

4

Rigidez de Preços *versus* Rigidez de Inflação no Brasil

4.1

Introdução

Por que processos de desinflação são custosos? Modelos novo-keynesianos com rigidez de preços e expectativas racionais, apesar de explicarem satisfatoriamente como choques monetários puros podem afetar variáveis reais, não associam custos a processos de desinflação. Bancos Centrais críveis seriam capazes de reduzir a inflação sem impor qualquer perda ao produto. Contudo, conforme Blinder (1987), a redução de um ponto percentual na inflação implica, para a economia americana, em um aumento de dois pontos percentuais na taxa de desemprego por um período de um ano.

A literatura econômica relaciona algumas razões pelas quais a diminuição da inflação exige um sacrifício do produto. A razão mais simples seria o fato das políticas antiinflacionárias não serem completamente críveis. Desse modo, rigidez de preços combinada com expectativas que não sejam perfeitamente racionais justificariam a relação entre aumentos na taxa de desemprego e desinflação.

Outra tentativa de reconciliar desinflação e impactos na economia real é o modelo de rigidez de inflação, proposto originalmente por Buitert e Jewitt (1981). Nesse modelo, em vez de uma curva de oferta em que a taxa de desemprego afeta a inflação, os autores propõem uma curva de oferta em que a taxa de desemprego impacta a aceleração da taxa de inflação.

Fuhrer e Moore (1995) procuraram comparar a aderência dos dados da economia americana aos modelos de rigidez de preços e de rigidez de inflação. Assumindo que as expectativas são racionais, os autores concluíram que os dados americanos se ajustam melhor ao modelo de rigidez de inflação. No entanto, Roberts (1997) mostrou que esse resultado depende fundamentalmente da validade da hipótese de expectativas racionais. Ao avaliar a aderência dos modelos de rigidez de inflação e de rigidez de preços com expectativas não

perfeitamente racionais, o autor obteve um resultado oposto ao de Fuhrer e Moore (1995).

No presente trabalho utilizaremos a metodologia desenvolvida por Roberts (1997) para testar qual dessas duas explicações melhor se adequa aos dados brasileiros no período compreendido entre novembro de 2001 e abril de 2009: rigidez de inflação ou rigidez de preços combinada com expectativas não racionais. De um lado, Roberts (1997) concluiu que os dados da economia americana são mais aderentes à teoria de rigidez de preços. No entanto, em função do longo histórico de altas taxas de inflação, a indexação no Brasil deve ser mais elevada do que nos Estados Unidos, o que poderia tornar o modelo de rigidez de inflação mais aderente ao caso brasileiro.

A aderência a cada um desses modelos apresenta diferentes implicações para a política monetária. O modelo de rigidez de inflação sugeriria a necessidade de uma redução no grau de indexação da economia. Já a rigidez de preços combinada com expectativas não racionais evidenciaria que o Banco Central deveria se preocupar em tornar a trajetória dos índices de preços mais previsível.

Os nossos resultados mostram que, assim como na economia americana, a teoria de rigidez de preços associada a expectativas de inflação não perfeitamente racionais é mais aderente aos dados brasileiros.

Além dessa introdução, o artigo é constituído por outras cinco seções. Na seção 2 descrevemos os modelos teóricos de rigidez de preços e de rigidez de inflação. Na seção seguinte é apresentada a estratégia empírica do teste. Na seção 4 é feita uma breve análise das expectativas de inflação no Brasil. Na seção 5 são exibidos os resultados e, por fim, a seção 6 conclui.

4.2

Microfundamentos dos modelos de rigidez de preços e de rigidez de inflação

Da mesma forma que Roberts (1997), utilizaremos o arcabouço de contratos escalonados elaborado por Taylor (1979, 1980) para induzir rigidez nominal tanto no modelo de rigidez de preços como no de rigidez de inflação.

Apresentaremos primeiramente o modelo de rigidez de preços. No arcabouço de Taylor, os salários são definidos por dois períodos. Assim, o salário médio que a firma paga é dado por:

$$\text{Eq.1} \quad w_t = \frac{x_t + x_{t-1}}{2}$$

x_t é o contrato definido em t

x_{t-1} é o contrato definido em $t-1$

w_t é a média dos salários que vigoram em t

A curva de oferta é definida pelo salário real e pela taxa de desemprego que estarão vigentes ao longo do contrato. Temos então:

$$\text{Eq.2} \quad x_t - \frac{p_t + E_t p_{t+1}}{2} = b_0 - \beta RU_t + \varepsilon_t$$

Onde:

p é o ln do preço

RU é a taxa de desemprego

ε é um erro na forma de ruído branco

b_0 e β são constantes

As firmas determinam seus preços a partir de uma margem constante e de seus custos com salários. Se normalizarmos o markup para zero, obtemos:

$$\text{Eq.3} \quad p_t = w_t$$

Ao manipularmos as equações (1), (2) e (3), temos a seguinte curva de Phillips aumentada de expectativas:

$$\text{Eq.4} \quad \Delta p_t - E_t \Delta p_{t+1} = b_0 - 2\beta(RU_t + RU_{t-1}) + 2(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + \eta_t$$

Onde:

η_t é o erro da expectativa do nível de preços em t ($\eta_t = E_{t-1} p_t - p_t$)

Essa equação representa a curva de oferta sob rigidez de preços. Ela permite, sob determinadas condições, um processo de desinflação sem impactos sobre o produto. Para que isso ocorra, basta que a autoridade monetária anuncie crivelmente a implementação de políticas antiinflacionárias.

Fuhrer e Moore (1992, 1995) modificaram o modelo acima para evitar que a inflação seja potencialmente reduzida apenas com mudanças nas expectativas. A equação 2 é substituída por:

$$\text{Eq.5} \quad x_t - p_t = \frac{E_t[(x_{t-1} - p_{t-1}) + (x_{t+1} - p_{t+1})]}{2} + b'_0 - \beta'RU_t + \varepsilon'_t$$

Essa equação pode ser reescrita como:

$$\text{Eq.6} \quad \Delta x_t - \frac{\Delta p_t + E_t \Delta p_{t+1}}{2} = b'_0 - \beta'RU_t + \varepsilon'_t$$

Enquanto no modelo de rigidez de preços o nível esperado de salários é afetado pela taxa de desemprego, no modelo de Fuhrer e Moore as mudanças nos salários são impactadas pela atividade econômica. A partir das equações 1 e 3, a equação 6 pode ser redefinida como:

$$\text{Eq.7} \quad \Delta^2 p_t - E_t \Delta^2 p_{t+1} = b'_0 - \beta'(RU_t + RU_{t-1}) + 2(\varepsilon'_t + \varepsilon'_{t-1}) + \eta'_t$$

Se substituirmos a taxa de inflação pelo nível de preços, a equação 7 torna-se idêntica à equação 4. Esse fato evidencia a diferença fundamental entre os modelos de rigidez de preços e rigidez de inflação.

Fuhrer e Moore (1995) estimaram a equação 7 assumindo a validade da hipótese de expectativas racionais. Eles verificaram que os dados americanos se ajustam melhor a essa equação do que à equação 4. A partir desse resultado, eles concluíram que a inflação é rígida nos EUA. Entretanto, Roberts (1997) mostrou que há uma interpretação alternativa para esse resultado. Manipulando a equação 7, obtemos:

$$\text{Eq.8} \quad \Delta p_t - \frac{\Delta p_{t-1} + E_t \Delta p_{t+1}}{2} = b'_0 - \frac{\beta'(RU_t + RU_{t-1})}{2} + (\varepsilon'_t + \varepsilon'_{t-1}) + \frac{\eta'_t}{2}$$

Ao comparar as equações 4 e 8, Roberts (1997) notou que se as expectativas puramente racionais fossem substituídas pela média entre expectativas adaptativas e racionais, a equação 8 seria consistente com o modelo de rigidez de preços.

Em face dessa constatação, Roberts (1997) utilizou surveys de expectativas para distinguir entre as duas interpretações alternativas do resultado de Fuhrer e Moore. Na seção seguinte apresentaremos a especificação empírica do teste para distinguir entre as duas interpretações alternativas.

4.3

Especificação empírica

Para comparar a aderência dos modelos de rigidez de inflação e de rigidez de preços sob expectativas que não sejam perfeitamente racionais, Roberts construiu uma versão que combina aspectos dos dois modelos. Primeiramente, reescrevemos a equação 4, do modelo de rigidez de preços como:

$$\text{Eq. 9} \quad \Delta p_t - E_t \Delta p_{t+1} = b_0 - 2\beta(RU_t + RU_{t-1}) + 2(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + (E_{t-1} \Delta p_t - \Delta p_t)$$

Para utilizar ao máximo as observações de expectativas de inflação, manipulamos a equação 9 e obtemos:

$$\text{Eq. 10} \quad \Delta p_t - \frac{E_t \Delta p_{t+1} + E_{t-1} \Delta p_t}{2} = \frac{b_0}{2} - \beta(RU_t + RU_{t-1}) + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1})$$

Para que a equação do regime de rigidez de inflação tenha o lado esquerdo igual ao da equação 10, reescrevemos a equação 8 da seguinte forma:

$$\text{Eq. 11} \quad \Delta p_t - \frac{E_{t-1} \Delta p_t + E_t \Delta p_{t+1}}{2} = \frac{b_0}{2} - \beta \frac{(RU_t + RU_{t-1})}{2} + \frac{\Delta p_{t-1} - \Delta p_t}{2} + \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}$$

A equação 11 é uma generalização da equação 10 com a adição do termo $(\Delta p_{t-1} - \Delta p_t)$. Deste modo, podemos estimar qual especificação está correta a partir da seguinte equação:

$$\text{Eq. 12} \quad \Delta p_t - \frac{E_{t-1}\Delta p_t + E_t\Delta p_{t+1}}{2} = c_0 - \gamma \frac{(RU_t + RU_{t-1})}{2} + \lambda(\Delta p_{t-1} - \Delta p_t) + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1})$$

O modelo de rigidez de preços estaria associado a um valor de λ igual a zero. Já o modelo de rigidez de inflação induziria um λ igual a 0.5.

Conforme Roberts (1997), a estimativa da Equação 12 por OLS possui potencialmente duas fontes de viés. A primeira seria a correlação entre a taxa de desemprego corrente e os choques ε . A segunda fonte seria a correlação entre o termo que possui inflação defasada e o erro, já que os erros devem apresentar autocorrelação e, por isso, seriam correlacionados com Δp_{t-1} .

Da mesma forma que Roberts (1997), consideraremos que a taxa de desemprego não é correlacionada com o erro. King e Watson (1994) argumentam que, no horizonte de tempo relevante para o nosso exercício, que é de um ano, a atividade econômica é pouco afetada por choques na inflação.

Já a segunda causa de endogeneidade será contornada com variáveis instrumentais. Como consideramos que a taxa de desemprego não é correlacionada com ε , podemos utilizar defasagens da atividade econômica como instrumentos para o termo que contém a inflação defasada. Por fim, cabe destacar que em função da autocorrelação dos resíduos, o desvio padrão das estimativas será calculado pelo método de Newey-West.

4.4

Análise das Expectativas de Inflação no Brasil

Como a rejeição à hipótese de expectativas racionais é uma condição necessária para o modelo de rigidez de preços, realizaremos alguns testes para verificar se essa condição é atendida nas expectativas de inflação reportadas na Focus.

Expectativas racionais são aquelas que, fundamentalmente, utilizam toda a informação disponível e que não possuem viés sistemático. Para avaliar a racionalidade das expectativas, efetuamos inicialmente dois testes. O primeiro

consistiu em regredir os erros das expectativas em uma constante e verificar, dessa forma, se as expectativas apresentam viés. No segundo teste avaliamos se a série de erros das expectativas apresenta autocorrelação. A Tabela 27 exibe os resultados desses dois testes.

Tabela 27: Teste da racionalidade das expectativas de inflação no período compreendido entre 11/2001 a 04/2009

	Coeficiente	estatística t
Viés	-0.25	2.48
erro defasado	0.27	2.60

A Tabela 27 mostra que, a 5% de significância, aceitamos a hipótese de que as expectativas apresentam viés. Adicionalmente, observamos que os erros das expectativas de inflação apresentam autocorrelação a 5% de significância. Esses resultados são iguais aos obtidos por Guillén (2008), que também rejeitou a racionalidade das expectativas da Focus.

O Regime de Metas de Inflação foi adotado no Brasil em 1999. Ao longo dos últimos onze anos, é razoável supor que os agentes acumularam conhecimentos acerca do comprometimento do Banco Central com a meta, bem como acerca do impacto dos choques em um ambiente com câmbio flutuante e economia estabilizada. Em face desse aprendizado gradual, o resultado de rejeição à racionalidade das expectativas pode ter sido provocado exclusivamente pelos primeiros anos do período analisado. Para avaliar essa possibilidade, efetuamos o teste para a primeira e segunda metades da amostra. A tabela 28 exibe os resultados do teste para o período que se inicia em novembro de 2001 e se encerra agosto de 2005. Já a tabela 29 exibe os resultados do período compreendido entre setembro de 2005 e abril de 2009.

Tabela 28: Teste de racionalidade das expectativas para o período compreendido entre 11/2001 e 08/2005

	coeficiente	estatística t
Viés	-0.42	2.20
erro defasado	0.27	1.74

Tabela 29: Teste de racionalidade das expectativas para o período compreendido entre 09/2005 e 04/2009

	Coeficiente	estatística t
Viés	-0.08	1.34
erro defasado	0.05	0.41

Ao avaliar as tabelas 28 e 29, verificamos que, em função da presença de viés, a hipótese de expectativas racionais é rejeitada, a 5% de significância, para a primeira metade da amostra. Já na segunda metade, a hipótese de expectativas racionais é aceita a 5% nos dois testes. Em face desses resultados, realizamos mais um teste para avaliar as expectativas reportadas entre setembro de 2005 e abril de 2009. Os erros de expectativas racionais não deveriam apresentar correlação com variáveis conhecidas no momento de sua formulação. Desse modo, regredimos os erros das expectativas da segunda metade da amostra na taxa de câmbio defasada. A tabela 30 mostra os resultados dessa regressão.

Tabela 30: Teste de racionalidade das expectativas para o período compreendido entre 09/2005 e 04/2009

	coeficiente	estatística t
constante	-0.75	2.07
câmbio defasado	0.96	1.90

O coeficiente da taxa de câmbio defasada apresentou-se significativa a 6%. Desse modo, a racionalidade das expectativas é aceita a 5% e rejeitada a 10%.

Diante da rejeição à hipótese de expectativas racionais na primeira metade da amostra e dos resultados inconclusivos na segunda metade da amostra, efetuaremos o teste de rigidez de preços versus rigidez de inflação separadamente para cada um dos dois períodos considerados.

4.5

Resultados

A tabela 31 exibe os resultados da estimação da equação 12 para a primeira metade da amostra. Utilizamos o IPCA como medida de inflação e a média das expectativas dos agentes Top Five, reportadas pela pesquisa Focus,

como medida da expectativa de inflação. Já a taxa de desemprego utilizada foi apurada pelo IBGE⁵. Para relembrar, a equação 12 é definida por:

$$\text{Eq. 12} \quad \Delta p_t - \frac{E_{t-1}\Delta p_t + E_t\Delta p_{t+1}}{2} = c_0 - \gamma \frac{(RU_t + RU_{t-1})}{2} + \lambda(\Delta p_{t-1} - \Delta p_t) + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1})$$

Tabela 31: Estimativa dos coeficientes da Equação-Teste para o período compreendido entre 11/2001 e 08/2005

	Coeficiente	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança (95%)
Constante	0.098	0.07	-0.04 a 0.24
λ (coeficiente do teste)	-0.27	0.15	-0.57 a 0.03
γ (desemprego)	0.78	0.57	-1.95 a 0.39

Como podemos observar, o intervalo de confiança de 95% do parâmetro λ inclui o zero e não inclui o 0.5. Desse modo, concluímos que para a primeira metade da amostra o modelo de rigidez de inflação é rejeitado. Já o modelo de rigidez de preços combinado com expectativas não racionais é aceito a 5%.

A tabela 32 exhibe os coeficientes estimados para a segunda metade da amostra.

Tabela 32: Estimativa dos coeficientes da Equação-Teste para o período compreendido entre 09/2005 e 04/2009

	Coeficiente	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança (95%)
Constante	0.008	0.009	-0.27 a 0.11
λ (coeficiente do teste)	-0.40	0.35	-1.0 a 0.29
γ (desemprego)	-0.081	0.09	-0.28 a 0.11

Novamente, verificamos que o intervalo de confiança de 95% do parâmetro λ inclui o zero e não inclui o 0.5. Assim, concluímos que os dados da economia brasileira para a segunda metade da amostra também são mais aderentes ao modelo de rigidez de preços.

Testes de Robustez

Como primeiro teste de robustez, reestimamos a equação 12 com a taxa de desemprego da região metropolitana de São Paulo, medida pelo Seade, em

⁵ Taxa de desemprego aberto nas regiões metropolitanas.

substituição à taxa de desemprego medida pelo IBGE. Os resultados estão na Tabela 33.

Tabela 33: Estimativa dos coeficientes da Equação-Teste com a medida de desemprego da região metropolitana de SP

Primeira Metade (11/2001 a 08/2005)			
	Coeficiente	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança (95%)
Constante	0.08	0.06	-1.62 a 0.46
λ (coeficiente do teste)	-0.11	0.21	-0.55 a 0.33
γ (desemprego)	-0.58	0.50	-1.62 a 0.45
Segunda Metade (09/2005 a 04/2009)			
Constante	0.015	0.013	-0.012 a 0.043
λ (coeficiente do teste)	-0.13	0.19	-0.51 a 0.25
γ (desemprego)	-0.15	0.14	-0.43 a 0.13

Os valores de λ estimados com a taxa de desemprego do Seade são mais próximos de zero do que aqueles estimados a partir da taxa de desemprego do IBGE. Desse modo, concluímos novamente que o modelo de rigidez de inflação é mais aderente nos dois períodos analisados.

No segundo teste de robustez, utilizamos a capacidade ociosa da indústria, divulgada pela Fundação Getúlio Vargas, como medida da atividade econômica. Como os dados são trimestrais, a amostra se reduziu a apenas 32 observações. Em função disso, não dividimos a amostra em dois períodos. A Tabela 34 exibe os resultados.

Tabela 34: Estimativa dos coeficientes da Equação-Teste com a capacidade ociosa como medida da atividade econômica

	Coeficiente	Desvio Padrão	Intervalo de Confiança (95%)
Constante	59.0	47.9	-39.8 a 157.8
λ (coeficiente do teste)	-1.34	0.7	-2.83 a 0.07
γ (capacidade ociosa)	-13.2	10.8	-35.57 a 9.01

Nessa terceira estimação, o parâmetro λ foi estimado com menor precisão. Ainda assim, o intervalo de confiança de 95% do parâmetro incluiu o zero e não incluiu o 0.5, ratificando os resultados anteriores.

4.6

Conclusão

Este artigo avaliou se os dados brasileiros são mais aderentes a um modelo de rigidez de inflação ou de rigidez de preços combinada com expectativas não racionais. Utilizando a estratégia empírica elaborada por Roberts (1997), concluímos que o modelo de rigidez de preços é o que melhor se adequa à economia brasileira. Esse resultado foi obtido para os dois períodos analisados: novembro de 2001 a agosto de 2005 e setembro de 2005 a abril de 2009. Desse modo, o custo do processo de desinflação no país está associado à maneira como os agentes formam as suas expectativas e não à indexação de contratos ou a outros aspectos relacionados com a rigidez da inflação. Essa conclusão indica que o combate à inflação pode ser menos custoso se os agentes compreenderem melhor a trajetória dos índices de preços no país, prevendo corretamente a postura da Autoridade Monetária diante dos diferentes choques que atingem a economia. Nesse sentido, credibilidade e transparência são dois importantes aliados do BC em sua missão de tornar a política monetária mais eficaz, viabilizando a manutenção de preços relativamente estáveis combinada com um reduzido sacrifício do produto no curto prazo.