0,026	(0,431)	-3,819	(3,096)
δ_{11}	-2,900	(1,104) ***	-0,283	(0,370)	0,614	(2,364)
δ_{12}	1,294	(0,432) ***	0,278	(0,177)	0,352	(0,823)
Observações	60		60		56	
R ²	0,877		0,866		0,869	
Teste LM B-G	0,828		0,402		0,569	

Notas: *, ** e *** variável estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Teste LM B-G (Breusch-Godfrey) de correlação serial, para a hipótese nula de não-correlação serial (P-valor).

Na Tabela 3, onde a variável dependente é horas trabalhadas, não encontramos boas evidências dos efeitos da política monetária. No modelo 1, nenhum coeficiente se mostrou estatisticamente significativo, enquanto, no modelo 2, apenas três coeficientes são estatisticamente significativos, sendo dois da parte não-esperada (com o sinal “errado” e significativos apenas a 10%). Na Tabela 4, com estimações com apenas algumas defasagens incluídas, os resultados são, contudo, um pouco melhores.

Quando a variável dependente é a taxa de desemprego, encontramos resultados satisfatórios para os três modelos (Tabela 5). No modelo 1, a resposta ocorreu nas últimas defasagens (na última para a parte não-esperada e na última e penúltima na parte esperada). Nos outros dois modelos, os resultados se mostraram muito parecidos, acumulando os coeficientes significativos nas primeiras defasagens.

Nos modelos na forma degenerada (Tabela 6), encontramos coeficientes significantes e com o sinal esperado, porém com defasagens distintas. Nos modelos 1 e 3 tem-se uma resposta mais rápida – na quarta e na terceira – enquanto, no modelo 2, a décima defasagem é a significativa.

Tabela 3 – Resultado – produção industrial (degenerado)

Variável Dependente: Produção Industrial com Média Móvel (Set/1999-Out/2005)						
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
α_0	1,395	(0,544) **	1,098	(0,487) **	1,463	(0,574) **
ω_1	0,480	(0,102) ***	0,728	(0,118) ***	0,522	(0,106) ***
ω_2	0,093	(0,118)	0,034	(0,121)	0,061	(0,128)
ω_3	-0,537	(0,101) ***	-0,738	(0,120) ***	-0,601	(0,112) ***
ω_4			0,312	(0,121) **		
β_1	-0,382	(0,112) ***			-0,430	(0,134) **
β_2			-0,382	(0,192) **		
δ_1	-0,050	(0,028) *			-0,061	(0,029) **
δ_2			-0,042	(0,022) **		
Observações	71		70		67	
R ²	0,627		0,636		0,608	
Teste LM B-G	0,051		0,372		0,294	

Notas: *, ** e *** variável estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Teste LM B-G (Breusch-Godfrey) de correlação serial, para a hipótese nula de não-correlação serial (P-valor).

Tabela 4 – Resultado – horas trabalhadas

Variável Dependente: Horas Trabalhadas com Média Móvel (Set/1999-Out/2005)						
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
α_0	0,610	(0,537)	0,436	0,457	1,026	(0,741)
ω_1	0,470	(0,171) ***	0,639	0,159 ***	0,565	(0,185) ***
ω_2	0,154	(0,189)	0,178	0,184	0,249	(0,177)
ω_3	-0,931	(0,209) ***	-0,652	0,180 ***	-0,736	(0,191) ***
ω_4	0,326	(0,199)	0,332	0,162 **	0,311	(0,197)
ω_5	-0,062	(0,217)				
ω_6	-0,482	(0,203) **				
β_0	-0,563	(0,434)	-0,081	0,230	-0,448	(0,194) **
β_1	0,329	(0,698)	0,100	0,276	-0,940	(0,496) *
β_2	-0,401	(0,726)	0,249	0,282	1,518	(0,965)
β_3	0,597	(0,728)	-0,416	0,325	-0,628	(1,060)
β_4	-0,645	(0,809)	-0,123	0,346	-1,264	(1,107)
β_5	0,412	(0,797)	0,363	0,325	1,657	(1,304)
β_6	0,065	(0,731)	-0,153	0,344	-1,025	(1,233)
β_7	-0,692	(0,740)	-0,171	0,330	-0,453	(1,234)
β_8	0,106	(0,763)	-0,144	0,323	1,743	(1,254)
β_9	0,573	(0,788)	0,616	0,311 **	-1,585	(1,070)
β_{10}	-0,336	(0,786)	-0,372	0,260	0,081	(1,024)
β_{11}	0,208	(0,733)	-0,022	0,253	0,604	(0,877)
β_{12}	-0,237	(0,343)	0,420	0,220 *	-0,166	(0,408)
δ_0	-0,016	(0,230)	-0,100	0,117	1,157	(0,531) **
δ_1	0,123	(0,534)	0,090	0,261	-2,748	(1,563) *
δ_2	0,304	(0,613)	0,073	0,291	2,187	(2,116)
δ_3	-0,989	(0,675)	-0,044	0,281	0,283	(2,014)
δ_4	0,634	(0,835)	-0,213	0,306	-2,211	(2,338)
δ_5	0,243	(0,803)	0,279	0,319	2,268	(2,506)
δ_6	-0,774	(0,674)	0,036	0,304	-0,532	(2,350)
δ_7	0,422	(0,661)	-0,289	0,302	-2,122	(2,464)
δ_8	0,457	(0,680)	0,085	0,300	3,332	(2,262)
δ_9	-0,685	(0,716)	0,128	0,254	-1,775	(1,975)
δ_{10}	0,272	(0,782)	-0,052	0,226	-0,596	(1,956)
δ_{11}	-0,240	(0,688)	-0,185	0,208	1,127	(1,389)
δ_{12}	0,247	(0,284)	0,176	0,100 *	-0,416	(0,464)
Observações	60		60		56	
R ²	0,806		0,766		0,809	
Teste LM B-G	0,307		0,617		0,617	

Notas: *, ** e *** variável estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Teste LM B-G (Breusch-Godfrey) de correlação serial, para a hipótese nula de não-correlação serial (P-valor).

Tabela 5 – Resultado – horas trabalhadas (degenerado)

Variável Dependente: Horas Trabalhadas com Média Móvel (Set/1999-Out/2005)						
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
α_0	0,884	(0,353)**	0,786	(0,289)***	0,953	(0,363)***
ω_1	0,546	(0,120)***	0,586	(0,114)***	0,405	(0,129)***
ω_2	0,110	(0,127)	0,237	(0,135)**	0,157	(0,131)
ω_3	-0,472	(0,127)***	-0,658	(0,129)***	-0,357	(0,118)***
ω_4	0,238	(0,118)**	0,358	(0,133)***		
ω_5	-0,057	(0,065)				
ω_6	-0,037	(0,017)**				
β_1	-0,057	(0,065)			-0,166	(0,083)**
β_4			0,074	(0,140)		
δ_1	-0,037	(0,017)**			-0,040	(0,018)**
δ_4			-0,389	(0,120)***		
Observações	72		68		67	
R ²	0,490		0,597		0,476	
Teste LM B-G	0,071		0,270		0,079	

Notas: *, ** e *** variável estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Teste LM B-G (Breusch-Godfrey) de correlação serial, para a hipótese nula de não-correlação serial (P-valor).

Tabela 6 – Resultado – taxa de desemprego

Variável Dependente: Taxa de Desemprego com Média Móvel (Set/1999-Out/2005)						
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
α_0	0,566	(0,263)**	0,676	(0,312)**	0,549	(0,497)
ω_1	2,062	(0,151)***	2,375	(0,223)***	2,363	(0,224)***
ω_2	-1,494	(0,307)***	-2,762	(0,540)***	-2,472	(0,524)***
ω_3	-0,514	(0,329)	1,863	(0,665)***	0,849	(0,575)
ω_4	1,814	(0,344)***	-0,683	(0,479)	1,011	(0,536)*
ω_5	-1,286	(0,310)***	0,102	(0,170)	-1,440	(0,598)**
ω_6	0,323	(0,137)**			0,268	(0,550)
ω_7					0,968	(0,527)*
ω_8					-0,886	(0,527)
ω_9					-0,125	(0,386)
ω_{10}					0,964	(0,378)**
ω_{11}					-0,775	(0,375)*
ω_{12}					0,193	(0,184)

(continua)

Tabela 6 – Resultado – taxa de desemprego (continuação)

β_0	0,118	(0,119)	0,003	(0,088)	-0,043	(0,055)
β_1	-0,323	(0,221)	0,236	(0,091)**	0,034	(0,145)
β_2	0,182	(0,228)	-0,228	(0,096)**	0,381	(0,212)*
β_3	0,075	(0,219)	0,208	(0,109)*	-0,469	(0,227)*
β_4	0,157	(0,233)	-0,062	(0,111)	0,720	(0,280)**
β_5	-0,248	(0,232)	0,108	(0,105)	-0,829	(0,314)**
β_6	-0,018	(0,213)	-0,111	(0,111)	0,578	(0,309)*
β_7	0,223	(0,216)	0,189	(0,109)*	-0,178	(0,324)
β_8	-0,155	(0,223)	-0,125	(0,113)	0,235	(0,341)
β_9	0,259	(0,226)	0,050	(0,106)	-0,216	(0,272)
β_{10}	-0,064	(0,217)	0,062	(0,083)	0,349	(0,241)
β_{11}	-0,256	(0,199)	0,071	(0,080)	-0,315	(0,221)
β_{12}	0,166	(0,091)*	0,027	(0,079)	0,205	(0,130)
δ_0	-0,014	(0,073)	-0,015	(0,042)	0,049	(0,157)
δ_1	0,067	(0,165)	-0,053	(0,092)	-0,525	(0,379)
δ_2	-0,046	(0,186)	0,244	(0,104)**	1,206	(0,453)*
δ_3	0,141	(0,199)	-0,375	(0,103)***	-1,689	(0,509)***
δ_4	-0,341	(0,234)	0,362	(0,113)***	1,969	(0,654)***
δ_5	0,200	(0,227)	-0,255	(0,115)**	-1,689	(0,674)**
δ_6	0,098	(0,195)	0,123	(0,104)	0,951	(0,627)
δ_7	-0,184	(0,197)	-0,059	(0,099)	-0,473	(0,703)
δ_8	0,266	(0,199)	0,103	(0,096)	0,467	(0,636)
δ_9	-0,280	(0,208)	-0,111	(0,085)	-0,649	(0,483)
δ_{10}	-0,052	(0,224)	0,107	(0,074)	0,757	(0,468)
δ_{11}	0,356	(0,196)*	-0,093	(0,065)	-0,608	(0,362)
δ_{12}	-0,185	(0,083)**	0,049	(0,034)	0,254	(0,134)*
Observações	60		60		56	
R ²	0,996		0,994		0,999	
Teste LM B-G	0,148		0,068		0,249	

Notas: *, ** e *** variável estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Teste LM B-G (Breusch-Godfrey) de correlação serial, para a hipótese nula de não-correlação serial (P-valor).

Após essa exposição dos resultados, verificaremos se, em conjunto, os coeficientes das regressões são estatisticamente diferentes de zero (Tabela 7), e posteriormente somaremos os coeficientes significativos na Tabela 8.

Na Tabela 7, apresentamos os resultados de testes de Wald para a hipótese nula de que os coeficientes são iguais a zero. A hipótese nula é rejeitada para os três modelos apenas quando a variável explicada é o desemprego. Para a produção industrial, somente nos modelos 1 e 3 rejeitamos a hipótese dos coeficientes serem iguais a zero para a parte esperada da taxa de juros e, para horas trabalhadas, não rejeitamos em nenhum modelo a hipótese dos coeficientes serem iguais a zero.

Tabela 7 – Resultado – taxa de desemprego (degenerado)

Variável Dependente: Taxa de Desemprego com Média Móvel (Set/1999-Out/2005)						
	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
α_0	0,121	(0,256)	0,525	(0,284) *	0,482	(0,232) **
ω_1	2,207	(0,131) ***	1,964	(0,116) ***	2,176	(0,115) ***
ω_2	-1,777	(0,319) ***	-1,107	(0,307) ***	-1,647	(0,286) ***
ω_3	-0,271	(0,384)	-0,714	(0,450)	-0,443	(0,357)
ω_4	1,832	(0,377) ***	1,162	(0,358) ***	1,977	(0,341) ***
ω_5	-1,421	(0,409) ***	-0,830	(0,325) **	-1,376	(0,378) ***
ω_6	0,163	(0,366)	0,488	(0,338)	-0,428	(0,411)
ω_7	0,435	(0,356)	-0,030	(0,137)	1,363	(0,377) ***
ω_8	-0,358	(0,294)			-0,691	(0,305) **
ω_9	0,155	(0,119)			-0,539	(0,307) *
ω_{10}					1,080	(0,259) ***
ω_{11}					-0,538	(0,105) ***
β_3					0,043	(0,024) *
β_4	0,040	(0,023) *				
β_{10}			0,151	(0,041) ***		
δ_3					0,016	(0,006) ***
δ_4	0,014	(0,007) **				
δ_{10}			0,012	(0,007) *		
Observações	68		62		65	
R ²	0,987		0,986		0,992	
Teste LM B-G	0,188		0,235		0,995	

Notas: *, ** e *** variável estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Teste LM B-G (Breusch-Godfrey) de correlação serial, para a hipótese nula de não-correlação serial (P-valor).

Tabela 8 – Teste Wald

Teste Wald* para os Coeficientes das Tabelas 1, 3 e 5			
	Produção Industrial	Horas Trabalhadas	Desemprego
Modelo 1			
Não-Esperada	14,777	11,426	28,529
P-Valor	0,321	0,575	0,008
Esperada	25,357	14,000	26,841
P-Valor	0,021	0,374	0,013
Modelo 2			
Não-Esperada	11,564	14,691	29,450
P-Valor	0,564	0,327	0,006
Esperada	15,743	14,341	31,226
P-Valor	0,263	0,350	0,003
Modelo 3			
Não-Esperada	17,506	16,207	60,031
P-Valor	0,177	0,238	0,000
Esperada	24,938	10,058	57,573
P-Valor	0,024	0,689	0,000

Nota: * Para a Hipótese Nula de que os coeficientes são iguais a zero.

Para ilustrar os efeitos de uma surpresa monetária por nós encontrados, suponhamos, usando um exemplo concreto, que a maioria dos agentes do mercado esteja prevendo um corte na taxa Selic de 0,50%, com um grupo menor fechando aposta em um corte de apenas 0,25%. Admitamos que a média ponderada destes valores seja, digamos, de 0,40%.⁹ Desta forma, caso o corte seja efetivamente de 0,50%, haveria um erro de previsão do mercado de -0,10%.

Segundo nossas estimativas, esse erro de previsão – juros caindo mais do que o esperado – causaria uma redução de 0,038% na taxa de desemprego ao longo de um ano, considerando apenas o efeito da parte não-esperada dos juros. O efeito da parte esperada seria de -0,021%, ou seja, quase a metade do efeito atribuído para o caso da surpresa de juros.¹⁰

Tabela 9 – Soma dos coeficientes

Soma dos Coeficientes Significantes das Tabelas 1, 3 e 5				
	P-valor<	Produção Industrial	Horas Trabalhadas	Desemprego
Modelo 1				
Não-Esperada	10%	-2.604	-	0,166
	5%	-2.604	-	-
	1%	3.899	-	-
Esperada	10%	-3.469	-	0,171
	5%	-3.469	-	-0,185
	1	-5.774	-	-
Modelo 2				
Não-Esperada	10	-1.107	1.036	0,405
	5	-	0,616	0,008
	1	-	-	-
Esperada	10	-	0,176	-0,025
	5	-	-	-0,025
	1	-	-	0,013
Modelo 3				
Não-Esperada	10	-2.801	-1.389	0,382
	5	-	-0,448	-0,109
	1	-	-	-
Esperada	10	-6.177	-1.592	0,052
	5	-	1.157	-1.409
	1	-	-	-0,280

No caso da produção industrial para regressões degeneradas, os três modelos se mostraram semelhantes e, analisando apenas o terceiro, teríamos um impacto na produção já no primeiro mês, após uma queda de juros maior que a esperada. Esse movimento inesperado causaria uma variação na taxa de crescimento da produção de 0,043%. O impacto da mudança esperada seria bem menor, de 0,024%.

Vale notar que, neste trabalho, encontramos uma resposta real à surpresa de juros (e também da parte esperada) muito mais rápida do que o usual. Em alguns trabalhos empíricos, como Romer

⁹ De acordo com um estudo feito pelo próprio Banco Central do Brasil, o erro de previsão para a nova taxa Selic é em torno de 0,10%, o mesmo utilizado no exemplo. *Relatório de inflação* (2006).

¹⁰ Resultados obtidos para o modelo 3, uma vez que esse obteve o melhor desempenho para todos os casos.

e Romer (2003), e Bernanke e Mihov (1998), usando dados da economia americana, a resposta é sempre mais lenta, dando-se, em geral, apenas a partir do sexto mês da alteração na política monetária.¹¹

Os resultados obtidos aqui também podem ser cotejados aos de Barro (1978) e Mishkin (1982). Como nestes, também encontramos a evidência de que o efeito de mudanças da política monetária sobre a taxa do desemprego vem em defasagens mais longas do que no caso da produção. No entanto, diferentemente de Barro, encontramos uma resposta tanto da parte não-antecipada da mudança de juros, como da parte antecipada, principalmente para a variável desemprego, que foi a variável inicial de estudo daquele autor na década de 1970.

4 COMENTÁRIOS FINAIS

Neste trabalho, colaboramos para a discussão sobre os impactos da política monetária nas variáveis reais da economia brasileira. Nossa contribuição consiste em testar o efeito das surpresas de política monetária sobre a atividade econômica e o desemprego, com base nas previsões teóricas dos modelos Neoclássicos e Novo-Keynesianos, cuja importância para o comportamento das variáveis reais é a parte não-esperada da política monetária.

Os resultados encontrados indicam que a parte não-esperada da taxa de juros afeta sim o comportamento de variáveis como desemprego e atividade industrial, em concordância com o explicitado em nível teórico. Além disso, nossas estimações mostram que o efeito da parte não-esperada da mudança de política monetária é quantitativamente mais relevante do que o da parte esperada.

O segundo ponto a destacar diz respeito à velocidade da resposta a um choque monetário, que se mostrou muito maior do que a previamente imaginada. Finalmente, como encontrado em outros estudos, a resposta da produção precede a da taxa de desemprego.

Neste sentido, vale destacar os desdobramentos desta conclusão no gerenciamento da política monetária. O *policymaker*, sabendo disto e da expectativa do mercado da curva de taxa de juros, poderia utilizar a surpresa da política monetária para conduzir a inflação para sua meta? Kydland e Prescott (1977), em um trabalho consagrado, argumentaram a favor da adoção de regras de atuação em detrimento de um comportamento discricionário na condução da política monetária. Segundo esses autores, a política discricionária, que considera as expectativas dos agentes econômicos como exógenas, conduz a um resultado ineficiente. A partir desta constatação, esses autores deram início à análise do problema de credibilidade da política, tanto para o âmbito fiscal quanto monetário, ressaltando a questão da inconsistência dinâmica.

Sobre a questão da inconsistência dinâmica na condução da política monetária, estes autores formularam suas idéias como se fosse uma interessante aplicação de teoria dos jogos com dois agentes: autoridade monetária e o setor privado. A autoridade monetária tenta conduzir o nível de emprego e a taxa de inflação pelo controle de políticas de demanda agregada, ou seja, utilizando a curva de Phillips e o *tradeoff* entre inflação e desemprego. De forma mais simples, isto pode ser

11 Ambos usam a metodologia VAR (Vetor Auto-Regressivo).

elucidado como um problema de inconsistência dinâmica: se a inflação esperada é baixa, de forma que o custo marginal de inflação adicional seja baixo, o *policymaker* praticará uma política expansionista a fim de aumentar a produção acima do seu nível natural e, portanto, reduzir o desemprego abaixo da sua taxa natural. Entretanto, o conhecimento por parte do público desse incentivo para a autoridade monetária fará com que eles não esperem inflação baixa, o que resultará em um equilíbrio no qual se verifica uma taxa de inflação superior, sem qualquer aumento na produção.¹² A percepção do público desse tipo de atitude não transmite credibilidade, o que destrói todo o modelo e sua reputação.

De fato, pode-se notar que, nas últimas décadas, há um consenso entre os economistas de que a autoridade monetária deve aderir a uma regra de política monetária crível, de forma a conduzir a estabilidade do nível de preços. Assim, tem-se utilizado uma âncora nominal, que age no sentido de reduzir as expectativas inflacionárias crescentes dos agentes. Desta forma, nossa sugestão como desdobramento deste trabalho seria uma análise mais aprofundada sobre este tema.

REFERÊNCIAS

- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de inflação*, v. 8, n. 1, p. 1-165, mar. 2006. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?RELINF200603>>.
- BARRO, R. Unanticipated money growth and unemployment in the United States. *The American Economic Review*, v. 67, n. 2, p. 101-115, Mar. 1977.
- _____. Unanticipated money, output, and the price level in the United States. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 4, p. 549-580, Aug. 1978.
- BERNANKE, B.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 869-902, Aug. 1998.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. *Econometric theory and methods*. Oxford, Inglaterra: Oxford University Press, 2004.
- FAVERO, C. *Applied macroeconometrics*. Oxford, Inglaterra: Oxford University Press, 2001.
- GREENE, W. *Econometrics analysis*. New Jersey, EUA: Prentice Hall, 5ª ed., 2003. (1ª ed. 1993).
- KYDYLAND, F.; PRESCOTT, E. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *The Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473-491, June 1977.
- LUCAS, R. Some international evidence on output-inflation trade-offs. *The American Economic Review*, v. 63, n. 3, p. 326-334, June 1973.
- MISHKIN, F. Does anticipated aggregate demand policy matter? Further econometric results. *American Economic Review*, v. 72, n. 4, p. 788-802, Sept. 1982.
- ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. Nova York, EUA: McGraw-Hill, 2ª ed., 2001.
- _____; ROMER, C. A new measure of monetary shocks: derivation and implications. In: *NBER, Working Paper 9866*, 2003.

12 Inflação alta gera uma distorção na renda, piorando a desigualdade de renda do País; razão pela qual a sociedade valoriza uma inflação baixa. Além disso, pode-se dizer que uma inflação controlada reduz o grau de incerteza dos agentes, o que facilita o horizonte de planejamento dos investimentos.

TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.

_____. The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank. *Journal of Monetary Economics*, v. 43, p. 655-679, 1999.