

Comparação entre técnicas estatísticas na estimação de modelos Novo-Keynesianos aplicados ao Brasil*

Julio Cesar C. Pinto
Banco Central do Brasil

Joaquim P. de Andrade
Universidade de Brasília

Resumo

Neste trabalho busca-se verificar, face ao problema de amostra pequena, característico em estudos sobre a economia brasileira, a metodologia econométrica que, entre as mais utilizadas recentemente, apresenta melhores resultados na estimação dos parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana. Por meio de simulações de Monte Carlo e utilizando como *benchmark* valores previamente estimados em trabalhos de escopo semelhante, verificam-se as estimativas dos parâmetros por um método de equações simples, qual seja o Método dos Momentos Generalizados (GMM), e por um método que leva em conta as interações entre as equações do modelo Novo-Keynesiano, no caso a Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML), tanto para a economia brasileira como para a economia americana. Desta comparação entre as duas diferentes metodologias econométricas, levando-se em conta o viés e a variância encontrados, pode-se concluir que a FIML apresenta melhores resultados que o GMM nas estimativas dos parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida para o Brasil.

Palavras-chave: Curva de Phillips Novo-Keynesiana, Método dos Momentos Generalizados, Máxima Verossimilhança com Informação Perfeita.

Abstract

This paper verifies the econometric methodology that, among the most recently used, presents the best results in the estimation of the parameters of a New-Keynesian Phillips curve, in view of the small sample problem that is typical in studies on the Brazilian economy. Through the Monte Carlo simulations, using as benchmark values previously estimated in studies of similar scope, there are estimates of the parameters for a method of simple equations, which is the Generalized Method of Moments (GMM), and a method that takes into account the interactions between the equations of the New-Keynesian model, where the Maximum Likelihood with Complete Information (FIML), both for the Brazilian economy and to the U.S. economy. This comparison between two different econometric methodologies, taking into account the bias and variance found, we can conclude that the FIML gives better results than the GMM estimates of the parameters of a hybrid New-Keynesian Phillips curve to Brazil.

Keywords: New-Keynesian Phillips Curve, Generalized Method of Moments, Full Information Maximum Likelihood.

Área 3 – Macroeconomia, economia monetária e finanças.

Classificação JEL: E52, E12.

* Idéias e opiniões expressas neste artigo são de inteira responsabilidade dos autores e não correspondem, necessariamente, às do Banco Central do Brasil ou de seus membros.

1. INTRODUÇÃO

Diversas metodologias econométricas tem sido empregadas na estimação dos parâmetros da curva de Phillips em modelos Novo-Keynesianos. Duas delas têm merecido maior destaque. A primeira, chamada de metodologia de equação simples, é uma estimação que leva em conta apenas a própria equação, no caso a curva de Phillips. O exemplo mais utilizado é o Método dos Momentos Generalizados (*GMM* – do inglês *Generalized Method of Moments*). A estimação por *GMM*, formalizada por Hansen (1982), não requer um conhecimento completo da distribuição dos dados, necessitando apenas de momentos especificados derivados por algum modelo pré-assumido, diferentemente das estimações por máxima verossimilhança que usualmente assumem uma distribuição normal multivariada. Galí e Gertler (1999), Galí, Gertler e López-Salido (2001) e Roberts (2001) estimam os parâmetros de uma curva de Phillips híbrida para a economia americana e europeia utilizando tal metodologia econométrica. A segunda metodologia estima os parâmetros de uma equação levando-se em conta as interações entre todo o sistema de equações do qual faz parte a equação a ser estimada. Neste contexto a equação é a curva de Phillips e o modelo é um Novo-Keynesiano. Como exemplo desta metodologia, normalmente tem sido utilizada a Máxima Verossimilhança com Informação Completa (*FIML* – do inglês *Full Information Maximum Likelihood*). Cho e Moreno (2006) e Leu (2006) utilizam esta metodologia aplicada à economia americana e australiana, respectivamente, ao estudarem modelos Novo-Keynesianos aplicados.

A questão que emerge é saber qual destas metodologias apresenta melhor resultado na estimação dos parâmetros de uma curva de Phillips dadas as características da economia que se está estudando. Lindé (2005) e Fuhrer, Moore e Schuh (1995) comparam essas diferentes metodologias para a economia americana. Lindé (2005) utiliza Monte Carlo para gerar várias amostras de dados a partir de um modelo de equilíbrio Novo-Keynesiano a fim de comparar as diferentes metodologias utilizando como *benchmark* os valores da economia americana. O autor encontra melhores resultados aplicando *FIML* em vez de metodologias de equações simples, no caso *GMM* e Mínimos Quadrados Não-Lineares (*NLS* – do inglês *Non-Linear Least Squares*). Fuhrer, Moore e Schuh (1995) comparam as metodologias para um modelo linear-quadrático de estoque utilizando dados de bens não duráveis e do mesmo modo que em Lindé (2005) mostram que os resultados encontrados por *FIML* são geralmente não viesados, estatisticamente significantes, economicamente plausíveis e dinamicamente estáveis. Mais ainda, as estimativas dos parâmetros por *FIML* apresentaram desvios-padrão assintóticos de três a quinze vezes menores que as estimativas realizadas por *GMM*.

No Brasil, a escolha de uma metodologia econométrica que apresente melhores resultados relativamente às outras é ainda mais importante devido ao curto período com dados macroeconômicos estáveis na economia brasileira¹. Trabalhos que tentam estimar o valor dos parâmetros da curva de Phillips aplicada ao Brasil esbarram neste problema de amostra pequena. É sempre aconselhável que quaisquer análises de política monetária feitas para o Brasil utilizem dados a partir de 1994, pós Plano Real, ou dados a partir de 1999, quando da implantação do regime de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil, o que tornou as taxas de juros e de inflação mais estáveis, e a política monetária mais efetiva. Isso pode ser de certa forma verificado em Minella (2003), que compara a política monetária e as relações básicas envolvendo algumas variáveis macroeconômicas no Brasil no período compreendido entre 1975 e 2000. Para isso o autor quebra a amostra em três diferentes períodos, caracterizando-os pelas taxas de inflação, em moderada crescente, alta e baixa. No último período, pós Plano Real, com variáveis macroeconômicas mais estáveis, o autor conclui que os choques de política monetária aumentaram seu poder de afetar os preços na economia brasileira.

Verificar então qual metodologia econométrica melhor se adapta ao problema de amostra pequena, característico na economia brasileira, é um passo relevante para se estimar os parâmetros

¹ Importante destacar que alguns trabalhos têm demonstrado que também é possível, com amostras muito pequenas, encontrar resultados melhores, em termos informacionais, do que em amostras maiores. Maiores detalhes na seção 2.

de modelos Novo-Keynesianos para o Brasil. Em particular a curva de Phillips, a qual se tornou importante fator em modelos de política monetária e que vem apresentando resultados confusos quando estimada para outras economias, ora apresentando-se *forward-looking* pura, como em Galí e Gertler (1999) e Galí *et al.* (2001), ora apresentando-se com fatores *backward-looking*, como em Fuhrer (1997) e Roberts (2001).

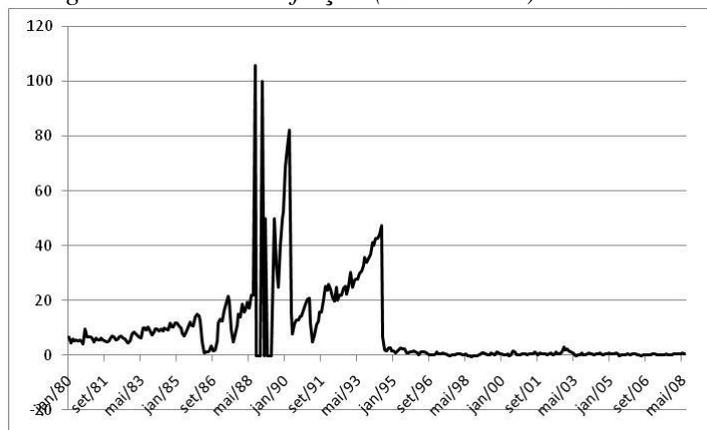
Este trabalho busca comparar as duas metodologias econométricas mais utilizadas recentemente quando da estimação de modelos de preços rígidos Novo-Keynesianos, quais sejam FIML e GMM, aplicadas na estimação dos parâmetros de uma curva de Phillips híbrida em dois diferentes contextos. Em um primeiro contexto, utilizando os parâmetros americanos como *benchmark* e uma modelagem como em Lindé (2005), busca-se verificar se uma redução no tamanho da amostra, caracterizando o problema da economia brasileira, aumenta o viés e a incerteza dos parâmetros medidos originalmente. Em um segundo exercício, utilizando-se um modelo Novo-Keynesiano similar a Clarida *et al.* (1999), com os parâmetros da economia brasileira como *benchmark*, retirados de trabalhos aplicados ao Brasil, compara-se as metodologias econométricas FIML e GMM aplicadas na estimação dos parâmetros da curva de Phillips Novo-Keynesiana híbrida.

Para isso, esse trabalho está dividido em 5 seções, além desta introdução. Na seção 2 discute-se o problema da amostra pequena para os dados macroeconômicos no Brasil. Na seção 3, define-se o modelo Novo-Keynesiano de preços rígidos que será utilizado na elaboração das amostras por Monte Carlo. Como este modelo apresenta variáveis *forward-looking*, ainda nessa seção, mostra-se como tal modelo pode ser resolvido. Na seção 4 descreve-se a montagem do processo gerador de dados, quais valores serão utilizados na calibração dos parâmetros e quais exercícios foram feitos para se comparar as metodologias econométricas. Na seção 5, os diferentes resultados são apresentados e comentados. Finalmente na última seção conclui-se o trabalho.

2. O PROBLEMA DA AMOSTRA PEQUENA NO BRASIL

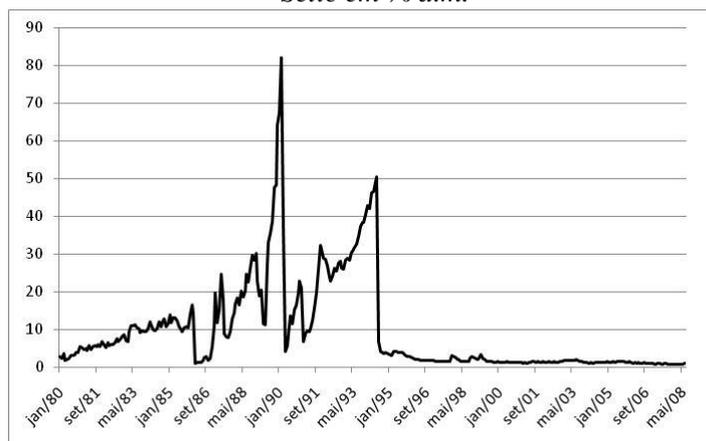
Minela (2003) estuda as relações macroeconômicas básicas envolvendo produto, taxa de inflação e taxa de juros do Brasil por meio de uma estimativa de vetor auto-regressivo (VAR) no período entre 1975 e 2000. Neste trabalho o autor divide o período em três intervalos baseado no comportamento das taxas de inflação e nas políticas de estabilização, sendo o último referente ao período compreendido entre julho de 1994 e 2000. Pode-se notar que as taxas de juros nominais e a taxa de inflação apresentam-se mais estáveis a partir de 1994, quando da implementação do Plano Real (figuras 1 e 2).

Figura 1 - Taxa de inflação (1980 - 2008) - em % a.m.



Nota: Inflação medida pelo IPCA (fonte: IPEADATA).

Figura 2 - Taxa de juros nominal (1980 - 2008)
- Selic em % a.m.

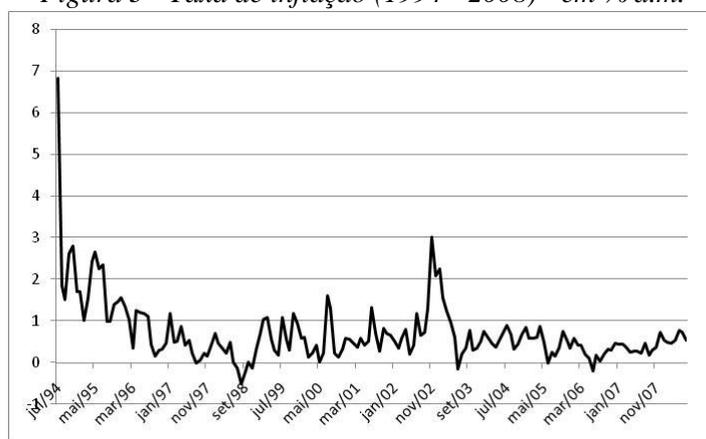


Nota: Taxa de juros nominal : overnight Selic (fonte: BCB).

O autor conclui que nos períodos em que as variáveis macroeconômicas apresentaram-se mais instáveis, os choques de política monetária não apresentaram efeitos significativos no produto e não induziram uma redução nas taxas de inflação, enquanto que no último período, após o Plano Real, houve indicações de que eles aumentaram seu poder de afetar os preços da economia.

Uma análise a partir de 1994 mostra que a implantação da política de metas de inflação pelo Banco Central do Brasil em 1999 estabilizou ainda mais estas taxas. As figuras 3 e 4 apresentam as séries de taxa de inflação e de juros nominal a partir de julho de 1994.

Figura 3 - Taxa de inflação (1994 - 2008) - em % a.m.



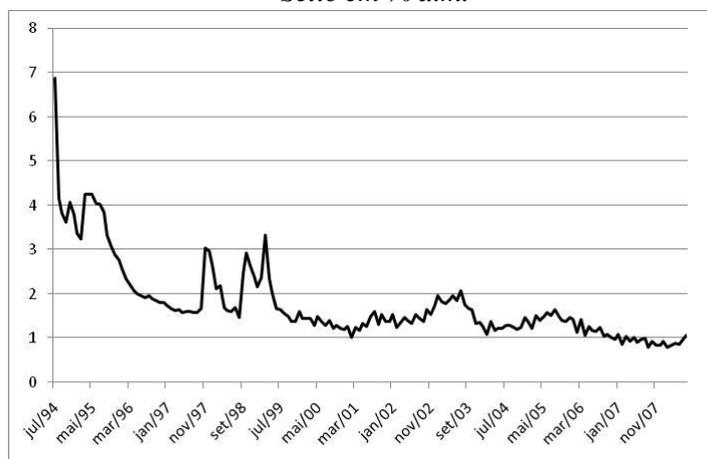
Nota: Inflação medida pelo IPCA (fonte: IPEADATA).

A escolha do período amostral para a observação das variáveis macroeconômicas quando do estudo da economia brasileira é sempre um problema desafiador. A adoção de períodos anteriores a 1999 requer a utilização de tratamento econométrico especial em virtude dos diversos choques econômicos que causaram quebras estruturais, além de observações fora dos padrões das séries (*outliers*). Estes procedimentos tornam as estimações complexas e muitas vezes os resultados apresentam-se instáveis aos procedimentos utilizados. Além disso, Minella (2003) confirma a falta de eficácia da política monetária em períodos anteriores ao Plano Real.

Se a adoção de um período amostral posterior ao regime de metas inflacionárias gera, por um lado, um ganho na estabilidade das séries macroeconômicas, por outro traz consigo o problema da pequena amostra, cujos efeitos podem ser relevantes para se verificar a significância dos parâmetros dos modelos adotados. Os problemas de inferência causados pela amostra pequena

podem ser controlados com o uso de ferramental estatístico adequado, mostrando a relevância da escolha do instrumental econométrico a ser utilizado.

Figura 4 - Taxa de juros nominal (1994 - 2008)
- Selic em % a.m.



Nota: Taxa de juros nominal : overnight Selic (fonte: BCB).

Importante salientar que alguns autores têm demonstrado que amostras muito pequenas podem trazer mais informações que amostras grandes. Hoover e Perez (1999) mostram, misturando metodologias de Monte Carlo e análises empíricas, que nem sempre amostras pequenas causam problemas de inferência. Campos e Ericsson (1999) complementam este estudo utilizando dados para gastos dos consumidores na Venezuela. Os autores mostram que os resultados encontrados utilizando uma amostra anual de 1970 a 1985, com apenas 16 observações, para a economia venezuelana, trazem duas vezes mais informações do que uma amostra trimestral de 1959 a 1999, com 162 observações, para a economia americana. Essa diferença é causada, segundo os autores, pela maior variância dos dados em relação à variância dos erros, característica da economia venezuelana no período estudado.

3. O MODELO MACROECONÔMICO NOVO-KEYNESIANO

Nesta seção define-se, primeiramente, o modelo macroeconômico Novo-Keynesiano a ser utilizado no trabalho com suas três equações e três incógnitas. Em seguida, mostra-se como este modelo, com variáveis *backward* e *forward-looking*, pode ser transformado em um modelo apenas com variáveis defasadas utilizando-se uma decomposição de *Schur*, como em Söderlind (1999).

3.1. Definição do Modelo Macroeconômico

Como o objetivo deste trabalho é comparar diferentes técnicas econométricas em termos de tamanho da amostra e de viés e estabilidade dos parâmetros de um modelo Novo-Keynesiano, em especial da curva de Phillips, optou-se por se escolher, dentre as várias modelagens presentes na literatura, um modelo macroeconômico de economia pequena e fechada de três equações: dinâmica da inflação, demanda agregada e regra de política monetária seguida pelo banco central².

A curva de Phillips Novo-Keynesiana utilizada no modelo macroeconômico é a do tipo híbrida, à la Calvo (1983), com termos defasados de inflação, expectativa de inflação futura, além de um termo referente ao hiato do produto:

$$\pi_t = \omega_f E_t \pi_{t+1} + \omega_b \pi_{t-1} + \gamma y_t + \varepsilon_{\pi,t} \quad (1)$$

² O modelo que será utilizado neste trabalho é similar ao de Clarida *et al.* (1999).

onde π_i é a inflação no período i , y_t é o hiato do produto entre os períodos $t - 1$ e t e E_t é o operador de Expectativas Racionais condicional às informações no tempo t . γ é o parâmetro da curva de Phillips. A inflação atual depende da inflação esperada futura e da inflação ocorrida no período anterior, com pesos ω_f e ω_b , respectivamente.

A equação IS, a qual descreve o lado da demanda agregada da economia, terá valores *backward* e *forward-looking*, assim como na curva de Phillips. O termo *backward-looking* pode ser derivado assumindo-se hábito de consumo externo dos agentes, como dado em Fuhrer (2000). A equação de demanda será dada então por:

$$y_t = \beta_f E_t y_{t+1} + \beta_b y_{t-1} - \beta_r (R_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{y,t} \quad (2)$$

onde R_t é a taxa de juros nominal no período t . O hiato do produto atual depende do hiato do produto esperado futuro e do hiato do produto ocorrido no período anterior, com pesos β_f e β_b , respectivamente.

A última equação do modelo macroeconômico Novo-Keynesiano é uma regra de política monetária que, por hipótese, é aquela seguida pela autoridade monetária ao determinar a taxa de juros nominal da economia. Optou-se também pela escolha de uma regra de política monetária do tipo (como apresentada, por exemplo, em Woodford (2003)):

$$R_t = (1 - \rho)(\gamma_\pi \pi_t + \gamma_y y_t) + \rho R_{t-1} + \varepsilon_{R,t} \quad (3)$$

onde os parâmetros γ_π e γ_y medem a resposta de longo prazo do banco central à inflação e à flutuação do hiato do produto, respectivamente. O parâmetro ρ é o responsável por adicionar certa inércia na taxa de juros.

Todos os choques são admitidos seguirem um processo univariado AR(1)³:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{y,t} &= \rho_y \varepsilon_{y,t-1} + u_{y,t} \\ \varepsilon_{R,t} &= \rho_R \varepsilon_{R,t-1} + u_{R,t} \\ \varepsilon_{\pi,t} &= \rho_\pi \varepsilon_{\pi,t-1} + u_{\pi,t} \end{aligned} \quad (4)$$

com $u_i \sim N(0, \sigma_{u_i})$.

O modelo macroeconômico Novo-Keynesiano que será utilizado no processo gerador de dados por Monte Carlo para a estimação dos parâmetros da curva de Phillips é dado então pelas equações (1), (2) e (3) e pelos processos dados em (4). A solução desse modelo é dada na próxima subseção.

3.2. Solução do Modelo Macroeconômico

O modelo dado pelas equações (1) – (3) e pelos processos dados em (4) pode ser reescrito no seguinte formato matricial:

$$A_0 \begin{bmatrix} x_{1,t+1} \\ E_t x_{2,t+1} \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} + B_1 Q_t + \begin{bmatrix} u_{t+1} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (5)$$

³ Adota-se tal processo autoregressivo para os erros como em Lindé (2005), que estima os parâmetros para a economia americana. Como um dos objetivos deste trabalho é comparar os valores encontrados por este autor em um contexto de amostra pequena e, tendo como hipótese que tal processo não seria muito diferente para a economia brasileira, optou-se por manter igual dinâmica para os erros. Pinto (2009) estima os parâmetros do processo para a economia brasileira, mas os resultados finais se mantiveram qualitativamente.

onde $x_{1,t}$ é o vetor de variáveis pré-determinadas, $x_{2,t}$ é um vetor de variáveis *forward-looking*, Q_t é a variável de controle e u_t é o vetor com os choques. Para este caso, os vetores de (5) são definidos como $x_{1,t+1} = [\varepsilon_{\pi,t+1} \ \varepsilon_{y,t+1} \ \varepsilon_{R,t+1} \ \pi_t \ y_t \ R_t]'$, $E_t x_{2,t+1} = [E_t \pi_{t+1} \ E_t y_{t+1}]'$ e $u_{t+1} = [u_{\pi,t+1} \ u_{y,t+1} \ u_{R,t+1}]'$. Logo, pode-se escrever (5) da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} 100000 & 0 & 0 \\ 010000 & 0 & 0 \\ 001000 & 0 & 0 \\ 000100 & 0 & 0 \\ 000010 & 0 & 0 \\ 000001 & 0 & 0 \\ 000000 & \omega_f & 0 \\ 000000 & \beta_r & \beta_f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi,t+1} \\ \varepsilon_{y,t+1} \\ \varepsilon_{R,t+1} \\ \pi_t \\ y_t \\ R_t \\ E_t \pi_{t+1} \\ E_t y_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_\pi & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \rho_y & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_R & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & -\omega_b & 0 & 0 & 1-\gamma \\ 0 & -1 & 0 & 0 & -\beta_b & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi,t} \\ \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{R,t} \\ \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ R_{t-1} \\ E_t \pi_t \\ E_t y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ \beta_r \end{bmatrix} R_t + \begin{bmatrix} u_{\pi,t+1} \\ u_{y,t+1} \\ u_{R,t+1} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Pode-se ainda se definir a regra de política monetária como $R_t = -F x_t$, onde $x_t = [x_{1,t} \ x_{2,t}]'$ e $-F = [0 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0 \ \rho \ (1-\rho)\gamma_\pi \ (1-\rho)\gamma_y]$. Com um pouco de álgebra, chega-se a:

$$\begin{bmatrix} x_{1,t+1} \\ E_t x_{2,t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

onde $A = A_0^{-1}(A_1 - B_1 F)$.

Söderlind (1999) apresenta soluções para modelos macroeconômicos de expectativas racionais próximos ao da equação (7), decompondo a matriz A por *Schur*. Segundo Klein (2000), a forma de *Schur* tem a vantagem de tratar os autovalores instáveis de uma forma unificada e, além disso, apresenta tratamento computacional de mais fácil solução. Logo, a matriz A é decomposta em matrizes complexas quadradas Z e T tais que:

$$A = Z T Z^H \quad (8)$$

onde Z^H é a transposta do conjugado complexo de Z , o qual é unitário $Z^H Z = I$. A matriz T é triangular superior. A decomposição pode ser reordenada de maneira que o bloco correspondente dos autovalores generalizados estáveis venham primeiro⁴.

Define-se as variáveis auxiliares:

$$\begin{bmatrix} \theta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = Z^H \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

As matrizes Z e T podem ser particionadas conforme θ_t e δ_t e a equação (7) pode ser reescrita como:

$$E_t \begin{bmatrix} \theta_{t+1} \\ \delta_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T_{\theta\theta} & T_{\theta\delta} \\ 0 & T_{\delta\delta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} \quad (10)$$

Como o bloco direito inferior contém as raízes instáveis, tem-se que $\delta_t = 0$ para todo t , de forma a se obter uma solução estável.

Pré-multiplicando-se (9) com a partição de Z conforme θ_t , δ_t , $x_{1,t}$ e $x_{2,t}$, e sabendo-se que que $\delta_t = 0$ para todo t tem-se:

⁴ Na maioria dos casos, a estabilidade requer que o módulo do autovalor generalizado seja menor que 1. Informações adicionais podem ser encontradas em Söderlind (1999).

$$\begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_{x_1\theta} & Z_{x_1\delta} \\ Z_{x_2\theta} & Z_{x_2\delta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_{x_1\theta} \\ Z_{x_2\theta} \end{bmatrix} \theta_t \quad (11)$$

Como a matriz F implica uma solução única, ou seja, $Z_{x_1\theta}$ é inversível, a solução final é dada por:

$$x_{1,t+1} = Mx_{1,t} + u_{t+1} \quad (12)$$

onde $M = Z_{x_1\theta} T_{\theta\theta} Z_{x_1\theta}^{-1}$ e

$$x_{2,t} = Cx_{1,t} \quad (13)$$

onde $C = Z_{x_2\theta} Z_{x_1\theta}^{-1}$.

Dessa solução, pode-se reescrever o modelo na forma:

$$X_t = \Omega_X X_{t-1} + \Omega_\varepsilon \varepsilon_t \quad (14)$$

onde $X_t \equiv [y_t \ \pi_t \ R_t]'$, $\varepsilon_t \equiv [\varepsilon_{y,t} \ \varepsilon_{\pi,t} \ \varepsilon_{R,t}]'$ e as matrizes Ω são matrizes 3x3 de coeficientes retirados de (12) e (13).

4. METODOLOGIA EMPÍRICA

Nesta seção descreve-se a montagem do processo gerador de dados, responsável pela criação das amostras que são utilizadas na estimação dos parâmetros da curva de Phillips híbrida Novo-Keynesiana pelas diferentes metodologias. Além disso, definem-se os valores dos parâmetros utilizados na calibração deste processo. Por fim são descritos os exercícios visando a comparação das metodologias econométricas GMM e FIML.

4.1. O Processo Gerador dos Dados

O processo gerador dos dados (DGP – do inglês *Data Generating Process*) é definido a partir da equação (14). Para a geração das séries foi utilizado *Monte Carlo Simulation*, que é uma técnica de simulação computacional na qual se realizam repetidas simulações de um sistema com amostras aleatórias a partir de uma distribuição de probabilidades de um processo real. Kinderman e Ramage (1976) descrevem um algoritmo do método de Monte Carlo muito próximo ao que será utilizado neste trabalho.

Etapas da simulação de Monte Carlo:

1. Montou-se 1.000 conjuntos de três séries de 500 valores de erros a partir dos processos autoregressivos descritos em (4) com os desvios-padrão dados por valores calibrados;
2. A partir dos conjuntos formados no passo 1, das matrizes dos parâmetros do modelo reduzido (14), calculadas com os valores calibrados dos parâmetros, e dos valores iniciais das variáveis, foram montadas 1.000 amostras de 500 conjuntos de dados cada uma, cada conjunto composto por uma série de dados para a taxa de juros, uma série para a taxa de inflação e uma série para o hiato do produto;
3. Para manter o comportamento estocástico das amostras, foram descartadas as primeiras observações evitando-se que o valor inicial comprometa os outros valores. Ficou-se então com 1.000 amostras de X elementos, onde $X = \{200, 80, 40\}$ é o tamanho de cada amostra e que será escolhido conforme o problema a ser estudado;

4. Estimou-se então 1.000 vezes o modelo, por FIML e por GMM, conforme o exercício, com as amostras montadas no passo 3. Dessa forma tem-se 1.000 estimativas de cada parâmetro do modelo para cada exercício, tornando-se possível obter suas respectivas distribuições empíricas.

4.2. Calibragem dos Parâmetros

Os parâmetros foram calibrados conforme o exercício proposto. Para o *benchmark* americano, de forma a se comparar com os resultados de Lindé (2005), os valores dos parâmetros utilizados para a calibração do modelo são os mostrados na tabela 1.

Tabela 1 - Calibragem dos parâmetros - economia americana.

Parâmetro	Valor
ω_f	0,3
ω_b	0,7
γ	0,13
β_f	0,3
β_b	0,7
β_r	0,09
ρ	0,5
γ_π	1,5
γ_y	0,5
ρ_π	0,0
ρ_y	0,5
ρ_R	0,8

Os parâmetros ω_f , ω_b , γ e β_r foram adaptados das estimativas apresentadas em Rudebusch (2002). Os parâmetros β_f e β_b foram calibrados como em Lindé (2005). Os parâmetros da regra monetária foram escolhidos de forma a dar uma razoável parametrização à equação. Ainda foi calibrado um $\rho = 0,5$ visando acrescentar certa inércia à taxa de juros no curto prazo. Os demais parâmetros foram também retirados de Lindé (2002) para a caracterização da economia americana.

Andrade e Divino (2001), Almeida *et al.* (2003), Bonomo e Brito (2002) Muinhos e Alves (2003) e Araújo *et al.* (2006) são exemplos de trabalhos que estimaram modelos macroeconômicos de preços rígidos Novo-Keynesianos para a economia brasileira.

Andrade e Divino (2001) apresentam regras ótimas de política monetária no Brasil para o período pós implementação do Plano Real, de 1994 a 1999. Tais políticas são derivadas de um modelo com uma função keynesiana IS e uma Curva de Phillips Aumentada e com expectativas voltadas para trás. A regra ótima de política monetária mostrou baixa volatilidade da taxa de juros e as funções de reação estimadas por meio de modelos ADL e SUR sugeriram que a política monetária buscava estabilizar o produto ao invés da inflação.

Almeida *et al.* (2003), seguindo Ball (1998), utilizam técnicas de programação dinâmica para derivar uma regra ótima para o Banco Central atingir suas metas de inflação, utilizando dados de 1994 a 2001. Para isso derivam uma regra de *feedback* ótima e usam os coeficientes estimados das equações IS-AS para encontrar uma relação empírica entre os instrumentos do banco central e as variáveis macroeconômicas tais como inflação, hiato do produto e taxas de câmbio. Os autores sugerem o uso de mínimos quadrados de dois estágios usando variáveis instrumentais para estimar essas equações. Eles utilizam a taxa nominal de juros como instrumento para atingir os objetivos de política monetária. Este modelo é testado com dados da economia brasileira e os autores concluem

que os custos de reduzir a inflação em economias abertas são menores do que em economias fechadas.

Bonomo e Brito (2002), seguindo Batini e Haldane (1999), estimam e simulam um modelo macroeconômico aberto de expectativas racionais para a economia brasileira, utilizando mínimos quadrados em três estágios, objetivando identificar as características das regras monetárias ótimas e a dinâmica de curto prazo respectivamente gerada. Os autores comparam três diferentes parametrizações de regras monetárias: uma regra de Taylor tradicional, se baseando na inflação passada; uma regra combinando inflação e taxa de câmbio real, como em Ball (1999); e uma regra que utiliza previsões de inflação, como em Bank of England (1999). Como conclusões, os autores encontraram que a economia antecipativa reagia a choques com menos oscilações no produto que a economia retroativa. Em ambos os cenários a política monetária conseguia afetar a inflação imediatamente, sendo que na economia retroativa era fundamental que a transmissão da política monetária fosse através do câmbio.

Muinhos e Alves (2003) apresentam um modelo macroeconômico de escala média para o Brasil com uma curva de Phillips adicionada de uma variável *dummy* para captar a quebra estrutural ocorrida em 1999. Os autores apresentam um modelo composto por mais de 30 equações e tinham como principal objetivo apresentar as principais características do modelo Novo-Keynesiano que estava em desenvolvimento no Banco Central do Brasil à época.

Araújo *et al.* (2006) têm como objetivo observar as funções de reação causadas por um choque de oferta adverso de um modelo econômico para análise de política monetária, baseado na otimização de um modelo dinâmico de equilíbrio geral. O trabalho tem como principal conclusão que o produto potencial diminui com um choque de oferta adverso e essa redução tem diferentes impactos sobre o produto, a inflação e as taxas de juros, dependendo da regra de política monetária adotada.

Todos os trabalhos citados, apesar das diferentes modelagens e das diferentes ferramentas econométricas utilizadas, apresentam estimativas para os parâmetros das equações de modelos Novo-Keynesianos aplicados ao Brasil. Algumas dessas estimativas serão utilizadas neste trabalho como calibragem dos parâmetros do modelo desenvolvido na seção anterior. Em princípio, a ferramenta econométrica utilizada na estimação dos parâmetros nos trabalhos originais não influencia o resultado que será encontrado neste trabalho. A metodologia de Monte Carlo apenas utilizará tais parâmetros na geração das séries que serão empregadas para as novas estimações por GMM e FIML.

Para a calibragem dos parâmetros relativos a economia brasileira neste trabalho foram utilizados alguns dos resultados encontrados em Andrade e Divino (2001), Almeida *et al.* (2003), Bonomo e Brito (2002) e Araújo *et al.* (2006). A tabela 2 apresenta as principais estimativas para os parâmetros encontradas nestes trabalhos.

Tabela 2 – Estimativas de parâmetros de modelos Novo-Keynesianos, adaptadas de trabalhos aplicados ao Brasil.

Parâmetro	Andrade e Divino (2001)	Almeida et al. (2003)	Bonomo e Brito (2002)	Araújo et al. (2006)
ω_f			0,69	
ω_b	0,749	0,65	0,31	
γ		0,08	0,09	
β_f			0,35	
β_b	0,672	0,36	0,57	
β_r		0,06	0,2	
ρ	0,5*	0,5*		0,8
γ_π	2,212	0,6		1,3
γ_y	0,908	10,4		0,8

Nota: Valores adaptados, pois as estimativas acima foram realizadas em modelos diferentes do aplicado neste trabalho. * Valor considerado para o cálculo de γ_π e γ_y respectivos.

Os valores apresentados na tabela 2 servem de *benchmark* na calibragem dos parâmetros para a economia brasileira para a realização do processo de Monte Carlo. Tanto em Almeida *et al.* (2003) como em Andrade e Divino (2001), o valor de ω_b é próximo à 0,7, e, tomando-se que $\omega_f + \omega_b = 1$, optou-se então por se calibrar $\omega_b = 0,7$ e $\omega_f = 0,3$ dando um maior peso à inflação passada em relação a inflação futura na curva de Phillips. Para o parâmetro γ da curva de Phillips, escolheu-se o valor de 0,08, como em Almeida *et al.* (2003) e próximo ao valor apresentado em Bonomo e Brito (2002). Na curva IS, o parâmetro β_b apresentou resultados bem diferentes conforme a modelagem realizada. Como a IS desenvolvida em Bonomo e Brito (2002) é a que mais se assemelha à deste trabalho, calibrou-se um $\beta_b = 0,6$, valor que é próximo ao de Andrade e Divino (2001). Sabendo-se que $\beta_f + \beta_b = 1$, tem-se que $\beta_f = 0,4$. Para o valor de β_r , foi escolhido o valor de Almeida *et al.* (2003). Para a regra monetária, os valores calibrados foram próximos ao de Andrade e Divino (2001) e Bonomo e Brito (2002). O valor dos parâmetros ρ_π , ρ_y e ρ_R foram os mesmos de Lindé (2005).

A tabela 3 apresenta então os valores utilizados na calibração dos parâmetros do modelo Novo-Keynesiano aplicado à economia brasileira a ser utilizado para a criação das séries pelo processo de Monte Carlo.

Tabela 3 - Calibragem dos parâmetros - economia brasileira.

Parâmetro	Valor
ω_f	0,3
ω_b	0,7
γ	0,09
β_f	0,4
β_b	0,6
β_r	0,06
ρ	0,5
γ_π	2,0
γ_y	0,9
ρ_π	0,0
ρ_y	0,5
ρ_R	0,8

Tanto para a economia brasileira quanto para a economia americana, os desvios-padrão dos resíduos u nos processos univariados AR(1) dos resíduos ε utilizados foram os mesmos do trabalho de Lindé (2005). Os valores utilizados pelo autor para a economia americana foram 0,5, 0,288 e 0,252 para σ_{u_π} , σ_{u_y} e σ_{u_R} , respectivamente.

4.3. Comparação das Metodologias

Com os parâmetros do modelo macroeconômico de preços rígidos Novo-Keynesiano calibrados com valores da economia americana apresentados na tabela 1, estimou-se os parâmetros da curva de Phillips por GMM⁵ e por FIML para amostras com 40, 80 e 200 valores. Dessa forma pôde-se verificar se o viés e a instabilidade dos parâmetros pioram com a redução da amostra tanto na estimativa por GMM como por FIML. Este exercício busca verificar se uma amostra pequena,

⁵ Como a curva de Phillips é linear nos parâmetros e justamente identificada, a metodologia de GMM utilizada aqui é equivalente a uma estimação por mínimos quadrados com dois estágios. Segundo Lindé (2005), uma solução num formato mais próximo ao GMM foi também estimada e os resultados foram essencialmente os mesmos. O uso de estimação por variáveis instrumentais baseado em GMM simplifica a estimação dos parâmetros.

como a caracterizada para a economia brasileira⁶, agrava ainda mais os resultados encontrados em Lindé (2005), que realizou este exercício para uma amostra de 200 valores.

Em um segundo exercício, utiliza-se os valores dos parâmetros calibrados para a economia brasileira apresentados na tabela 3. Compara-se os valores estimados por GMM e por FIML tanto para amostras de 40 valores, como para amostras maiores de 80 e de 200 valores. Busca-se verificar qual das metodologias econométricas estima os parâmetros da curva de Phillips com menor viés e maior estabilidade para a economia brasileira.

Para a estimação dos parâmetros da curva de Phillips por GMM, em ambos os exercícios, foram utilizados como variáveis instrumentais a taxa de juros, contemporânea e defasada em um período, e o hiato do produto e a taxa de inflação, ambas defasadas também em um período⁷. A estimação da curva de Phillips por GMM com um termo de resíduo é justificado por vários motivos. Normalmente y representa os desvios do produto atual em relação à “taxa natural”, onde a “taxa natural” é o nível do produto que ocorreria com preços totalmente flexíveis. Para tentar montar essa série, é usual que os autores utilizem algum procedimento *ad hoc*, do tipo, por exemplo, de filtro HP. Dessa maneira alguma medida de erro é introduzida na série. Outra justificativa seria a própria revisão dos dados de tempos em tempos, pelas agências responsáveis por sua mensuração, o que indica, de certa forma, os erros de medida que ocorrem na prática.

Para a estimação dos parâmetros da curva de Phillips do modelo Novo-Keynesiano por FIML, o resíduo é justificado pela necessidade de se ter o mesmo número de choques e de variáveis.

5. RESULTADOS

Nesta seção, primeiramente, são comparados os resultados das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips do modelo Novo-Keynesiano com calibragem para a economia americana com amostras de 40, 80 e 200 valores, tanto utilizando GMM como FIML. Depois, já com a calibragem dos parâmetros para a economia brasileira, são comparadas as duas metodologias econométricas nos diferentes tamanhos de amostra.

5.1. Resultados para o Modelo com Calibragem dos Parâmetros para a Economia Americana

Em Lindé (2005), são comparadas diferentes metodologias econométricas, sempre com amostras de 200 valores. Como já discutido em seções anteriores, para o Brasil o problema da pequena amostra é ainda mais acentuado. Se algum estudo fosse feito com dados a partir de 1999, a amostra apresentaria menos de 40 valores caso fossem utilizados dados trimestrais. Dessa forma, este exercício estima os parâmetros da curva de Phillips com diferentes tamanhos de amostra, de 40, de 80 e de 200 valores, de forma a verificar se as comparações entre as metodologias de estimação dos parâmetros da curva de Phillips apresentariam resultados diferentes.

Para uma amostra de 40 valores pode-se ver, pela figura 5, que o resultado qualitativo encontrado foi o mesmo que o de Lindé (2005). O parâmetro ω_f apresentou-se mais estável quando estimado por FIML do que por GMM. A variância das estimativas de ω_f realizada por FIML foi de 0,0011, enquanto que as realizadas por GMM foi de 0,0038. As médias ficaram próximas ao valor de 0,3, sendo a média das estimativas por FIML igual a 0,3247 e a por GMM igual a 0,3181.

A figura 6 apresenta os resultados das estimativas do parâmetro γ da curva de Phillips para uma amostra de 40 valores com os parâmetros calibrados para a economia americana. Pode-se ver que os resultados para as estimativas por GMM apresentaram-se menos estáveis, com variância igual a 0,0013, enquanto que os resultados por FIML tiveram variância igual a 0,0005. A média dos

⁶ Se forem utilizados dados trimestrais a partir de julho de 1999 até julho de 2008, o total da amostra é de apenas 36 valores.

⁷ Tais instrumentos são também utilizados em Galí et al (1999) e Ruud e Whelan (2005).

valores das estimativas tanto por FIML ($\mu_{\gamma_{FIML}} = 0,1100$) quanto por GMM ($\mu_{\gamma_{GMM}} = 0,1233$) apresentaram-se próximas ao valor utilizado na calibragem para a economia americana.

Figura 5 - Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para benchmark americano.

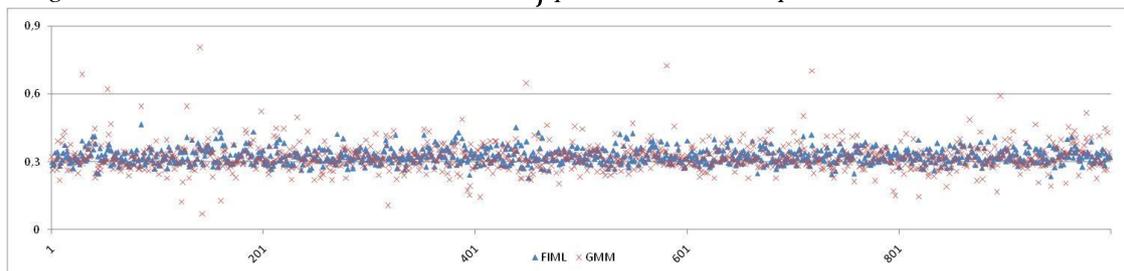
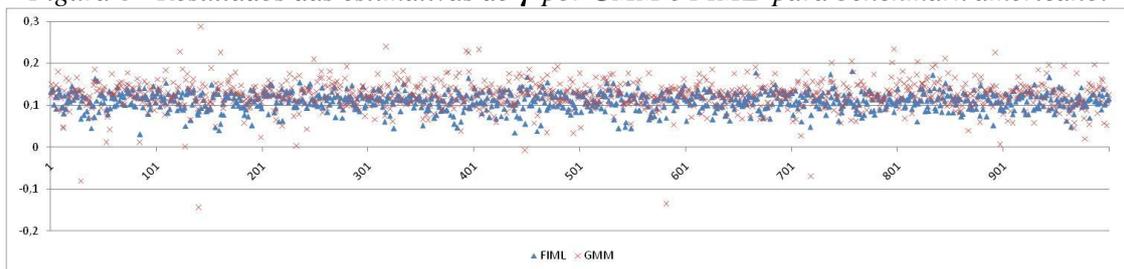


Figura 6 - Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para benchmark americano.



Os resultados foram parecidos quando a amostra foi aumentada para 80 e 200 valores, mas, como esperado, quanto maior a amostra, menor a variância e o viés dos resultados. A tabela 4 apresenta os valores encontrados para a média e a variância das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips Novo-Keynesiana quando utilizada FIML e GMM.

Tabela 4 – Médias e variâncias das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips para diferentes tamanhos de amostra.

Amostra	Metodologia	Parâmetro	Média	Variância
$n = 40$	FIML	ω_f	0,3248	0,0011
		γ	0,1100	0,0005
	GMM	ω_f	0,3181	0,0038
		γ	0,1233	0,0013
$n = 80$	FIML	ω_f	0,3210	0,0005
		γ	0,1120	0,0002
	GMM	ω_f	0,3143	0,0014
		γ	0,1239	0,0005
$n = 200$	FIML	ω_f	0,3193	0,0002
		γ	0,1132	0,0001
	GMM	ω_f	0,3138	0,0004
		γ	0,1235	0,0001

5.2. Resultados para o Modelo com Calibragem dos Parâmetros para a Economia Brasileira

Nesta seção, os parâmetros utilizados na elaboração das amostras para a estimação dos parâmetros são os apresentados na tabela 3. As figuras 7 e 8 apresentam os resultados das estimativas dos parâmetros ω_f e γ , respectivamente, para uma amostra de 40 valores.

Figura 7 - Resultados das estimativas de ω_f por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores.

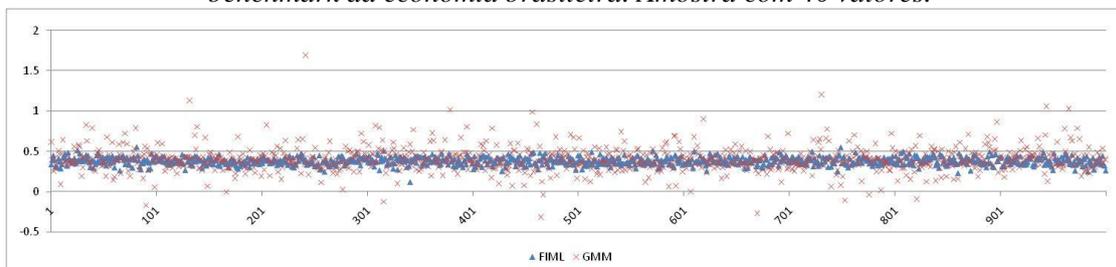
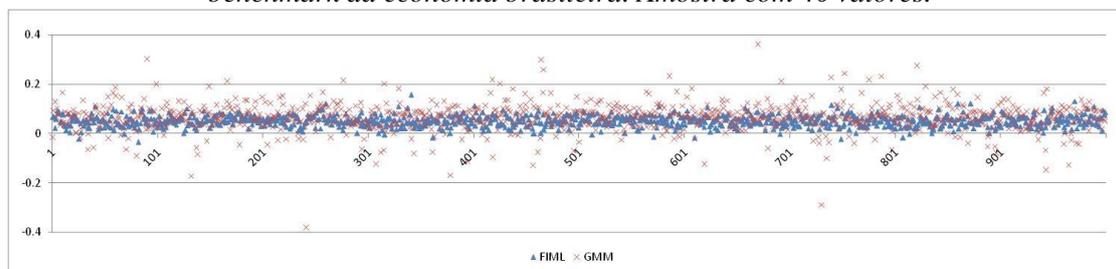


Figura 8 - Resultados das estimativas de γ por GMM e FIML para benchmark da economia brasileira. Amostra com 40 valores.



As figuras mostram que as estimativas dos parâmetros realizadas por FIML apresentaram maior estabilidade em relação às realizadas por GMM. Para o parâmetro ω_f , a variância por FIML foi de 0,0023, enquanto que a variância por GMM foi de 0,0238. Se for tomada a média das estimativas, o viés da estimativa por FIML foi menor do que a estimativa por GMM. A média das estimativas por FIML foi de 0,3772 e a média por GMM foi de 0,3995. Para o parâmetro γ , os resultados foram parecidos. A variância das estimativas por FIML foi de 0,0005 e a por GMM foi de 0,0032. Quanto ao viés, a estimativa por GMM apresentou menor viés em relação ao FIML. As médias foram $\mu_{\gamma FIML} = 0,0504$ e $\mu_{\gamma GMM} = 0,0643$. Estes resultados estão apresentados na tabela 5.

Tabela 5 - Média e desvio-padrão das estimativas dos parâmetros da curva de Phillips por FIML e GMM. Amostra de 40 valores.

	FIML			GMM		
	ω_f	ω_b	γ	ω_f	ω_b	γ
Estimativa	0,3772	0,6228	0,0504	0,3995	0,6005	0,0643
(desvio-padrão)	(0,048)	(0,048)	(0,023)	(0,154)	(0,154)	(0,057)

Para as amostras de 80 e 200 valores, os resultados se repetiram. As estimativas por FIML apresentaram melhores resultados que as estimativas realizadas por GMM. As tabelas 6 e 7 apresentam os resultados encontrados para os três diferentes conjuntos de amostras.

Tabela 6 – Resultados encontrados para a estimativa do parâmetro ω_f da curva de Phillips com valores calibrados para o Brasil.

Metodologia	FIML			GMM		
	Amostra	40	80	200	40	80
Média	0,3772	0,3761	0,3744	0,3995	0,4014	0,3986
(Desvio-padrão)	(0,048)	(0,032)	(0,019)	(0,154)	(0,105)	(0,058)

Tabela 7 – Resultados encontrados para a estimativa do parâmetro γ da curva de Phillips com valores calibrados para o Brasil.

Metodologia	FIML			GMM		
	Amostra	40	80	200	40	80
Média	0,0504	0,0505	0,0510	0,0643	0,0604	0,0610
(Desvio-padrão)	(0,023)	(0,015)	(0,009)	(0,057)	(0,038)	(0,020)

Quando se aumenta a amostra, há uma relativa melhora na estabilidade das estimativas, como se pode ver nas figuras 9 e 10, para os parâmetros ω_f e γ da curva de Phillips Novo-Keynesiana, no caso de amostras de 40, 80 e 200 valores e estimativa por FIML, com valores dos parâmetros calibrados para a economia brasileira. Fica claro também que as estimativas realizadas por FIML apresentam melhores resultados que as estimativas realizadas por GMM, quando da verificação dos parâmetros da curva de Phillips Novo-Keynesiana aplicada ao Brasil.

Figura 9 - Comparação das estimativas do parâmetro ω_f por FIML, em diferentes tamanhos de amostra.

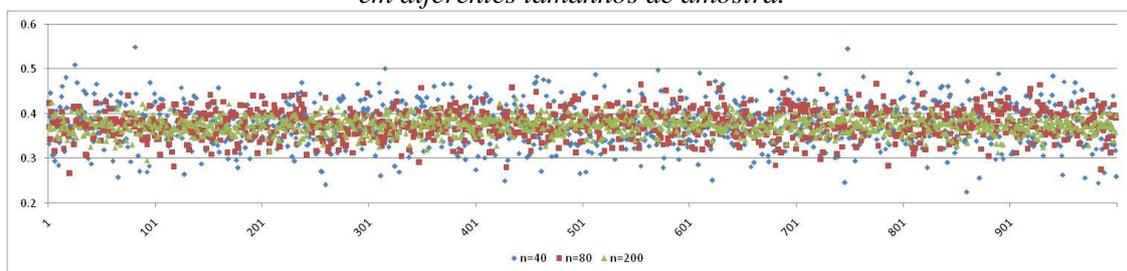
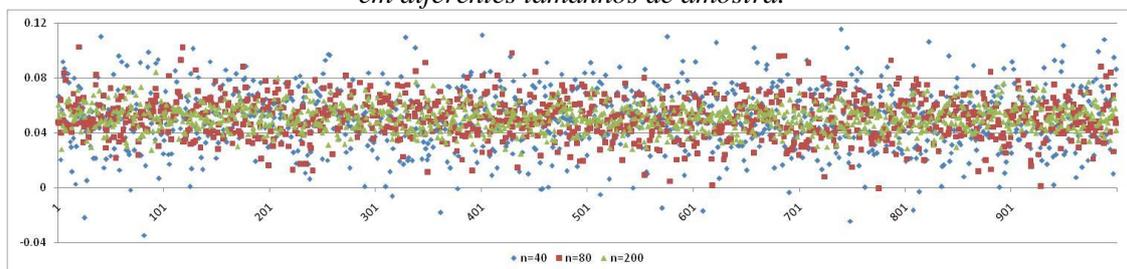


Figura 10 - Comparação das estimativas do parâmetro γ por FIML, em diferentes tamanhos de amostra.



Estes resultados já eram de certa forma esperados. Isso comprova que o problema de amostra pequena, característico da economia brasileira, aumenta o viés e a instabilidade das estimativas dos parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana. A figura 11 apresenta as distribuições de probabilidade empíricas para os parâmetros ω_f e γ para as estimativas por FIML e

GMM para os diferentes tamanhos de amostra. Por esta figura é possível ver que quanto menor o tamanho da amostra maior sua incerteza e viés.

Figura 11 – Distribuições de probabilidade empírica dos parâmetros da curva de Phillips nas estimativas por FIML e GMM para diferentes tamanhos de amostra.

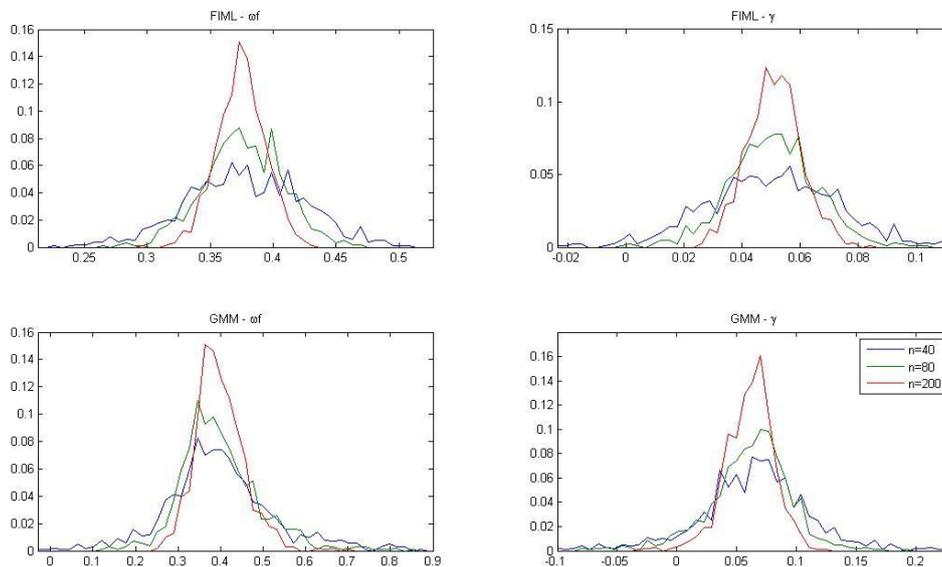
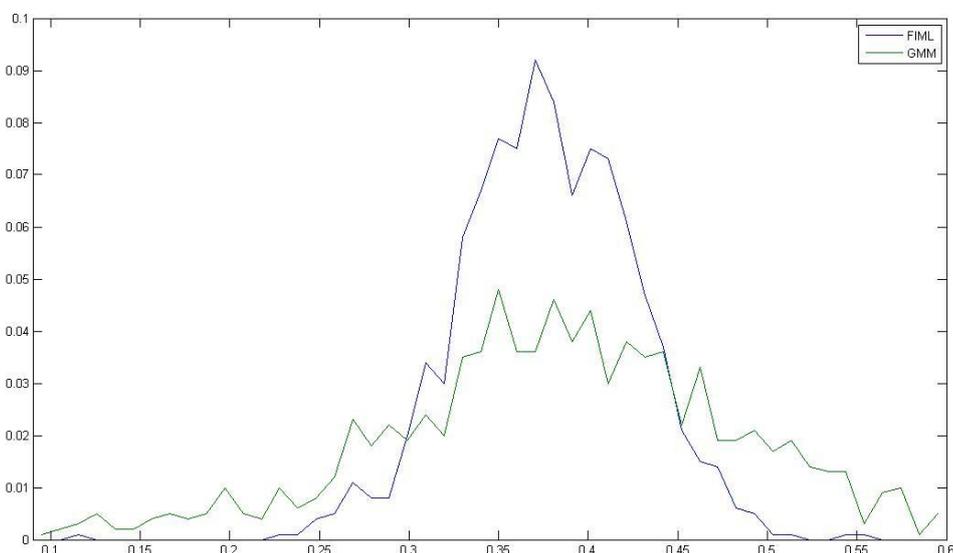


Figura 12 – Distribuições de probabilidade empírica do parâmetro ω_f da curva de Phillips nas estimativas por FIML e GMM para uma amostra de 40 valores.



Na figura 12 compara-se a distribuição de probabilidade empírica para o parâmetro ω_f numa amostra de tamanho 40 quando estimado por FIML e GMM. Pela figura é possível verificar que a estimativa do parâmetro ω_f por FIML apresenta distribuição de probabilidade empírica menos dispersa do que a por GMM, além de apresentar um menor viés. Importante dizer que as estimativas realizadas por FIML, em um contexto de expectativas racionais, são realizadas

utilizando previsão perfeita das expectativas futuras, o que pode, de certa forma, melhorar sua performance.

Dessa forma, ao se estimar parâmetros de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana em um contexto de amostra pequena, é aconselhável a utilização de metodologias estatísticas que busquem confirmar os valores encontrados, como, por exemplo, a técnica de *bootstrap*.

6. CONCLUSÕES

Este trabalho encontrou evidências de que a estimação de parâmetros de uma curva de Phillips em modelos macroeconômicos de preços rígidos Novo-Keynesianos por FIML apresenta resultados superiores aos encontrados por GMM, neste contexto representada por uma estimação por variáveis instrumentais, quando em amostras pequenas aplicado aos dados da economia brasileira no período pós metas de inflação. Tal conclusão deve ser ponderada pelo fato de que as estimativas de FIML em um contexto de expectativas racionais são realizadas com a hipótese de previsão perfeita dos parâmetros de expectativas futuras.

Uma estimativa por GMM tem a vantagem de não requerer um conhecimento completo da distribuição dos dados, necessitando apenas de momentos especificados derivados por algum modelo pré-assumido, mas, por outro lado, tem a desvantagem de não se levar em conta as possíveis interrelações entre as diversas equações quando inseridas em um modelo.

Partindo-se de um modelo Novo-Keynesiano simples, aplicado a economias pequenas e fechadas, como o do trabalho de Clarida *et al.* (1999), simulou-se diversas amostras de diferentes tamanhos, tanto com parâmetros calibrados para a economia americana como com parâmetros calibrados para a economia brasileira. A partir dessas amostras, realizou-se diferentes exercícios de comparação de estimativas dos parâmetros da curva de Phillips utilizando GMM e FIML.

Concluiu-se que, no caso do Brasil, com séries de taxa de juros e de inflação estáveis somente a partir de julho de 1999, quando da implantação do regime de metas de inflação pelo Banco Central, o possível problema de pequena amostra aumenta a instabilidade e o viés dos valores estimados da curva de Phillips híbrida independente da metodologia econométrica utilizada.

Tal problema é ainda maior quando as estimativas desses parâmetros são realizadas utilizando GMM, em relação às estimativas realizadas utilizando FIML, quando comparadas com os valores de *benchmark* utilizados para a economia brasileira, tanto para amostras pequenas, no caso de 40 valores, quanto para maiores, no caso de 200 valores.

7. BIBLIOGRAFIA

- [1] ALMEIDA, C. L. de, Peres, M.A., Souza, G. da S., e Tabak, B. M. (2003). “*Optimal Monetary Policy Rules: the Case of Brazil*”. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, 63.
- [2] ANDRADE, J.P. e Divino, J.A. (2001). “*Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil*”. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Texto para Discussão, 806.
- [3] ARAÚJO, M. G. D. S., Bugarin, M., Muinhos, M.K., e Silva, J. R. C. (2006). “*The Effect of Adverse Supply Shocks on Monetary Policy and Output*”. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, 103.
- [4] BALL, L. (1999). “*Policy rules for open economies*”. In Taylor, J.B., editor, *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press, London.
- [5] Bank of England (1999). “*Economic Models at the Bank of England*”. Park Communications, London.

- [6] BATINI, N. e Haldane, A.G. (1999). “*Forward-looking rules for monetary policy*”. In Taylor, J.B., editor, *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press, London.
- [7] BONOMO, M.A. e Brito, R.D. (2002). “*Regras Monetárias e Dinâmicas Macroeconômicas no Brasil: uma Abordagem de Expectativas Racionais*”. *Revista Brasileira de Economia*, 56 (4).
- [8] CALVO, G. (1983). “*Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework*”. *Journal of Monetary Economics*, 12.
- [9] CAMPOS, J. e Ericsson, N. (1999). “*Constructive Data Mining: Modeling Consumers’ Expenditure in Venezuela*”. *Econometrics Journal*, 2.
- [10] CHO, S. e Moreno, A. (2006). “*A Small-Sample Study of the New-Keynesian Macro Model*”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38.
- [11] CLARIDA, R., Galí, J., e Gertler, M. (1999). “*The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*”. *Journal of Economic Literature*, 37.
- [12] FUHRER, J. (1997). “*The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications*”. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 29.
- [13] FUHRER, J. (2000). “*Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models*”. *American Economic Review*, 90.
- [14] FUHRER, J. e Moore, G. R. (1995). “*Inflation Persistence*”. *Quarterly Journal of Economics*, 440.
- [15] GALÍ, J. e Gertler, M. (1999). “*Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*”. *Journal of Monetary Economics*, 44.
- [16] GALÍ, J. e Gertler, M., e López-Salido, J. D. (2001). “*European Inflation Dynamics*”. *European Economic Review*, 45.
- [17] HANSEN, L.P. (1982). “*Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators*”. *Econometrica*, 50:1029.
- [18] HOOVER, K. e Perez, S. (1999). “*Data Mining Reconsidered: Encompassing and General-to-Specific Approach to Specification Search*”. *Econometrics Journal*, 2.
- [19] KINDERMAN, A.J. e Ramage, J.G. (1976). “*Computer Generation of Normal Random Variables*”. *Journal of the American Statistical Association*, 71.
- [20] KLEIN, P. (2000). “*Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model*”. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 24.
- [21] LEU, S. (2006). “*A New Keynesian Perspective of Monetary Policy in Australia*”, La Trobe University, School of Business, Discussion Papers 1441-3213.
- [22] LINDÉ, J. (2005). “*Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach*”. *Journal of Monetary Economics*, 52.

- [23] MINELA, A. (2003). “*Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation*”. Revista Brasileira de Economia, 57 (3).
- [24] MUINHOS, M.K. e Alves, S. A. (2003). “Medium-Size Macroeconomic Model for the Brazilian Economy”. Banco Central do Brasil, Working Paper Series, 64.
- [25] PINTO, J. C. C. (2009). “O Problema da Amostra Pequena em Modelos Novo-Keynesianos Aplicados ao Brasil”. Tese de doutorado. UnB.
- [26] ROBERTS, J. M. (2001). “*How well does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?*”. Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 13.
- [27] RUDEBUSCH, G.D. (2002). “*Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty*”. Economic Journal, 112.
- [28] RUUD, J. e Whelan, K. (2005). “*New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve*”. Journal of Monetary Economics. 52.
- [29] SÖDERLIND, P. (1999). “*Solution and Estimation of RE Macromodels with Optimal Policy*”. European Economic Review, 43.
- [30] WOODFORD, M. (2003). “*Interest and Prices, Foundations of a Theory of Monetary Policy*”. Princeton University Press.