

### 3 Regra de Taylor Aumentada

Neste capítulo iremos estudar empiricamente se há uma resposta da política monetária às condições de crédito da economia. O instrumental utilizado será a estimação de uma Regra de Taylor padrão, incluindo o hiato do produto e a inflação, além de uma variável que sirva de “termômetro” do mercado de empréstimos.

Conforme argumentamos anteriormente, a taxa de juros relevante para a tomada de decisão dos agentes não é apenas a fixada pela autoridade monetária, dado que em geral eles não conseguem pegar empréstimos pagando apenas esta taxa. A evidência empírica encontrada no capítulo anterior indica que melhorias nas condições de crédito, interpretadas como reduções no *spread* bancário para uma dada taxa Selic, tendem a impulsionar a demanda agregada, ou seja, são bons indicadores para o nível de atividade futura. Os resultados das estimações também apontam para uma reação do banco central a alterações nas condições de crédito, reduzindo juros em resposta a um choque positivo no *spread*, de forma a compensar a piora no *trade-off* intertemporal dos agentes.

#### 3.1.

#### Resultados

A função de reação do banco central conhecida como Regra de Taylor relaciona a meta para a taxa básica de juros ao hiato do produto e à inflação. Em sua versão mais tradicional, ela é dada por:

$$i_t = c + \phi_\pi \pi_t + \phi_y \tilde{y}_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

onde  $i_t$  é a taxa básica de juros,  $\tilde{y}_t$  é o hiato do produto,  $\pi_t$  é a inflação,  $\varepsilon_t$  é o erro da equação e  $(c, \phi_\pi, \phi_y)$  são parâmetros. Conforme discutido em Galí (2008), essa regra seria uma boa aproximação para a regra ótima de política monetária<sup>23</sup>.

Há também variações dessa regra permitindo alguma suavização na fixação da taxa de juros, conforme exposto em Clarida *et al.* (1998). Entre as razões para tal comportamento, podemos citar o medo de desestabilizar o mercado de capitais, a perda de credibilidade gerada por mudanças bruscas e a necessidade de consenso para efetuar alterações nos juros; outra explicação, destacada em Goodfriend (1991), é a que ao se comprometer a manter uma determinada inércia nos juros, o banco central conseguiria afetar as taxas mais longas, que são as relevantes para as decisões econômicas<sup>24</sup>.

Uma outra versão da Regra de Taylor comum na literatura é a seguinte:

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \phi_\pi E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}] + \phi_y E_t[\tilde{y}_t] + \varepsilon_t, \quad (5')$$

na qual o banco central responde agora às expectativas em relação à inflação e ao produto. Note que essa configuração leva em conta o fato do hiato do produto contemporâneo ser ainda desconhecido no momento da tomada de decisão.

### 3.2.

#### Revisão da Literatura

Como destacamos na introdução deste trabalho, existe uma extensa literatura abordando a questão a respeito de quais variáveis deveriam estar presentes na função de reação do banco central. Segundo Svensson (2003), em um sistema de metas de inflação flexível toda variável que ajude a prever a inflação futura e o produto deveria ser levada em consideração na tomada de decisão a respeito da taxa de juros<sup>25</sup>.

<sup>23</sup> Isto será verdade caso o princípio de Taylor seja atendido, que exige que a taxa de juros real seja elevada em resposta a uma elevação na inflação; isto requer que  $\phi_\pi$  seja maior que 1.

<sup>24</sup> Ver Woodford (1999) e Sack e Wieland (2000).

<sup>25</sup> Entretanto, como destacado pelo autor em um artigo mais recente (Svensson, 2009), em geral a discussão a respeito da inclusão de preço de ativos na função de reação do banco central não deixa claro em que medida essa variável deveria ser levada em consideração: se deveria fazer parte da função perda, em adição à inflação e ao hiato do produto, ou se seria relevante apenas na medida em que auxiliaria na previsão dessas variáveis.

Alguns trabalhos advogam a inclusão de preços de ativos na função de reação do banco central, como é o caso de Filardo (2001), onde o autor estuda um modelo em que há a possibilidade do surgimento de bolhas exógenas no preço dos ativos. Mesmo no caso em que a autoridade monetária não seja capaz de distinguir entre mudanças no valor fundamental ou no componente referente à bolha, responder ao preço de ativos pode melhorar o desempenho da economia, ao reduzir a volatilidade do produto e da inflação; entretanto, preços de ativos são relevantes apenas na medida em que ajudam a prever a inflação e o hiato do produto.

Cecchetti *et al.* (2000) advoga a inclusão do preço de ativos na função de reação do banco central, em adição às expectativas de inflação e ao hiato do produto. Segundo os autores, o desenvolvimento de uma bolha nos ativos gera um *boom* de investimento e consumo, mas o crescimento da bolha não acarreta aumento direto nas expectativas de inflação, dado que ela é uma média ponderada da inflação em dois possíveis cenários: um em que a bolha estoura, gerando forte queda na inflação, e outro em que ela permanece, gerando pressão inflacionária. Entretanto, o banco central deveria reagir ao aumento no preço dos ativos, pois um eventual estouro da bolha geraria forte desaceleração e volatilidade na economia<sup>26</sup>.

Por outro lado, alguns autores são contrários à inclusão do preço de ativos na função de reação do banco central. Bernanke e Gertler (1999, 2001) desenvolvem um modelo teórico no qual o banco central segue uma política de metas flexíveis de inflação e há a possibilidade do surgimento de bolhas no preço dos ativos<sup>27</sup>. Os autores concluem que a regra de política monetária ótima prevê uma resposta apenas às expectativas de inflação e ao hiato do produto; preços de ativos deveriam ser levados em conta apenas na medida em que auxiliam na previsão da inflação futura, e qualquer resposta adicional por parte da autoridade monetária geraria maior volatilidade no produto e na inflação.

Após o agravamento da crise das hipotecas *subprime* e a consequente retração dos mercados de crédito mundo afora, surgiram modelos Novo-

---

<sup>26</sup> Apesar de advogar uma resposta da política monetária ao preço de ativos, os autores não sugerem que tal variável deva ser incluída na função de reação do banco central ou que a autoridade monetária deva ter alguma meta explícita para a evolução dessa variável.

<sup>27</sup> O banco central tem flexibilidade para perseguir outros objetivos no curto prazo, como a estabilização do produto.

Keynesianos na linha de Bernanke *et al.* (1999), mas incluindo explicitamente um setor bancário responsável por intermediar os fundos entre os poupadores e os potenciais tomadores de crédito; por exemplo, Goodfriend e McCallum (2007) e Cúrdia e Woodford (2008). Como o preço relativo do dispêndio futuro depende da taxa à qual se pode pegar emprestado, um choque que reduza o *spread* entre a taxa efetivamente cobrada pelos bancos e a taxa de juros que remunera os depositantes tem o potencial de afetar o investimento e a demanda agregada. Um banco central que ignore as condições do mercado de crédito ao fixar sua taxa básica pode se distanciar consideravelmente de uma política monetária ótima. Entretanto, vale ressaltar que nenhum destes trabalhos trata especificamente de como a política monetária poderia agir de forma a alcançar a estabilidade do sistema financeiro.

McCulley e Toloui (2008) sugerem que a autoridade monetária deveria alterar o intercepto de sua Regra de Taylor de acordo com as condições correntes do mercado de crédito. A ideia é que a taxa de juros neutra, que seria a taxa que faria com que a inflação fosse igual à meta e o produto igual ao produto potencial, se alteraria com a piora no mercado de empréstimos; uma taxa que era antes neutra passaria a ser contracionista no caso de um choque negativo sobre o sistema bancário. Então, o banco central deveria reduzir juros caso o *spread* bancário aumentasse, *ceteris paribus*.

Taylor (2008) discute como o componente sistemático de uma regra de política monetária análoga a uma Regra de Taylor pode ser ajustado de acordo com as condições do mercado financeiro. O autor sugere que uma média móvel do *spread* entre a taxa Libor de três meses e o Overnight Index Swap (OIS) seja subtraído da meta para a taxa básica de juros, que seria por sua vez definida pelo comportamento da inflação e do hiato do produto. Como essas taxas a termo afetam o mercado de hipotecas e outras modalidades de crédito, oscilações nesse *spread* podem ter efeitos diretos sobre a atividade econômica. Como exemplo, o autor destaca a atuação do Banco Central da Suíça, cuja meta oficial é para a taxa Libor suíça de três meses, em vez de para a taxa *overnight*; com o aperto de liquidez gerado pela crise financeira e o consequente aumento nas taxas interbancárias de prazo mais longo, a autoridade monetária reduziu a taxa *overnight*, apesar de não achar necessário alterar sua meta para a taxa Libor. Portanto, a autoridade monetária deveria estar atenta a indicadores das condições financeiras em suas considerações a respeito da meta para a taxa básica.

Cúrdia e Woodford (2008) desenvolvem um modelo Novo-Keynesiano no qual há heterogeneidade dos agentes, divididos entre poupadores e tomadores de crédito, que diferem em suas respectivas utilidades marginais de consumo<sup>28</sup>. Há um setor financeiro que capta recursos dos poupadores e os canaliza para os tomadores, mas incorre em custos de intermediação (não modelados) que resultam na existência de uma cunha entre a taxa paga aos depositantes e a taxa à qual é possível tomar emprestado<sup>29</sup>. Conseqüentemente, a curva IS intertemporal resultante da derivação do modelo inclui duas taxas de juros: a taxa fixada pela autoridade monetária, que remunera os poupadores, e a taxa ativa cobrada pelos bancos para os potenciais tomadores. Logo, choques financeiros que reduzam os custos de intermediação diminuem o *spread* e impulsionam a demanda agregada. Nas simulações conduzidas no artigo, os autores concluem que a utilização de uma Regra de Taylor cujo intercepto é ajustado de acordo com variações no *spread* bancário gera resultados significativamente mais satisfatórios do que os resultantes de uma Regra de Taylor padrão, especialmente no caso em que a economia é atingida por um choque nos custos de intermediação financeira<sup>30</sup>.

Em um artigo semelhante ao descrito acima, De Fiore e Tristani (2009) inserem também um setor financeiro num arcabouço Novo-Keynesiano. O contrato ótimo de dívida resultante do modelo implica a existência de um *spread* entre a taxa de empréstimos e a taxa básica. Um choque exógeno nesse *spread* aumenta o custo da dívida das firmas, que reagem aumentando seus *mark-ups*; o resultado é uma redução do salário real e uma conseqüente queda na demanda agregada, juntamente com o aumento nos preços; ou seja, trata-se de um choque de oferta. As simulações realizadas pelos autores sugerem que, no caso de um choque financeiro, uma Regra de Taylor padrão seria contracionista demais, pois reagiria aumentando juros devido à subida da inflação; a regra ótima, por sua vez, implicaria uma redução dos juros para combater os efeitos sobre o custo do

<sup>28</sup> A distinção entre esses dois tipos de agente é necessária para que haja intermediação financeira em equilíbrio.

<sup>29</sup> Segundo os autores, esse custo de intermediação pode ser devido ao custo de monitoramento ou resultante do fato de parte da carteira de crédito dos bancos ser composta por empréstimos inadimplentes.

<sup>30</sup> A Regra de Taylor padrão considerada no artigo tem a seguinte forma (com a notação alterada):  $i_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_y \hat{y}_t + \varepsilon_t$ , onde  $\hat{y}_t$  é o desvio do produto em relação ao seu valor no estado estacionário.

crédito. Logo, uma Regra de Taylor ajustada às condições de financiamento seria mais próxima da regra ótima.

Walsh (2009) argumenta que como o *spread* das operações bancárias é diretamente observável e é razoável supor que ele seja constante no estado estacionário da economia, é possível definir uma variável chamada hiato do *spread*, que seria análoga ao hiato do produto. Flutuações no *spread* podem indicar ineficiências que a política monetária pode ajudar a estabilizar.

### 3.3. Estimação da Regra de Taylor aumentada

Tendo em vista as ideias apresentadas nos artigos comentados acima e a evidência empírica encontrada no capítulo anterior de que alterações no *spread* bancário são bons indicadores para a atividade econômica, decidiu-se testar econometricamente se o Banco Central do Brasil (BCB) reage às condições do mercado de crédito ao determinar a taxa Selic. Esse argumento parece especificamente relevante para o caso brasileiro, dadas as mudanças institucionais que vêm sendo introduzidas no mercado de crédito desde o lançamento do projeto “Juros e *Spread* Bancário no Brasil” pelo BCB em 1999, onde destacam-se as mudanças concentradas a partir de 2004, como a regulamentação do crédito consignado para pensionistas e aposentados do INSS e a criação da Nova Lei de Falências; devido aos argumentos apresentados na introdução deste trabalho, tais mudanças geraram redução significativa no custo de intermediação dos bancos, dada a maior segurança jurídica propiciada ao emprestador. Como o mercado de empréstimos no Brasil é ainda altamente concentrado no sistema bancário, essas reformas podem ser interpretadas como um deslocamento estrutural positivo da oferta de crédito da economia como um todo. Com base no argumento de McCulley e Toloui (2008), tais reformas resultariam em aumento da taxa de juros neutra da economia.

Para investigar a interação entre a política monetária e as condições de crédito estimou-se a seguinte versão híbrida da Regra de Taylor<sup>31</sup>:

---

<sup>31</sup> Uma Regra de Taylor análoga (mas excluindo a *dummy* e o *spread*) foi estimada em Minella *et al.* (2002).

$$selic_t = c + d.p_t + \rho selic_{t-1} + \phi_\pi E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}] + \phi_y \tilde{y}_{t-1} - \phi_s spread_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

onde  $selic_t$  é a meta para a taxa Selic fixada pelo BCB,  $E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}]$  é o desvio esperado da inflação doze meses à frente em relação a sua meta,  $\tilde{y}_{t-1}$  e  $spread_{t-1}$  são o hiato do produto e o  $spread$  bancário no período anterior, respectivamente. A variável  $d.p_t$  é a mesma *dummy* utilizada nas estimações do capítulo anterior, que assume o valor 1 durante a crise que antecedeu as eleições presidenciais de 2002 e os primeiros meses do governo recém eleito, a respeito do qual havia grande incerteza<sup>32</sup>. Como esta *dummy* acende apenas nos meses em que o desvio-padrão das expectativas de inflação excede um ponto percentual, ela pretende captar fatores não relacionados diretamente à atividade e à inflação que possam influenciar a tomada de decisão por parte do BCB, como uma possível desconfiança do mercado a respeito da credibilidade do Sistema de Metas de Inflação.

### 3.3.1. Série de Dados

As séries utilizadas neste capítulo são, em sua maioria, as mesmas utilizadas no capítulo anterior, com a exceção da taxa Selic, que é agora a meta fixada pelo COPOM e não mais a média da taxa efetiva no mês.

O hiato do produto foi construído de forma semelhante à do capítulo anterior, mas o produto efetivo considerado foi uma média móvel de três meses da série de *proxy* do PIB mensal divulgada pelo BCB, pois as decisões da autoridade monetária tendem a se pautar na tendência apresentada pelos dados e não em resultados marginais. Uma vantagem de utilizar a série de *proxy* do PIB em vez da série de Produção Industrial é que a primeira é divulgada com apenas um mês de defasagem, enquanto que a segunda só é disponibilizada cerca de dois meses depois<sup>33</sup>.

<sup>32</sup> A *dummy* assume o valor 1 de SET/02 a SET/03.

<sup>33</sup> Os resultados da estimação da Regra de Taylor utilizando a Produção Industrial são qualitativamente semelhantes aos obtidos neste capítulo e encontram-se no apêndice.

As expectativas de inflação foram retiradas da Pesquisa Focus divulgada semanalmente pelo BCB, no qual diversas instituições financeiras apresentam suas previsões para o desempenho da inflação e de outros indicadores econômicos. Como a série para a inflação esperada doze meses à frente só está disponível a partir de NOV/01, optou-se por fazer uma interpolação das expectativas para o ano corrente e o seguinte, de forma a poder começar a amostra em JAN/00. O cálculo é feito conforme descrito em Minella *et al.* (2002):

$$E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}] = \frac{(12-t)}{12} \{E_t[\pi_a - \bar{\pi}_a]\} + \frac{t}{12} \{E_t[\pi_{a+1} - \bar{\pi}_{a+1}]\}, \quad (7)$$

onde o índice  $t=1,2,\dots,12$  indexa o mês em questão e  $\pi_a$  se refere a inflação no ano  $a$ . Seguindo a mesma estratégia do autor, construímos o índice utilizando os dados referentes ao dia anterior da reunião do COPOM, de forma a evitar problemas de endogeneidade<sup>34</sup>.

A medida de *spread* utilizada é a média móvel de três meses do *spread* pré-fixado total (operações com PF e PJ).

Os dados de inadimplência PF e PJ foram coletados no BCB e referem-se à proporção da carteira com atraso superior a 90 dias. As informações a respeito do número de títulos protestados foram obtidas junto ao Serasa.

Os dados de concessão diária de crédito foram retirados do banco de dados do BCB, enquanto que os dados referentes à demanda privada interna são disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A expectativa da inflação do índice IGP-M no mês seguinte é a mediana das previsões contidas na pesquisa Focus do BCB. A família de índices gerais de inflação (IGPs) é divulgada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

A série de câmbio refere-se à desvalorização acumulada em três meses do câmbio nominal, tomando como base o valor de fechamento do mês anterior. A série do Embi+ Brazil (*Emerging Market Bond Index*) é calculada pelo banco J.P. Morgan.

<sup>34</sup> Entretanto, estimamos também a regra de juros utilizando instrumentos para as expectativas de inflação.

A partir do ano de 2006 a periodicidade das reuniões do COPOM foi alterada, e estas passaram a ocorrer com um intervalo de 45 dias, em vez de mensalmente; conseqüentemente, em alguns meses da amostra não houve reunião. Para contornar esse problema e obter uma série mensal contínua, foi adotado o seguinte procedimento: para os meses em que não houve reunião, escolhemos uma data equidistante das reuniões do mês anterior e do mês seguinte como *proxy* para a reunião do COPOM para o mês em questão. As expectativas de inflação utilizadas nestes meses foram construídas de forma análoga aos demais meses em que houve reunião.

### 3.3.2. Resultados

Na Tabela 2 abaixo apresentamos os resultados da estimação da regra de juros utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), para diversas especificações distintas. O teste de White indicou a presença de heterocedasticidade nos resíduos, e, portanto, foi utilizada a correção de White para computar os erros-padrão dos estimadores. O teste LM e a estatística Q rejeitaram a autocorrelação dos resíduos ao nível de significância de 1% para todas as defasagens<sup>35</sup>.

A maioria dos trabalhos investigando a função de reação do banco central no Brasil inclui duas defasagens da taxa Selic, de forma a eliminar a autocorrelação nos resíduos, como por exemplo Minella *et al.* (2002)<sup>36</sup>. Neste trabalho, optamos por estimar a regra de juros com apenas um *lag*, dado que não há uma justificativa teórica convincente para a inclusão de mais de uma defasagem, e correríamos o risco de estar realizando apenas um ajuste de dados. Para amenizar o problema da autocorrelação, incluímos uma *dummy* para o período de forte volatilidade e incerteza a respeito da credibilidade da autoridade monetária e do governo recém eleito<sup>37</sup>. Entretanto, estimamos também a Regra de

---

<sup>35</sup> As estatísticas Q referem-se ao teste conjunto de presença de autocorrelação até determinada ordem. Com exceção da 2ª defasagem, ambos os testes rejeitam autocorrelação dos resíduos para todas as demais defasagens ao nível de significância de 5%.

<sup>36</sup> Ver também Klein (2007).

<sup>37</sup> Como argumentamos anteriormente, a tomada de decisão do BCB durante esse período pode refletir em parte uma tentativa do BCB em estabelecer sua credibilidade.

Taylor incluindo duas defasagens da Selic, o que permite rejeitar a autocorrelação nos resíduos para todas as ordens ao nível de significância de 5% (Teste LM e Estatística Q).

Na 1ª coluna da Tabela 2 apresentamos os resultados obtidos da estimação da Regra de Taylor proposta neste trabalho. Nas demais colunas temos estimações de regras de juros alternativas, incluindo a desvalorização do câmbio acumulada em três meses (colunas 2 e 4), com dois *lags* da taxa Selic (colunas 3 e 4) ou excluindo a *dummy d.p.* (colunas 5 e 6).

**Tabela 2: Regra de Taylor com Spread (MQO)**

Variável dependente: Selic

	MQO					
	1	2	3	4	5	6
constante	2.468*** (0.507)	2.497*** (0.525)	2.228*** (0.554)	2.211*** (0.566)	2.550*** (0.569)	2.059*** (0.574)
dummy d.p.	-0.796 (0.491)	-0.804* (0.469)	-0.719 (0.469)	-0.712 (0.458)	-	-
selic(-1)	0.963*** (0.025)	0.964*** (0.024)	1.040*** (0.116)	1.057*** (0.108)	0.971*** (0.026)	1.124*** (0.137)
selic(-2)	-	-	-0.080 (0.113)	-0.097 (0.110)	-	-0.159 (0.136)
focus	0.421*** (0.084)	0.418*** (0.084)	0.387*** (0.092)	0.377*** (0.091)	0.289*** (0.069)	0.247*** (0.087)
hiato(-1)	0.126*** (0.039)	0.113*** (0.033)	0.120*** (0.042)	0.105*** (0.036)	0.143*** (0.035)	0.128*** (0.039)
spreadpre (-1)	-0.059*** (0.017)	-0.061*** (0.017)	-0.051*** (0.018)	-0.051*** (0.019)	-0.064*** (0.019)	-0.047*** (0.019)
cambio(-1)	-	0.005 (0.008)	-	0.006 (0.008)	-	-
R2 ajustado	0.985	0.985	0.985	0.985	0.984	0.984
Critério de Schwarz	1.629	1.657	1.664	1.689	1.658	1.675
Autocorrelação dos resíduos	não	não	não	não	sim	sim

Erros-padrão corrigidos por White entre parênteses;

Amostra: JAN/00 - SET/09, totalizando 117 observações;

Teste de autocorrelação dos resíduos utilizado: Estatística Q e Teste LM;

\*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \* significante a 10%

Em todas as regressões reportadas os coeficientes estimados têm o sinal esperado e são significativos, com a exceção do coeficiente referente a *dummy d.p.*, que apresenta sinal negativo, porém não significativo na maioria das

especificações. O coeficiente da média móvel do *spread* bancário defasado, que é o de maior interesse neste trabalho, é negativo, indicando que o BCB reage a uma piora nas condições de crédito reduzindo juros (ou aumentando-os menos do que seria justificado pelo comportamento do hiato defasado e das expectativas de inflação). Para fins ilustrativos, um choque positivo de um desvio-padrão no *spread* (equivalente a um aumento de 6.5%) faz com que o BCB reduza os juros em cerca de 40 pontos-base, *ceteris paribus*.

Adicionalmente, estimou-se também a equação por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), onde consideramos a possível endogeneidade do *spread* e das expectativas de inflação. Embora ambas as variáveis sejam mensuradas antes da reunião do COPOM, pode-se argumentar que elas sejam influenciadas pela expectativa da decisão do BCB, e que, portanto, pode haver alguma endogeneidade<sup>38</sup>.

Os instrumentos escolhidos para as expectativas de inflação foram a expectativa dos agentes para o IGP-M um mês à frente e três defasagens da variação do índice Embr+ Brazil. Cerca de um terço do índice de inflação oficial, o IPCA, é composto por preços administrados; estes preços, por sua vez, são geralmente indexados a mudanças no IGP-M, o que faz com que alterações neste índice tenham impacto futuro sobre o IPCA. Tendo em vista que o IPCA é o índice oficial do governo, ao controlarmos para sua expectativa a previsão dos agentes para a variação do IGP-M no futuro não deveria ter influência sobre a tomada de decisão do BCB. As variáveis instrumentais utilizadas para o *spread* bancário foram três defasagens do número de títulos protestados (PJ e PF) junto ao Serasa, que é um indicador de inadimplência<sup>39</sup>.

Na Tabela 3 a seguir apresentamos os resultados da estimação da Regra de Taylor pelo método de MQ2E. Podemos notar que todos os coeficientes de interesse permanecem significativos e mantêm o mesmo sinal obtido nas estimações por MQO. Em particular, na estimação considerando ambas as

---

<sup>38</sup> Para testar a hipótese de endogeneidade das variáveis em questão foi realizado um teste de Hausman, que rejeitou a hipótese nula de que o estimador de MQO é consistente e eficiente ao nível de significância de 10%. Os instrumentos utilizados para a estimação por MQ2E são descritos no parágrafo seguinte.

<sup>39</sup> Os instrumentos atendem ao pré-requisito para uma boa variável instrumental de existência de correlação com a variável endógena após controladas todas as demais variáveis exógenas. Os resultados encontram-se na Tabela 8 do apêndice 6.4.

variáveis como endógenas, o coeficiente associado ao *spread* aumenta (em valor absoluto), indicando que a autoridade monetária responderia a um aumento no *spread* de um desvio-padrão reduzindo a meta da Selic em 68 pontos base, *ceteris paribus*.

**Tabela 3: Regra de Taylor com *Spread* (MQ2E)**

Variável dependente: Selic

	MQ2E		
	Variável Considerada Endógena		
	Focus	Spread	Ambas
constante	3,355*** (0.598)	3,294*** (1.172)	4,135*** (1.028)
dummy d.p.	-1,290*** (0.463)	-0,751 (0.503)	-1,213*** (0.460)
selic(-1)	0,931*** (0.039)	0,989*** (0.039)	0,954*** (0.047)
focus	0,610*** (0.136)	0,407*** (0.086)	0,594*** (0.130)
hiato(-1)	0,104** (0.042)	0,112*** (0.041)	0,091* (0.047)
spreadpre (-1)	-0,073*** (0.0195)	-0,093** (0.044)	-0,104*** (0.040)
Autocorrelação dos resíduos	não	não	não

**Instrumentos:** Focus: E[IGP-M (t+1)], D(embim(-1)), D(embim(-2)), D(embim(-3))

Spread: serasapj(-1), serasapj(-2), serasapj(-3), serasapf(-1), serasapf(-2), serasapf(-3)

Erros-padrão corrigidos por White entre parênteses;

Amostra: Considerando apenas *spread* endógena de JAN/00 - SET/09, totalizando 117 observações;

Considerando Focus ou ambas endógenas de ABR/01 até SET/09, totalizando 102 observações;

Teste de autocorrelação dos resíduos utilizado: Estatística Q;

\*\*\* significante a 1% \*\* significante a 5% \* significante a 10%

Olhando mais especificamente para o período abrangendo o começo do ciclo de aperto da política monetária iniciado no terceiro trimestre de 2004 e o decorrer do ano de 2005, ao longo do qual as reformas no mercado de crédito adotadas no final de 2003 e meados de 2004 estavam começando a surtir efeito, a Regra de Taylor aumentada parece corrigir o valor previsto da Selic na direção certa, quando comparado com o desempenho de uma regra de juros padrão, que neste caso é expansionista demais. Para o ano de 2005, por exemplo, a função de reação incluindo o *spread* prevê uma taxa de juros em média 12 pontos-base mais

elevada que a prevista pela regra padrão, quando utilizamos o método de MQO; ao estimarmos por MQ2E, esse diferencial sobe para cerca de 28 pontos-base<sup>40</sup>.

O monitoramento das alterações ocorridas no mercado de crédito por parte da autoridade monetária é evidenciado em Bevilaqua *et al.* (2007). Em particular, os autores destacam o comportamento vigoroso da concessão de crédito como uma relevante fonte de pressão adicional sobre a demanda agregada e os preços, e argumentam como alterações institucionais no mercado de empréstimos podem alterar o mecanismo de transmissão da política monetária.

Na Tabela 4 abaixo comparamos os valores efetivos e os previstos para a Selic durante o período de SET/04 (início do aperto monetário) a DEZ/05. Como a inclusão de mais variáveis explicativas sempre reduz a soma dos quadrados dos resíduos, acrescentamos à regra de juros padrão com a qual comparamos a regra aumentada pelo *spread* uma segunda defasagem da taxa Selic<sup>41</sup>.

**Tabela 4: Selic Efetiva e Valores Previstos (*Spread*)**

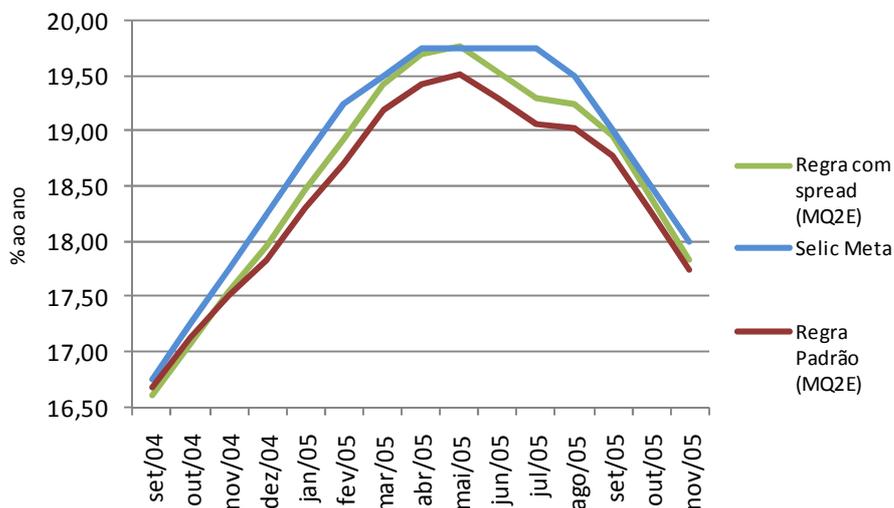
	<i>Selic Meta</i>	<u>Selic Prevista (OLS)</u>		<u>Selic Prevista (MQ2E)</u>	
		<i>Com Spread</i>	<i>Sem Spread</i>	<i>Com Spread</i>	<i>Sem Spread</i>
set/04	16,25	16,33	16,32	16,40	16,56
out/04	16,75	16,53	16,55	16,60	16,72
nov/04	17,25	17,00	17,05	17,08	17,15
dez/04	17,75	17,46	17,46	17,54	17,51
jan/05	18,25	<b>17,88</b>	17,84	<b>17,97</b>	17,81
fev/05	18,75	<b>18,40</b>	18,33	<b>18,47</b>	18,26
mar/05	19,25	<b>18,84</b>	18,75	<b>18,92</b>	18,65
abr/05	19,50	<b>19,32</b>	19,22	<b>19,43</b>	19,15
mai/05	19,75	<b>19,58</b>	19,41	<b>19,70</b>	19,40
jun/05	19,75	<b>19,69</b>	19,55	<b>19,76</b>	19,45
jul/05	19,75	<b>19,52</b>	19,36	<b>19,53</b>	19,21
ago/05	19,75	<b>19,31</b>	19,17	<b>19,30</b>	18,94
set/05	19,50	<b>19,29</b>	19,16	<b>19,24</b>	18,88
out/05	19,00	<b>19,05</b>	18,90	<b>18,95</b>	18,66
nov/05	18,50	<b>18,52</b>	18,37	<b>18,40</b>	18,17
dez/05	18,00	<b>17,98</b>	17,85	<b>17,84</b>	17,64

<sup>40</sup> Para a estimação por MQO, isso resulta em um resíduo em média 11 pontos base menor; no caso de MQ2E, o resíduo é em média 27 pontos-base menor.

<sup>41</sup> Essa regra é análoga à estimada em Minella *et al.* (2002). Para a função de reação sem *spread* estimada por MQ2E, a variável Focus (desvio da inflação esperada em relação à meta) foi considerada endógena.

No gráfico abaixo podemos comparar o desempenho das duas Regras de Taylor estimadas:

**Figura 7: Comparativo das Regras de Taylor**



Fonte: Cálculos do autor

### 3.4. Regra de Taylor Alternativa

Alguns trabalhos recentes, como Christiano *et al.* (2007), sugerem que devido às imperfeições do mercado financeiro a autoridade monetária deveria levar em consideração a evolução dos agregados de crédito ao tomar suas decisões a respeito da taxa básica de juros, em vez de olhar apenas para projeções de inflação e atividade. Os autores desenvolvem um modelo no qual os agentes recebem sinais (imprecisos) a respeito de possíveis ganhos tecnológicos no futuro, e reagem trabalhando mais e aumentando consumo e investimento, financiado pelo crescimento na concessão de crédito. Esses sinais, por sua vez, podem se revelar falsos alarmes, gerando forte retração na economia. Na alocação eficiente, boa parte do *boom* inicial gerado pelo sinal é contido pela elevação no salário real, resultante do aumento no *shadow cost* do trabalho. Entretanto, na presença de

rigidez na fixação salarial, o ajuste no salário real tem que vir via queda na inflação<sup>42</sup>. Um banco central que siga uma Regra de Taylor padrão reagirá cortando juros devido à pressão baixista sobre a inflação, impulsionando ainda mais o crédito. A conclusão é que um banco central que amplie sua função de reação com uma variável referente à concessão de crédito pode reduzir o tamanho do *boom*, se aproximando, portanto, da alocação eficiente.

De forma a testar empiricamente se há uma resposta do BCB ao montante de crédito concedido na economia, estimamos a seguinte versão aumentada da Regra de Taylor:

$$selic_t = c + d.p_t + \rho selic_{t-1} + \phi_\pi E_t[\pi_{t+12} - \bar{\pi}] + \phi_y \tilde{y}_{t-1} + \phi_c cred_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

onde *cred* é a concessão de crédito acumulada nos 21 dias úteis antecedentes à reunião do COPOM dividida pela demanda privada interna no trimestre anterior, sendo as demais variáveis análogas às utilizadas na regra estimada anteriormente<sup>43</sup>. A ideia para utilização dessa variável foi retirada do relatório “*Monetary Policy FAQ*” de MAR/09 da área de *research* macroeconômico do Banco UBS Pactual<sup>44</sup>. Tendo em vista os efeitos da crise financeira sobre o Brasil, os autores argumentam que na época as condições monetárias não eram medidas de forma precisa apenas pela taxa real de juros, devido ao deslocamento negativo da oferta de crédito. Em seguida, propõem uma medida de crédito análoga à utilizada acima, que teria um efeito contracionista estatisticamente significativo sobre a atividade econômica; em particular, a contração nesta variável observada no último trimestre de 2008 teria um efeito estimado sobre a demanda interna equivalente a um aumento de 175 pontos-base na taxa real de juros. Então, para alcançar um determinado nível de estímulo monetário seria necessária uma taxa Selic mais baixa do que no caso em que houvesse estabilidade no mercado de crédito<sup>45</sup>.

<sup>42</sup> Os autores apresentam evidência empírica de que a inflação permaneceu baixa durante os *booms* financeiros.

<sup>43</sup> O regressor utilizado foi uma média móvel de 3 meses desta variável.

<sup>44</sup> Atual banco BTG Pactual.

<sup>45</sup> A medida proposta pelos autores consiste na concessão acumulada no trimestre sobre a demanda privada interna no trimestre anterior.

Os resultados das estimações encontram-se na Tabela 5 e Tabela 6 abaixo<sup>46</sup>. Mais uma vez, levando em consideração a possível endogeneidade das variáveis de expectativa de inflação e a medida de concessão de crédito, estimou-se também a função de reação pelo método de MQ2E. Os instrumentos utilizados para a variável *cred* foram três defasagens da inadimplência de PF e de PJ.

**Tabela 5: Regra de Taylor com Concessão de Crédito (MQO)**

Variável dependente: Selic

	MQO					
	1	2	3	4	5	6
constante	-2.838*** (0.983)	-4.125*** (1.173)	-2.431** (1.022)	-3.728*** (1.346)	-3.219*** (1.099)	-2.473** (1.076)
dummy d.p.	-0.704 (0.464)	-0.685 (0.425)	-0.611 (0.440)	-0.596 (0.404)	-	-
selic(-1)	0.920*** (0.021)	0.920*** (0.020)	1.025*** (0.121)	1.020*** (0.114)	0.924*** (0.023)	1.094*** (0.138)
selic(-2)	-	-	-0.100 (0.110)	-0.095 (0.106)	-	-0.163 (0.127)
focus	0.454*** (0.081)	0.455*** (0.076)	0.406*** (0.093)	0.409*** (0.087)	0.342*** (0.071)	0.287*** (0.094)
hiato(-1)	0.193*** (0.041)	0.168*** (0.033)	0.178*** (0.048)	0.154*** (0.040)	0.213*** (0.038)	0.184*** (0.046)
cred (-1)	0.191*** (0.047)	0.256*** (0.061)	0.168*** (0.051)	0.234*** (0.071)	0.208*** (0.054)	0.167*** (0.053)
cambio(-1)	-	0.013 (0.008)	-	0.013 (0.008)	-	-
R2 ajustado	0.986	0.987	0.986	0.987	0.985	0.986
Critério de Schwarz	1.586	1.561	1.618	1.593	1.604	1.618
Autocorrelação dos resíduos	não	não	não	não	sim	sim

Erros-padrão corrigidos por White entre parênteses;

Amostra: JUL/00 - SET/09, totalizando 111 observações;

Teste de autocorrelação dos resíduos utilizado: Estatística Q e Teste LM;

\*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \* significante a 10%

O sinal positivo estimado para o parâmetro relativo à variável *cred* indica que a autoridade monetária reage a um crescimento elevado da concessão de crédito aumentando juros, *ceteris paribus*. Isto está de acordo com a hipótese de que uma forte expansão na concessão de crédito sinaliza condições monetárias mais favoráveis que impulsionam a demanda agregada; o banco central,

<sup>46</sup> O fato do valor estimado para a constante ser negativo não é problemático para uma análise de estado estacionário, pois a variável *cred* tende a se estabilizar em um valor positivo; o valor médio na amostra é 19.4.

antecipando um maior nível de atividade, reage aumentando juros ou reduzindo-os menos do que o faria caso a concessão tivesse apresentado um comportamento menos vigoroso. Os sinais estimados para os coeficientes das demais variáveis são muito próximos aos obtidos na Regra de Taylor estimada anteriormente e têm uma interpretação análoga.

**Tabela 6: Regra de Taylor com Concessão de Crédito (MQ2E)**

Variável dependente: Selic

	MQ2E		
	Variável Considerada Endógena		
	Focus	Concessão	Ambas
constante	-2,908*** (1.064)	-6,091*** (2.097)	-5,823** (2.269)
dummy d.p.	-1,266*** (0.474)	-0,594 (0.487)	-1,068** (0.455)
selic(-1)	0,883*** (0.033)	0,924*** (0.022)	0,891*** (0.031)
focus	0,649*** (0.137)	0,464*** (0.079)	0,629*** (0.125)
hiato(-1)	0,165*** (0.042)	0,215*** (0.048)	0,185*** (0.045)
cred(-1)	0,218*** (0.050)	0,354*** (0.106)	0,361*** (0.108)
<b>Autocorrelação dos resíduos</b>	não	sim	sim

**Instrumentos:** Focus:  $E[IGP-M(t+1), D(embim(-1)), D(embim(-2)), D(embim(-3))]$

Cred:  $inadpj(-1), inadpj(-2), inadpj(-3), inadpf(-1), inadpf(-2), inadpf(-3)$

Erros-padrão corrigidos por White entre parênteses;

Amostra: Considerando apenas cred como endógena: JUL/00 - SET/09, totalizando 111 observações;

Considerando Focus ou ambas como endógenas: ABR/01 - SET/09, totalizando 102 observações;

Teste de autocorrelação dos resíduos utilizado: Estatística Q;

\*\*\* significante a 1% \*\* significante a 5% \* significante a 10%

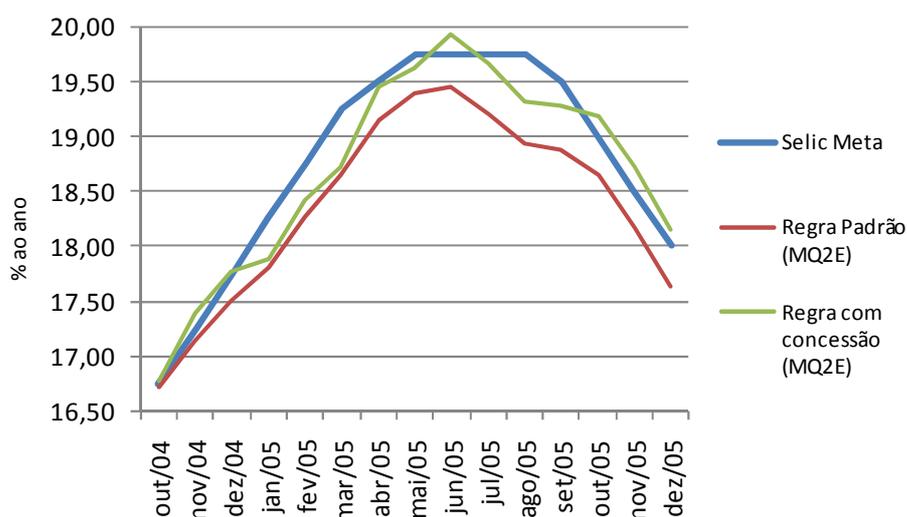
Na Tabela 7 e Figura 5 abaixo comparamos os valores previstos pela Regra de Taylor aumentada pela variável referente à concessão de crédito e uma regra padrão incluindo duas defasagens da taxa Selic como regressores. Os resultados indicam que a regra de juros padrão é expansionista demais durante o período de SET/04 até DEZ/05. Ao considerarmos o ano de 2005, a regra aumentada prevê uma Selic em média 11 pontos-base mais elevada que a regra

padrão, ao estimarmos por MQO; por MQ2E, o valor previsto é em média 35 pontos-base maior<sup>47</sup>.

**Tabela 7: Selic Efetiva e Valores Previstos (Concessão)**

	<i>Selic Meta</i>	<b>Selic Prevista (OLS)</b>		<b>Selic Prevista (MQ2E)</b>	
		<i>Com Concessão</i>	<i>Sem Concessão</i>	<i>Com Concessão</i>	<i>Sem Concessão</i>
set/04	16,25	16,40	16,32	16,41	16,48
out/04	16,75	16,63	16,55	16,66	16,67
nov/04	17,25	17,16	17,05	17,24	17,12
dez/04	17,75	17,56	17,46	17,65	17,51
jan/05	18,25	<b>17,81</b>	17,84	<b>17,85</b>	17,83
fev/05	18,75	<b>18,35</b>	18,33	<b>18,40</b>	18,30
mar/05	19,25	<b>18,69</b>	18,75	<b>18,72</b>	18,70
abr/05	19,50	<b>19,28</b>	19,22	<b>19,37</b>	19,19
mai/05	19,75	<b>19,49</b>	19,41	<b>19,57</b>	19,43
jun/05	19,75	<b>19,72</b>	19,55	<b>19,85</b>	19,51
jul/05	19,75	<b>19,52</b>	19,36	<b>19,64</b>	19,29
ago/05	19,75	<b>19,25</b>	19,17	<b>19,34</b>	19,06
set/05	19,50	<b>19,24</b>	19,16	<b>19,33</b>	19,02
out/05	19,00	<b>19,11</b>	18,90	<b>19,23</b>	18,77
nov/05	18,50	<b>18,63</b>	18,37	<b>18,77</b>	18,27
dez/05	18,00	<b>18,09</b>	17,85	<b>18,21</b>	17,74

**Figura 8: Comparativo das Regras de Taylor**



<sup>47</sup> Para a estimação por MQO isto reflete um resíduo em média 5 pontos-base menor; por MQ2E o resíduo é em média 22 pontos-base menor.