Hudson Chaves Costa

Três Ensaios em Comportamento dos Preços na Economia Brasileira

Porto Alegre
2014

Hudson Chaves Costa

Três Ensaios em Comportamento dos Preços na Economia Brasileira

Projeto de Tese apresentado ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul na Área de Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Sabino Porto da Silva Júnior

Porto Alegre
2014

Sumário

Capítulo 1

INTRODUÇÃO/MOTIVAÇÃO

Sabe-se que os efeitos da política monetária estão relacionados à velocidade da reação do nível de preços a um disturbio nominal sendo os preços uma variável macroeconômica. Seu ajuste depende de dois fatores: o preço ótimo que é definido pelas empresas e a fração de firmas que estão alterando seus preços. Com a exceção de alguns modelos estado-dependentes microfundamentados, a maioria das pesquisas sobre rigidez de preços limita-se em abordar a decisão de alteração dos preços de forma que o tempo até o ajuste seja exógeneamente determinado (ex.: modelos incorporando as hipótese de Taylor (1980) ou Calvo (1983)). Ainda, isso equivale a restringir a função de risco, que define a chance de um preço se alterar, à uma forma específica e focar no estudo de outros comportamentos sobre as bases destas hipóteses.

A forma como a função risco agregado é definida no modelo macroeconômico e as implicação para a dinâmica macroeconômica é um tópico ainda pouco abordado na literatura macroeconômica. A função risco agregado começa a chamar a atenção porque os modelos teórciso de rigidez de preços fornecem uma clara correspondência entre funções risco agregado específicas e suas implicações para a dinâmica macroeconômica e a política monetária. Wolman (1999) e Kiley (2002) demonstraram que a dinâmica agregada seria sensível à função risco subjacente à diferentes regras de precificação. Por esta razão, a função de risco agregado fornece uma nova métrica para selecionar modelos teóricos e identificar o mecanismo de propagação mais relevante para os choques de política monetária.

Apesar de seu uso, estudos empíricos da função de risco agregado são raros na literatura de macro. Por contraste, estudos que utilizam de microdados para avaliar empíricamente a rigidez nominal dos preços ganharam espasso na literatura em função da recente disponibilidade dos dados. O risco agregado é definido como a probabilidade do ajuste de preços reagir à choques agregados. Em modelos macroeconômicos teóricos, essas taxas de risco podem ser claramente mapeadas via funções impulso resposta das variáveis agregadas. Por contraste, o mapeamento entre funções de risco micro e a dinâmica macroeconômica é muito mais complicado. Por exemplo, Caplin and Spulber (1987) demonstraram que quando o efeito seleção está presente, a economia agregada está completamente imune à rigidez de preços em nível micro e assim, não tem nenhum efeito real da política monetária.

As funções de risco estimadas de microdados são portanto um susbstituo não perfeito para a função risco agregado definida em modelos teóricos. Além dessa consideração teórica, existem também armadilhas empíricas que causam atenção na interpretação de taxas de risco micro. Primeiro, taxas de risco micro são tipicamente maiores do que taxas de risco agregado, porque preços individuais reagem tanto à choques agregados quanto a choques idiossincráticos. E é muito difícil separá-los com um conjunto de microdados. Segundo, evidências da forma da função risco de estudos microeconométricos não são conclusivas. Microdados diferem substancialmente na quantidade de bens incluídos, os países e período temporal analisado e assim, torna difícil comprarar seus resultados e mesmo embora os microdados estão se tornando viáveis, eles ainda são de curto prazo comparado com séries temporais agregadas. É razoável pensar que a forma das funções de risco dependem das condições econômicas subjacentes e portanto, alterariam ao longo dos períodos dos dados coletados.

O objetivo deste ensaio é estimar a função risco agregado por meio de séries temporais de variáveis macroeconômicas. Para isto, primeiro será preciso construir um modelo DSGE completamente especificado apresentando rigidez nominal que permite uma função de risco flexível. Assim, derivar-se-á uma curva de Phillpis novo-keynesiana generalizada e então estmiraremos esse modelo com uma abordagem Bayesiana.

Para estimar a função de risco usaremos os dados mensais do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (ICPA), taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB) e a Selic com o maior período possível. Além desta introdução que apresenta o problema, a motiviação e objetivos do ensaio, os demais capítulos são organizados da seguinte forma: no capítulo 2 apresentamos uma breve revisão bibliográfica, no capítulo 3 tem-se a metodoligia com o modelo a ser utilizado e o processo de estimação.

JUSTIFICATIVA

A identificação de funções de risco agregado é possível, pois a taxa de inflação pode ser decomposta em preços definidos no presente e no passado e sua composição é determinada pela função de risco agregado. A derivação da curva de Phillips novo-keynesiana generalizada vincula esse efeito de composição à função de risco de modo que apenas dados agregados são necessários para extrair informação sobre a função risco. A vantagem deste método de identificação é que, primeiro, ele é baseado sobre uma hipótese genérica do comportamento do nível de preços das firmas, fazendo o mapeamento entre a função de risco e a dinâmica agregada robusto à modelagem de rigidez nos preços. Em adição, este método identifica funções de risco agregado a partir de flutuações do nível de preços agregado de modo que efeitos de choques idiossincráticos são removidos. Contudo, este método náo está livre de outros problemas de identificação que prevalecem na estimação de modelos Novo-Keynesianos como por exemplo, equivalência observacional da elasticidade da oferta de trabalho.

OBJETIVOS

O objetivo geral deste ensaio é estimar a função risco agregado a partir do comportamento dinâmico conjunto da inflação e agregados macroeconômicos. Para tanto, os seguintes objetivos específicos e questionamentos pretendem ser analisados:

- Qual o formato da função risco agregado?
- A função risco agregado é consistente com os resultados obtidos via dados coletados da internet?
- O ajuste de preços é caracterizado por aspectos de modelos tempo-dependentes ou estado-dependentes?
- Qual é a duração dos preços (média, mediana)?
- O modelo DSGE proposto obtem resultados robustos?

Capítulo 2

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A revisão teórica referente aos diversos modelos de rigidez nominal em nível individual (contratos de Calvo/Taylor, Custo de Menu, Informação Rígida, Ira do Cliente), preços rígidos *versus* preços flexíveis, modelo tempo-dependente *versus* estado-dependente e estudos empíricos que utilizaram microdados para a avaliação da rigidez nominal dos preços pode ser consultada no primeiro ensaio do projeto de tese. Assim, buscou-se neste capítulo apenas referir à trabalhos estritamente ligados ao presente ensaio.

Este ensaio busca contribuir para o progresso de desenvolvimento de modelos empíricos de rigidez de preços baseado sobre o arcabouço Novo-Keynesiano. Os modelos íniciais empíricos de rigidez de preços baseavam-se exclusivamente sobre a Curva de Phillips Novo-Keynesiana com a hipótese de precificação conforme Calvo (Veja por exemplo, Galı and Gertler (1999); Galı et al. (2001); Sbordone (2002)). Esses autores estimaram a Curva de Phillips Novo-Keynesiana pelo Método dos Momentos Generalizado (GMM) e encontraram um considerável grau de rigidez nos preços nos dados agregados. A taxa de risco empírica de ajuste nos preços estava em torno de 20% por trimestre para os EUA e 10% para a Europa. Esses resultados, contudo, são em razão de possibilidades (*odds ratio*) com microevidência em duas maneiras. Primeiro, recentes estudos micro geralmente concluíram que a frequência média de ajustamento nos preços ao nível de firmas não é apenas maior, mas também difere substancialmente entre setores na economia. Segundo, a hipótese de Calvo implica uma função de risco constante, significando que a probabilidade de ajuste nos preços é independente do tamanho do tempo desde a última alteração no preço e a forma da curva de risco foi rejeitada pelas evidências empíricas ao nível de microdados (Veja por exemplo, Cecchetti (1986); Campbell and Eden (2005); Nakamura and Steinsson (2008)).

Dada a discrepância entre as evidências micro e macro, modelos empíricos permitindo maior flexibilidade na duração ou função de risco tem se tornado populares na literatura recente. Jadresić (1999) apresentou um modelo de precificação escalonado caracterizando uma distribuição flexível sobre a duração dos preços e usou uma abordagem VAR (Vetor Auto-Regressivo) para demonstrar que o comportamento dinâmico da inflação e outras variáveis macroeconômicas fornecem informações sobre a dinâmica dos preços desagregados subjacente aos dados. Mais recentemente, Sheedy (2007) construíram um modelo Calvo generalizado e parametrizaram a função risco de uma maneira que a Curva de Phillips Novo-Keynesiana resultante implica persistência inflacionária intrínseca quando a função risco foi positivamente inclinada. Baseado sobre esta especificação da função de risco, estimaram a Curva de Phillips Novo-Keynesiana usando GMM e encontraram evidências de uma função de risco positivamente inclinada. Coenen et al. (2007) desenvolveram um modelo nominal de contratos escalonados com durações tanto fixas quanto aleatórias e estimaram a Curva de Phillips Novo-Keynesiana generalizada com um método de inferença indireta. Seus resultados mostraram que a rigidez de preços é caracterizada por um maior grau de rigidez real em oposição à rigidez nominal modesta com uma duração média de aproximadamente 2 a 3 trimestres.

Carvalho and Dam (2009) estimaram um modelo semi-estrutural de duração de preços múltiplos com a abordagem Bayesiana e encontraram que permitir que os preços durem mais do que 4 trimestres é crucial para evitar subestimar a importância relativa da rigidez nominal.

Capítulo 3

METODOLOGIA

O MODELO

Neste capítulo, apresentamos o modelo DSGE de preços rígidos devido à rigidez nominal. A base do modelo é oriunda do trabalho de Yao (2010) que introduziu rigidez nominal por meio de uma forma geral da função de risco. Na literatura teórica, o modelo geral de tempo-dependente foi delineado pela primeira vez em **?**, que estudaram alguns exemplos simples e encontraram que a dinâmica da inflação é sensível à diferentes regras de precificação. Modelos similares foram estudados por Mash (2004) e Yao (2009). Uma função risco de definição dos preços é definida como a probabilidade do ajuste no preço condicional ao período de tempo decorrido deste a última alteração no preço. Neste modelo, a função risco é uma função discreta que toma valores entre zero e um sobre seu domínio temporal. A maior parte de modelos conhecidos de precificação de preços na literatura podem ser mostrado de forma que as funções de risco Por exemplo, a hipótese de Calvo (1983) implica uma função de risco constante ao longo de topo o horizonte infinito.

Familia Representativa

Uma familia representativa que vive infinitamente obtém utilidade a partir do consumo composto do bem C_t e sua oferta de trabalho L_t e maximiza uma soma discontada da utilidade da forma:

$$\max_{C_t, L_t, B_t} E_0[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\frac{C_t^{1-\delta}}{1-\delta} - \chi_H \frac{L_t^{1+\phi}}{1+\phi})] \tag{3.1}$$

onde C_t é um índice de consumo da família produzido usando bens indivíduais $C_t(i)$,

$$C_t(i) = [\int_0^1 C_t(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \tag{3.2}$$

onde $\eta > 1$ e segue-se que a correspondente demanda que minimiza o custo para $C_t(i)$ e o índice de preços baseado em bem-estar, P_t, são dados por

$$C_t(i) = (\frac{P_t(i)}{P_t})^{-\eta} C_t \tag{3.3}$$

$$P_t = [\int_0^1 P_t(i)^{1-\eta} di]^{\frac{1}{1-\eta}} \tag{3.4}$$

Por simplicidade, assumimos que as famílias ofertam unidades homogêneas de trabalho (L_t) em uma economia de mercado de trabalho competitivo. O fluxo de restrição orçamentária da família no começo do período t é:

$$P_t C_t + \frac{B_t}{R_t} \leq W_t L_t + B_{t-1} + \int_0^1 \pi_t(i) di \tag{3.5}$$

onde B_t é um título de um período e R_t denota o retorno nominal bruto no título. $\pi_t(i)$ representa o lucro nominal de uma firma que vende o bem i. Yao (2010) assume que cada família é proprietária de uma porção igual de todas as firmas. Finalmente, esta sequência do fluxo de restrição orçamentária é suplementado com uma condição de transversalidade da forma $\lim_{T\to\infty} E_t[\frac{B_t}{\prod_{s=1}^{T} R_s}] \geq 0$. A solução para o problema de otimização da família pode ser expressada em duas condições necessárias de primeira ordem. Primeiro, a oferta ótima de trabalho é realcionada ao salário real:

$$\chi_H L_t^{\phi} C_t^{\delta} = \frac{W_t}{P_t} \tag{3.6}$$

Segundo, a equação de Euler dá a relação entre o caminho de consumo ótimo e os preços dos ativos:

$$1 = \beta E_t[(\frac{C_t}{C_{t+1}})^{\delta} \frac{R_t P_t}{P_{t+1}}] \tag{3.7}$$

Firmas na Economia

Custo Marginal Real

O lado de produção da economia é composto de uma série de firmas em competição monopolística, cada uma produzindo uma variedade do produto i por meio do uso do trabalho. Cada firma maximima seus lucros reais sujeito à função de produção:

$$Y_t(i) = Z_t L_t(i) \tag{3.8}$$

onde Z_t denota choque de produtividade. O logarítmo dos desvios dos choques, $\hat{z}_t$, segue um processo $AR(1)$ $\hat{z}_t = \rho_z \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_{z,t}$, e $\varepsilon_{z,t}$ é um ruído branco com $\rho_z \epsilon [0,1)$. $L_t(i)$ é a demanda de trabalho pela firma i.

Seguindo a equação 3.3, a demanda por bens intermediários é dada por:

$$Y_t(i) = \frac{P_t(i)}{P_t}^{-\eta} Y_t \tag{3.9}$$

Em cada período, as firmas escolhem a demanda ótima pelo insumo trabalho para maximizar seus lucros reais dado o salário nominal, demanda de mercado (3.9) e a tecnologia de produção (3.8):

$$\max_{L_t(i)} \Pi_t(i) = \frac{P_t(i)}{P_t} Y_t(i) - \frac{W_t}{P_t} L_t(i) \tag{3.10}$$

E o custo marginal real pode ser derivado deste problema de maximização da seguinte forma:

$$mc_t = \frac{W_t/P_t}{(1-a)Z_t} \tag{3.11}$$

Além disso, usando a função de produção (3.8), a equação de demanda por produto (3.9), a condição de oferta de trabalho (3.6) e o fato de que no equilíbrio $C_t = Y_t$, podemos expressar o custo marginal real apenas em termos do produto agregado e choque tecnológico, conforme Yao (2010).

$$mc_t = Y_t^{\phi+\delta} Z_t^{-(1+\phi)} \tag{3.12}$$

Decisão de Precificação sobre Rigidez Nominal

Nesta seção, introduzimos assim como Yao (2010) uma forma geral de rigidez nominal, que é caracterizada por um conjutno de taxas de risco dependendo do período de tempo desde o último reajuste de preços. Yao (2010) assume que firmas em concorrência monopolítica não podem ajustar seus preços quando quiserem. Ao contrário, oportunidades para re-otimizar os preços são ditadas pelas taxas de risco, h_j, onde j denota o tempo desde o último ajuste e $j \epsilon 0, J$. J é o número máximo de períodos em que um preço de uma firma pode estar fixo.

Na economia os preços das firmas são heterogêneos com relação ao tempo deste sua última alteração e Yao (2010) os chama de *price vintages*. A tabela tal apresenta algumas notações sobre a dinâmica destes preços.

Vintage$j$	Taxa de Riscoh_j	Taxa de Não-Ajuste α_j	Taxa de Sobrevida S_j	Distribuição $\theta(j)$
0	0	1	1	$\theta(0)$
1	h_1	$\alpha_1 = 1 - h_1$	$S_1 = \alpha_1$	$\theta(1)$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
j	h_j	$\alpha_j = 1 - h_j$	$S_j = \prod \alpha_i$	$\theta(j)$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
J	$h_j = 1$	$\alpha_J = 0$	$S_J = 0$	$\theta(J)$

Usando a notação da tabela 3 é possível escrever a distribuição ex-post das firmas depois do ajustamento de preços ($\tilde{\theta}_t$) como:

$$\tilde{\theta}_t(j) = \begin{cases} \sum_{i=1}^{J} h_t \theta_t(i), j = 0 \\ \alpha_j \theta_t(j), j = 1,...,J \end{cases} \tag{3.13}$$

As firmas que re-otimizam seus preços no período t são caracterizadas com *'Duration 0'* e a proporção destas firmas é dado pelas taxas de risco de todos os grupos de duração multiplicado pelo sua correspondente densidade. As firmas restantes em cada grupo de duração são as firmas que não ajustam seus preços. Quando o período t é longo, esta distribuição ex-post se torna a distribuição ex-ante para o novo período, $(\tilde{\theta}_{t+1})$. Todos os grupos de duração de preços movem para o próximo, porque todos os preços tem idade de um período. Ela produz a distribuição de duração dos preços estacionária, $\theta(j)$, para $j = 0,1,...,J-1$:

$$\theta_j = \frac{S_j}{\sum_{j=0}^{J-1} S_j} \tag{3.14}$$

Dada a forma geral de rigidez nominal introduzida acima, a única heterogeneidade entre as firmas é o momento quando elas ajustaram seus preços, j. Firmas no grupo de duração de preços j partilham a mesma probabilidade de ajustar seus preços, h_t, e a distribuição de firmas entre as durações é dada por $\theta(j)$. Em um dado período quando é permitido a uma firma alterar seus preços, o preço ótimo escolhido reflete a possiblidade de que ela não ajustará novamente em um futuro próximo. Consequentemente, firmas ajustando os preços escolhem os preços ótimos que maximizam o somatório descontado dos lucroes reais ao longo do horizonte temporal no qual o novo preço será fixo. A probabilidade de que um novo preço seja fixado ao menos por j períodos é dada pela função de sobrevida, S_j, definida na tabela 3.

Yao (2010) configurou o problema de maximização do ajustador de preços como segue:

$$\max_{P_t^*} E_t \sum_{j=0}^{J-1} S_j Q_{t,t+j} [Y_{t+j|t}^d \frac{P_t^*}{P_{t+j}} - \frac{TC_{t+j}}{P_{t+j}}] \tag{3.15}$$

onde E_t denota a expectativa condicional baseada sobre o conjunto de informações no período t e $Q_{t,t+j}$ é o fator de disconto estocástico apropriado para descontar lucros reais de t a $t+j$. Uma firma ajustando o preço maximiza o lucro sujetio à demanda para seu bem intermediário no período $t+j$ dado que a firma altera o preço no periodo t e pode ser expressado como:

$$Y_{t+j|t}^d = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+j}} \right)^{-\eta} Y_{t+j} \tag{3.16}$$

Isto produz a seguinte condição necessária de primeira ordem para o preço ótimo:

$$P_t^* = \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{\sum_{j=0}^{J-1} S_j E_t[Q_{t,t+j} Y_{t+j} P_{t+j}^{\eta-1} MC_{t+j}]}{\sum_{j=0}^{J-1} S_j E_t[Q_{t,t+j} Y_{t+j} P_{t+j}^{\eta-1}]} \tag{3.17}$$

onde MC_t dnota o custo marginal nominal. O preço ótimo é igual ao markup multiplicado por uma soma ponderada dos custos marginais futuros, cujos pesos dependem tas taxas de sobrevida. Em Calvo, onde $S_j = \alpha^j$, esta equação reduz à condição de precificação ótima de Calvo.

Finalmente, dada a distribuição estacionária, $\theta(j)$, o preço agregado pode ser escrito como uma soma distribuída de todos os preços ótimos. Yao (2010), definem o preço ótimo que foi definido j períodos atrás como P^*_{t-j}. Seguindo o índice de preço agregado da equação 3.4, o preço agregado é então obtido por:

$$P_t = (\sum_{j=0}^{J-1} \theta(j) P^{*1-\eta}_{t-j})^{\frac{1}{1-\eta}} \tag{3.18}$$

Curva de Phillips Novo-Keynesiana

Nesta seção, derivamos conforme Yao (2010) a Curva de Phillips Novo-Keynesiana para este modelo generalizado. Para isto, primeiro loglinearizamos a equação 3.17 em torno do seu preço de *steady state*. As equações de preço ótimo loglinearizadas são obtidas por:

$$\hat{p}^*_t = E_t[\sum_{j=0}^{J-1} \frac{\beta^j S(j)}{\Omega} (\hat{mc}_{t+j} + \hat{p}_{t+j})] \tag{3.19}$$

onde $\Omega = \sum_{j=0}^{J-1} \beta^j S(j)$ e $\hat{mc}_t = (\delta+\phi)\hat{y}_t - (1+\phi)\hat{z}_t$. De um modo semelhante, é possível derivar o log dos desvios do preço agregado através da loglinearização da equação 3.18.

$$\hat{p}_t = \sum_{k=0}^{J-1} \theta(k) \hat{p}^*_{t-k} \tag{3.20}$$

A partir de manipulações algébricas sobre as equações 3.19 e 3.20, obtemos a Curva de Phillips Novo-Keynesiana como segue:

$$\hat{\pi}_t = \sum_{k=0}^{J-1} \frac{\theta(k)}{1-\theta(0)} E_{t-k}(\sum_{j=0}^{J-1} \frac{\beta^j S(j)}{\Psi} \hat{mc}_{t+j-k} + \sum_{i=1}^{J-1}\sum_{i=1}^{J-1} \frac{\beta^j S(j)}{\Psi} \hat{\pi}_{t+i-k}) - \sum_{k=2}^{J-1} \Phi(k) \hat{\pi}_{t-k+1} \tag{3.21}$$

onde $\Phi(k) = \frac{\sum_{j=k}^{J-1} S(j)}{\sum_{j=1}^{J-1} S(j)}$ e $\Psi = \sum_{k=0}^{J-1} \beta^j S(j)$. Como podemos observar, todos os coeficientes na equação 3.21 são expressos em termos das taxas de não ajuste ($\alpha_j = 1 - h_j$) e o fator de desconto subjetivo, β. Assim, os coeficientes na Curva de Phillips Novo-Keynesiana generalizada vinculam os efeitos dinâmicos de preços redefinidos sobre a inflação à função de risco. Como resultado, a informação sobre as taxas de risco de ajuste de preços podem ser extraídas a partir de dados agregados por meio da estrutura dinâmica da curva de Phillips.

Sistema Final de Equações

O sistema de equilíbrio geral consiste de condições de equilíbrio derivadas a partir dos problemas de otimização dos agentes economicos, condições de equilíbrio de mercado e uma equação de política monetária. As condições de equilíbrio de mercado requerem preços reais e bons mercados, enquanto a política monetária determina o valor nominal da economia real. A regra de Taylor para fechar o modelo será:

$$I_t = I_{t-1}^{\rho_i}[(\frac{P_t}{P_{t-1}\tilde{\pi}})^{\phi_\pi}(\frac{Y_t}{Y_{t-1}})^{\phi_y}]^{1-\rho_i}e^{q_t} \tag{3.22}$$

A equação 3.22 é motivada pela taxa de juros suavizada especificada para a regra de Taylor que especifica uma regra de política que o banco central usa para deteminar a taxa de juros nominal na economia, onde ϕ_π e ϕ_y denota a resposta de curto prazo da autoridade monetária aos desvios do log da inflação e taxa de crescimento do produto e q_t é uma sequência de *i.i.d* ruído branco com média zero e uma variância finita $(0,\sigma_q^2)$.

Depois de loglinearizar as equações de equilíbrio em torno do preço flexível de *steady state*, o sistema de equilíbrio geral consiste da Curva de Phillips Novo-Keynesiana generalizada (3.23), custo marginal real (3.24), a condição intertemporal de otimização da família (3.25), a regra de Taylor (3.22) e os processos estocásticos exógenos. Na curva IS, é adicionado um choque exógeno, d_t, para representar disturbios da demanda agregada real.

$$\hat{\pi}_t = \sum_{k=0}^{J-1} W_1(k)E_{t-k}(\sum_{j=0}^{J-1} W_2(j)\hat{mc}_{t+j-k} + \sum_{i=1}^{J-1} W_3(i)\hat{\pi}_{t+i-k}) - \sum_{k=2}^{J-1} W_4(k)\hat{\pi}_{t+1-k} \tag{3.23}$$

$$\hat{mc}_t = (\delta + \phi)\hat{y}_t - (1+\phi)\hat{z}_t \tag{3.24}$$

$$\delta E_t[\hat{y}_{t+1}] = \delta\hat{y}_t + (\hat{\imath}_t - E_t[\hat{\pi}_{t+1}]) + d_t \tag{3.25}$$

$$\hat{\imath}_t = (1-\rho_i)(\phi_\pi\hat{\pi}_t + \phi_y(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1})) + \rho_i\hat{\imath}_{t-1} + q_t \tag{3.26}$$

$$\hat{z}_t = \rho_z * z_{t-1} + \epsilon_t \tag{3.27}$$

$$d_t = \rho_d * d_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.28}$$

$$q_t \sim N\left(0,\sigma_q^2\right) \tag{3.29}$$

onde os pesos (W_1,W_2,W_3,W_4) na curva de Phillips Novo-Keynesiana generalizada são definidos na equação 3.21, $\epsilon_t \sim N\left(0,\sigma_z^2\right)$ e $\varepsilon_t \sim N\left(0,\sigma_d^2\right)$. Desta forma, os parâmetros estruturais são: $(\beta,\delta,\phi,\eta,\phi_\pi,\phi_y,\rho_i,\alpha_j s,\rho_z,\rho_d,\sigma_z^2,\sigma_d^2,\sigma_q^2)$. Empiricamente, estamos interessados em estimar os valores para esses parâmetros estruturais utilizando a abordagem Bayesiana.

Estimação

Nesta seção apresentamos alguns pontos sobre o processo de estimação. Para a estimação do modelo Novo-Keynesiano descrito anteriormente, será usado a abordagem Bayesiana. O método tem algumas características atraentes em comparação aos métodos empregados na literatura. Como apontado por An and Schorfheide (2007), este método é baseado em sistema significando que ele ajusta o modelo DSGE a um vetor de séries temporais agregadas. Embora uma caracterização completa do processo gerador dos dados, ele fornece um framework formal para avaliar modelos mal específicados sobre a base da densidade dos dados. Em adição, a abordagem Bayesiana também proporciona um método consistente para lidar com expectativas racionais, um dos elementos centrais dos modelos DSGE.

Inferência Bayesiana

Assim como Yao (2010), aplicaremos a abordagem Bayesiana estabelecida por DeJong et al. (2000), Schorfheide (2000) entre outros, para estimar os parâmetros estruturais do modelo DSGE. A estimação Bayesiana é baseada sobre combinar informações ganhadas da maximização da verossimilhança dos dados e informações adicionais sobre os parâmetros (as distribuições à priori). Os principais passos desta abordagem são os seguintes:

Primeiro, o modelo de expectativas racionais é resolvido por meio do uso de métodos numéricos (Veja Sims (2002) e Uhlig (1998)) para obter a forma reduzida das equações em suas variáveis predeteminadas e exógenas. Por exemplo, o modelo DSGE linearizado pode ser escrito com um sistema de expectavivas racionais na forma:

$$Y_0(\mu)S_t = Y_1(\mu)S_{t-1} + Y_\epsilon(\mu)\epsilon_t + Y_\omega(\mu)\omega_t \tag{3.30}$$

Aqui, S_t é um vetor de todas as variáveis endógenas no modelo, tais como $\hat{y}_t$,$\hat{\pi}_t$,$\hat{\imath}_t$, etc. O vetor ϵ_t empilha os disturbios dos processos exógenos e ω_t é composto do erro de previsão das expectativas raionais um passo à frente. As entradas da matriz $Y(\mu)$ são funções dos parâmetros estruturais no modelo. A solução para 3.30 pode ser expressa como:

$$S_t = \Psi_1(\mu)S_{t-1} + \Psi_\epsilon(\mu)\epsilon_t \tag{3.31}$$

O segundo passo envolve escrever o modelo na forma de espaço de estados. Para tanto, acrescentamos à equação de solução 3.31 uma equação de medida, que relaciona as variáveis teóricas ao vetor de Y_obs_t observáveis.

$$Y\_obs_t = A(\mu) + BS_t + CV_t \tag{3.32}$$

onde $A(\mu)$ é um vetor de constantes capturando a média de S_t e V_t é um conjunto de choques às observáveis, incluindo medias de erro.

Terceiro, quando assume-se que todos os choques na forma de espaço de estados são normalmente distribuídos, pode-se usar o filtro de Kalman (Sargent (1989)) para avaliar a função de verossimilhança das observáveis $(\mu|Y\_obs^T)$. Em contraste aos métodos de máxima verossimilhança, a abordagem Bayesiana combina a função de verossimilhança com as densidades a priori $p(\mu)$, que inclui todas as informações extra sobre os parâmetros de interesse. A densidade à posteriori $p(\mu|Y\_obs^T)$ pode ser obtida pela aplicação do Teorema de Bayes:

$$p(\mu|Y\_obs^T)(\mu|Y\_obs^T)p(\mu) \tag{3.33}$$

No último passo, μ é estimado pela maximização da função de verossimilhança dados os dados $(\mu|Y\_obs^T)$ reponderada pela densidade à priori $p(\mu)$, em que métodos de otimização numérica são usados para encontrar a posteriori para μ e a inversa da matriz Hessiana. Finalmente, a distribuição a posteriori é gerada por meio do uso do algorítmo Metropolis.

Referências Bibliográficas

An, S. and Schorfheide, F. (2007). Bayesian analysis of dsge models. *Econometric reviews*, 26(2-4):113–172.

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3):383–398.

Campbell, J. R. and Eden, B. (2005). Rigid prices: evidence from us scanner data. Technical report, Federal Reserve Bank of Chicago.

Caplin, A. S. and Spulber, D. F. (1987). Menu costs and the neutrality of money. *Quarterly Journal of Economics*, 102(4).

Carvalho, C. and Dam, N. A. (2009). Estimating the cross-sectional distribution of price stickiness from aggregate data. Technical report.

Cecchetti, S. G. (1986). The frequency of price adjustment: A study of the newsstand prices of magazines. *Journal of Econometrics*, 31(3):255–274.

Coenen, G., Levin, A. T., and Christoffel, K. (2007). Identifying the influences of nominal and real rigidities in aggregate price-setting behavior. *Journal of Monetary Economics*, 54(8):2439–2466.

DeJong, D. N., Ingram, B. F., and Whiteman, C. H. (2000). A bayesian approach to dynamic macroeconomics. *Journal of Econometrics*, 98(2):203–223.

Galı, J. and Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2):195–222.

Galı, J., Gertler, M., and Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review*, 45(7):1237–1270.

Jadresić, E. (1999). *Sticky Prices-An Empirical Assessment of Alternative Models*. International Monetary Fund.

Kiley, M. T. (2002). Partial adjustment and staggered price setting. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2):283–298.

Mash, R. (2004). Optimising microfoundations for inflation persistence.

Nakamura, E. and Steinsson, J. (2008). Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4):1415–1464.

Sargent, T. J. (1989). Two models of measurements and the investment accelerator. *The Journal of Political Economy*, pages 251–287.

Sbordone, A. M. (2002). Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness. *Journal of Monetary Economics*, 49(2):265–292.

Schorfheide, F. (2000). Loss function-based evaluation of dsge models. *Journal of Applied Econometrics*, 15(6):645–670.

Sheedy, K. D. (2007). Inflation persistence when price stickiness differs between industries.

Sims, C. A. (2002). Solving linear rational expectations models. *Computational economics*, 20(1):1–20.

Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *The Journal of Political Economy*, pages 1–23.

Uhlig, H. (1998). A toolkit for analysing nonlinear dynamic stochastic models easily. *QM&RBC Codes*.

Wolman, A. L. (1999). Sticky prices, marginal cost, and the behavior of inflation. *Economic Quarterly-Federal Reserve Bank of Richmond*, 85(4):29–48.

Yao, F. (2009). The cost of tractability and the calvo pricing assumption.

Yao, F. (2010). Aggregate hazard function in price-setting: A bayesian analysis using macro data. Technical report, SFB 649 discussion paper.