ESTUDO SOBRE RIGIDEZ DE PREÇOS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM SETORIAL COM INFORMAÇÕES AGREGADAS

Jocildo Fernandes Bezerra (PIMES/UFPE)

Igor Ézio Maciel Silva (PPECO/UFRN)

**Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças**

RESUMO

Neste trabalho utilizam-se os componentes não observados de produto real e produto nominal para estimar um modelo DSGE semi-estrutural de rigidez de preços em que o grau de rigidez varia entre os setores. Realiza-se, ainda, um exercício Monte Carlo para testar a similitude da estrutura de preços do Brasil com a dos Estados Unidos e, através de um modelo de Markov, analisa-se a estabilidade da política monetária no período abrangido pelo estudo, 1996:1 a 2015:4. Além de revelar as distribuições de rigidez de preços e o grau de complementaridade estratégica para a economia brasileira, o trabalho compara as persistências dos efeitos dos choques nominais no produto e na inflação, entre os cenários de homogeneidade e heterogeneidade estrutural, mostrando que neste ultimo caso há vantagem substancial para identificar as propriedades dinâmicas dessas variáveis.

Palavras-Chave: Heterogeneidade; Rigidez de Preços; DSGE Semi-Estrutural.

ABSTRACT

In this paper the unobserved components of real product and nominal product are used to estimate a semi-structural DSGE model of price rigidity in which the degree of rigidity varies between sectors. A Monte Carlo exercise is also carried out to test the similarity of Brazil's price structure to that of the United States and, through a Markov model, the stability of monetary policy in the period covered by the study, 1996,: 1 to 2015:4, is analyzed. In addition to revealing the distributions of price rigidity and the degree of strategic complementarity for the Brazilian economy, the work compares the persistence of the effects of nominal shocks on output and inflation between the scenarios of homogeneity and structural heterogeneity, showing that the latter case is better to reveal the dynamic properties of these variables.

Keywords: Heterogeneity; Price Rigidity; Semi-Structural DSGE.

JEL: E10, E30.

**1. INTRODUÇÃO**

A hipótese sobre rigidez de preços, embora antiga (Lucas, 1995), ganhou força no pensamento econômico a partir de Keynes (1936) e adquiriu um caráter dinâmico com os trabalhos de Fischer (1977), Taylor (1979, 1980) e Calvo (1983), os quais contribuíram não só para suportar a evidência empírica sobre os impactos reais dos choques nominais, mas, também, para permitir a avaliação dos efeitos de políticas monetárias alternativas.

A literatura recente tem apontado, no entanto, que esses trabalhos pioneiros não refletem um aspecto instigante, presente nos micro dados, qual seja, que existe heterogeneidade setorial na frequência de ajustamento de preços e que isso, do ponto de vista macroeconômico, tem implicações consideráveis para os efeitos da política monetária.

Entre os trabalhos mais importantes que trataram com a questão em nível de micro dados, destacam-se Bils e Klenow (2004), Klenow e Kryvtsov (2008), Nakamura e Steinsson (2008), para os Estados Unidos, enquanto Dhyne *et al.*(2006), Vermeulen *et al.* (2007) e Álvarez e Hernando (2007) estudaram o assunto para diversos países da Europa.

Taylor (1999), revendo a evidência sobre fixação de preços em nível micro, chega à conclusão de que algum nível de heterogeneidade na forma como os preços são estabelecidos é necessário para descrever a realidade de modo mais acurado.

As implicações macroeconômicas da heterogeneidade setorial na fixação de preços foram contempladas, entre outros, por Carvalho (2006), Carlstrom *et al.* (2006), Dixon e Kara (2005, 2011), Carvalho e Dam (2010), Imbs *et al.* (2011), Flamini (2014), Dam, Carvalho e Lee (2015).

O objetivo deste trabalho é contribuir para o debate estimando, para o Brasil, um modelo DSGE semi-estrutural de rigidez de preços, em que o grau de rigidez varia entre os setores, e examinar a dinâmica conjunta do produto e da inflação, em reposta a choques nominais, comparando-a com o cenário em que todas as empresas da economia adotam a mesma duração de preços. Os meios usados, neste trabalho, para acessar o comportamento dinâmico das variáveis são as funções impulso resposta, no caso do produto real, e o grau de reversão à média (Marques, 2004) no caso da inflação. Para isso, a variável inflação será simulada por meio do modelo DSGE utilizado.

Ademais, realiza-se um exercício Monte Carlo para testar a similitude da estrutura de preços do Brasil com a dos Estados Unidos e, através de um modelo de Markov, analisa-se a estabilidade da política monetária no período abrangido pelo estudo, 1996:1 a 2015:4.

O modelo aqui estimado é na linha de Carvalho e Dam (2010) e Dam, Carvalho e Lee (2015), mas incorpora as seguintes diferenças: primeiro, aqueles autores usaram uma abordagem bayesiana e aqui se usa máxima verossimilhança; em segundo lugar, aqui serão usados os componentes não observados das séries (Harvey, 1989; Commandeur, 2007; Koopman e Ooms, 2010). Finalmente, para testar se a dinâmica setorial torna mais persistentes os efeitos dos choques nominais sobre a inflação, do que no caso da economia homogênea, será usada a técnica de identificar a reversão da inflação à sua média.

O trabalho se relaciona a vários ramos da literatura, entre eles o que trata de identificar distribuições de durações de preços a partir de dados agregados tais como Jadresic (1999), Taylor (1993), Carvalho e Dam (2010); à linha de modelos semi-estruturais, a exemplo de Carvalho e Dam (2010), Kichian *et al.* (2009), Charry *et al.* (2014) e Sbordone (2002). Relaciona-se, também, aos modelos que tratam sobre complementaridade estratégica, a exemplo de Alvi (1993), Amiti *et al.* (2016), Woodford (2003) e Romer (2012).

Entre os resultados obtidos, observa-se que 28% dos preços duram um trimestre e 46% duram dois trimestres, ou seja, 46% das firmas mudam os preços pelo menos uma vez ao ano. Por outro lado, as estimações de modelos de heterogeneidade estrutural considerando-se 4, 6 e 7 setores, geram valores do parâmetro de complementaridade estratégica de aproximadamente 0,13 o qual se situa entre 0,10 e 0,15, intervalo que, segundo Woodford (2003), é consistente com modelos de especificação completa.

O restante deste trabalho se estrutura da seguinte forma: na segunda parte, apresentam-se breves informações sobre a literatura; na terceira parte, apresentam-se os dados e a metodologia; na quarta parte, analisam-se os resultados e, finalmente, apresentam-se algumas conclusões.

**2. LITERATURA**

Pode-se considerar, em primeiro plano, a questão da rigidez de preços causada pelo ajustamento escalonado, em que se destaca a obra de Taylor (1979, 1980, 1999, 2016), da qual se originam os modelos utilizados neste trabalho, representados, respectivamente, por Jadresic (1999) e Carvalho e Dam (2010).

Taylor (1979) parte da sua percepção de que o componente representativo da inflação esperada na equação da curva de Phillips aceleracionista é independente do comportamento dos agentes e portanto não reflete à dinâmica dos contratos de preços e salários, sendo que essa dinâmica era indispensável na explicação da persistência da inflação[[1]](#footnote-1). Era preciso, pois, dedicar atenção à curva de Phillips de curto prazo, e à sua dinâmica, para uma compreensão correta dos efeitos dos choques nominais, levando em conta que nesse contexto havia dois fenômenos em causa, a saber, as expectativas racionais e os contratos, e a persistência, ou não, da rigidez de preços dependia de qual das duas forças era dominante.

Mais tarde apareceram os modelos setoriais enfatizando o papel dos preços relativos na propagação dos choques, predominantemente choques nominais. Aoki (2001) propõe um modelo de dois setores com, respectivamente, preço flexível e preço rígido e associa a relação entre as mudanças nos preços relativos e as flutuações da inflação.

Carlstrom *et al.* (2006) usam um modelo de dois setores com diferentes graus de rigidez de preços, com imobilidade do fator trabalho, e associam o efeito autorregressivo da razão de preços relativos à persistência do produto e da inflação.

Dixon e Kara (2005, 2011) usando um modelo de equilíbrio geral dinâmico, DGE, propõem uma abordagem que generaliza o modelo original de Taylor (1980) para incorporar os efeitos de diferentes setores com contratos de diferentes durações. Esse modelo engloba a economia original de Taylor como um caso especial onde há apenas uma duração de preços para todos os contratos.

Em Carvalho (2006), revive-se o papel dos preços relativos destacando-se suas diferentes distribuições durante o processo de ajustamento, a um choque nominal, num contexto de contratos setoriais com diferentes durações. Para esse autor, essas mudanças nas distribuições de preços relativos são a razão de "*efeitos não triviais"* na dinâmica agregada. As distribuições, por sua vez, são geradas por dois tipos de reações dos agentes, que se manifestam em presença de heterogeneidade setorial: (i)efeito composição de freqüência e (ii) complementaridade estratégica.

Na literatura que emprega modelos semi-estruturais, destacam-se Kichian *et al.* (2009) que propõem equações únicas para prever o comportamento futuro da inflação no Canadá, no curto e no médio prazos. Os modelos combinam aspectos estruturais da Curva de Phillips Novo Keynesiana (NKPC), incluindo, alternativamente, economia fechada e aberta, com as características das séries temporais presentes nos dados.

Charry *et al.* (2014), desenvolvem e aplicam um modelo semi-estrutural para analisar a política monetária em Ruanda e a introdução das séries temporais (dados observados) no modelo permite ilustrar as contribuições de vários fatores para a dinâmica da inflação daquele país, bem como os seus desvios da meta.

Na literatura brasileira, os trabalhos mais recentes nessa área parece que são: Minela e Sobrinho (2009) e Krzna e Matheson (2017). No primeiro, o objetivo dos autores é estudar os canais de transmissão da política monetária. O modelo é constituído de cinco blocos de equações compreendendo a demanda agregada, a oferta agregada, o setor financeiro, a política monetária e o resto do mundo. Este último bloco é constituído por processos estocásticos exógenos representados por ARMA(p,q) e AR(p). No segundo, exploram a relação entre ciclo econômico e ciclo financeiro no Brasil, o que fazem com o emprego de métodos estatísticos comumente utilizados e com um modelo semi-estrutural da economia brasileira, empregando uma abordagem bayesiana.

**3. DADOS E METODOLOGIA**

**3.1. Os Dados**

Os dados empregados neste trabalho são as séries temporais do PIB real e do PIB nominal, de periodicidade trimestral, obtidas nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE, e a taxa Selic over obtida na base de dados do IPEA. Das séries temporais do PIB, lhes são extraídos os seus componentes não observados, usando a metodologia proposta em (Harvey, 1989; Commandeur, 2007; Koopmans e Ooms, 2010) e esses são usados no processo de estimação do modelo. A taxa Selic over, nas suas versões nominal e real é usada para estimar o modelo de Markov como forma de avaliar a estabilidade da política monetária no período estudado, 1996:1/2015:4.

Esta parte se inicia com a aplicação do modelo de Markov para testar a estabilidade do regime de política monetária, no Brasil, para o período em estudo, isto é, 1996:1/2015:4. A hipótese de estabilidade é fundamental para a confiabilidade dos resultados, conforme Carvalho e Dam (2010), Davig e Doh (2014), Coenen e Levin (2004).

Há na literatura muitos trabalhos demonstrando os efeitos de mudanças no regime de política monetária sobre a taxa real de juro (Reschreiter, 2011; Caporale e Grier, 2005; Huizinga e Mishkin, 1985; Wu e Zen, 2006) e sobre a taxa nominal de juro (Fujiwara, 2006). Por outro lado, um instrumental de econometria muito usado por esses autores para analisar o fenômeno é o modelo de mudança de regime de Markov (Dupasquier, 1998; Evan e Lewis, 1995; Wu e Zen, 2006; Garcia e Perron, 1989; Fujiwara, 2006).

A forma mais simples de especificar tal modelo estabelece que é o evento de uma corrente de Markov de dois estados. Assim,

.

Tendo em vista que não é observado diretamente, mas apenas objeto de inferência através do comportamento da série , os parâmetros necessários para descrever completamente a lei de probabilidade que governa são: , nessa ordem, representando a variância dos erros, a inclinação, os interceptos, antes e depois da mudança de regime, e as probabilidades dos dois *estados* de transição[[2]](#footnote-2). Se a mudança é permanente, ela é representada por **.**

As figuras1 e 2 apresentam os resultados dos testes de estabilidade do regime de política monetária no Brasil, usando as taxas de juro real e nominal. Observa-se, como previsto no modelo de Markov, que a mudança de regime ocorrida em 1999 foi permanente. A figura 1, considerando a taxa de juro real, parece constatar uma mudança de regime. Na figura 2, considerando a taxa de juro nominal, há indícios de que mesmo antes de 1999 o Brasil já adotava procedimento equivalente àquele vigente a partir de 2000. Como há um debate na literatura[[3]](#footnote-3) sobre qual a taxa de juro é mais adequada para o exercício aqui realizado, optou-se por utilizar os dados do período completo, 1996:1 a 2015:4 e a qualidade dos resultados das estimações parece confirmar.

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO DA TAXA DE JURO REAL E A PROBABILIDADE DE NÃO MUDANÇA DO REGIME DE POLÍTICA MONETÁRIA

(a) Taxa de Juros Real



(b) Probabilidade do Regime Não Mudar



Fonte: elaboração própria.

FIGURA2 – EVOLUÇÃO DA TAXA DE JURO NOMINALE A PROBABILIDADE DE NÃO MUDANÇA DO REGIME DE POLÍTICA MONETÁRIA

(a) Taxa de Juros Nominal



(b) Probabilidade do Regime Não Mudar



Fonte: elaboração própria.

**3.2 O Modelo DSGE Semi-Estrutural**

3.2.1Especificação do Modelo Semi-estrutural[[4]](#footnote-4)

Dada a sua natureza novo-keynesiana, a hipótese central do modelo pressupõe um *continuum* de firmas, em concorrência monopolística. Para destacar a questão de interesse neste trabalho, isto é, a heterogeneidade setorial, supõe-se, ademais, que as firmas estão distribuídas em setores da economia, sendo que diferentes setores implicam diferentes frequências de mudanças de preços. As firmas são indexadas por , e por *.* A densidade de firmas em cada setor é representada por *,* com e , onde é a densidade de firmas no setor *k*. Cada firma produz um único bem e enfrenta uma demanda que depende, negativamente, do seu preço relativo.

O lucro da firma pertencente ao setor , é representado por:

onde é o preço cobrado pela firma *j* do setor *k*, é a quantidade vendida pela firma *j* do setor *k*; é o custo em que a firma incorre para produzir, que, além da quantidade que ela produz, depende também do produto total da economia, *Yt*, e está sujeito a choque *ξt*. O preço relativo da firma é:

em que é o nível geral de preços (NGP).

Assim, a função lucro, , é homogênea de grau 1 nos seus dois primeiros argumentos, tem um único ponto de máximo que depende de independentemente dos valores das demais variáveis.

O NGP é uma média representada por , onde Г é um operador de agregação homogêneo em , e , .

Com base em Taylor (1979,1980), supõe-se que a firma contratará um preço que permanecerá fixo por um dado número de períodos que vale para todas as firmas do setor, de modo que os preços contratados são específicos dos setores. Assim, no setor *1* o preço durará *1* período, no setor *2*, durará *2* períodos, e assim sucessivamente, contando, ainda, que no corte setorial os preços são escalonados. Dessa forma, o conjunto é suficiente para caracterizar a distribuição *cross-section* de rigidez de preços que se objetiva estimar.

Considerando uma firma que contrate um preço para períodos, pode-se escrever como a seguir a equação que ela precisa maximizar, ou seja:

,

onde é um fator de desconto que pode ser estocástico, implicando uma condição de primeira ordem, de maximização de lucro da firma, da seguinte forma:

[1]

3.2.2 Loglinearizando o Modelo

A equação [1] é loglinearizada em torno de uma trajetória de equilíbrio determinístico na qual , , , , e , para todo *(k,j)*, de modo a se obter:

. [2]

Variáveis minúsculas denotam logaritmos dos desvios em relação às suas tendências, o parâmetro ζ, representa índice de rigidez real identificado em Ball e Romer (1990). representa o produto natural e é definida implicitamente em função de ζ quando a firma alcança o seu preço de maximização de lucro. O fato de se mover proporcionalmente a ζ significa que, em presença de um choque, a empresa opta pelo produto de lucro máximo numa economia de preços flexíveis.

O produto nominal é representado pela equação a seguir:

[3]

Aproximações loglineares dos níveis, geral e setorial, de preços:

[4]

[5]

Agora, substituindo-se a equação [3] na equação [2], é possível destacar o papel da rigidez real na influencia dos choques de demanda sobre os reajustes de preços.

[6]

O parâmetro ζ conta a história sobre a complementaridade estratégica. Aqui, pode-se observar que, quanto menor ele for, mais próximo de estará o preço contratado em *t,* e mais independente de choques da demanda também, será, o que aumenta a rigidez nominal e acentua a não neutralidade da moeda.

3.2.3 Os Processos Estocásticos Exógenos

Completa-se o modelo especificando-se os processos estocásticos exógenos representando a dinâmica do PIB nominal () e do PIB natural [[5]](#footnote-5). Esses processos estocásticos são responsáveis pela geração dos choques que vão impactar o produto, e a inflação nas estimativas do modelo. O procedimento está em conformidade com o que é exigido no processo de estimação de um DSGE com dados factuais, isto é, que o número de choques seja igual ao numero de observáveis (Estima, 2014).

Em consonância com Carvalho e Dam (2009, 2010), assumem-se os dois processos estocásticos, sendo um deles AR() para :

, [7]

e outro AR() para :

, [8]

onde , e , com .

3.2.3. O Modelo na Forma Estado-Espaço

Uma vez especificado o modelo, o passo seguinte é colocá-lo na forma estado-espaço para que possa ser resolvido. A forma estado-espaço é constituída por todas as fórmulas geradas pelo modelo original. No presente caso, as equações 1 a 8 motivaram a construção de 21 formulas que serão agrupadas e expressas como um sistema de matrizes. O algoritmo usado é o método QZ de Sims (2002).

Antes, porém, tem-se que lembrar que há duas classes de elementos que precisam ser explicitados para que o modelo esteja bem informado e possa ser resolvido, ou seja, é necessário dizer o que são as *séries* e o que são os *parâmetros*. O modelo DSGE trabalha simbolicamente com *séries* e numericamente com *parâmetros*.

Isto posto, a forma estado-espaço pode ser representada, em sua expressão reduzida, por

, [9]

onde o vetor θ contém os parâmetros primitivos do modelo, isto é:

.

Para modelos que admitem completa descrição dos observáveis, uma das técnicas de estimação é máxima verossimilhança, cuja essência consiste na avaliação do modelo estado-espaço[[6]](#footnote-6).

**3.3A Estratégia Empírica**

Tudo o que foi discutido no item anterior tem que passar pelo teste crucial de operacionalidade no que concerne à possibilidade de se extraírem distribuições setoriais de preços para a economia brasileira a partir dos seus dados agregados representados pelas componentes não observadas do produto nominal e do produto real.

Neste sentido, o presente trabalho se orienta por duas importantes evidências existentes na literatura. A primeira delas se deve a Klenow e Marlin (2010) os quais afirmam que a duração média dos preços em mercados emergentes é próxima da encontrada para os Estados Unidos e região do Euro. A segunda evidência vem de Gouvea (2007), cujos resultados indicam que a heterogeneidade na fixação de preços entre os diversos setores no Brasil é similar àquela para os Estados Unidos e região do Euro***.***

O que está em pauta é um problema de identificação, ou seja, como a distribuição cross-section de rigidez de preços pode ser revelada a partir do emprego de apenas duas variáveis representando, respectivamente, o PIB nominal e o PIB real da economia brasileira[[7]](#footnote-7)?

Para testar a semelhança entre as estruturas de preços, citadas acima, realiza-se um exercício Monte Carlo, seguindo Carvalho e Dam (2009, 2010), comparando os resultados desses autores com os obtidos aqui. Esse exercício é sustentado pelos parâmetros dos processos AR(2) obtidos dos componentes não observados do produto nominal e do produto real, do Brasil, e respectivos choques. Com base nos resultados de Klenow e Marlin (2010) e Gouvea (2007), os *guesses* de distribuição de preços para a implementação do exercício são os mesmos usados por Carvalho e Dam (2009, 2010) para a economia americana, isto é, , e .

Em ambos os casos as estimações são feitas através de máxima verossimilhança. A tabela 1 compara os resultados desse exercício para o Brasil e para os Estados Unidos, em testes para pequena amostra e para grande amostra, constatando grande similitude das médias obtidas para os parâmetros *,*,*,* e. O teste de pequena amostra realizado por Carvalho e Dam (2009, 2010) simulou 240 amostras de 100 observações; neste trabalho, para o mesmo teste, fizeram-se duas simulações, sendo uma de 240 amostras e oitenta observações, e outra de 300 amostras de 80 observações.

Para o teste de grande amostra, 1000 observações foram simuladas 100 vezes, no caso deste trabalho, e 75 vezes em Carvalho e Dam (2009, 2010), mostra uma aproximação ainda maior. As evidências quanto aos intervalos de confiança repetem o observado anteriormente. Em primeiro lugar, todos os intervalos estimados no presente estudo contêm as médias estimadas no estudo de referencia[[8]](#footnote-8); em segundo lugar, os intervalos de confiança deste trabalho são relativamente mais precisos.

TABELA 1 – EXERCÍCIO MONTE CARLO COMPARATIVO: ESTIMAÇÃO POR MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA.

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Parâmetros | Carvalho e Dam (2006) | | Este Trabalho | | | |
| 240 draws e 100 observações | 75 draws e 1000 observações | 240 draws e 80 0bservações | 300 draws e 80 0bservações | 100 draws e 1000 0bservações |
|  | 0,179  [0,022 0,415] | 0,106  [0,059 0,150] | 0,154  [0,031 0,398] | 0,159  [0,070 0,279] | 0,104  [0,057 0,151] | | |
|  | 0,395  [0,183 0,621] | 0,395  [0,183 0,621] | 0,347  [0,000 0,767] | 0,280  [0,158 0,354] | 0,396  [0,269 0,541] | | |
|  | 0,096  [0,000 0,376] | 0,100  [0,000 0,257] | 0,110  [0,000 0,286] | 0,110  [0,000 0,262] | 0,098  [0,062 0,130] | | |
|  | 0,088  [0,000 0,304] | 0,091  [0,000 0,197] | 0,100  [0,000 0,290] | 0,110  [0,000 0,249] | 0,102  [0,064 0,135] | | |
|  | 0,498  [0,064 0,801] | 0,414  [0,233 0,570] | 0,440  [0,162 0,719] | 0,499  [0,365 0,645] | 0,404  [0,295 0,500] | | |
|  | 0,000  [-0,002 0,002] | 0,000  [0,000 0,000] | 0,079  [0,004 0,236] | 0,078  [0,000 0,219] | 0,011  [0,002 0,022] | | |
|  | 1,403  [1,256 1,547] | 1,430  [1,388 1,468] | 1,580  [1,441 1,738] | 1,580  [1,43 1,73] | 1,605  [1,550 1,670] | | |
|  | -0,446  [-0,579 -0,302] | -0,450  [-0,499 -0,410] | -0,605  [-0,752 -0458] | -0,606  [-0,750 -0,461] | -0,608  [-0,670 -0,554] | | |
|  | 0,005  [0,004 0,006] | 0,005  [0,005 0,005] | 0,070  [0,061 0,081] | 0,071  [0,061 0,080] | 0,072  [0,069 0,074] | | |
|  | 0,000  [-0,004 0,004] | 0,000  [-0,001 0,001] | 1,935  [0,891 5,160] | 2,405  [0,087 5,696] | 1,041  [0,810 1,607] | | |
|  | 0,231  [-0,257 0,616] | 0,350  [0,091 0,513] | 1,632  [1,613 1,638] | 1,628  [1,237 1,636] | 1,637  [1,634 1,639] | | |
|  | 0,133  [-0,073 0,326] | 0,150  [0,049 0,258] | -0,646  [-0,650 -0,644] | -0,646  [-0,649 -0,644] | -0,645  [-0,646 -0,644] | | |
|  | 0,105  [0,020 0,311] | 0,050  [0,033 0,083] | 0,095  [-0,096 0,160] | 0,117  [0,087 0,155] | 0,104  [0,103 0,120] | | |

Fonte: elaboração própria.

Diante dessas constatações, parece correto afirmar-se que o modelo é aplicável à economia brasileira e que as variáveis agregadas da economia brasileira utilizadas contêm informações sobre distribuições setoriais de durações de preços, hipótese à qual será dado conteúdo prático na próxima seção.

3.3.1 Estimações dos Componentes não observados

Antes de se iniciarem as estimações, chama-se a atenção para o fato que há precedentes na literatura sobre a utilização de componentes não observados em regressões que são formas reduzidas de modelos mais gerais, sendo as estimações da curva de Phillips um arquétipo frequente. Assim, por exemplo, Wongwachara e Minphimai (2009) extraem o gap do produto como componente não observado do PIB e o empregam na estimação da curva de Phillips para países da Ásia; O mesmo método, com a mesma finalidade, é usado por Machado e Portugal (2014), para a economia brasileira e por Harvey (2011) para a economia americana. Ireland (2007) introduz o componente não observado identificado por Beveridge e Nelson (1981) em um modelo DSGE para estudar o componente dinâmico da inflação americana.

Lafourcade e De Wind (2012) constroem um modelo DSGE para a Holanda e o interpretam como um modelo multivariado de componentes não observados. Há justificativa, do ponto de vista da literatura, e também do ponto de vista da qualidade dos resultados obtidos aqui, para o uso dos componentes não observados das séries do PIB real e do PIB nominal no modelo DSGE[[9]](#footnote-9).

Inicia-se a análise estrutural das séries, para isolar o componente não observado, tratando o PIB nominal. Primeiro, retira-se a sazonalidade da série usando o código X11; e faz-se a transformação logarítmica. Em seguida, aplicam-se três tipos de *dummies*: uma dummy permanente, que marca uma quebra estrutural em 2009:2; uma *dummy* temporária, marcando o período 2008:1 a 2008:3; uma *dummy* para *outlier* em 1996:4.

Todas as *dummies* se mostraram fortemente significantes conforme tabela 3, representando a regressão da série do PIB nominal contra as mesmas. O parâmetro de tendência também fortemente significante. A *dummy* de quebra estrutural, mostrando um sinal negativo, o que reflete a queda da atividade econômica desde então[[10]](#footnote-10).

A figura 3 apresenta a decomposição do PIB nominal em seus componentes não observados. O primeiro painel mostra a comparação entre os dados originais e o nível estocástico mais as *dummies*. O segundo painel, mostra a taxa estocástica da tendência revelando que ela é positiva em todo o período. Isso significa que a tendência é crescente, mas evidencia o seu enfraquecimento a partir de 2010. O componente irregular da série está no terceiro painel.

FIGURA3 – COMPONENTES NÃO OBSERVADOS DO PIB NOMINAL



Fonte: elaboração própria.

Os procedimentos para isolar os componentes não observados da série do PIB real. Iniciam-se, também, com a retirada do componente sazonal usando o código X11; e faz-se a transformação logarítmica. Em seguida, aplicam-se dois tipos de *dummies*: uma *dummy* permanente, que marca uma quebra estrutural em 2008:4; duas para *outliers*, sendo uma em 2009:1 e outra em 2015:2. Todas as *dummies* são fortemente significantes. O coeficiente da tendência é positivo, porém substancialmente menor do que no caso do PIB nominal.

A figura 4 contém os componentes não observados do PIB real. No primeiro painel, o PIB trimestral é comparado com o nível estocástico, mais as variáveis de intervenção, mostrando que o componente não observado segue as informações originais, reflexos, ao mesmo tempo, da qualidade do ajustamento e de que o método de decomposição utilizado faz o resultado seguir a dinâmica dos dados. No segundo painel, a taxa de variação da tendência que mostra um crescimento sustentado apenas no período 2003/2007 e uma tendência arrefecida de 2010 a 2014 e, daí em diante, um decréscimo mais acentuado. Finalmente, o terceiro painel mostra o componente irregular, o qual revela que a instabilidade da economia se tornou mais pronunciada a partir de 2012.

FIGURA 4 – COMPONENTES NÃO OBSERVADOS DO PIB REAL



Fonte: Estimativas do autor

3.3.2 Estimação do Modelo DSGE

Antes de organizar o modelo na forma estado-espaço, tem-se que se especificarem os valores dos parâmetros que pertencem ao conjunto mencionado anteriormente. Alguns desses valores são explicitados na tabela 15. Há parâmetros que são determinados exogenamente, como, por exemplo, , que representa o número de setores e, também, a duração máxima de preços, isto é, 8 trimestres; assim, também, , a taxa de desconto aplicada, no momento em que firma contrata um novo preço, para atualizar a expectativa de preços e produtos futuros. Os demais parâmetros devem ser buscados em outras origens, que são diversas.

Assim, os parâmetros dos processos estocásticos exógenos AR(2), , são estimados a partir dos componentes não observados das séries temporais e, bem assim, as suas variâncias, e . é estimado junto com o modelo. As distribuições de durações de preços que servem de guesses para as diferentes quantidades de setores são obtidas como proporções aproximadas da distribuição empírica calculada por Carvalho e Dam (2010) para os Estados Unidos. Essa iniciativa se fundamenta nas teses sobre as similitudes das estruturas de preços entre o Brasil e aquele país, citadas em estudos (Klenow e Marlin, 2010; Gouvea, 2007) e constatada através do exercício Monte Carlo realizado neste trabalho.

**4. OS RESULTADOS**

**4.1. Modelos Heterogêneos**

Por limitação de espaço, serão mostradas somente as estimativas para 4, 6 e 8. Nesse caso, cada setor tem sua distribuição específica, o que implica diferentes velocidades de ajustamentos de preços. Também será mostrada uma estimativa para uma economia de 8 setores onde os preços se ajustam à mesma velocidade. Na comparação entre os dois casos, mais adiante neste trabalho, este será denominado de modelo de 1 setor.

Os resultados se iniciam com as estimações em que se destaca a heterogeneidade setorial conforme a tabela 2. Na tabela, *E(K)* é a média das distribuições de durações de preços; , , representa a distribuição de durações de preços em cada caso.

TABELA 2 – DISTRIBUIÇÃO SETORIAL DEDURAÇÕES DE PREÇOS

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | Modelo com 4 Setores | Modelo com 6 Setores | Modelo com 8 Setores | Modelo Homogêneo |
|  | 0,206\*\*  (0,009) | 0,127\*\*  (0,004) | 0,404\*\*  (0,048) | 0,360\*\*  (0,017) |
|  | 0,378\*\*  (0,027) | 0,477\*\*  (0,006) | 0,275\*\*  (0,002) |  |
|  | 0,133\*  (0,056) | 0,255\*\*  (0,001) | 0,190\*\*  (0,009) |  |
|  | 0,137\*  (0,073) | 0,040\*\*  (0,000) | 0,020\*\*  (0,000) |  |
|  | 0,352\*\*  (0,004) | 0,059\*\*  (0,000) | 0,033\*\*  (0,000) |  |
|  |  | 0,077\*\*  (0,004) | 0,144\*\*  (0,000) |  |
|  |  | 0,092\*\*  (0,002) | 0,123\*\*  (0,000) |  |
|  |  |  | 0,103\*\*  (0,010) |  |
|  |  |  | 0,110\*\*  (0,001) | 1,000  (-) |
|  | 2,202\*\*  (0,284) | 2,817\*\*  (0,667) | 7,229\*\*  (0,107) | 0,227  (0,306) |
|  | 1,225\*\*  (0,000) | 1,222\*\*  (0,001) | 1,216\*\*  (0,000) | 1,225\*\*  (0,000) |
|  | -0,226\*\*  (0,000) | -0,229\*\*  (0,001) | -0,234\*\*  (0,000) | -0,226\*\*  (0,000) |
|  | 0,724\*\*  (0,011) | 0,702\*\*  (0,026) | 0,530\*\*  (0,004) | 0,773\*\*  (0,010) |
|  | 1,245\*\*  (0,063) | 1,951\*\*  (0,132) | 1,382\*\*  (0,061) | 3,511\*\*  (0,162) |
|  | 0,900\*\*  (0,097) | 0,849\*\*  (0,111) | 0,853\*\*  (0,081) | 0,329\*  (0,165) |
|  | 1,628\*\*  (0,000) | 1,629\*\*  (0,000) | 1,629\*\*  (0,000) | 1,631  (0,000) |
|  | -0,635\*\*  (0,000) | -0,634\*\*  (0,000) | -0,634\*\*  (0,000) | -0,633\*\*  (0,000) |
| Iterações para Convergência | 83 | 38 | 37 | 57 |
| Log Likelihood | -145,124 | -170,179 | -209,592 | -180,892 |
|  | 2,463  (1,307) | 2,281  (1,686) | 3,916  (2,566) |  |

Fonte: elaboração própria. Nota: Desvio-padrão entre parênteses; (\*\*) coeficiente significante a 1%; (\*) coeficiente significante a 5%.

O primeiro ponto a notar é que as estimativas convergem em todos os níveis, mostrando as consistências dos modelos. As distribuições de durações de preços extraídas dos dados agregados se conformam fortemente com a distribuição empírica. No caso de oito setores, único que é possível comparação direta dos resultados com Carvalho e Dam (2009, 2010), para os Estados Unidos, verifica-se uma correlação de 0,85, sendo que aqui se usou simplesmente máxima verossimilhança, enquanto aqueles autores usaram a metodologia Bayesiana.

Outro ponto importante é a qualidade dos ajustamentos, decorrente, decerto, de se ter aplicado, neste trabalho, os componentes não observados das séries o que concorda com Commandeur e Koopmans (2007) quando dizem que as propriedades dinâmicas das séries não podem ser observadas diretamente dos dados, e com Kichian (2009), segundo quem o componente não observado de uma série representa a sua dinâmica fundamental.

Considerando-se, ainda, a estimação com 8 trimestres, como dito antes, a única comparável, observa-se que 28% dos preços duram um trimestre e 46% duram dois trimestres, ou seja, 46% das firmas mudam os preços pelo menos uma vez ao ano. Em Carvalho e Dam (2009, 2010) são respectivamente, 28% e 43%. Essa proximidade dos resultados confirma o que foi encontrado no exercício Monte Carlo, isto é, a semelhança entre as estruturas de preços do Brasil e dos Estados Unidos.

Também assim se pode dizer quanto à duração média dos preços, aproximadamente 12 meses, e o desvio padrão que é de, aproximadamente, 8 meses. O parâmetro , representativo da complementaridade estratégica, se apresentou menor do que 1 em todos os modelos estimados.

**4.2. Comparação Entre os Modelos Heterogêneo e Homogêneo**

Para poupar espaço, só é apresentado aqui o modelo homogêneo que caracteriza uma economia com 8 setores na qual a velocidade de ajustamento de preços é a mesma para todos eles. O objetivo neste item é destacar as vantagens do modelo heterogêneo sobre o modelo homogêneo no que concerne às suas implicações para as dinâmicas do produto e da inflação.

Antes, porém, uma rápida visualização da estimativa no caso homogêneo com 8 setores (tabela 2) em que se observam todos os parâmetros fortemente significantes do ponto de vista estatístico, com exceção, apenas, da constante do processo estocástico gerador do choque nominal. Nota-se, ainda, que , implicando complementaridade estratégica, isto é, nas decisões sobre ajustamentos de preços as firmas interagem e está presente, portanto, o multiplicador de contratos.

A estratégia usada aqui é comparar entre si os gráficos das funções impulso resposta, dois a dois, para o mesmo numero de setores em cada modelo. Por exemplo, seja uma economia com 6 setores; nesse caso, comparam-se as funções impulso resposta do modelo em que as velocidades de ajustamentos de preços são diferentes (versão heterogênea) com as funções impulso de uma economia, também de 6 setores, em que os ajustamentos de preços são uniformes, isto é, uma economia homogênea.

As figuras 5 a 7, com painéis (a) e (b), contam a história dos efeitos dos choques nominais sobre o produto e a inflação, e os seus graus de persistência, no Brasil, no período 1996:1 a 2015:4. Do ponto de vista do produto, a comparação entre as versões homogênea e heterogênea parece revelar o esperado em consequência das teorias discutidas ao longo deste trabalho.

Em todos os gráficos que refletem números de setores menores do que 8, o choque nominal faz o produto real crescer por 2, no máximo 3 trimestres e depois mantém uma trajetória constante que vai além de 32 trimestres. Nota-se que o maior valor de , a complementaridade estratégica, está associado à estimação com 8 setores. Esse valor é 0,40, comparado com 0,21 e 0,13, respectivamente nas estimativas com 4 e 6 setores. Na figura 7, após dois meses de crescimento o produto real declina fortemente embora nunca chegue à sua base anterior.

FIGURA 5 – FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA

(a) Heterogêneo 6 setores



(b) Homogêneo 6 setores



Fonte: elaboração própria.

Agora, comparando os gráficos da estimação heterogênea com os da estimação homogênea, não há dúvidas de que os primeiros exibem uma persistência incomparavelmente maior do produto, passando de 32 trimestres, incluindo o de oito setores, o único no qual a trajetória do produto sofre declínio. No caso das estimações homogêneas, o máximo que o produto resiste é 12 ou 13 trimestres.

Já com respeito às funções impulso resposta da inflação, não há clareza definitiva sobre qual apresenta mais persistência, isto é, se as do modelo heterogêneo, ou se do modelo homogêneo.

Para se buscar uma melhor aferição desse fenômeno, este trabalho apela para a técnica sugerida por Marques (2004), autor que investiga a estreita relação existente entre persistência e reversão à média. Esse procedimento apresenta algumas vantagens interessantes para se estudar o fenômeno. Primeiro, ele permite um melhor entendimento do que a persistência implica em termos da trajetória de qualquer serie temporal estacionária; segundo, destaca o fato de que para medir persistência é necessário primeiro saber como se mede a média de uma série; terceiro, produz uma medida simples para avaliar a persistência da inflação.

A ideia de Marques (2004), a esse respeito, é simples. Suponha a seguinte equação:

,

Onde . Nessa equação, a presença de reversão à média se expressa em .

FIGURA 6 – FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA

(a) Heterogêneo 6 setores



(b)Homogêneo6 setores



Fonte: elaboração própria.

FIGURA 7 – FUNÇÕES IMPULSO RESPOSTA

(a) Heterogêneo 8 setores



b) Homogêneo 8 setores



Fonte: elaboração própria.

Assim, se no período *t-1* a série está acima (abaixo) da média, o desvio contribui como uma força que define a variação negativa (positiva) da série no período seguinte, assim conduzindo-a para próximo da média. A dimensão, em termos absolutos de é decisiva para esse movimento. Assim, persistência geralmente medida como *ρ* e reversão à média são inversamente correlacionadas, de modo que para duas séries temporais estacionárias, quaisquer, a que cruzar menos vezes a média, é a mais persistente.

Para examinar a persistência da inflação, segundo essa interessante ideia de Marques (2004), usou-se o modelo DSGE para fazer simulações de amostras com 100 observações, de seis séries de inflação envolvendo estimações de 4, 6 e 8 setores para os modelos heterogêneo e homogêneo. As figuras 5 a 8 são esclarecedores a esse respeito, validando os resultados dominantes na literatura, isto é, a heterogeneidade setorial de rigidez de preços implica maiores persistências tanto do produto real como da inflação.

Na figura 8, os gráficos indicam que a série inflação do modelo heterogêneo cruza a média apenas duas vezes, enquanto a série do modelo homogêneo cruza a média 11 vezes quando há 4 setores. Para 6 setores, a série do modelo heterogêneo cruza apenas 1 vez contra pelo menos 4 vezes da série do modelo homogêneo. Para 8 setores, são, respectivamente, 4 vezes contra 7 vezes.

Figura 8 – AVALIAÇÃO DE PERSISTÊNCIA COM AMOSTRAS SIMULADAS DE INFLAÇÃO

4 Setores

6 Setores

8 Setores

Fonte Estimativas do autor. Nota: inf*k*Hé inflação simulada para o modelo heterogêneo de *k* setores; inf*k*HO = é inflação simulada para o modelo homogêneo de *k* setores.

**5. CONCLUSÕES**

Este trabalho usou componentes não observados de séries temporais representativas de agregados macroeconômicos tais produto real e produto nominal para acessar distribuições de durações de preços que lhe são subjacentes.

Foi usado o modelo DSGE, semi-estrutural, proposto por Carvalho e Dam (2009,2010) estimado por máxima verossimilhança. Nas estimações das durações *cross-section* de preços o ajustamento se revelou de muito boa qualidade com o uso dos componentes não observados das séries de produto real e de produto nominal. Um indicador dessa boa qualidade do ajustamento é o fato de que na estimação heterogênea com 8 setores, e portanto com duração de preços até 8 períodos, observa-se uma correlação de 0,85 com os resultados de Carvalho e Dam (2009, 2010), não obstante esses últimos tenham usado a abordagem bayesiana.

Quanto aos efeitos dos choques nominais, observa-se, como é comum na literatura, que a persistência do produto é incomparavelmente maior nos modelos heterogêneos de 6, 7 e 8 setores, do que nos modelos homogêneos correspondentes, o que se conclui das próprias funções impulso-resposta (FIRs). Do ponto de vista da inflação, as FIRs não são conclusivas. Porém, usando-se o modelo de reversão à média (Marques, 2004 e Dias e Marques, 2005) fica bastante clara a superioridade dos modelos heterogêneos.

**6. REFERÊNCIAS**

ÁLVAREZ, L.; BURRIEL, P.; HERNANDO I. Do decreasing hazard functions for price changes make any sense? **ECB WorkingPaper**, n. 461, 2007.

ALVI, E.Strategic Interactions and Real Rigidity: Complementarity between Two Keynesian Concepts**. Southern Economic Journal**,vol. 59, n. 3, pp. 515-517, 1993.

AMITI, M.; ITISKHOKI, O.: KONINGS, J. (2016). International Shocks and Domestic Prices:How Large Are Strategic Complementarities?**NBER Working Papers**, n. 22119, 2016.

AOKI, K. Optimal monetary policy responses to relative-price changes.**Journal of Monetary Economics,**vol. 48, n. 1, pp. 55–80, 2001

BALL, L; ROMER, D. Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money.**Review of Economic Studies**vol. 57,n. 2 (April), pp. 183–203, 1990.

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R.A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the “business cycle”.**Journal of Monetary Economics**, vol. 7, pp. 151–174, 1981.

BILS, M. J.; KLENOW, P. J.Some Evidence on the Importance of Sticky Prices.**Journal of Political Economy**, vol.112, n. 5, pp.947–985, 2004.

CALVO, G. A.Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework.**Journal of Monetary Economics**,vol. 12,n. 3 (September), pp. 383–398, 1983.

CAPORALE, T.; GRIER, K.B. Inflation, presidents, Fed Chairs and regime shifts in the US real interest rate. **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 37, n. 6, pp. 1153–1163, 2005

CARLSTROM, C. T.; FUERST, T. S.; PAUSTIAN, M. (2009*)* Inflation Persistence, Monetary Policy, and the Great Moderation.**Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 41, n. 4, pp. 767-786, 2009

CARVALHO, C. Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks.**The B.E. Journal of Macroeconomics**, vol. 6, n. 3 (Dec.), 2006.

CARVALHO, C.; DAM. N. A. The Cross-Sectional Distribution of Price Stickiness Implied by Aggregate Data.**Federal Reserve Bank of New York Staff Reports,**n. 419, 2009.

CARVALHO, C.; DAM, N. A.Estimating the cross-sectional distribution of price stickiness from aggregate data.**DanmarksNationalbankWorking Papers**, n.64, 2010.

CHARRY, L.; GUPTA, P.; THAKOOR, V. Introducing a Semi-Structural MacroeconomicModel for Rwanda*.***IMF Working Paper**, WP/14/159, 2014**.**

COENEN, G.; LEVIN,A. T. Identifying TheInfluences of Nominal and real Rigidities In Aggregate Price-Setting Behavior. **ECB Working Papers Series**,n. 418, 2004.

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J.**An Introduction to State Space Time Series Analysis**. Oxford University Press Inc., New York, 2007.

DAM, N. A, CARVALHO, C.; LEE, J. W. Real rigidities and the cross-sectional distribution of price stickiness: Evidence from micro and macro data combined. **DanmarksNationalbankWorking Papers**,n. 93, 2015.

DAVIG, T.; DOH, T.Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence.**Review of Economics and Statistics**, vol. 96, n. 5, pp. 862-875, 2014.

DHYNE, E.; LE BIHAN, H.; ÁLVAREZ, L.;VERONESE, G.; DIAS, D.; HOFFMANN, J.; JONKER, N.; LÜNNEMANN, P.; RUMLER, F.; VILMUNEN, J. Price setting in the euro area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data.**ECB Working Paper**,n. 524, 2006.

DIAS, D.; MARQUESC. R. Using Mean Reversion As A Measure Of Persistence.**ECBWorking Papers Series**,n. 450, 2005

DIXON,H.;KARA, E.Contract Length Heterogeneity and the Persistence of Monetary Shocks in a Dynamic Generalized Taylor Economy*.* **European Economic Review**, vol. 55, n. 2, pp 280-292, 2011.

DOAN, T.**RATS Handbook for State-Space Models.** Estima, 2010.

DUPASQUIER, C.; RICKETTS, N. Non-Linearities in the Output-Inflation Relationship:Some Empirical Results for Canada.**Bank of Canada Working Paper**,n. 98-14, 1998.

ESTIMA.**RATSUsers Guide**. Estima, 2014.

EVANS, M. D. D.; LEWIS, K. K.Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long-Run Fisher Relation?**The Journal of Finance,** vol. 50, n.1 , pp. 225-253, 1995

FISCHER, S.Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule.**Journal of Political Economy**, vol.85, n. 1 (February), pp. 191–205, 1977.

FLAMINI, A.Heterogeneity in Sectoral Price Stickiness, Aggregate Dynamics and Monetary Policy Pitfalls with Real Shocks.**DEM Working Paper Series**, n. 023, 2012.

FUJIWARA, I. Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero.**Journal of Japanese and International Economies**, vol. 20, n. 3, pp. 434-453, 2006.

GARCIA R.; PERRON, P.An Analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts. [**The Review of Economics and Statistics**](https://www.jstor.org/action/showPublication?journalCode=revieconstat)**,** [vol. 78, n. 1 (Feb.), pp. 111-125, 1996](https://www.jstor.org/stable/i336987).

GOUVEA, S. Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data. **BCB Working Papers Series**, n.143, 2007.

HARVEY, A.**Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter**.Cambridge University Press, 1989.

HARVEY, A. Modelling the Phillips curve with unobserved components.**Applied Financial Economics**, v.21, n. 1-2, p. 7-17, 2011.

HUIZINGA, J.; MISHKIN, F. S. Monetary Policy Regime Shiftsand the Unusual Behavior of Real Interest Rates.**NBERWorking Paper**,n. 1678, 1985.

IMBS, J.; JONDEAU E.; PELGRINF. Sectoral Phillips curves and the aggregate Phillips curve.**Journal of Monetary Economics**,vol. 58, n. 4,pp. 328–344, 2011.

IRELAND, P. N. Changes in the Federal Reserve’s inflation target: Causes and consequences. **Journal of Money, Credit and Banking**, vol. 39, pp. 1851-1882, 2007.

JADRESIC, E. Sticky Prices: An Empirical Assessment of Alternative Models, **IMF Working Paper**, n. 99/72, 1999.

KICHIAN, M.; RUMIER, F.; CORRIGAN, P. Semi-Structural Models for Inflation Forecasting. **Bank of Canada Working Papers**, n. 2010-34, 2010.

KLENOW, P. J.; KRYVTSOV, O. State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation?**Quarterly Journal of Economics**, vol. 123, n. 3 (August),pp. 863–904, 2008.

KLENOW, P. J.; MARLIN, B. A. Microeconomic Evidence on Price-Setting.**NBER Working Paper**,n. 15826,2010.

KOOPMAN, S. J.; OOMS, M. Exponentionally weighted methods for forecasting intraday time series with multiple seasonal cycles: Comments, **International Journal of Forecasting**, vol. 26, n. 4 (October), pp. 647-651, 2010.

KRZNA, I.; MATHESON, T.Financial and Business Cycles in Brazil.**IMF Working Paper**, n. 17/12, 2017.

# LAFOURCADE, P.; DE WIND, J. Taking Trends Seriously in DSGE Models: An Application to the Dutch Economy, DNB Working Papers, n. 345, 2012.

# LUCAS, R.Nobel Lecture: Monetary Neutrality.Journal of Political Economy, vol. 104, n. 4(Aug.), pp. 661-682, 1996

MACHADO, G. V.; PORTUGAL, M.S. Phillips Curve in Brazil: An Unobserved Components Approach.***Estud. Econ., São Paulo,***vol..44, n.4 (out.-dez), pp.787-814, 2014.

MARQUES, C. R. (2004).Inflation Persistence: Facts or Artefacts?**ECBWorking Paper Series ,**n. 371, 2004.

MINELA, A.; SOBRINHO, N. F. S. Monetary Channels in Brazil Through The Lens of a Semi-Structural Model. **BCB Working Papers Series**, n. 181, 2009.

# NAKAMURA, E.;STEINSSON, J.Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models,Quarterly Journal of Economics, vol. 123, n. 4,pp. 1415-1464, 2008.

RESCHREITER,A.The effects of the monetary policy regime shift to inflation targeting on the real interest rate in the United Kingdom. **Economic Modelling**,vol. 28,n. 1-2, pp. 754–759, 2011.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. MacGrow-Hill,4th ed., 2012.

SBORDONE, A. M. Prices and unit labor costs:a new test of price stickiness. **Journal of Monetary Economics**,vol. 49,n. 2, pp. 265–292, 2002.

TAYLOR, J. B.Staggered Wage Setting in a Macro Model.**American Economic Review**,vol.69, n.2 (May), pp. 108–113, 1979.

TAYLOR,J. B.Aggregate Dynamics and Staggered Contracts.**Journal of Political Economy**, vol.88, n. 1 (February), pp. 1–23, 1980.

TAYLOR, J. B. The Use of New Macroeconometrics for Policy Formulation.**TheAmerican Economic Review,** vol. 32, n .2, pp. 300-305, 1993.

TAYLOR, J. B.Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics**.NBER Working Paper**,n. 6754, 1999.

TAYLOR, J. B. The Staying Power of Staggered Wage and Price Setting Models in Macroeconomics.**NBER Working Paper**,n. 22356, 2016.

VERMEULEN, P.; DIAS, D.; DOSSCHE, M.; GAUTIER, E.; HERNANDO, I.; SABBATINI, R.; STAHL, H. Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Producer Price Data and Producer Surveys, **ECB Working Paper**, n. 727, 2007.

WONGWACHARA, W.; MINPHIMAI, A. Unobserved components models of the Phillips relation in the ASEAN Economy. **Journal of Economics and Management**, v. 5, n. 2, pp. 241-256, 2009.

WOODFORD, M. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy***.* Princeton University Press, 2003.

WU, S.; ZEN, Y. The term structure of interest rates under regime shifts and jumps. **Economics Letters**, vol. 93, n. 2, pp. 215-221, 2006.

1. Romer (2012) diz que essa independência da inflação esperada em relação ao ambiente econômico acaba por implicar na instabilidade da curva de Phillips tanto quanto na sua versão antiga cuja estabilidade já tinha sido questionado pelo próprio Friedman. [↑](#footnote-ref-1)
2. Seguindo a anotação de Doan (2014). Por limitação de espaço, não se apresentam as regressões. [↑](#footnote-ref-2)
3. Ver Huizinga e Mishkin (1986), Walsh (1988) e Garcia e Perron (1990). [↑](#footnote-ref-3)
4. Baseado em Carvalho e Dam (2009, 2010). [↑](#footnote-ref-4)
5. Sempre lembrando que neste trabalho, ao invés das séries brutas obtidas nas bases de dados oficiais, trabalham-se com os componentes não observados dessas séries. [↑](#footnote-ref-5)
6. Para uma descrição de como se procede com a função likelihood obtida a partir do emprego do filtro de Kalman, veja-se Carvalho e Dam (2009, 2010) e Doan (2010). [↑](#footnote-ref-6)
7. Nesse caso, os componentes não observados dessas duas variáveis. [↑](#footnote-ref-7)
8. Refere-se ao trabalho de Carvalho e Dam (2010). [↑](#footnote-ref-8)
9. Para uma exposição detalhada de como usar o modelo estado espaço em associação com o filtro de Kalmanna extração dos componentes não observados de séries temporais, veja-se Doan (2010) [↑](#footnote-ref-9)
10. Por motivo de limitação de espaço, não são mostradas as tabelas relativas às estimações dos modelos estado-espaço para isolar os componentes não observados. [↑](#footnote-ref-10)