

Modelos novo-keynesianos de rigidez de preços e de inflação: evidência empírica para o Brasil*

Charles Lima de Almeida[§]
Francisco José de Queiroz Pinheiro[□]
Tito Belchior Silva Moreira[‡]

RESUMO

Este artigo estuda a validade empírica dos modelos novo-keynesianos de preços superpostos no período de 1990 a 1999 no Brasil. A preocupação básica é explicar a rigidez dos preços e da inflação e também a dinâmica do produto com ênfase na rigidez da taxa de inflação, a qual torna difícil reduzi-la sem causar impacto negativo no produto. Encontram-se algumas evidências da rigidez da inflação e dos preços no Brasil estimando um modelo que incorpora contratos salariais superpostos e expectativas racionais. Contudo, as variáveis não são cointegradas e, por isso, aplicamos a metodologia de Hsiao e concluímos que os procedimentos de inferência do convencional 2SLS são válidos para resolver este problema.

Palavras-chave: preços superpostos, rigidez, contratos de salários superpostos, economia novo-keynesiana, 2SLS.

ABSTRACT

This paper tests the empirical validity of New Keynesian staggered prices models for Brazil, in the nineties. The key concern is to explain inflation and prices stickiness and output dynamics assuming that the inflation rate is rigid, which makes it difficult to reduce inflation without a negative impact on output. It is found some evidence supporting the inflation and prices stickiness hypothesis for Brazil, by estimating a model that embodies staggered wage contracts and rational expectations. However, the variables are not cointegrated and, in this manner, we apply Hsiao methodology to conclude that conventional 2SLS inference procedures are valid to solve this problem.

Key words: prices staggered, stickiness, staggered wage contracts, New Keynesian Economics, 2SLS.

JEL classification: E31

* Os autores agradecem aos pareceristas pelos pertinentes comentários. Como de praxe, a responsabilidade pelos erros e omissões deste trabalho cabem exclusivamente aos autores.

§ Departamento de Economia da Faculdade Objetivo /DF - E-mail: Charleseco@yahoo.com

□ Mestrando em Economia pela Universidade de Brasília - UNB. E-mail: Franciscojq@tcu.gov.br

‡ Departamento de Economia pela Universidade Católica de Brasília - UCB. E-mail: tito@pos.ucb.br

1 Introdução

Por que variações na oferta de moeda causam variações no emprego e no produto real no curto prazo, mas não no longo prazo? Essa é uma das mais velhas questões em macroeconomia que ainda persiste na prática, representando um desafio para todos os pesquisadores nessa área da economia. De David Hume, no século XVIII, a Milton Friedman, no século XX, os economistas têm apresentado uma resposta comum: existe rigidez temporária no nível de preços e de salários no curto prazo, com algumas exceções. Em outras palavras, no curto prazo níveis de preços e salários não mudam tanto quanto a oferta de moeda. (Taylor, 1998)

Alguns modelos novo-keynesianos de preços rígidos, como o de Taylor (1980), procuram explicar as relações das variáveis acima mencionadas. Esses modelos prevêm que a inflação pode ser reduzida sem queda do emprego e do produto, trazendo-a para patamares aceitáveis pela sociedade quando se considera que a rigidez está localizada nos preços, e não na taxa de inflação. Mas a realidade tem demonstrado que esse processo não se verifica, pois a rigidez está relacionada com a inflação.

Na década de 90 surgiram modelos, como de Fuhrer e Moore (1995), demonstrando que o custo para baixar a inflação é muito oneroso em países que apresentam inflação por longo período, porque a rigidez está localizada na inflação, o que torna mais difícil reduzi-la sem causar grande impacto no produto.

O novo keynesianismo tem aceitado o desafio da abordagem de equilíbrio das expectativas racionais para desenvolver fundamentos microeconômicos para a macroeconomia keynesiana. Mankiw (1993) mostra que existem pelo menos duas correntes da escola novo-keynesiana que procuram explicar o persistente desemprego e as flutuações econômicas. De um lado, uma corrente mais preocupada em explicar as rigidezes de preços e a relação dinâmica entre inflação e desemprego (David Romer, Mankiw, Taylor, Fuhrer, Moore, dentre outros). De outro, um grupo mais preocupado em explicar as falhas (imperfeições) de mercado, em particular nos mercados de trabalho e de capital, em termos de contratos incompletos e de informação imperfeita, assimétrica e cara (Stiglitz, Greenwald, dentre outros).

No Brasil, a questão da rigidez nominal foi fortemente discutida na década de 70 e, principalmente, nos anos 80. O debate girou em torno da indexação e inflação inercial e de como choques de oferta afetavam de forma permanente a inflação. Além disso, discutia-se a ineficácia das políticas fiscal e monetária no combate à inflação, em face da inércia inflacionária. Vários trabalhos enriqueceram este debate, a exemplo de Arida e Resende

(1985), Bresser Pereira e Nakano (1987), Cardoso (1983 e 1991), Durevall (1998 e 1999), Fishlow (1974), Kiguel e Liviatan (1991), Lopes (1982), Macedo (1986), Marshall e Morande (1989), Modiano (1983 e 1985), Novaes (1993) e Simonsen (1986):

A principal fonte de inflação no Brasil era atribuída à inércia. Entretanto, como em qualquer outra economia com experiências inflacionárias, mesmo naquelas completamente indexadas, esse diagnóstico pode não ser correto. Parece natural imaginar que a inflação corrente depende, em grande parte, da inflação passada, cuja eliminação depende da quebra desta fonte de propagação, que se denomina de inércia. Entretanto, de acordo com Barbosa e Simonsen (1989), é impreciso atribuir à inércia a principal fonte de inflação no Brasil. Não faz sentido supor que os agentes econômicos estimariam a inflação futura a partir de componentes passadas ao invés de estimá-la a partir do desempenho esperado da política monetária.

A partir dos anos 90, o enfoque da discussão começa a mudar em decorrência da relativa estabilidade inflacionária e do desmonte do sistema de indexação de preços e salários. O enfoque agora relaciona rigidez nominal e desemprego. Nesse sentido, este trabalho se propõe a testar a validade empírica dos modelos novo-keynesianos de preços superpostos no período de 1990 a 1999, no Brasil. A preocupação básica é explicar a rigidez dos preços e da inflação e também a dinâmica do produto com ênfase na rigidez da taxa de inflação, a qual torna difícil reduzi-la sem causar impacto negativo no produto. Encontram-se algumas evidências da rigidez da inflação e dos preços no Brasil estimando um modelo que incorpora contratos salariais superpostos e expectativas racionais.

Assim, é importante destacar que as teorias de rigidezes de preços e salários dos novos keynesianos devem ser analisadas no contexto histórico específico da economia brasileira. Essas teorias, em geral, foram concebidas para estudar economias de inflação baixa ou moderada. No entanto, tem-se como objeto de análise a economia brasileira nos anos 90. Esta sofreu uma mudança de regime inflacionário importante ao longo da década. De 1990 a 1994, isto é, do Plano Collor até às vésperas do Plano Real, a economia brasileira se caracterizou por um regime de inflação crônica. Neste contexto, políticas de administração da demanda por meio dos instrumentos clássicos fiscais e/ou monetários, ou foram completamente inexecutáveis, ou produziram elevados custos em termos de produto e emprego, sem que a inflação cedesse significativamente.

Com o Plano Real tornou-se possível recuperar a eficácia da política econômica na gestão da demanda agregada por meio dos instrumentos convencionais. Como fica, nestes contextos distintos, a questão das rigidezes? O Plano Real, por meio de uma política de rendas, praticamente suprimiu o componente inercial da inflação brasileira. Com a adoção de um plano

de estabilização heterodoxo, eliminou-se uma fonte de rigidez fundamental na economia brasileira. Aquele tipo de inércia (de rigidez) deixou de ser um fator explicativo importante da dinâmica da inflação no Brasil.

Este artigo está dividido em três seções: na primeira desenvolvem-se os modelos novo-keynesianos que serão estimados; na segunda aplicam-se testes econométricos dos modelos e, finalmente, na terceira seção, faz-se um teste para as variáveis instrumentais utilizadas. Os resultados econométricos de inflação e preços rígidos mostraram que há evidência de rigidez nominal na economia brasileira.

2 As equações fundamentais de Fuhrer-Moore e Roberts

Nesta seção desenvolvem-se os modelos de Fuhrer-Moore (1995) e Roberts (1997), conforme apresentado a seguir.

2.1 A equação fundamental Fuhrer e Moore com inflação rígida

Fuhrer e Moore (1995) apresentam um modelo contratual no qual os agentes estão preocupados com os salários relativos, diferentemente dos modelos contratuais convencionais, a exemplo de Taylor (1980). Porém, não rejeitam a hipótese contratual dos modelos superpostos. Esses autores preocupam-se com os processos desinflacionários que têm sido normalmente acompanhados de baixa tendência de crescimento e alto nível de preços, exibindo algum grau de rigidez de inflação.

Dessa forma, assumem que as negociações salariais são conduzidas em termos de salários relativos, direcionando-os para uma média do salário real contratual médio que prevaleça de acordo com o prazo contratual. O modelo incorpora, conseqüentemente, como mostraremos a seguir, a rigidez da taxa de inflação, dos salários e dos preços, sendo que a persistência da taxa de inflação é derivada do excesso de demanda.

A Equação de Oferta de Fuhrer e Moore (1995) supõe que o valor em log do contrato real negociado no período t é:

$$v_t = x_t - p_t \tag{1}$$

onde x_t é o valor em log do contrato nominal e p_t é o log do índice de preço. O índice salarial contratual real médio que está prevalecendo no tempo t é:

$$\omega_t = \frac{1}{2}(v_t + v_{t-1}) \quad (2)$$

O salário é expresso em decorrência de os agentes levarem em conta dois fatores para estabelecer x_t . Primeiro, procuram atingir o índice salarial contratual real médio, igualando-o à média esperada do índice do contrato real que recai sobre dois períodos do contrato, ou seja:

$$\frac{1}{2}(\omega_t + E_t \omega_{t+1}) \quad (3)$$

Segundo, o preço real do contrato pode se desviar do índice esperado médio negociado no período t , quando se incorporam os ciclos dos negócios ky_t , ou seja:

$$v_t = \frac{1}{2}(\omega_t + E_t \omega_{t+1}) + ky_t \quad (4)$$

onde $k > 0$ e y_t é o hiato do produto.

Manipulando-se as expressões acima obtém-se a curva de oferta de Fuhrer e Moore (1995)

$$\pi_t = \frac{1}{2}(E_t \pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + 2k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t \quad (5)$$

onde, $\eta_t = [\pi_t + E_{t-1}\pi_t]$ e π_t é a taxa de inflação.

A equação (5) mostra que o modelo incorpora a rigidez do ajustamento da inflação no tempo π_{t-1} . Novas informações sobre políticas monetárias correntes ou esperadas, disponíveis no início do período t , serão refletidas em $E_t \pi_{t-1}$.

Dessa forma, a flexibilidade da inflação corrente para alterar-se em resposta a novas informações é limitada, uma vez que o processo desinflacionário antecipado afetará o produto. A natureza *backward-looking* do processo inflacionário redundará no decréscimo da taxa de crescimento da oferta de moeda, que será onerosa em termos de produto.

A especificação de Fuhrer-Moore (1995) é estreitamente relacionada, ainda que distinta, com o trabalho original de Taylor (1980) sobre contratos superpostos de multiperíodos. A curva de oferta de Taylor (1980) - equação 6 - de ajustamento do nível de preços conduz a uma expressão em forma reduzida para o nível de preços, no qual p_t depende de p_{t-1} e $E_t p_{t+1}$, onde $\pi_t = p_t - p_{t-1}$.

O aspecto de expectativas passadas sobre o comportamento do nível de preços causa reduções imprevistas na oferta de moeda que, por sua vez, causam declínio real do produto. Preços anteriormente estabelecidos estão agora muito altos relativamente à nova trajetória para a oferta de moeda. Apenas quando os contratos expiram, podem os seus valores reais ser reduzidos a níveis consistentes com a nova, e mais baixa, oferta monetária. Contudo, a taxa de inflação depende de $E_t \pi_{t+1}$, não de π_{t-1} , de forma que o processo de inflação não apresenta viscosidade. Conforme Ball (1994), a rigidez de preços, com base em comportamento *backward-looking*, não implica, necessariamente, que políticas para redução de inflação, via diminuição da taxa de crescimento da moeda, causam recessão.

Na especificação de Fuhrer-Moore (1995), a natureza adaptativa do processo inflacionário implica que reduções na taxa de crescimento da moeda devem ser custosas em termos de produto.

2.2 Equação fundamental de Roberts com expectativas quase-rationais

Baseado na análise das medidas das expectativas inflacionárias para os Estados Unidos, Roberts (1997) conclui que as evidências suportam o ponto de vista de que a rigidez da taxa de inflação decorre da presença das expectativas racionais menos do que perfeitas.

A distinção entre rigidez inflacionária e rigidez de expectativas é importante para entender o custo de políticas para combater inflação e para entender o papel da credibilidade. Se a inflação é rígida, a desinflação deve inevitavelmente gerar recessão. As desinflações provocam recessão, sob rigidez do nível de preços, somente na falta de total credibilidade das políticas. Na avaliação de um eventual comportamento da inflação depois do ajuste, após uma mudança de política, a hipótese de expectativas racionais tende a ser apropriada ao se considerar o ajustamento da inflação em resposta à implementação das políticas. De outra forma, a proposição das expectativas racionais pode ser considerada insatisfatória ao se admitir que o público nunca aprende sobre as políticas. Durante o período de transição, quando os efeitos das políticas ainda estão sendo sentidos, a proposição de completa racionalidade pode ser inapropriada. O comportamento expectacional de *backward-looking* pode ser uma

importante regra de formação de expectativas. A previsão dos efeitos de uma mudança nas políticas pode requerer que ambos os tipos de comportamento sejam considerados. (Walsh, 1997, p. 226)

O modelo de inflação rígida é equivalente ao modelo de preço rígido, a não ser pela suposição de que as expectativas não são completamente racionais. Roberts (1997) supõe que as expectativas são uma média das expectativas racionais e da extrapolação da inflação corrente, ou seja:

$$E_t \pi_{t+1} = \frac{1}{2} (E_t \pi_{t+1} + \pi_t)$$

Ele supõe, ainda, que a expectativa do período anterior de π_t é:

$$E_{t-1} \pi_t = \frac{1}{2} (E_{t-1} \pi_t + \pi_{t-1})$$

Substituindo essas duas expressões na curva de oferta de Taylor (1980) logo abaixo:

$$\pi_t = E_{t+1} \pi + 2k(y_t + y_{t-1}) + \eta \quad (6)$$

$$\text{onde } \eta = -[\pi_t - E_{t-1} \pi_t]$$

e supondo perfeita racionalidade no erro expectacional da equação (6) tem-se:

$$\pi_t = \frac{1}{2} (E_t \pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + 2k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2} \eta \quad (7)$$

$$\text{onde } \eta = -[\pi_t - E_{t-1} \pi_t]$$

Verifica-se que a expressão (7) é semelhante à expressão (6) de Taylor (1980), com pressuposto idêntico ao modelo de inflação rígida.

A racionalidade imperfeita das expectativas de inflação é uma condição necessária para a validade da hipótese de preços rígidos com expectativas racionais incompletas, apesar de não

ser uma condição suficiente. A inflação pode ser rígida mesmo se as expectativas são imperfeitamente racionais, conforme Roberts (1997).

Para conduzir diretamente os testes das hipóteses de rigidez da inflação *versus* preços rígidos, Roberts (1997), relacionando o pressuposto de que a formação histórica das expectativas inflacionárias é corretamente medida, descreve uma versão geral do modelo de expectativas quase-rationais para testar todas as hipóteses, como se observa abaixo.

A equação de preços rígidos de Taylor (6) pode ser reformulada adicionando-se uma constante α , e invertendo o sinal do hiato (PIB potencial menos PIB corrente) da equação (6) de Taylor e Fuhrer e Moore (7). Supondo que os agentes são perfeitamente racionais tem-se:

$$\pi_t - E_t \pi_{t+1} = \alpha - 2k(y_t + y_{t-1}) + 2(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) - (E_{t-1} \pi_t - \pi_t) \quad (8)$$

Pode-se observar melhor as expectativas inflacionárias reescrevendo a equação (7) como:

$$\pi_t - \frac{1}{2}(E_t \pi_{t+1} + E_{t-1} \pi_t) = \frac{\alpha}{2} - k(y_t + y_{t-1}) + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) \quad (9)$$

onde ε_t é o erro dessa equação.

Pode-se generalizar a equação (9) adicionando-se uma constante b , e o termo $(\pi_{t-1} - \pi_t)/2$, que, se for zero, teremos a função de oferta de Taylor; caso esse termo esteja perto de 0,5, retornar-se-á à equação de oferta de Fuhrer e Moore:

$$\pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1} \pi_t + E_t \pi_{t+1}) = \frac{b}{2} - \theta(y_t + y_{t-1})/2 + \lambda(\pi_{t-1} - \pi_t) + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) \quad (10)$$

Assim, para testar qual especificação é a correta deve-se observar se λ é mais próximo de zero ou de 0,5.

Alternativamente, a equação (10), que é a função de oferta de Fuhrer e Moore (1995), pode também ser escrita de modo que se possa chegar à equação (6) de Taylor. Assim, após multiplicar o segundo termo dessa expressão por dois terços e manipulando-a para não alterar a expressão, tem-se:

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= \frac{2b}{3} - \frac{2}{3}\beta(y_t + y_{t-1})/2 + \frac{2}{6}(\pi_{t-1} - \pi_t) + \frac{2}{3}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + \\ &+ \frac{b}{2} - \frac{1}{3}\beta(y_t + y_{t-1})/2 + \frac{1}{3}(\pi_{t-1} - \pi_t)/2 + \frac{1}{3}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) \end{aligned}$$

Simplificando os três primeiros termos à direita, observa-se que o restante dessa expressão corresponde a um terço do lado direito da mesma:

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= \frac{b}{3} - \frac{1}{3}\beta(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{3}(\pi_{t-1} - \pi_t) + \frac{2}{3}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}) + \\ &+ \frac{1}{3}[\pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})] \end{aligned} \quad (11)$$

A equação (11) pode ser escrita da seguinte forma, após simplificação algébrica:

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= \frac{c}{3} - \frac{\beta}{3}(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{3}[\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2] \\ &+ \frac{2}{3}(\varepsilon'_t + \varepsilon'_{t-1}) \end{aligned} \quad (12)$$

O coeficiente do hiato do produto, que foi definido como o produto potencial menos o produto corrente, resultando, assim, na troca do sinal desse coeficiente dessas equações acima, deve ser maior do que zero, porque uma menor taxa de desemprego está associada com maior inflação.

Finalmente, a equação (13) a seguir pode ser testada, observando-se que o lado direito da equação (13) é igual ao lado direito da equação (10):

$$\begin{aligned} \pi_t - \frac{1}{2}(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1}) &= c' - \frac{k'}{2}(y_t + y_{t-1}) + \lambda'[\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2] + \\ &(\varepsilon'_t + \varepsilon'_{t-1}) \end{aligned} \quad (13)$$

O valor de λ da equação (13) perto de um terço corresponde à hipótese de inflação rígida, retornando à própria equação de oferta de Fuhrer e Moore (1995). Um valor próximo de zero indica consistência com a hipótese de preços rígidos, ou seja, retornar-se à equação de Taylor (1980). Essa equação também é importante porque demonstra outras hipóteses, tal como a maneira como as expectativas são formadas; dessa forma, as expectativas podem ser racionais ou puramente adaptativas. Se λ é um, então medidas de expectativas *forward-looking* de inflação não importam.

3 Análise empírica dos modelos de preços superpostos

Nesta seção serão estimadas as equações (10) e (13) de Roberts (1997) e Fuhrer e Moore (1995) respectivamente, por intermédio dos mínimos quadrados de dois estágios (2SLE). Objetiva-se averiguar se há rigidez na inflação, nos preços, e se os agentes têm perfeita racionalidade.

Roberts (1997, p. 185) encontrou evidências para os Estados Unidos de que não se pode rejeitar a hipótese de inflação rígida (quando estimou as equações (13) e (10) com dados de Michigan para a formação das expectativas). Apesar desse resultado, Roberts concluiu que os agentes econômicos formam expectativas não perfeitamente racionais ao usar outras metodologias para os dados.

Para a análise das regressões do presente trabalho foram utilizadas séries trimestrais de janeiro de 1990 a dezembro de 1999, assumindo que os contratos são negociados anualmente. O valor do Produto Interno Bruto foi obtido na Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e no Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA). A taxa de inflação utilizada foi a do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). O hiato do PIB foi estimado utilizando-se a metodologia do Banco Central do Brasil. As despesas do governo e os meios de pagamento foram obtidos no banco de dados do IPEA. Todas as variáveis estão expressas em logaritmos.

Neste trabalho, as equações são estimadas supondo-se que os agentes fazem previsões perfeitas. Assim, utilizam-se variáveis observadas da inflação do período seguinte como *proxy* para o cálculo das expectativas do período corrente. Naturalmente, os erros obtidos por esse método, que é a diferença entre a inflação observada no período corrente e o ocorrido no período posterior, são correlacionados com os erros das equações estimadas. Os resultados alcançados por intermédio dessa hipótese para estimar as equações mostraram-se semelhantes aos atingidos por Roberts (1997).

Estimativas das equações (10) e (13) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) podem ter duas fontes de vieses: tanto o nível de atividade corrente quanto os “lags” da inflação podem estar correlacionados com os erros. Além disso, as equações (9) e (13) apresentam variáveis determinadas endogenamente no lado direito da equação (inflação), onde tais variáveis são correlacionadas com os erros. Utiliza-se o método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLE) com variáveis instrumentais, que são usadas para eliminar a correlação entre as variáveis e os distúrbios, centrando-se, também, na possível existência da correlação serial dos erros nas duas equações. Nos modelos de contratos superpostos, os erros das duas equações acima mencionadas são serialmente correlacionados.

Dessa forma, as equações (10) e (13) foram estimadas usando o estimador matriz de covariâncias, que é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação de forma não conhecida, seguindo a mesma metodologia de Roberts (1997), que usou o método proposto por *Newey-West*, cuja estimativa é feita mediante Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS), porque pode existir correlação serial dos erros nos modelos dos contratos superpostos devido à periodicidade com que são ajustados.

Para estimação da equação (13) foram usadas as seguintes variáveis instrumentais: despesas reais do governo com até três “lags” de diferenças, meios de pagamento em termos reais até um “lag” de diferença e variáveis “*dummies*” de impulso, sendo que a primeira para o primeiro trimestre (período do Plano Collor em 1990), a segunda para o quarto trimestre de 1993 e primeiro trimestre de 1994, período da criação do Cruzeiro Real, e a terceira para o segundo trimestre de 1994, período de criação do Real.

Na equação (10) são usadas as mesmas variáveis instrumentais, com exceção dos meios de pagamento, sendo que as variáveis “*dummies*” significantes referem-se, agora, a primeira, ao primeiro trimestre de 1990 para o Plano Collor; a segunda, ao segundo trimestre de 1993, período de transição do Cruzeiro para o Cruzeiro real; a terceira, ao segundo e terceiro trimestre de 1994, período de criação do Plano Real. A terceira e a segunda variáveis “*dummies*” foram utilizadas como variáveis instrumentais.

As variáveis instrumentais demonstraram quase nenhuma correlação entre os choques e a atividade econômica agregada, implicando resultados satisfatórios para as estimações. A razão de se utilizar “*dummies*” diferentes para controlar os impactos dos diversos planos de estabilização intentados nos períodos (Plano Collor, Plano Collor II, criação do Cruzeiro Real e início do Plano Real) é retirar os impactos diferenciados em termos de credibilidade, especificidades, condições políticas e conjunturais da época e outros fatores distintivos de cada plano. De fato, quando esses choques eram controlados com uma única “*dummy*” os resultados foram poucos significativos.

De acordo com os resultados das equações estimadas, cujos principais resultados encontram-se nas Tabelas 1 e 2, o processo de médias móveis $MA(1)$ das equações (10) e (13) acima são estatisticamente significantes. Usou-se esse processo porque os modelos de contratos superpostos predizem substancial correlação serial de primeira ordem. Os termos envolvendo “lags” da inflação podem estar causando a correlação serial nos resíduos, a despeito do uso das variáveis instrumentais, uma vez que as estimativas que sugerem inflação rígida também têm pelo menos correlação serial de primeira ordem.

Quando as variáveis não são estacionárias trazem problemas específicos aos procedimentos convencionais de regressão por mínimos quadrados ordinários (OLS). Contudo, como lembra Johnston e Dinardo (1997, p. 317), é importante saber se problemas similares surgem no contexto dos regressores de 2SLS. Esse problema tem sido investigado por Cheng Hsiao (1997a e 1997b). Uma conclusão, talvez surpreendente, a que chegou este último autor, é a de que a inferência com estimadores de 2SLS continua válida, mesmo em presença desses problemas. Diz o autor:

“Nothing needs to be changed in applying conventional 2SLS estimator formula to estimate the unknown parameters and formulate Wald type test statistics. One gets the same point estimates and asymptotic covariance matrix. The resulting Wald type test statistic remains asymptotically chi-square distributed. In other words, nonstationarity and cointegration do not call for new estimation methods or statistical inference procedures. One can just follow the advice of Cowles Commission in Constructing and testing structural equation models.

For empirical structural model builders, the message is clear - one still needs to worry about the issue of identification and simultaneity bias, but one needs not to worry about the issues of nonstationarity and cointegration. All one needs to do in structural model building is to follow the conventional wisdom.”

Como se pode observar na Tabela 2, que se refere à equação (13), o coeficiente explicativo do modelo R^2 é de 58%. A estimativa do coeficiente do “lag” da inflação e da média das expectativas da inflação $(\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2)$ corrobora a hipótese de inflação rígida porque está perto de um terço, o que não se verifica na hipótese de preços rígidos da equação (10), Tabela 1, cujo coeficiente do “lag” da inflação e da inflação corrente $(\pi_{t-1} - \pi_t)$ deveria ser 0,5; como está perto de zero, implica a existência de rigidez de preços na economia, conforme já explicado.

Os coeficientes de elasticidade de ambas as equações (13) e (10), que correspondem ao hiato e ao ‘lag’ do hiato ($y_t - y_{t-1}$) e capturam as preocupações dos trabalhadores com o nível de desemprego, também reforçam a hipótese de rigidez da economia. A elasticidade da ordem de 0,28, da equação (13), Tabela 2, assegura o grau de persistência do produto e da inflação, quando decisões dos preços são superpostos, porque quanto menor a elasticidade menor a resposta dos preços a flutuações do produto e, assim, o processo de ajustamento do produto será lento. Esse fato também é confirmado com a elasticidade da equação (10), que corresponde a -0.38, conforme Tabela 1.

Mankiw (2001) analisa quatro vertentes da curva de Phillips: o modelo tradicional de *backward-looking*; um modelo de *backward-looking* com histerese; um modelo *forward-looking* e; finalmente, o modelo de Fuhrer-Moore com *backward-looking* e *forward-looking*. Ele mostra que o modelo de Fuhrer e Moore (1995) é o que melhor se adapta à realidade porque o modelo distingue entre inércia no nível de preços e inércia na taxa de inflação. Contudo, ele conclui que a discussão continua aberta.

4 Teste para robustez dos instrumentos

Para testar a robustez ou validade dos instrumentos usa-se o teste de Sargan, apresentado em Stewart (1991). Esse teste é feito, primeiramente, regredindo-se os resíduos em função de todos os instrumentos e variáveis exógenas e predeterminadas. Com o resultado calcula-se a soma dos quadrados dos valores estimados, dividindo-a, posteriormente, pela variância dos resíduos, isto é, utiliza-se o erro padrão da regressão e eleva-se ao quadrado. O teste estatístico de Sargan tem distribuição aproximada da Qui-Quadrado com $(p-k)$ graus de liberdade, onde p é o número de instrumentos e k é o número de regressores da equação estimada originalmente. O teste é representado por $\chi^2(V)$, significando a validade dos testes dos instrumentos para a hipótese nula.

Estimaram-se os resíduos em função dos instrumentos e das variáveis exógenas e predeterminadas que foram utilizados para estimar a equação de Roberts (10). Nessa equação, tem-se $p=9$ e $k=4$. O valor crítico ao nível de 5%, na distribuição Qui-Quadrada, é 11,5. Dado que o teste de Sargan é $\chi^2(V) = 16$, rejeita-se a hipótese nula, ou seja, os instrumentos não podem ser aceitos.

Estimaram-se os resíduos em função dos instrumentos e das variáveis exógenas e predeterminadas que foram utilizados para estimar a equação de Fuhrer e Moore (13). Nessa equação, onde se tem $p=9$ e $k=3$, o valor crítico ao nível de 5% é 12,6. Seguindo a mesma

metodologia acima, tem-se que $\chi^2(V)=2,93$; logo, não se rejeita a hipótese nula do teste de Sargan e aceita-se a validade dos instrumentos.

Tabela 1
Teste para Rigidez de Preço: Equação 10

| Variável dependente: $\pi_t - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2$ (2SLE): Newey-West correlação com 18 lags. | | | | |
|--|--------------|---------------|---------------|--------|
| Variáveis | Coefficiente | Desvio Padrão | Estatística t | Prob. |
| $(y_t - y_{t-1})$ | -0.381977 | 0.138710 | -2.753776 | 0.0099 |
| $(\pi_{t-1} - \pi_t)$ | 0.057004 | 0.029689 | -1.920067 | 0.0644 |
| D1- | 0.014771 | 0.004487 | -3.291973 | 0.0026 |
| D | 30.14748 | 0.007040 | 20.95025 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.969592 | 0.019559 | -49.57189 | 0.0000 |
| R ² =0.90% | | | | |

Tabela 2
Teste para Rigidez da Inflação: Equação 13

| Variável dependente: $\pi_t - (E_t\pi_{t-1} + E_t\pi_{t+1})/2$ (2SLE): Newey-West correlação com 18 lags. | | | | |
|--|--------------|---------------|---------------|--------|
| Variáveis | Coefficiente | Desvio Padrão | Estatística.t | Prob. |
| $(y_t - y_{t-1})$ | -0.288568 | 0.1384763 | -2.084763 | 0.0454 |
| $\pi_{t-1} - (E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2$ | 0.267037 | 0.0399246 | 6.804249 | 0.0000 |
| D2 | 0.022041 | 0.009416 | 2.340733 | 0.0259 |
| C | -0.001161 | 0.000524 | -2.218361 | 0.0340 |
| MA(1) | -0.971107 | 0.024403 | 39.79474 | 0.0000 |
| R ² =58% | | | | |

5 Conclusões

Neste trabalho, aplicado à economia brasileira na década de 90, concluímos que os modelos de inflação rígida, com suposição de expectativas racionais perfeitas, e de preços rígidos, apresentam fontes de rigidez. Contudo, nesse último modelo, pelo teste de Sargan, observou-se que os instrumentos não estão bem especificados, ao contrário do modelo de

inflação rígida. Esses fatos mostram que a economia brasileira possui o atributo novo-keynesiano de que há rigidez nominal. Conclui-se, ainda, que estes fatos asseguram a não-neutralidade da política monetária.

As estimativas apresentadas para a economia brasileira no período analisado indicam que a rigidez da inflação no modelo de Fuhrer e Moore é explicada pelo componente inercial, π_{t-1} , e pela regra de formação de expectativas racionais, $(E_{t-1}\pi_t + E_t\pi_{t+1})/2$. Contudo, novas informações sobre política monetária corrente e futura disponíveis no início do período t são refletidas no período $E_t\pi_{t+1}$ mas não, por definição, em π_{t-1} . Portanto, a flexibilidade da inflação para mudar de patamar em resposta a novas informações é limitada, isto é, o processo de ajustamento da inflação é lento em resposta às novas informações, ao contrário do modelo de Taylor. Dessa forma, um processo desinflacionário não esperado gera custos com a queda do produto real.

O resultado deste trabalho tem importantes implicações em termos de política econômica. Ele demonstra que o custo para combater inflação é muito oneroso para um país como o Brasil - que apresenta tradição inflacionária -, uma vez que os resultados empíricos foram mais robustos no caso da rigidez da inflação, o que torna mais difícil reduzi-la sem causar grande impacto na produção e no nível de emprego.

Os resultados alcançados neste artigo estão de acordo com a análise teórica e empírica apresentada por Mankiw (2001). Ele conclui que o modelo de Fuhrer e Moore (1995) é o que melhor se adapta à realidade, ao compará-lo com os demais modelos, como se observou no item 3. O modelo de Fuhrer e Moore é mais realista porque distingue entre inércia no nível de preços e inércia na taxa de inflação. Contudo, Mankiw deixa claro que o debate da nova curva de Phillips Keynesiana continua em aberto.

Vale destacar, ainda, que no período analisado a taxa de inflação, $I(1)$, e o hiato do produto, $I(0)$, não são cointegráveis, de modo que utilizamos a metodologia de Hsiao ao adotar os procedimentos de inferência do convencional 2SLS para solucionar este problema.

Referências bibliográficas

- Arida, P., Lara-Resende, A. Inertial inflation and monetary reform: Brazil. *In*: Williamson, J. (ed.), *Inflation and indexation: Argentina Brazil e Israel*. Washington, DC: Institute for International Economics, 1985, p. 27-45.

- Ball, L. Credible desinflation with staggered price-setting. *American Economic Review*, n. 84, p. 282-289, March 1994.
- Barbosa, Fernando de H., Simonsen, Mário H. *Plano Cruzado: inércia x inépcia*. Rio de Janeiro: Editora Globo, 1989.
- Bresser Pereira, L., Nakano, Y. *The theory of inertial inflation: the foundation of economic reform in Brazil and Argentina*. Lynne Rienner Publishers, Boulder, 1987
- Cardoso, E. Indexação e acomodação monetária: um teste do processo inflacionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 31, n. 1, p. 3-11, 1983.
- _____. From inertia to mega inflation: Brazil the 1980s. In: Bruno, M., Fisher, S., Helpman, E., Liviatan, N., Meridor, L. (eds.), *Lessons of economic stabilization and its after-math*. Cambridge, MA: MIT Press, 1991, p. 143-177.
- Durevall, D. The dynamics of chronic inflation in Brazil, 1968-1985. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 16, n. 4, p. 423-433, 1998.
- _____. Inertial inflation, indexation and price stickiness: evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 60, p. 407-421, 1999.
- Fishlow, A. Indexation Brazilian style: inflation without tears. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, p. 261-282, 1974.
- Fuhrer, J. C.; Moore, G. R. Inflation persistence. *Quarterly Journal of Economics*, n. 110, p. 127-159, February 1995.
- Hsiao, C. Statistical properties of the two-stage least squares estimator under cointegration. *The Review of Economic Studies*, v. 64, n. 3, p. 385-398, 1997a.
- _____. Cointegration and dynamic simultaneous equations models. *Econometrics*, n. 65, p. 647-670, 1997b.
- Johnston, J., Dinardo, J. *Econometric methods*. MacGraw-Hill, 1997.
- Kiguel, M.; Liviatan, N. The inflation-stabilization cycles in Argentina and Brazil. In: Bruno, M., Fisher, S., Helpman, E.; Liviatan, N., Meridor, L. (eds.), *Lessons of economic stabilization and its after-math*. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.

- Lopes, F. Inflação e nível de atividade: um estudo econométrico. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 12, n. 3, p. 639-670, 1982.
- Macedo, R. Wage indexation and inflation: the recent Brazilian experience. In: Dornbusch, R.; Simonsen, M. (eds.), *Inflation, debt and indexation*. Cambridge, MA: MIT Press, 1986, p.133-159.
- Mankiw, N. Gregory. Symposium on keynesian economics today. *The Journal of Economics Perspectives*, v. 7, n. 1, p. 3-4. Winter 1993.
- _____. The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *The Economic Journal*, n. 111, p. C45-C61, May 2001.
- Marshall, J. R.; Morande, F. L. Una interpretación keynesiana-inercialista de la inflación brasileña en los años ochenta. *Cuadernos de Economía* 26, n. 79, p. 353-366, 1989.
- Modiano, E. A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 1, p. 39-69, 1983.
- _____. Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 15, n. 1, p. 1-32, 1985.
- Novaes, A. D. Revisiting the inertial inflation hypothesis for Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 42, n. 1, p. 89-110, 1993.
- Roberts, M. J. Is inflation sticky? *Journal of Monetary Economics*, n. 39, p. 173-196, July 1997
- Simonsen, M. Indexation: current theory and the Brazilian experience. In: Dornbusch, R.; Simonsen, M. (eds.), *Inflation, debt and indexation*. Cambridge, MA: MIT Press, 1986, p. 99-132.
- Stewart, J. *Econometrics*. London: Philip Alan, 1991.
- Taylor, J. B. Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy* n. 88, p. 1-24, February 1980.
- _____. Staggered price and wage setting in a macroeconomics. *NBER Working Paper n. 6754*, 1998.
- Walsh, C. E. *Monetary theory and policy*. London: The MIT Press, 1997.

