

Hudson Chaves Costa

Três Ensaaios em Comportamento dos
Preços na Economia Brasileira

Porto Alegre
2014

Hudson Chaves Costa

Três Ensaaios em Comportamento dos Preços na Economia Brasileira

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

Orientador: Prof. Dr. Sabino Porto da Silva
Júnior

Porto Alegre
2014

Sumário

1	INTRODUÇÃO/MOTIVAÇÃO	1
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	5
3	METODOLOGIA	7
	Referências Bibliográficas	14

Capítulo 1

INTRODUÇÃO/MOTIVAÇÃO

A natureza da persistência inflacionária é um fenômeno complexo em função de ser influenciado por muitos aspectos da economia. Em linhas gerais, tal fenômeno pode ser definido como a propensão de a inflação convergir lentamente à meta, por conta da influência dos preços defasados. [Cogley and Sbordone \(2008\)](#) argumentam que é importante distinguir entre a persistência da tendência inflacionária e a persistência no *inflation gap* que é definido como a diferença entre a inflação atual e a tendência da inflação. Enquanto a dinâmica da tendência da inflação resulta em grande parte a partir de desvios no longo prazo da regra de política monetária, o *inflation gap* é influenciado pelo comportamento de precificação ao nível de firmas.

O foco deste ensaio é a dinâmica do *inflation gap* assim como [Yao \(2010b\)](#). A Curva de Phillips Novo-Keynesiana *forward-looking* é frequentemente criticada por gerar pouca persistência inflacionária. Para superar essa fraqueza, várias generalizações da base da curva tem sido desenvolvidas na literatura. Elas oferecem, contudo, diferentes interpretações sobre a natureza da persistência do *inflation gap*. A Curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida incorpora a inflação passada na curva padrão movitado pela dependência positiva da inflação sobre inflações passadas na forma reduzida da Curva de Phillips ([Gali and Gertler \(1999\)](#); [Christiano et al. \(2005\)](#)). De acordo com essa linha da literatura, a persistência do *inflation gap* deveria ser interpretada como intrínseca ([Fuhrer \(2005\)](#)) e a dependência entre a inflação corrente e suas defasagens deveria ser tratada como uma relação fixa, que é independente da política monetária. Por contraste, a maioria dos modelos gerais de precificação microfundamentados lançam novas luzes sobre o importante papel desempenhado pela inércia das expectativas em gerar a persistência do *inflation gap*. De acordo com essa classe de modelos, tal persistência é herdada. Ainda, uma vez que o coeficiente da inflação passada depende de todo o modelo, incluindo a especificação da política monetária, ela implica que a Curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida poderia estar sujeita à crítica de Luca ([Lucas \(1972\)](#)) e assim, não pode se usada na análise da política monetária.

Apesar da solidez teórica do modelo de precificação geral, [Whelan \(2007\)](#) rejeitou ele empiricamente. O autor mostrou que o modelo falha em replicar a dependência positiva da inflação das suas defasagens que é tipicamente encontrado empiricamente

na forma reduzida da Curva de Phillips. Em equilíbrio parcial, [Whelan \(2007\)](#) mostra que o coeficiente da defasagem da inflação é sempre negativo independentemente da forma da função risco de ajuste nos preços. Além disso, o autor usou um modelo DSGE simples para mostrar que mesmo em equilíbrio geral, este modelo ainda gera coeficientes negativos para as defasagens da inflação.

Neste ensaio, replicaremos os resultados de [Whelan \(2007\)](#) e avaliaremos a robustez à configurações alternativas do modelo. Em particular, testaremos os resultados usando diferentes funções risco, condições de demanda agregada e regras de política monetária.

JUSTIFICATIVA

A dinâmica do comportamento dos preços individuais proporciona vários desdobramentos que são bastante debatidos na literatura dado os impactos que podem causar. Não compreender este tipo de comportamento levou a distintas abordagens para a análise da velocidade e intensidade de transmissão da política monetária. Além disso, compreender as estratégias de definição de preços das firmas levaria ao aprimoramento de modelos teóricos cujas abordagens e conclusões podem sofrer alterações expressivas na presença de fatos estilizados.

A falta de estudos que gerassem empiricamente um diagnóstico da definição e grau de rigidez de preços individuais foi um limitador por diversas décadas em função da falta de informações estatísticas no nível de microdados que pudessem servir de base para estas análises. Porém, há alguns anos a disponibilização de preços coletados pelos órgãos governamentais tanto nacionais quanto internacionais, proporcionaram o surgimento de pesquisas que avaliassem o comportamento dos preços em nível de microdados ([Bils and Klenow \(2004\)](#); [Nakamura and Steinsson \(2008\)](#); [Klenow and Kryvtsov \(2008\)](#); [Dhyne et al. \(2006\)](#); [Gouvea \(2007\)](#); [Matos and Barros \(2009\)](#); [Lopes \(2008\)](#); [Bunn and Ellis \(2012\)](#)).

Porém, ainda existe um fator limitante nestes estudos, pois concentram-se em mercados específicos, não possibilitando análises generalizadas aos diversos setores da economia, pois as pesquisas são reféns das características dos dados utilizados. Também, dada a importância do tema para os tomadores de decisão em nível de política monetária, é preciso maior dinâmica na análise e não apenas um olhar para o passado.

Assim, o presente ensaio do projeto de tese apresenta o uso da tecnologia de *web scraping* para coletar preços diretamente das páginas das empresas que possuem sites de vendas e por conseguinte, contribuir para a avaliação da rigidez de preços de uma forma mais dinâmica dadas as características do processo de coleta. Estudos empiricos já mostraram a importância de dados coletados da *web* na avaliação dos pressupostos de rigidez de preços e proposição de medida de inflação oriunda de informações *online* ([Cavallo \(2010\)](#)).

OBJETIVOS

O objetivo geral deste ensaio é avaliar empiricamente a rigidez nominal dos preços na economia brasileira por meio de dados coletados da *web*, bem como, propor um índice

de inflação oriundo da mesma fonte de dados que seja estatisticamente significativa para o uso dos tomadores de decisões econômicas.

Dentro deste escopo, os seguintes questionamentos pretendem ser avaliados:

- Quanto frequente os preços se alteram?
- Como podemos lidar com o problema de censura e amostragem quando a função risco é estimada a partir dos dados coletados da internet?
- A probabilidade de mudança dos preços pode variar ao longo da duração dos preços?
- Como podemos derivar a distribuição entre firmas que seja consistente com uma dada frequência média de variações nos preços?
- Como podemos avaliar o efeito de variáveis explicativas sobre a taxa de risco?
- Como podemos controlar para heterogeneidade não observada quando a função risco é estimada?
- Podemos construir um modelo S_t tempo-variante que tenha implicações consistentes com as microevidências encontradas para os dados coletados da internet?
- Os modelos DSGE sobre a hipótese de distribuição de Calvo se comportam de uma maneira similar aos modelos calibrados com os dados coletados da internet?

Capítulo 2

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Os modelos gerais de precificação têm sido estudados na literatura macro para entender as consequências de diferentes funções risco de definição dos preços para a dinâmica macroeconômica. Eles são importantes, porque nos anos recentes estudos empíricos usando microdados geralmente alcançam o consenso de que ao contrário de ter a economia uma única forma de rigidez nos preços, a frequência dos ajustes nos preços diferem substancialmente entre setores, por exemplo. Estas novas evidências caracterizam um desafio à hipótese de precificação de Calvo ([Calvo \(1983\)](#)). Em adição, as evidências empíricas destes estudos rejeitam que a função risco é constante, implicada pelo modelo de [Calvo \(1983\)](#) (Veja, [Cecchetti \(1986\)](#); [Alvarez González \(2008\)](#); [Nakamura and Steinsson \(2008\)](#)). Em resposta à estas provocações, o trabalho teórico de [Wolman \(1999\)](#) levantou a questão de que a dinâmica da inflação poderia ser sensível à função risco subjacentes à diferentes regras de precificação. O autor mostrou este resultado em uma análise de equilíbrio parcial.

[Kiley \(2002\)](#) comparou os modelos de Calvo e Taylor e mostrou que a dinâmica do produto seguida de choques monetários são ambos diferentes quantitativamente e qualitativamente entre as duas especificações de precificação a menos que se assuma um nível substancial de rigidez real na economia. [Carvalho \(2006\)](#) construiu um modelo de rigidez de preços que permite heterogeneidade na rigidez de preços conforme Calvo em setores. O autor encontrou que a existência de heterogeneidade na rigidez dos preços gera efeitos reais grandes e persistentes da política monetária, que podem ser replicados por uma modelo que assume a função risco constante apenas quando ele é calibrado com um frequência pequena e não realista de ajuste nos preços.

[Sheedy \(2010\)](#) derivou a Curva de Phillips Novo-Keynesiana generalizada sobre uma formulação recursiva da função risco e mostrou que a dependência da inflação de suas defasagens nesta curva de Phillips estrutural é principalmente negativa. Baseado sobre estas conclusões, o autor extraiu a conclusão de que esta classe de modelos pode não explicar a observação a partir da regressão da curva de Phillips em forma reduzida de que a inflação é positivamente dependente de suas defasagens.

Vale ressaltar que tendência inflacionária igual a zero é também importante para dinâmica da inflação de curto prazo. Além disso, [Cogley and Sbordone \(2008\)](#) esten-

deram a curva de Phillips Novo-Keynesiana com precificação via Calvo permitindo *time-drifting* na tendência inflacionária e mostraram que mudanças na tendência da inflação afetam os coeficientes da curva e assim, a dinâmica da inflação no curto prazo. Mesmo embora a curva generalizada não incorpore esta característica, esta limitação não proíbe o modelo de precificação geral de ser uma ferramenta analítica útil para a dinâmica da inflação. Evidências empíricas mostram que, enquanto a função risco não constante é uma característica robusta do comportamento dos preços nos dados, a tendência inflacionária variante no tempo não é sempre igualmente importante em todo o tempo. Durante a crise do petróleo na década de 1970, a volatilidade na tendência da inflação talvez predominou a dinâmica da inflação, mas, depois do começo da década de 1980, a tendência na inflação dos EUA se tornou moderada e estável. Essas duas versões da Curva de Phillips Novo-Keynesiana generalizada se completam e combiná-las é uma perspectiva interessante para trabalhos futuros.

Capítulo 3

METODOLOGIA

PERSISTÊNCIA DA INFLAÇÃO

Para estimar a persistência da inflação usaremos dados trimestrais do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (ICPA) em período a ser definido. Primeiro, seguindo [Andrews and Chen \(1994\)](#), calcularemos a duma dos coeficientes de um processo AR como uma medida da persistência global da inflação. Segundo, seguindo [Whelan \(2007\)](#), estimaremos a curva de Phillips na forma reduzida incluindo forças de condução real na regressão. A regressão da inflação em forma reduzida é especificada da seguinte forma, onde ρ é uma medida da persistência da inflação:

$$\pi_t = \eta + \rho\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \eta_i y_{t-i} + u_t \quad (3.1)$$

Para construir o *inflation gap* é preciso primeiro calcular medidas de tendência na inflação. Para tanto, será retirado a tendência da inflação por meio do filtro HP (Hodrick-Prescott). A maior limitação deste método é que o filtro HP é baseado apenas sobre processos univariados. Como argumentado por [Yao \(2010b\)](#); [Cogley and Sbordone \(2008\)](#), quando a tendência na inflação é diferente de zero e flutuando ao longo do tempo, ela poderia também depender de outras variáveis reais, tal como a tendência do custo marginal real. Para considerar essa característica aos dados, eles propuseram a estimação de um modelo VAR com parâmetros flutuantes e volatilidade estocástica para quatro variáveis (taxa de crescimento do produto, o logaritmo do custo unitário do trabalho, inflação e o fator de desconto nominal). Depois disso, eles calcularam uma aproximação da tendência na inflação definindo ela como o nível ao qual a inflação esperada se estabelece no longo prazo. Seguindo a mesma metodologia, será construído a tendência do IPCA para o período a ser definido.

Assim, teremos duas medidas de tendência da inflação que poderão ser comparadas de diversas formas. Por exemplo, a soma dos coeficientes de autocorrelação do processo AR e o coeficiente da defasagem da inflação na curva de Phillips em forma reduzida quando as forças que conduzem a economia real são oriundas do produto per capita.

O MODELO

Nesta seção apresentamos o modelo DSGE proposto por Yao (2010b) que será utilizado para analisar a persistência do *inflation gap* nos dados do IPCA. A principal característica do modelo é a incorporação de um função risco geral para o ajuste de preços em um modelo padrão Novo Keynesiano. A função risco de ajuste dos preços é definida como a probabilidade do preço alterar condicional ao período temporal decorrido desde a última vez que o preço se alterou. Neste modelo, a função risco é uma função discreta tomando valores entre zero e um sobre seu domínio.

Família Representativa

Uma família 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 descontada da utilidade da forma:

$$\max_{C_t, L_t, B_t} E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\delta}}{1-\delta} - \chi_H \frac{L_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \right] \quad (3.2)$$

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

$$C_t(i) = \left[\int_0^1 C_t(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} di \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (3.3)$$

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

$$C_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (3.4)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\eta} di \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (3.5)$$

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:

$$P_t C_t + \frac{B_t}{R_t} \leq W_t L_t + B_{t-1} + \int_0^1 \pi_t(i) di \quad (3.6)$$

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 (2010a) 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 $\lim_{T \rightarrow \infty} E_t \left[\frac{B_T}{\prod_{s=1}^T R_s} \right] \geq 0$. 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:

$$\chi_H L_t^\phi C_t^\delta = \frac{W_t}{P_t} \quad (3.7)$$

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

$$1 = \beta E_t \left[\left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^\delta \frac{R_t P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (3.8)$$

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 maximiza seus lucros reais sujeito à função de produção:

$$Y_t(i) = Z_t L_t(i) \quad (3.9)$$

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 $\rho_z \in [0,1)$. $L_t(i)$ é a demanda de trabalho pela firma i .

Seguindo a equação 3.4, a demanda por bens intermediários é dada por:

$$Y_t(i) = \frac{P_t(i)^{-\eta}}{P_t} Y_t \quad (3.10)$$

Em cada período, as firmas escolhem a demanda ótima pelo insumo trabalho para maximizar seus lucros reais dado o salário nominal, demanda de mercado (3.10) e a tecnologia de produção (3.9):

$$\max_{L_t(i)} \Pi_t(i) = \frac{P_t(i)}{P_t} Y_t(i) - \frac{W_t}{P_t} L_t(i) \quad (3.11)$$

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

$$mc_t = \frac{W_t/P_t}{(1-a)Z_t} \quad (3.12)$$

Além disso, usando a função de produção (3.9), a equação de demanda por produto (3.9), a condição de oferta de trabalho (3.7) 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 (2010a).

$$mc_t = Y_t^{\phi+\delta} Z_t^{-(1+\phi)} \quad (3.13)$$

Decisão de Precificação sobre Rigidez Nominal

Nesta seção, introduzimos assim como Yao (2010a) uma forma geral de rigidez nominal, que é caracterizada por um conjunto de taxas de risco dependendo do período de tempo desde o último reajuste de preços. Yao (2010a) assume que firmas em concorrência monopolística 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 $j \in 0, J$. 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 desde sua última alteração e Yao (2010a) os chama de *price vintages*. A tabela tal apresenta algumas notações sobre a dinâmica destes preços.

Vintage j	Taxa de Risco h_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:

$$\tilde{\theta}_t(j) = \begin{cases} \sum_{i=1}^J h_t \theta_t(i), & j = 0 \\ \alpha_j \theta_t(j), & j = 1, \dots, J \end{cases} \quad (3.14)$$

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 $j = 0, 1, \dots, J - 1$:

$$\theta_j = \frac{S_j}{\sum_{j=0}^{J-1} S_j} \quad (3.15)$$

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 possibilidade

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 lucros 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 sobrevivência, S_j , definida na tabela 3.

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

$$\max_{P_t^*} E_t \sum_{j=0}^{J-1} S_j Q_{t,t+j} [Y_{t+j|t}^d \frac{P_t^*}{P_{t+j}} - \frac{TC_{t+j}}{P_{t+j}}] \quad (3.16)$$

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 desconto estocástico apropriado para descontar lucros reais de t a $t+j$. Uma firma ajustando o preço maximiza o lucro sujeito à demanda para seu bem intermediário no período $t+j$ dado que a firma altera o preço no período t e pode ser expressado como:

$$Y_{t+j|t}^d = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+j}} \right)^{-\eta} Y_{t+j} \quad (3.17)$$

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

$$P_t^* = \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{\sum_{j=0}^{J-1} S_j E_t [Q_{t,t+j} Y_{t+j} P_{t+j}^{\eta-1} MC_{t+j}]}{\sum_{j=0}^{J-1} S_j E_t [Q_{t,t+j} Y_{t+j} P_{t+j}^{\eta-1}]} \quad (3.18)$$

onde MC_t denota o custo marginal nominal. O preço ótimo é igual ao markup multiplicado por uma soma ponderada dos custos marginais futuros, cujos pesos dependem das taxas de sobrevivência. 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 (2010a), 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:

$$P_t = \left(\sum_{j=0}^{J-1} \theta(j) P_{t-j}^{*1-\eta} \right)^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (3.19)$$

Curva de Phillips Novo-Keynesiana

Nesta seção, derivamos conforme Yao (2010a) a Curva de Phillips Novo-Keynesiana para este modelo generalizado. Para isto, primeiro loglinearizamos a equação 3.18 em torno do seu preço de *steady state*. As equações de preço ótimo loglinearizadas são obtidas por:

$$\hat{p}_t^* = E_t \left[\sum_{j=0}^{J-1} \frac{\beta^j S(j)}{\Omega} (\hat{m}c_{t+j} + \hat{p}_{t+j}) \right] \quad (3.20)$$

onde $\Omega = \sum_{j=0}^{J-1} \beta^j S(j)$ e $\hat{m}c_t = (\delta + \phi)\hat{y}_t - (1 + \phi)\hat{z}_t$. De um modo semelhante, é possível derivar o log dos desvios do preço agregado através da loglinearização da equação 3.19.

$$\hat{p}_t = \sum_{k=0}^{J-1} \theta(k) \hat{p}_{t-k}^* \quad (3.21)$$

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

$$\hat{\pi}_t = \sum_{k=0}^{J-1} \frac{\theta(k)}{1 - \theta(0)} E_{t-k} \left(\sum_{j=0}^{J-1} \frac{\beta^j S(j)}{\Psi} \hat{m}c_{t+j-k} + \sum_{i=1}^{J-1} \sum_{i=1}^{J-1} \frac{\beta^j S(j)}{\Psi} \hat{\pi}_{t+i-k} \right) - \sum_{k=2}^{J-1} \Phi(k) \hat{\pi}_{t-k+1} \quad (3.22)$$

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 3.22 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.

A ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL

Nesta seção, apresentamos o comportamento da dinâmica da inflação na configuração de equilíbrio geral, conforme Yao (2010b). Para tanto, adicionamos ao modelo o lado da demanda agregada da economia e uma regra de política monetária. As equações de equilíbrio loglinearizadas são apresentadas abaixo:

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

$$\hat{m}c_t = (\delta + \phi)\hat{y}_t - (1 + \phi)\hat{z}_t \quad (3.24)$$

$$\hat{z}_t = \rho_z * z_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.25)$$

$$E_t[\hat{y}_{t+1}] = \hat{y}_t + \frac{1}{\delta} (\hat{l}_t - E_t[\hat{\pi}_{t+1}]) + d_t \quad (3.26)$$

$$\hat{y}_t = \hat{m}_t + \hat{p}_t \quad (3.27)$$

$$\hat{m}_t = \delta \hat{y}_t - \frac{\beta}{1 - \beta} \hat{l}_t \quad (3.28)$$

$$\hat{l}_t = \phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t + q_t \quad (3.29)$$

$$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \hat{\pi} + g_t \quad (3.30)$$

onde $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_z^2)$, $q_t \sim N(0, \sigma_q^2)$ e $g_t \sim N(0, \sigma_g^2)$. Todas as variáveis são expressadas em termos do log dos desvios do estado estacionário não estocástico. Os pesos (W_1, W_2, W_3, W_4) na curva de Phillips Novo-Keynesiana generalizada são definidos na equação 3.22. \hat{m}_t é o saldo em dinheiro e g_t denota a taxa de crescimento do choque monetário nominal. A demanda agregada (equações ??) é motivada tanto pelo problema de otimização intertemporal da família representativa quanto pela teoria da quantidade da moeda. A política monetária (equações ??) é especificada tanto em termos de uma regra de crescimento monetário nominal quanto uma simples regra de Taylor.

Referências Bibliográficas

- Alvarez González, L. J. (2008). What do micro price data tell us on the validity of the new keynesian phillips curve? *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 2(2008-19):1–36.
- Andrews, D. W. and Chen, H.-Y. (1994). Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(2):187–204.
- Bils, M. and Klenow, P. J. (2004). Some evidence on the importance of sticky prices. *Journal of Political Economy*, 112(5):947–985.
- Bunn, P. and Ellis, C. (2012). Examining the behaviour of individual uk consumer prices*. *The Economic Journal*, 122(558):F35–F55.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of monetary Economics*, 12(3):383–398.
- Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers in Macroeconomics*, 6(3).
- Cavallo, A. F. (2010). *Scraped data and prices in macroeconomics*. Harvard University.
- Cecchetti, S. G. (1986). The frequency of price adjustment: A study of the newsstand prices of magazines. *Journal of Econometrics*, 31(3):255–274.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1):1–45.
- Cogley, T. and Sbordone, A. M. (2008). Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the new keynesian phillips curve. *The American Economic Review*, 98(5):2101–2126.
- Dhyne, E., Alvarez, L. J., Le Bihan, H., Veronese, G., Dias, D., Hoffmann, J., Jonker, N., Lünemann, P., Ruml, F., and Vilmunen, J. (2006). Price changes in the euro area and the united states: Some facts from individual consumer price data. *The Journal of Economic Perspectives*, pages 171–192.
- Fuhrer, J. C. (2005). Intrinsic and inherited inflation persistence.

- Galí, J. and Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2):195–222.
- Gouvea, S. (2007). Nominal price rigidity in brazil: A micro evidence approach. Technical report, Mimeo. Banco Central do Brasil.
- Kiley, M. T. (2002). Partial adjustment and staggered price setting. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2):283–298.
- Klenow, P. J. and Kryvtsov, O. (2008). State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent us inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3):863–904.
- Lopes, L. (2008). *A rigidez nominal de preços na cidade de São Paulo: evidências baseadas em microdados do índice de preços ao consumidor da Fipe. 2008*. PhD thesis, Dissertação (Mestrado)—Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, 4(2):103–124.
- Matos, S. and Barros, R. (2009). Comportamento dos preços no brasil: evidências utilizando microdados de preços ao consumidor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 39(3).
- 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.
- Sheedy, K. D. (2010). Intrinsic inflation persistence. *Journal of Monetary Economics*, 57(8):1049–1061.
- Whelan, K. (2007). Staggered price contracts and inflation persistence: Some general results*. *International Economic Review*, 48(1):111–145.
- 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. (2010a). Aggregate hazard function in price-setting: A bayesian analysis using macro data. Technical report, SFB 649 discussion paper.
- Yao, F. (2010b). Can the new keynesian phillips curve explain inflation gap persistence? Technical report, SFB 649 discussion paper.