

2

Hipóteses dentro dos modelos neo-keynesianos tradicionais

2.1.

O modelo neo-keynesiano padrão

Algumas das hipóteses discutidas acima serão avaliadas no contexto de um modelo neo-keynesiano padrão, quando possível. Outras, quando necessário, serão avaliadas com base em modelos construídos a partir de modificações no modelo padrão. Cabe aqui, portanto, começarmos descrevendo e derivando de forma resumida o modelo neo-keynesiano padrão. Uma derivação mais detalhada pode ser encontrada nos Apêndices A.1. e A.2.

2.1.1.

Agentes

O modelo assume que a economia é constituída por uma população idêntica, cujo tamanho é normalizado para um indivíduo, chamado aqui de agente representativo. Este agente tem a sua disposição para consumo um continuum de bens, indexados de 0 a 1, dos quais deriva utilidade. Além disso, o agente escolhe quanto deseja trabalhar (medido como uma fração do tempo disponível, entre 0 e 1), sendo que o trabalho lhe gera renda mas diminui sua utilidade.

Dessa forma, o agente resolve o seguinte problema de otimização intertemporal:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right]$$

s.a.

$$P_t C_t + E_t \{ Q_{t,t+1} D_{t+1} \} \leq D_t + W_t N_t + T_t,$$

Onde C_t é um índice de consumo, agregado de acordo com o índice Dixit-Stiglitz (ou de elasticidade de substituição constante):

$$C_t = \left(\int_0^1 C_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

E P_t é o índice de preços, igual ao custo mínimo de uma cesta de consumo que gere uma unidade de C_t :

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

D_t é o valor em t do portfólio de investimentos adquirido pelo agente em $t-1$, $E_t\{Q_{t,t+1} D_{t+1}\}$ é o valor esperado em $t+1$ do portfólio adquirido em t , trazido a valor presente pela taxa de desconto estocástica $Q_{t,t+1}$ (e portanto é o preço desse portfólio em t).

W_t é o salário nominal e T_t é denota transferências (caso seja positivo) ou impostos (caso seja negativo) *lump-sum*.

As condições para a otimização do problema acima são dadas pelas equações de Euler:

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t}$$

$$\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) = Q_{t,t+1} \Rightarrow \beta R_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} = 1 \quad (1)$$

A passagem acima tomou a expectativa condicional dos dois lados da equação, e usou o fato de que, existindo a taxa livre de risco e sob a hipótese de ausência de arbitragem, $E_t\{Q_{t,t+1}\} = \frac{1}{R_t}$.

Log-linearizando a equação acima, obtemos a equação de demanda:

$$c_t = E_t \{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \{\pi_{t+1}\} + \log \beta) \quad (2)$$

2.1.2. Firmas

Cada firma produz um bem diferenciado, sobre o qual tem monopólio, e um continuum entre 0 e 1 de firmas opera em regime de competição monopolística (os bens são substitutos imperfeitos, a elasticidade de substituição entre eles é dada pelo parâmetro ε).

As firmas reajustam seus preços *à la* Calvo: a cada período, uma fração $1-\alpha$ das firmas é sorteada para reajustar seus preços, e a fração α restante é obrigada a manter os preços que cobrou no período anterior. O sorteio é feito de acordo com uma densidade uniforme, independente do histórico e dos preços de cada firma.

Cabe aqui a ressalva de que tal sistema de rigidez de preços, à primeira vista, parece bastante irrealista. E ele de fato o é. Uma rigidez de preços mais realista levaria em conta há quanto tempo cada firma não reajusta seus preços e a defasagem entre o preço atual e o preço ótimo. Mas tais considerações exigem que, ao resolver o modelo, se mantenha um registro do histórico de cada firma. Dado o elevado número de firmas em um continuum (infinitas), é fácil perceber como tal modelo dificultaria os cálculos neste caso. Trabalhos recentes¹ tentam endogenizar a rigidez de preços da economia mas, para a presente análise, nos pareceu que tal esforço atrapalharia mais do que ajudaria a enxergar o mecanismo por trás dos fenômenos discutidos.

Woodford (2003) argumenta que, mais relevante que custos de menu (como a impressão de novos catálogos de preços a cada reajuste) é o custo gerencial da avaliação de novos cenários e do novo preço ótimo. Dessa forma, as firmas estabeleceriam uma frequência para reestimar seu preço ótimo (e.g., uma vez por ano), ao invés de estabelecer uma regra do tipo “reajustar quando o preço ótimo

¹ Ver, por exemplo, tese de mestrado de Carlos Vianna

diferir mais que 10 centavos do preço praticado”, pois tal regra exigiria a estimação do preço ótimo (e portanto a firma incorreria no custo gerencial) a cada período. O modelo de Calvo é uma representação simplificada desse sistema em que cada firma estabelece uma frequência de reajuste. Por exemplo, se $1 - \alpha = 1/12$, cada firma no modelo de Calvo reajustará seus preços, em média, uma vez por ano (se cada período de tempo no modelo for interpretado como um mês).

Assim, as firmas maximizam:

$$\max_{\bar{P}_t} \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k E_t \{ Q_{t,t+k} [Y_{t+k} (\bar{P}_t - MC_{t+k}^n)] \}$$

Onde α^k é a probabilidade condicional de o preço estabelecido em t , \bar{P}_t , ainda estar valendo em $t + k$.

A condição de primeira ordem desse problema, já log-linearizada, nos dá:

$$\bar{p}_t = \underbrace{\mu}_{\text{markup}} + (1 - \beta\alpha) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\alpha)^k E_t \{ mc_{t+k}^n \}$$

Onde $\mu = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ é o *mark-up* esperado caso os preços fossem flexíveis. De fato,

note que quando a economia tende a flexibilização total ($\alpha \rightarrow 0$), $\bar{p}_t = \mu + mc_t^n$, i.e., a firma cobra o custo marginal presente mais o *mark-up*.

Como mostrado no Apêndice A.2., agregando a condição de primeira ordem no continuum de firmas, obtemos a curva de Phillips neo-keynesiana:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t \quad (3)$$

Onde $\kappa = \zeta \frac{(1 - \alpha)(1 - \beta\alpha)}{\alpha}$, x_t é o hiato do produto, medido como o desvio

entre o produto atual e o que seria produzido caso os preços fossem flexíveis, e

ζ é uma constante de proporcionalidade entre o hiato do produto e os custos marginais.

2.2.

Fator de desconto

Como notado na introdução, a solução usual encontrada na literatura empírica para o fato dos juros altos no Brasil é que o fator de desconto subjetivo médio no Brasil é mais baixo (i.e., o brasileiro é mais impaciente) do que no resto do mundo.

Por exemplo, Woodford e Rotemberg (1998) encontram, para os EUA,
 $\beta = 0.96 \Leftrightarrow \bar{R} = 1,04$ (4% a.a.).

Já Miranda e Muinhos (2003), Dutra (2004), entre outros, trabalham com \bar{R} entre 11 e 14% a.a. para o Brasil, implicando β entre 0,87 e 0,90.

Issler e Piqueira (2001), em um trabalho comparativo entre Brasil e EUA, encontram $\beta = 0.94$ para os EUA e $\beta = 0,890$ para o Brasil (anualizados).

Agora já podemos ver como tal hipótese explica trivialmente o juro observado como o juro de estado estacionário. Pela equação (1) acima:

$$\beta R_t E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} = 1$$

Em estado estacionário, $C_{t+1} = C_t = \bar{C}$; $P_{t+1} = P_t = \bar{P} \Rightarrow \bar{R} = \frac{1}{\beta}$

Assim, esta solução, baseada num modelo muito simples do estado estacionário, explica de maneira quase tautológica as observações empíricas. Embora de fato diferenças culturais possam, a princípio, gerar diferenças no fator de desconto médio de cada país, tal explicação não parece suficiente para explicar uma diferença tão grande entre o juro básico no Brasil e o no resto do mundo, nos levando a procurar alternativas que complementem a hipótese anterior, de forma que os elevados juros observados sejam também em parte uma resposta transitória (ainda que prolongada) a choques negativos de oferta ou demanda.

2.3.

Pouca sensibilidade do consumo à taxa de juros

Outra explicação aventada seria a baixa potência da política monetária (economia pouco sensível a variações na taxa Selic), causada pela baixa relação crédito/PIB, a existência de taxas de juros subsidiadas (e.g., BNDES, agricultura), como mostrado nos gráficos abaixo:

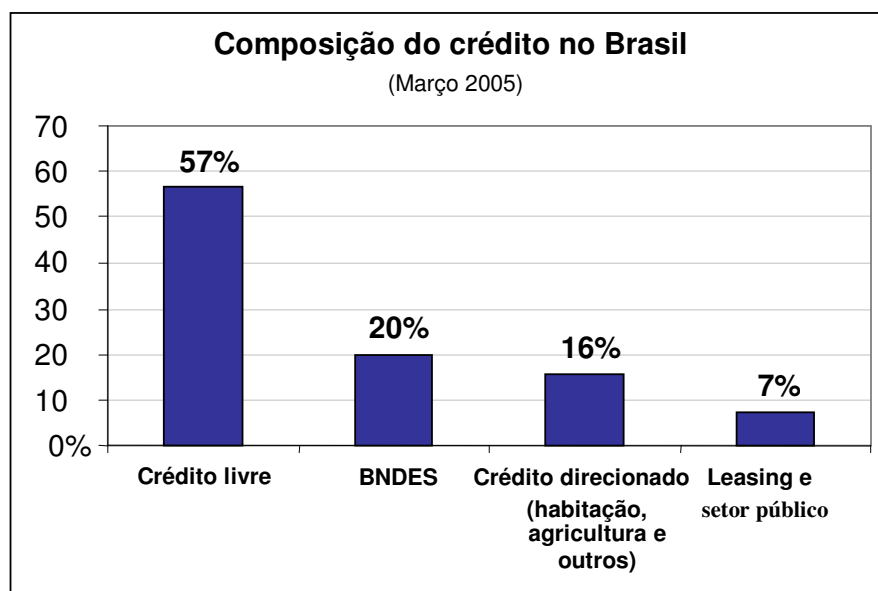
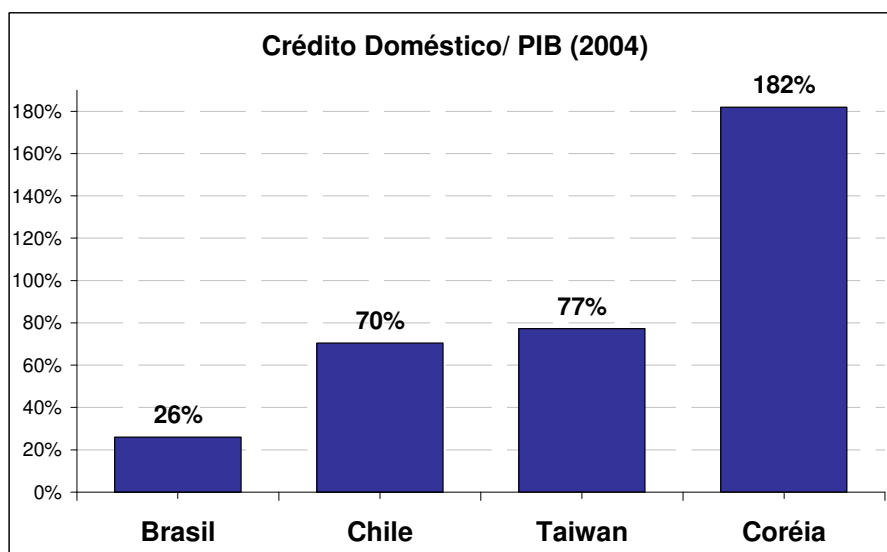


Figura 2: Crédito no Brasil e no mundo. Fonte: Banco Central do Brasil

No modelo relativamente simples aqui apresentado, não há intermediação financeira ou racionamento de crédito. Dessa forma, para gerar a baixa sensibilidade dos agentes a variações na taxa de juros, seria preciso impor-lhes uma baixa elasticidade de substituição intertemporal do consumo. De fato, observe que, pela equação de demanda agregada, derivada no Apêndice A.1. a partir da equação (2) acima, temos:

$$(2) \Rightarrow x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n)$$

Onde r_t^n pode ser interpretada como a taxa de juros natural wickeseliana, ou seja, aquela que torna compatível estabilidade de preços e do hiato do produto.

Note que a equação acima indica a preferência dos agentes pela suavização do consumo; se o juro real é igual ao natural, os agentes escolhem suavizar a trajetória do hiato do produto. Mas, quanto menor a elasticidade de substituição intertemporal do consumo, maiores terão que ser as alterações no juro básico (r_t) para que o hiato seja afetado da maneira desejada.

Um exemplo de choque de demanda recente, que ainda precisa ser melhor estudado, são os avanços no mercado de crédito, como o crédito consignado, que elevaram a relação crédito/PIB em um cenário no qual o Banco Central tentava conter a demanda, como mostra o gráfico:

Crédito / PIB

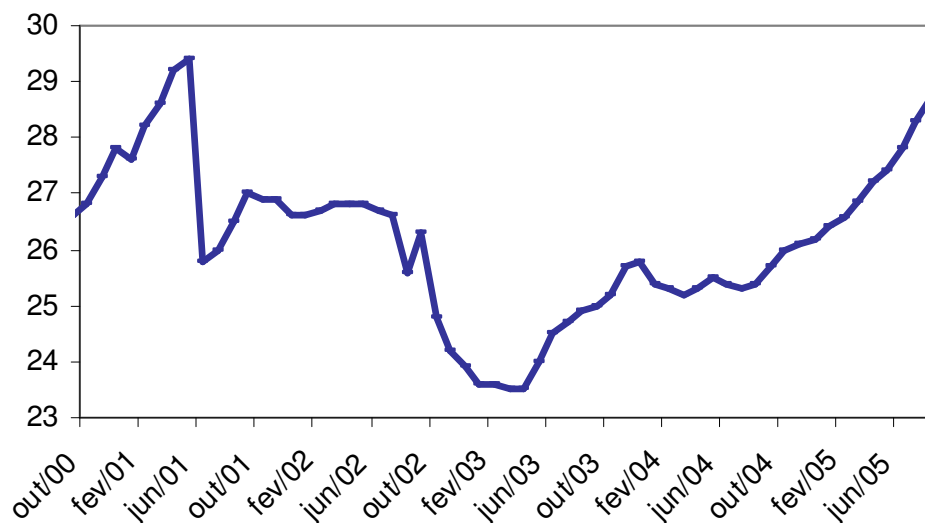


Figura 3: Relação Crédito/PIB no Brasil. Fonte: Banco Central do Brasil

Embora os trabalhos empíricos diferentes, de diversos países, que estimam a elasticidade de substituição intertemporal do consumo o façam com metodologias, períodos e bases de dados muito diferentes, dificultando a comparação, Issler e Piqueira (2001), comparam diretamente Brasil e EUA, e encontram

$$\frac{1}{\sigma} = 0,21 \text{ para o Brasil e } \frac{1}{\sigma} = 0,45 \text{ para os EUA .}$$

Assim, parece haver alguma evidência empírica de uma menor elasticidade de substituição no Brasil. As funções de resposta a impulso da taxa de juros frente a diversos choques, calibradas com os valores acima (além de um terceiro valor, 0,10) são mostradas abaixo:

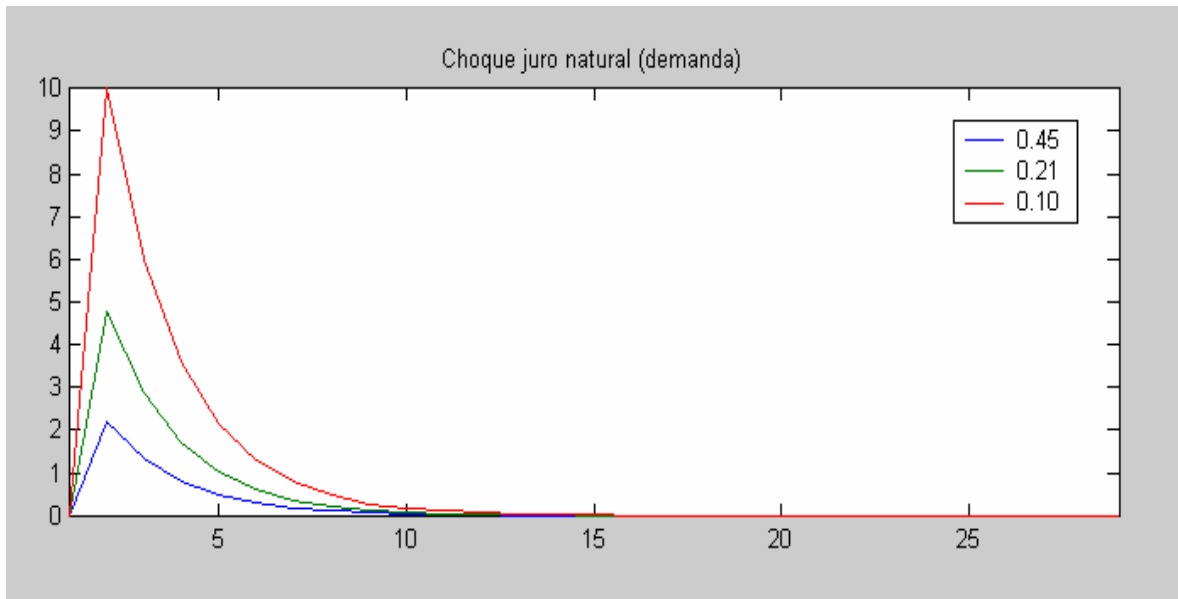


Figura 4: FRIs para diferentes elasticidades de substituição intertemporal, frente a um choque de demanda

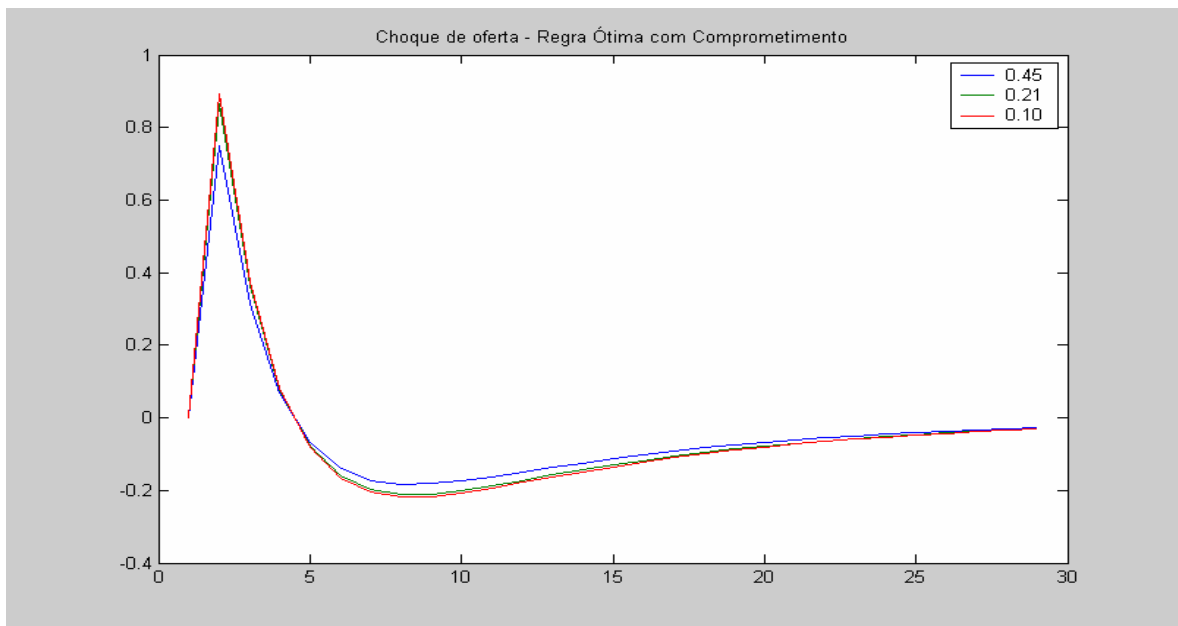


Figura 5: FRIs para diferentes elasticidades de substituição intertemporal, frente a um choque de oferta, com comprometimento

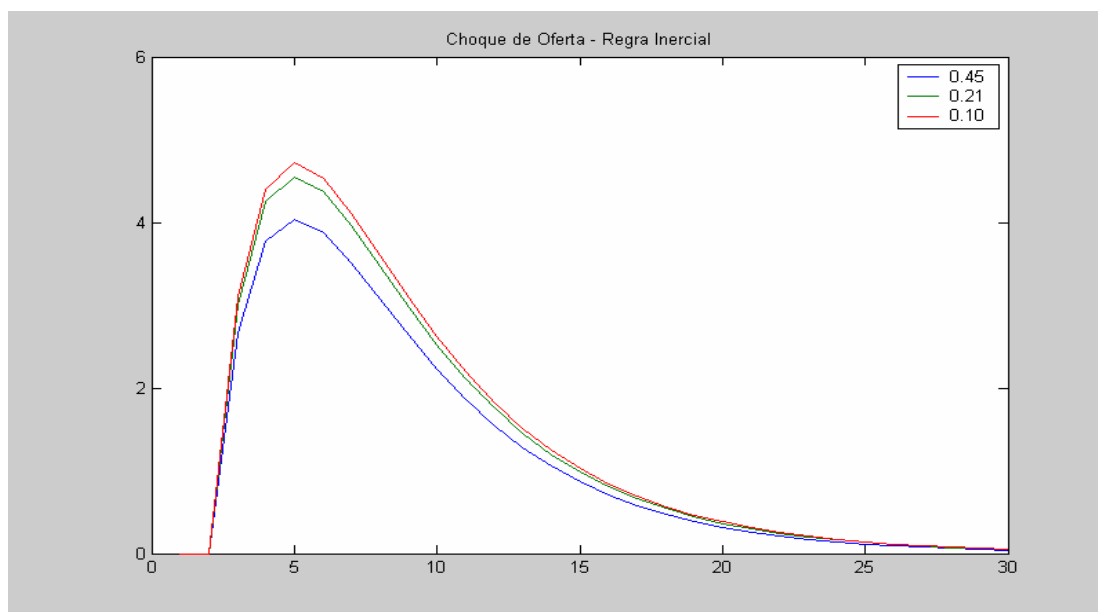


Figura 6: FRI para diferentes elasticidades de substituição intertemporal, frente a um choque de oferta com regra inercial

Na primeira FRI, o comportamento da taxa de juros está em linha com o esperado dado que o comportamento ótimo da autoridade monetária frente a um choque de demanda é neutralizá-lo totalmente, impedindo que afete a inflação e o hiato do produto. De acordo com o esperado, quanto menor a sensibilidade ao juro, mais ele tem que ser elevado para estabilizar a inflação e o hiato.

Já na segunda FRI, onde há um choque de oferta, o comportamento da taxa de juros é mais errático, com menores elasticidades de substituição intertemporal implicando maiores taxas inicialmente, mas menores taxas em seguida.

Esse comportamento parece ir contra a experiência prática de banqueiros centrais de todo o mundo, e também há boas razões teóricas para que a autoridade monetária evite variações abruptas da taxa de juros (entre elas: (i) a incerteza sobre os choques, parâmetros e modelos utilizados recomenda cautela²; (ii) um Banco Central comprometido com movimentos lentos da taxa de juros terá maior facilidade para usar seu instrumento, a taxa de juro de curto prazo, para influenciar as taxas de juros de prazos mais longos, cujo impacto sobre a

² Ver Brainard, 1967, “Uncertainty and the Effectiveness of Policy”

economia real é mais significativo, ver Woodford, 2003; (iii) a existência de um limite inferior para a taxa de juros nominal (zero) recomenda que o Banco Central minimize sua variância, para minimizar situações em que esta restrição estaria ativa, ver Eggertsson e Woodford, 2003).

Para incorporar essas características no modelo, a terceira FRI é feita utilizando uma função de reação inercial³, isto é, uma regra na qual o juro fixado neste período depende do juro fixado no período passado. Isso faz com que os resultados fiquem mais parecidos com o que seria de se esperar, e uma elasticidade de substituição intertemporal mais baixa implica em uma taxa de juros mais alta por todo o período de ajuste.⁴

³Estimada para o Brasil em “Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility”, Minella, Freitas, Goldfajn, Muinhos; 2003

⁴ Para detalhes e o código no MatLab das funções de resposta impulso, contate o autor no endereço ricardo.gambirasio@econ.puc-rio.br.

2.4. Indexação

Outra característica – de tradição enraizada no Brasil durante os anos de hiperinflação – que poderia gerar maior persistência de juros altos frente a choques inflacionários é a indexação de preços.

Não só contratos de longo prazo, como aluguéis e salários tendem a ser indexados à inflação passada (ainda que informalmente, nos casos em que a lei não o permite), como os preços administrados, que compõem grande parte do IPCA (índice no qual se baseiam as metas de inflação), também são reajustados com base na inflação passada.

O modelo neo-keynesiano padrão requer modificações para que permita indexação. Seguindo Gali e Gertler (1999) e Christiano, et al.(2001), manteremos a rigidez de preços *à la* Calvo, com uma diferença. Suporemos que quando não são sorteadas para reajustar os preços, as firmas simplesmente os aumentam em uma fração γ do que foi a inflação do período anterior. Embora essa “regra de bolo” imponha sobre a firma o custo de menu, o custo gerencial – que segundo Woodford é o mais importante (veja seção 2.1.2.) – seria poupado com o uso dessa regra.

Nessas condições, a nova curva de Phillips fica (veja Apêndice A.3. para a derivação):

$$\pi_t = \kappa x_t + \xi E_t \pi_{t+1} + \gamma \pi_{t-1} + u_t$$

Trabalhos empíricos sobre a indexação dos diversos preços que compõem os índices de inflação são escassos, principalmente trabalhos que comparem diversos países. Ferreira e Figueiredo (2002) calculam que os preços administrados compõem 31,3% do IPCA, mas a indexação provavelmente está presente também em outros preços no Brasil.

Dadas essas dificuldades, buscamos comparar a inércia da inflação no Brasil com a de outros países, ainda que indexação e inércia sejam coisas diferentes. Enquanto a indexação é resultado de comportamento puramente *backward-looking*, a inércia pode advir também de comportamento *forward-looking* pelos agentes, em um cenário em que não se espera que os choques inflacionários sejam suficientemente combatidos por um Banco Central leniente.

Tim Becket (2005), encontra evidência de maior persistência inflacionária no Brasil (0,80) do que no Peru (0,45) e na Turquia (0,62), mas este resultado parece advir principalmente do período anterior ao Real.

Celasun, et al. (2003) argumentam que a persistência no Brasil pós-Real é muito baixa, mas só mostram os dados para o período pré-Real:

Vieira e Laurini (2003) estimam a persistência no período do Real utilizando um modelo GARCH (1,1), que permite heterocedasticidade (mudanças na variância da série) condicional a valores passados da série. Concluem que aumentos da inércia estão ligados a momentos de crise, como mostra o gráfico feito por eles:

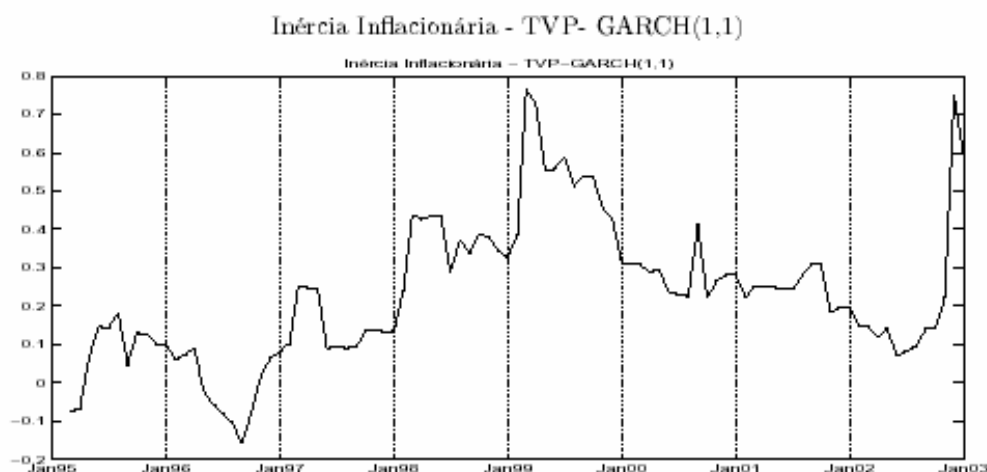


Figura 7: Inércia inflacionária – GARCH

Assim, a literatura empírica é pouco conclusiva quanto à maior ou menor indexação dos preços no Brasil em relação aos demais países.

De qualquer maneira, as FRIs baseadas na curva de Phillips de Gali e Gertler (1999) e Cristiano, et al.(2001) endossam a conclusão de que uma maior indexação na economia gera juros mais altos como resposta a choques inflacionários, como na figura abaixo, ainda que o comportamento errático discutido na seção anterior se observe parcialmente aqui.

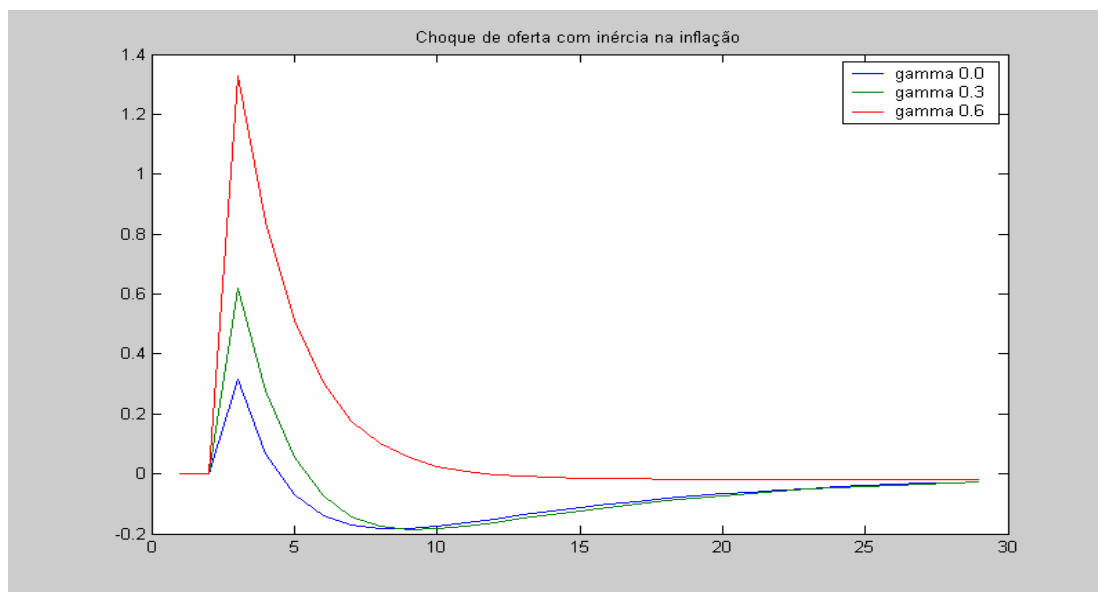


Figura 8: FRIs para diferentes patamares de indexação, frente a um choque de oferta, com comprometimento

2.5. Caveats

Embora as hipóteses acima, ou mais provavelmente uma combinação delas, sejam explicações cabíveis para o fato estilizado do juro alto no Brasil, uma possível crítica a estes argumentos, como já notado na introdução, é a de que os fatores acima mencionados têm um efeito simétrico sobre a taxa de juros, no sentido de que, se contribuem para juros muito elevados na presença de choques negativos, deveriam também contribuir para juros muito baixos na presença de choques positivos, o que não se observa desde o início do Real. Como os choques por hipótese têm média zero (caso contrário, seriam uma característica sistemática da

economia, e não choques inesperados), a explicação para tal assimetria seria uma coincidência estatística permitida pelo pequeno tamanho da amostra (o Real existe há pouco mais de dez anos, o regime de metas de inflação há sete).

De fato, não faltam exemplos que possam justificar uma predominância de choques negativos: a combinação de câmbio fixo com política fiscal frouxa até 1998; “contágio” pelas crises mexicana (1994), asiática (1997), russa (1998) e argentina (2001); estresse eleitoral em 2002. Atualmente, a forte inversão da curva de juros prefixados indica a expectativa de juros bem mais baixos no futuro, e portanto é condizente com um cenário em que choques negativos estão se dissipando e a economia caminha para um estado estacionário com inflação dentro da meta e juros mais baixos.