

EXPECTATIVAS PASSADAS OU FUTURAS? UMA ANÁLISE DO PROCESSO INFLACIONÁRIO BRASILEIRO RECENTE A PARTIR DA REGRESSÃO QUANTÍLICA INVERSA

Luma de Oliveira¹
Flavio Tosi Feijó²

Resumo: A literatura econômica tem considerado a possibilidade de comportamentos assimétricos das dinâmicas inflacionárias e isto não se mostra diferente para dados da economia brasileira. Desde que o componente inercial foi inserido nas especificações da curva de Phillips, diferentes estimações têm sido empregadas para fins da sua verificação empírica, uma vez que os componentes *Backward* e *Forward Looking* apresentam diferentes pesos e patamares. Assim, com a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos de uma distribuição condicional, este ensaio utiliza da regressão quantílica inversa (IVQR) para dados mensais de maio de 2001 a agosto de 2016, para averiguar estas assimetrias na determinação do processo inflacionário brasileiro. Neste contexto, os principais resultados dizem respeito ao fato de que o Regime de Metas de Inflação (RMI) conseguiu, depois de mais de quinze anos de sua implementação, a ancoragem da taxa de inflação pelas expectativas futuras e, para um período mais recente, assegurar a importância e significância dos termos expectacionais no processo de formação de preços da economia brasileira.

Palavras-Chave: Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida, economia brasileira, regressão quantílica inversa, processo inflacionário.

Abstract: The economic literature has considered the possibility of asymmetric behavior of the inflationary dynamics and this is not different for the data of the Brazilian economy. Since the inertial component has been inserted into the specifications of the Phillips Curve, different estimations have been employed for the purpose of its empirical verification, since the Backward and Forward Looking components exhibit different weights and levels. Thus, with the ability to characterize the heterogeneous impacts of variables at different points in a conditional distribution, this chapter uses the inverse quantum regression (IVQR) for monthly data from May 2001 to August 2016 to ascertain these asymmetries in the determination of the inflationary process. In this context, the main results relate to the fact that the Inflation Targeting Regime (IMR) has succeeded, after more than fifteen years of its implementation, in anchoring the inflation rate for future expectations and, for a more recent period, to assure the importance and significance of the expectations terms in the process of price formation of the Brazilian economy.

Key-Words: Phillips Curve New Keynesian Hybrid, Brazilian economy, Inverse Quantile Regression, inflationary process.

Área 4 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

JEL Codes: E31; E52; C32.

¹ Professora Doutora da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG). E-mail: luma_de_oliveira@hotmail.com.

² Professor Adjunto do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). E-mail: feijotosiflavio@gmail.com.

I INTRODUÇÃO

A curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH) vem sendo amplamente utilizada no estudo do comportamento da inflação e tem servido como um instrumento para a aplicação da política monetária em várias economias ao redor do mundo. Isto porque, ela leva em consideração a expectativa inflacionária futura (termo *Forward Looking*), alguma medida de custo marginal, além de um componente inercial que é capaz de retratar a dinâmica passada de determinação dos preços (termo *Backward Looking*) no presente.

A primeira especificação da curva foi desenvolvida por Phillips (1958) e mostrava a relação negativa entre a taxa de variação dos salários nominais e a taxa de desemprego. Ao longo dos anos, inúmeras foram as formulações desenvolvidas para que esta relação demonstrasse de maneira mais crível os dados reais das economias mundiais. Como o fato de que com a introdução das expectativas racionais³, o intuito de retratar o *trade-off* de curto prazo era possível de ser alcançado.

Entretanto, na Curva de Phillips Aumentada pelas Expectativas (CPAE), não existia um componente capaz de captar o efeito da inércia inflacionária. Neste sentido, Galí e Gertler (1999) introduziram à curva a taxa de inflação defasada para que, assim, um conjunto de firmas conseguisse definir seus preços de acordo com uma regra *Backward Looking*. Mesmo nesta especificação mais recente, as estimações da CPNKH têm apresentado diferentes importâncias para os termos expectacionais (passados e futuros)⁴. Além disso, quando se alcança a significância destes componentes, esta é fixa ao longo de toda distribuição condicional da variável utilizada como dependente - a taxa de inflação.

Para dados da economia brasileira, Mazali e Divino (2010) fizeram estimações da CPNKH, para dados trimestrais de 1995 a 2008 a partir do método dos mínimos quadrados em dois estágios (TSLs), e alcançaram que o termo inercial tem importância superior ao expectacional futuro. Utilizando de três métodos diferentes (OLS, TSLs e STR), ainda assim Carvalho (2010), para dados mensais de 2000 a 2008, verificou o componente *Backward Looking* superior ao *Forward Looking*. Apenas Tristão e Torrent (2013), com estimativas do método dos momentos generalizados (GMM) paramétrico e não paramétrico para dados de abril de 2002 a setembro de 2009, apresentaram resultados que favorecem o termo expectacional futuro. Ou seja, nas estimativas encontradas e analisadas para o Brasil têm-se observado a dominância do termo *Backward Looking* sobre o termo *Forward Looking*.

Assim, o objetivo geral deste ensaio é estimar a CPNKH para a economia brasileira, com dados mensais de maio de 2001 até agosto de 2016⁵. A novidade deste estudo, em relação aos demais trabalhos, consiste em utilizar uma metodologia ainda não testada para a Curva de Phillips com dados da economia brasileira: a regressão quantílica, ou mais especificamente, o método descrito por Chernozhukov e Hansen (2005), ou seja, o método da regressão quantílica inversa que utiliza os blocos em movimento *bootstrap* de Fitzenberger (1997).

Este método, inicialmente desenvolvido por Koenker e Basset (1978), possui a vantagem de que, ao invés de confiar exclusivamente em uma única medida de tendência central, torna-se possível analisar os quantis condicionais, permitindo, assim, a análise de toda a distribuição condicional da variável resposta. Esta abordagem se justifica, pois, como Maia e Cribari-Neto (2006) destacaram, a literatura internacional tem considerado a possibilidade de comportamentos assimétricos das dinâmicas

³ Conceito desenvolvido Muth (1961) e introduzido na curva por Friedman (1968) e Phelps e Taylor (1977).

⁴ Por exemplo, Galí e Gertler (1999) alcançaram, a partir da estimação da CPNKH pelo método GMM, que o termo *Forward Looking* é extremamente importante e o *Backward Looking* é significativo, mas de importância reduzida. Nas estimações por IVQR, Lee e Yoon (2012) mostraram que quando a inflação é baixa, o termo *Backward Looking* é significativo, entretanto, quando ela é alta, o *Forward Looking* tem significância e patamar superior ao *Backward Looking*. Para dados da economia brasileira, Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), a partir do modelo GMM-HAC, encontraram o termo inercial como sendo maior que o que representa a expectativa futura. Entretanto, Tristão e Torrent (2013), a partir do modelo GMM com estimações paramétricas e semi-paramétricas, encontraram o termo futuro maior e mais significativo que o inercial.

⁵ Este período foi selecionado a partir da disponibilidade de dados (a série que representa as expectativas futuras do mercado – FOCUS – começa a ser apresentada a partir de 2001) com o intuito de retratar o processo inflacionário brasileiro recente depois da instalação do regime monetário de Metas de Inflação. Além disso, também será estimada a CPNKH para períodos menores (janeiro de 2003 a dezembro de 2010 e janeiro de 2011 a agosto de 2016) buscando analisar as principais diferenças entre os governos dos dois últimos presidentes da economia brasileira, no intuito de obter mais robustez e significância ao trabalho.

inflacionárias. Além disso, a fim de dar maior robustez aos resultados em termos de comparação, serão feitas estimações pelas médias condicionais utilizando os métodos TSLS e GMM.

Neste contexto, o objetivo específico será o de analisar a magnitude e a significância estatística dos termos expectacionais (*Forward* e *Backward Looking*) ao longo de toda a distribuição condicional da variável dependente. Esta abordagem possibilitará uma investigação pormenorizada da dinâmica inflacionária brasileira sendo possível, portanto, apontar qual dos componentes expectacionais tem maior representatividade na determinação do processo de formação de preços recente.

Os principais resultados alcançados dizem respeito à importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo. Utilizando, entretanto, o modelo da regressão quantílica inversa é possível verificar o termo *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis da taxa de inflação. Além disso, uma vez alcançada a estabilidade preços, ou, de outra forma, uma vez amadurecido o objetivo do RMI, os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços.

Desta forma, este ensaio está dividido em mais três seções além desta introdução, considerações finais, referências e apêndices. A próxima seção mostrará uma revisão empírica de alguns artigos que já fizeram o uso da metodologia da regressão quantílica e os diferentes resultados alcançados por estes autores. A terceira seção discutirá a metodologia a ser empregada e os dados utilizados nas estimações. Por fim, a análise dos resultados encontrados será reportada na quarta seção.

II REVISÃO EMPÍRICA

Desde que Galí e Gertler (1999) consideraram que conjunto de firmas tende a reajustar seus preços com uma regra *Backward Looking*, introduzindo na curva de Phillips o termo capaz de captar a inércia inflacionária e formulando, assim, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH), diferentes metodologias vêm sendo empregadas para fins de sua verificação empírica.

Na literatura econômica, o Método dos Momentos Generalizados (da sigla em inglês GMM) tem sido extensivamente utilizado para este propósito em ordem a evitar o viés de endogeneidade causado pela inflação esperada. Neste contexto, os autores supracitados, utilizando do GMM para os dados trimestrais da economia americana de 1960 a 1997, encontraram a significância estatística de ambos os componentes (tanto o *Forward Looking* quanto o *Backward Looking*). Entretanto, a importância do termo que representa a expectativa futura de inflação é bem superior ao da inflação defasada.

Levando em consideração que este foi o modelo canônico que estimou a CPNKH, este ensaio faz o uso da metodologia referente ao método da regressão quantílica inversa para analisar a significância dos componentes presentes nesta curva. Deste modo, esta seção foca em analisar trabalhos empíricos⁶ que já utilizaram metodologias semelhantes para este fim.

Diferentemente da maioria dos modelos autorregressivos de coeficientes aleatórios, em que os parâmetros são assumidos estocasticamente independentes uns dos outros, o modelo autorregressivo quantílico ($QAR(p)$) possui coeficientes que são funcionalmente dependentes. Este fato deve-se à exigência de monotonicidade das funções quantis, que impõe alguma disciplina nas formas assumidas pelas funções α . Esta disciplina requer essencialmente que o vetor $\alpha(\tau)$, ou alguma transformação sua, seja monótono em cada coordenada. Muitos pesquisadores utilizam do modelo $QAR(p)$ para verificar o comportamento de raiz unitária em séries temporais econômicas.

Utilizando desta metodologia, os principais resultados alcançados por Maia e Cribari-Neto (2006) indicam que o comportamento dinâmico do processo inflacionário brasileiro não é constante ao longo de toda a distribuição condicional da taxa de inflação. A dinâmica inflacionária brasileira comporta-se exatamente como a ilustração fornecida por Koenker e Xiao (2004a) de um processo que apresenta assimetrias ao longo da distribuição condicional: estacionariedade global, mas não-estacionariedade na cauda superior da distribuição condicional.

⁶ O Quadro (A.1) de resumo dos principais trabalhos analisados nesta seção encontra-se no Apêndice A.

Em particular, choques ocorridos quando o processo se encontra na cauda superior de tal distribuição, ou seja, períodos de inflação elevada, possuem tempo de dissipação superior àqueles choques que ocorrem quando o processo está em outras regiões da distribuição condicional. Dado o caráter globalmente estacionário da série, todas as inovações possuem efeitos apenas de curto prazo, mas o tempo de dissipação de movimentos inesperados parece depender do comportamento local da dinâmica inflacionária. Essa dinâmica assimétrica não havia sido revelada por trabalhos anteriores.

Para dados do primeiro trimestre de 1970 ao quarto de 2007 da Zona do Euro, Chortareas e Pnagiotidis (2010) estimam uma regressão quantílica em dois estágios, enfatizando que esta abordagem leva em conta a endogeneidade da CPNKH. Assim, demonstram que as estimativas apontam que o coeficiente da inflação esperada tem inclinação ascendente, é positivo e estatisticamente significativo ao longo da distribuição condicional da inflação. Além disso, o coeficiente da inflação defasada é insignificante na cauda direita da distribuição da variável dependente, um achado consistente com a CPNKH pura. Somado a isto, encontraram que o coeficiente do custo marginal tem inclinação ascendente ao longo da distribuição da inflação, começando com sinal insignificante e negativo e terminando positivo e estatisticamente significativo.

A partir de dados trimestrais do primeiro trimestre de 1969 até o segundo de 2008, Lee e Yoon (2012) estimam empiricamente a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida dos Estados Unidos focando nas regras dos componentes *Forward Looking* e *Backward Looking*, na qual a medida de custo marginal é dada pelo hiato do produto, e estudando, assim, a implicação da política monetária.

Os autores afirmam que estes fatores podem influenciar não apenas a média condicional, mas também muitas outras características da distribuição condicional, como a expansão da sua dispersão e o alongamento da cauda da distribuição. Assim, é possível que as regras dos componentes *Forward Looking* e *Backward Looking* na CPNKH variem ao longo dos quantis, sendo que, confiar apenas na média pode não ser suficiente para capturar estas relações. Além disso, com o modelo de múltiplos quantis é possível fazer inferências úteis sobre a assimetria da política monetária.

A estimação dos resultados relata que, em quantis mais altos, a estimativa dos coeficientes estão perto daqueles da CPNKH canônica na qual o coeficiente da inflação esperada é mais alto e o da inflação defasada é insignificante. Além disso, a estimação suporta a versão híbrida nos níveis de quantis médios e mais baixos, nos quais o coeficiente da inflação defasada é significativo. Assim, a inflação se torna maior quando a expectativa de inflação aumenta, enquanto que as expectativas de inflação decrescente a torna menor. Este resultado indica que a política de desinflação seria mais eficiente em termos de riscos menores.

Tilman e Wolters (2012) adicionam a literatura da persistência da inflacionária dois pontos. Primeiro, os autores usam uma abordagem de regressão quantílica que permite examinar o grau da persistência do processo inflacionário em quantis condicionais diferentes da inflação. Isto porque, a literatura foca na avaliação da persistência da média condicional negligenciando o fato de que a inflação segue choques ao longo na cauda da distribuição. Depois, utilizam de técnicas para estimar mudanças estruturais nas regressões quantílicas. Isto permite examinar se as mudanças na persistência são sincronizadas ao longo do quantil da inflação e se mudanças na persistência da taxa média de inflação são informativas sobre a distribuição inteira dos resultados inflacionários.

Os autores supracitados encontraram forte e robusta evidência para uma redução na persistência em todos os quantis de inflação condicional sendo cada vez mais homogênea entre eles. Encontraram também que, quando existe mudança na política monetária, não apenas a persistência na média condicional muda, mas o inteiro processo inflacionário reflete mudanças na política monetária. Por fim, constataram que a redução na persistência é consistente com o sucesso da política monetária em estabilizar a inflação ao redor da sua média.

A CPNKH é estimada por Boz (2013), para dados trimestrais da Turquia, empregando o método das regressões quantílicas (RQ). O autor destaca que a economia turca tem experimentado períodos de alta taxa de inflação, especialmente antes da adoção de Regime de Metas de Inflação (RMI) em 2002 e, então, a taxa decresceu gradualmente. Uma vez que a amplitude da taxa de inflação de 2002 a 2012 vai de 29,7% a 6,2%, respectivamente, esta tendência o fez pensar que os efeitos marginais das variáveis explanatórias da taxa de inflação ao longo da distribuição poderia ser diferente.

Neste contexto, os resultados encontrados estão de acordo com o esperado *a priori*. Isto porque, quando a taxa de inflação é baixa, o termo *Backward Looking* é significativo, enquanto o *Forward Looking* não. Mas quando a taxa de inflação é alta, a significância do termo *Forward Looking* domina o termo *Backward Looking*. Ou seja, Boz (2013) encontrou resultados diferentes aos de Lee e Yoon (2012) para baixos quantis e em consonância com a estimação canônica em quantis mais altos.

Muito embora Buseti, Caivano e Rodano (2015), estimem a curva de Phillips aumentada pelas expectativas e não a versão híbrida como os outros autores expostos nesta seção, os resultados alcançados em relação ao termo *Backward Looking*⁷ são bastantes similares. Assim, os quantis da inflação dependem da inflação passada e do hiato do produto, bem como dos preços do petróleo e da taxa de câmbio.

Os principais resultados dizem respeito ao fato de que a persistência parece ser mais alta em partes mais baixas da distribuição comparada a quantis mais altos. Além disso, a resposta do hiato do produto é mais forte no lado direito da distribuição, indicando que o termo *Backward Looking* é mais significativo em quantis mais baixos. Deste modo, foi verificado que a dinâmica inflacionária parece ser mais persistente em quantis mais baixos da distribuição. Isto pode resultar, entretanto, em dificuldades para a política monetária contornar choques negativos que empurram a inflação para baixo da sua média condicional, do que no caso de choques positivos.

Neste engodo, apresentados os principais resultados alcançados pela literatura econômica recente acerca da metodologia a ser utilizada neste trabalho, a próxima seção expõe a descrição de tal procedimento econométrico.

III METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

O objetivo desta seção é apresentar a estratégia econométrica utilizada nas estimações deste ensaio. Desta forma, primeiramente será demonstrada as limitações da regressão quantílica pura para, então, expor o método da regressão quantílica inversa e, por fim, apresentar os dados empregados nas estimações deste trabalho.

3.1 Regressão Quantílica

Como foi verificado na seção anterior, segundo Maia e Cribari-Neto (2006), várias especificações de modelos de coeficientes aleatórios vêm sendo utilizadas em modelos de séries temporais, isto porque, conduzem uma análise estatística mais completa da relação estocástica entre variáveis aleatórias.

Desta forma, como o modelo de regressão linear clássico, baseado na minimização da soma dos quadrados dos resíduos, é capaz de estimar modelos para as funções de média condicional, as regressões quantílicas, baseadas em minimizar resíduos absolutos ponderados assimetricamente, oferecem um mecanismo para estimação de modelos para funções da mediana condicional e um arranjo completo de outras funções quantílicas tradicionais (KOENKER e XIAO, 2002).

Os modelos de regressão quantílica, primeiramente exposto por Koenker e Bassett (1978), tem a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos da distribuição de probabilidade da variável dependente. Esta abordagem possui propriedades bastante atrativas, como: pode ser usada para investigar as respostas da variável dependente às explicativas em diferentes pontos da distribuição da variável; os estimadores de regressão quantílica são mais eficientes do que os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) quando o termo de erro é correlacionado a variável dependente; e, os estimadores da regressão quantílica são menos sensíveis à presença de *outliers* da variável dependente.

Este método tem uma função de perda assimétrica baseada em minimizar resíduos absolutos ponderados assimetricamente, ou seja,

$$\min_{\beta} V_t(\beta) = \sum_t \tau |\varepsilon_t^+| + (1 - \tau) |\varepsilon_t^-| \quad (1)$$

⁷ Os autores fazem uso da expectativa adaptativa para retratar a curva de Phillips. Ou seja, o objetivo é estimar a curva a partir da Regressão Quantílica dinâmica.

Em que ε_t é o termo de erro para $|\pi_t - X_t'\beta|$ reflete $\varepsilon_t^+ = \pi_t \geq X_t'\beta$ e $\varepsilon_t^- = \pi_t < X_t'\beta$. Sendo π_t a taxa de inflação, X_t é a matriz de todas as variáveis explanatórias e β é o vetor coeficiente.

Como foi ressaltado por Boz (2013), em regressões quantílicas, os resultados são em função de τ . Então, se esse valor está abaixo de 0.50 implica que será dado mais peso para os resíduos negativos, no outro extremo, se o valor está acima de 0.50 implica em mais peso nos resíduos positivos.

O coeficiente da regressão quantílica (digamos y_f) nos diz que para cada uma unidade de mudança na inflação esperada, mudará a taxa de inflação como o valor do coeficiente em um específico quantil (τ^*), quando a equação objetivo é minimizada com respeito a β . A função quantílica condicional de π_t em um quantil específico de τ^* dada a matriz X_t pode ser definido como:

$$q_{(\tau^*)}(\pi_t|X_t) = X_t'\beta + F^{-1}(\tau^*) \quad (2)$$

A qual pode ser escrita como:

$$q_{(\tau^*)}(\pi_t|E_t\pi_{t+1}, \pi_{t-1}, y_t^d) = \lambda_f E_t\pi_{t+1} + \lambda_b \pi_{t-1} + F^{-1}(\tau^*) \quad (3)$$

Esta metodologia já foi utilizada por diferentes autores no âmbito da análise da dinâmica inflacionária⁸ como na teoria presente na Curva de Phillips⁹. Neste contexto, o seguinte modelo predito dos quantis condicionais será estimado neste trabalho,

$$q_\tau(\pi_t|E_t\pi_{t+1}, \pi_{t-1}, y_t^d) = \lambda_a + \lambda_f E_t\pi_{t+1} + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_c y_t + \lambda_d ex_t \quad (4)$$

Ou, posto de outra forma,

$$\pi_t = \beta_1 + \beta_f E_t\pi_{t+1} + \beta_b \pi_{t-1} + \beta_2 y_t + \beta_3 ex_t \quad (5)$$

Em que, π_{t-1} é a variável inflação defasada (que representa o termo *Backward Looking* da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida a ser estimada), $E_t\pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação (que representa o componente *Foward-Looking*), y_t é a medida de custo marginal (que será representada pelo *gap* da taxa de desemprego) e, ex_t é a taxa de câmbio real efetiva (que indica a pressão dos preços externos).

3.1.1 Regressão Quantílica Inversa

Na presença de regressores endógenos - π_t -, a estimação da equação (5) pelo método da regressão quantílica proposto por Koenker e Bassett (1978) produz estimativas viesadas. Isto porque, quando existem variáveis endógenas, o estimador do parâmetro de interesse é geralmente inconsistente. Uma solução conhecida é o método de estimação dos mínimos quadrados em dois estágios (TSLS) no qual se substitui as variáveis explanatórias endógenas por suas previsões de uma equação auxiliar baseada em variáveis exógenas. Kim e Muller (2004) estendem modelos que levam em consideração este método¹⁰ para regressões quantílicas com variáveis exógenas aleatórias.

Entretanto, Chernozhukov e Hansen (2005) mostraram que estas estimativas não somente são viesadas se as mudanças na variável endógena não afetar a escala ou formato da distribuição da variável dependente, como estas mudanças são somente na localização. Desta forma, estes autores desenvolveram a regressão quantílica inversa (IVQR) que gera estimativas consistentes sem suposições restritivas.

Segundo Wolters (2012), os autores supracitados derivam a seguinte condição de momento como a principal restrição de identificação da regressão quantílica inversa:

$$P(Y \leq q_\tau(D, X)|X, Z) = \tau \quad (6)$$

Em que $P(.|.)$ denota a probabilidade condicional, Y denota a variável dependente, D um vetor de variáveis endógenas, X é o vetor das variáveis exógenas incluindo a constante e Z é a vetor de variáveis

⁸ Como em Maia e Cribari-Neto (2006), que utilizou do método para analisar a dinâmica inflacionária brasileira a partir de processo auto-regressivo e Medeiros (2014), que utilizou de uma função de perda do banco central para este fim.

⁹ Como em Busetti, Caivano e Rodano (2015), que utilizaram da regressão quantílica para estimar uma curva de Phillips para a zona do Euro; Boz (2013) que estimou esta curva para dados pós-implementação do Regime de Metas de Inflação para a Turquia; e, Tillmann e Wolters (2012) que estimaram uma curva de Phillips para dados da economia americana.

¹⁰ Para mais informações ver Amemiya (1982) e Powell (1983).

instrumentais. Esta equação é similar a definição dos quantis condicionais exceto pela condição adicional de variáveis instrumentais. A principal suposição para esta condição de momento é preenchida se o posto da invariância é satisfeito: isto requer que o posto esperado das observações da variável dependente não pode mudar com as variações nas covariadas.

O método IVQR transforma a equação (5) em um exemplo análogo. A condição do momento é equivalente ao estado zero no τ^{th} quantil da variável aleatória $Y - q_\tau(D, X)$ condicionado a (X, Z) . Entretanto, é preciso encontrar parâmetros da função $q_\tau(D, X)$ a qual zero é a solução para o problema da regressão quantílica, em que regride o termo de erro $Y - q_\tau(D, X)$ em qualquer função de (X, Z) . Fazendo $\lambda_D = [\alpha_\pi \ \alpha_y]'$ denotar os parâmetros das variáveis endógenas e $\lambda_X = [\alpha_0 \ \alpha_i]'$ denotar o vetor de parâmetros das variáveis exógenas e Λ sendo definido como um conjunto de possíveis valores de λ_D , pode-se escrever o quantil condicional como uma função linear:

$$q_\tau(Y|D, X) = D' \lambda_D(\tau) + X' \lambda_X(\tau) \quad (7)$$

O seguinte algoritmo é implementado na IVQR:

1. O primeiro estágio da regressão: regredir as variáveis endógenas em relação as exógenas e instrumentos adicionais usando Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Isto rende os valores ajustados \hat{D} .
2. O segundo estágio da regressão: Estimar para todo $\lambda_D \in \Lambda$:

$$[\tilde{\lambda}_X(\lambda_D) \ \tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)]' = \arg \min_{\{\lambda_X, \lambda_Z\}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varphi_\tau(Y_t - D' \lambda_D - X' \lambda_X - \hat{D}' \lambda_Z) \quad (8)$$

Em que $\varphi_\tau(u) = \tau - 1$ com $u < 0$, sendo u a função perda dos desvios mínimos assimétricos absolutos da regressão quantílica padrão (veja Koenker e Basset, 1978) e λ_Z os parâmetros adicionais de \hat{D} .

3. Passo inverso: encontrar $\tilde{\lambda}_D$ pela minimização de uma norma Euclidiana de $\tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)$ em relação a $\lambda_D \in \Lambda$:

$$\tilde{\lambda}_D = \arg \min_{\{\lambda_D \in \Lambda\}} \sqrt{\tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)' \tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)} \quad (9)$$

Esta minimização assegura que $Y - q_\tau(D, X)$ não depende mais de \hat{D} o qual foi mencionado acima como *função* de (X, Z) .

Chernozhukov e Hansen (2005) chamam este procedimento de regressão quantílica inversa, pois o método é inverso à regressão quantílica convencional: primeiro, estima $\tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)$ e $\tilde{\lambda}_X(\lambda_D)$ pela regressão quantílica para todo $\lambda_D \in \Lambda$. O passo inverso (9) rende as estimativas finais $\tilde{\lambda}_D$, $\tilde{\lambda}_Z(\tilde{\lambda}_D)$ e $\tilde{\lambda}_X(\tilde{\lambda}_D)$.

O procedimento é feito operacionalmente através do método de minimização numérica combinado com estimativas de regressão quantílicas padrão. Através do incremento τ de 0.01 a 0.99 é traçado os efeitos parciais ao longo da distribuição inteira da variável dependente condicionada as endógenas, exógenas e instrumentos¹¹.

Neste contexto, neste ensaio será estimada a equação (5) utilizando a versão de Chernozhukov e Hansen (2005) do método da regressão quantílica inversa fazendo o uso de blocos em movimento *bootstrap* de Fitzenberger (1997)¹² para alcançar erros padrão robustos em relação a heterocedasticidade e autocorrelação (HAC).

3.2 Descrição dos Dados

A medida para representar a taxa de inflação das estimações deste ensaio foi a série Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Neste contexto, para alcançar as séries que representam os componentes *Backward Looking* e *Forward Looking* foram utilizadas as seguintes séries: para retratar a inércia, utilizou-se a variável IPCA

¹¹ Esta metodologia assume estacionariedade para todas as variáveis utilizadas na regressão.

¹² Fitzenberger (1997) apresentou os blocos em movimento *bootstrap* (MBB) como um estimador para erros padrões em regressões quantílicas que são robustas com Heterocedasticidade e autocorrelação de formas desconhecidas, para cada bloco de *bootstrap* das variáveis são desenhados aleatoriamente uma amostra inteira, isto inclui variáveis dependentes, variáveis endógenas, variáveis exógenas e instrumentos. Finalmente, erros padrões dos coeficientes são computados como o desvio padrão de 1000 estimativas.

defasada; para retratar a expectativa foi utilizada a série apresentada pelo Banco Central no relatório de mercado FOCUS.

A taxa de desemprego será retratada pela taxa de desemprego aberta com período de referência de 30 dias da PED (DIEESE/ Fundação SEADE-SP)¹³. Por fim, a taxa de câmbio será dada pela taxa de câmbio real efetiva em índice do boletim do Banco Central do Brasil (BCB). Estes dados, expostos na Tabela (1), terão periodicidade mensal para o período que compreende maio de 2001 a agosto de 2016. Além disso, vale ressaltar que, como variáveis instrumentais, foram utilizadas duas defasagens de todas estas variáveis endógenas e a variável exógena considerada foi dada pela constante.

Tabela 1 – Séries de dados utilizados na estimação

| Variável | Nomenclatura | Descrição da <i>Proxy</i> Utilizada | Fonte |
|--|----------------|---|----------------|
| Inflação | π_t | Inflação medida pelo IPCA | IBGE |
| Expectativa Futura de Inflação | $E_t\pi_{t+1}$ | Relatório de Mercado FOCUS | BCB |
| Expectativa Passada de Inflação | π_{t-1} | IPCA defasado | IBGE |
| GAP do desemprego | y_t | Taxa de desemprego aberto para a região metropolitana de São Paulo dos últimos 30 dias – foi aplicado método dos componentes não observáveis para filtrar a série. Para calcular o <i>gap</i> foi subtraída da série em nível a série filtrada. | Seade/Dieese |
| Taxa de câmbio | ex_t | Taxa de câmbio real efetiva - R\$/U\$ - em índice | BCB Boletim/BP |

Fonte: Elaboração própria.

Desta forma, uma vez exposta que as variáveis devem ser estacionárias¹⁴, foram aplicados dois testes para verificar a presença ou não de raiz unitária (Phillips-Perron e Teste Dickey-Fuller com quebra estrutural). Estes são expostos na Tabela (2) a seguir. Como se pode verificar, com exceção da série que representa a taxa de câmbio, todas as outras variáveis são estacionárias¹⁵ mesmo quando se considera uma possível quebra estrutural¹⁶.

Tabela 2 - Teste de raiz unitária com e sem quebra estrutural modelo completo

| | Phillips-Perron | ADF com quebra | | Estacionário |
|----------------|-----------------|----------------|---------|--------------|
| | | Probabilidade | Quebra | |
| $E_t\pi_{t+1}$ | 0.000* | <0.01* | 2002M11 | SIM |
| y_t | 0.003* | 0.0684*** | 2010M06 | SIM |
| π_t | 0.000* | <0.01* | 2002M11 | SIM |
| ex_t | 0.4483 | 0.8536 | 2014M08 | NÃO |

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Eviews 9.

Obs: Os asteriscos destacados indicam a probabilidade de não rejeição da hipótese nula, ou seja, a presença de raiz unitária de acordo com sua significância. Ou seja, * indica 1%, ** 5% e ***10%.

Além disso, para alcançar o *gap* da taxa de desemprego utilizado nas estimações foi utilizado o filtro de Kalman. Ou seja, a taxa de desemprego é apresentada por meio da tendência (μ_t), do componente

¹³Devido à mudança de metodologia efetuada nos dados da PME em 2002, e também ao fato do período escolhido para a estimação, este capítulo se utilizará apenas dos dados do DIEESE.

¹⁴ Como apontado por Chernozhukov e Hansen (2005) e Wolters (2012).

¹⁵ Uma vez que, além do modelo completo, este trabalho faz estimações para períodos menores, os testes apresentados também foram aplicados para estes. Sem grandes mudanças na significância, optou-se por apresentar os resultados do período maior.

¹⁶ Embora este estudo assume estacionariedade para todas as variáveis utilizadas na regressão, Wolters (2012) destaca que, a partir dos resultados do teste padrão de Dickey-Fuller, Clarida, Galí e Gertler (1998) encontraram que a taxa de fundos federais e inflação estão na fronteira entre $I(0)$ e $I(1)$. Eles procedem por estimar com uma suposição $I(0)$ sobre a suposição de que o teste Dickey-Fuller tem baixo poder sobre amostras pequenas. Neste sentido, se deu continuidade as estimações, mesmo com a não estacionariedade da série que representa o câmbio.

sazonal (γ_t), do ciclo estocástico (ψ_t) e do componente irregular (ε_t). Como os componentes são indexados ao tempo, é permitido que eles sejam observados em todo o período amostral.

Assim, por meio do método dos momentos não observáveis, a série filtrada da taxa de desemprego foi representada pela tendência (μ_t), e o *gap* alcançado pela subtração desta tendência da série em nível. Discutidas a metodologia empregada no trabalho e os dados utilizados para tal fim, a próxima seção apresentará a análise dos resultados alcançados nas estimações.

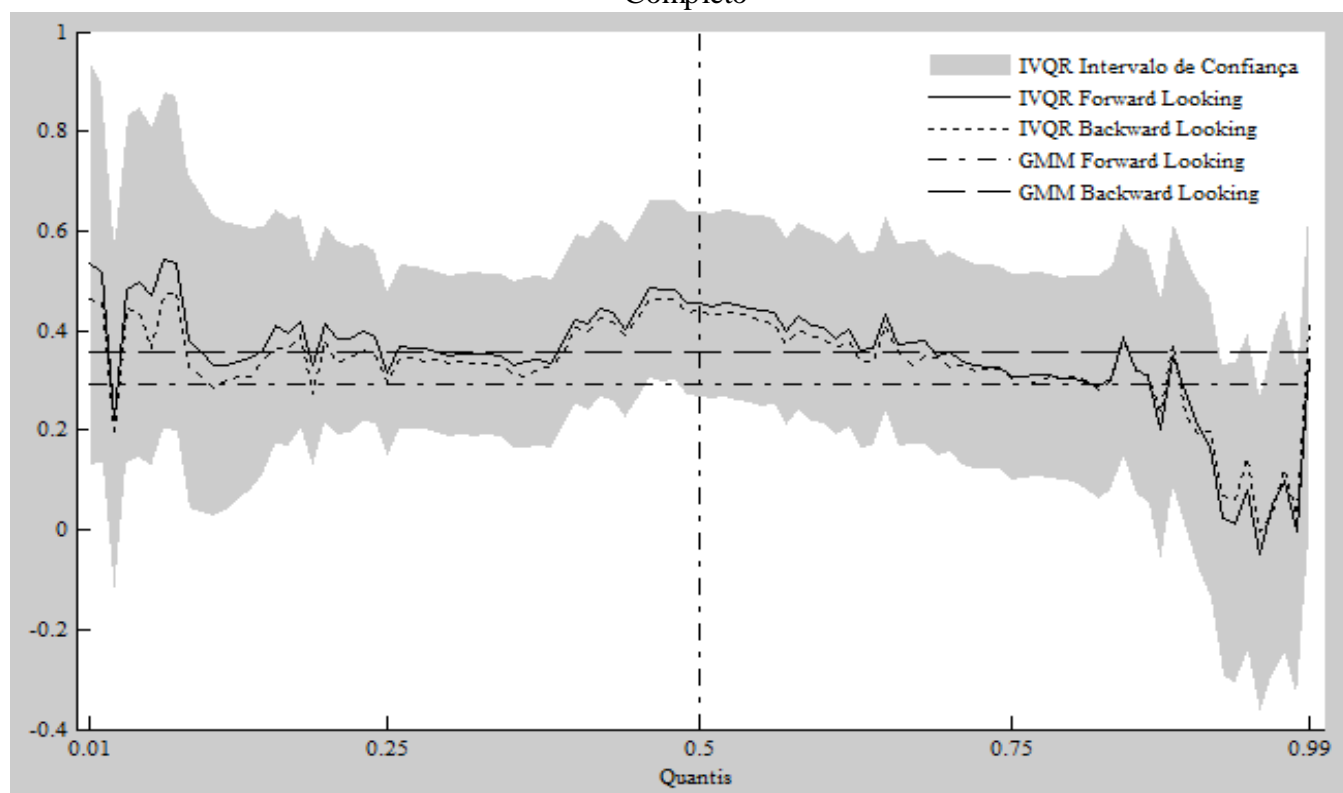
IV ANÁLISE DOS RESULTADOS

Como se pode analisar nas seções anteriores, o Método dos Momentos Generalizados (da sigla em inglês GMM) e o Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (da sigla em inglês TSLS) têm sido extensivamente utilizados para evitar o viés de endogeneidade causado pela correlação entre a variável dependente e o termo de erro. Neste contexto, além da metodologia apresentada na seção anterior, este trabalho calculou as estimativas para a equação (5) a partir destes dois métodos¹⁹.

Entretanto, para a análise dos resultados, focada nos componentes *Forward Looking* e *Backward Looking*, serão apresentados gráficos com as estimativas destes parâmetros a partir dos métodos da regressão quantílica inversa (com respectivo intervalo de confiança) e do GMM. Vale ressaltar que pesquisadores da economia brasileira têm indicado que, muito embora desde 2003 se tem uma ‘continuidade’ de governos, as políticas econômicas adotadas pelos dois últimos presidentes eleitos se diferem ao longo de sua aplicação.

Desta forma, além de apresentar as estimativas para o período completo pretendido por este trabalho (maio de 2001 a agosto de 2016), serão expostos os resultados de estimações por janelas representando esses governos, ou seja, o período dos dois mandatos do presidente Luiz Inácio Lula da Silva (janeiro de 2003 a dezembro de 2010) e Dilma Rousseff (janeiro de 2011 a agosto de 2016). Assim, o Gráfico (1) apresenta as estimativas pelos métodos IVQR e GMM para o “modelo completo”.

Gráfico 1 - Parâmetros *Forward* e *Backward Looking* dos métodos GMM e IVQR para o modelo Completo



Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

¹⁹ No Apêndice B deste trabalho é apresentada a Tabela (B.1) com as estimativas encontradas.

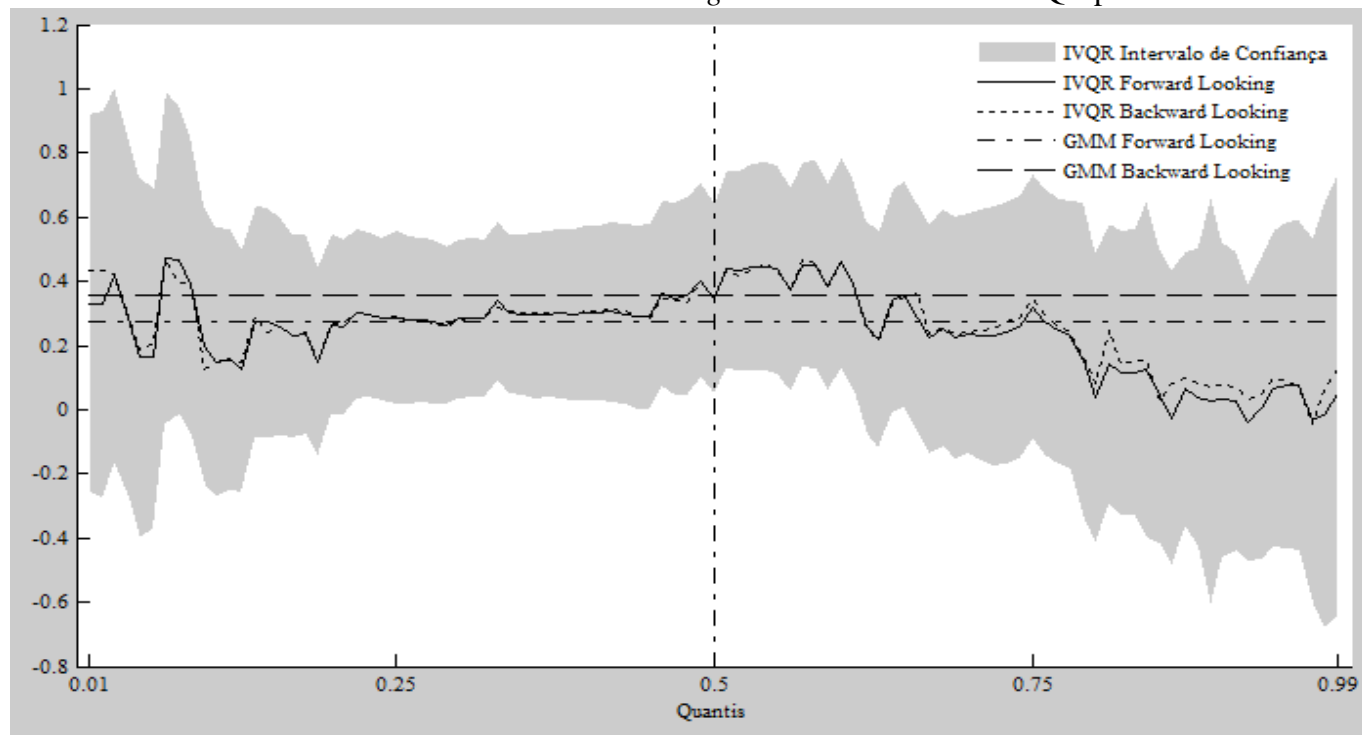
Pode-se verificar que as expectativas (adaptativas e racionais) parecem guiar parcela importante da formação de preços na economia brasileira. Ao utilizar o método GMM obteve-se a constatação de que a expectativa futura, apesar de bastante representativa, não é dominante, uma vez que o termo que a representa apresentou um coeficiente menor do que o parâmetro da inércia inflacionária. Contudo, utilizando o método IVQR as estimativas para dados da economia brasileira se assemelham a especificação canônica²¹.

No relatório de inflação do Banco Central (BC) de 2002, mostrava-se um aumento da inflação via inércia e uma deterioração das expectativas. Verificava-se um comportamento assimétrico da inflação com uma maior variabilidade para seus níveis mais baixos. Além disso, esperava-se que o governo Lula usasse da política monetária para ancorar as expectativas e diminuir a taxa de inflação.

Quando o modelo é estimado pelo método IVQR, percebe-se que quando a inflação se encontra em seus níveis mais altos, a inércia até alcança maior representatividade, mas a expectativa futura (termo *Forward Looking*) ainda domina o processo inflacionário e a assimetria maior vem para esses valores altos da inflação. Ou seja, quanto menor a inflação maior a representatividade destes parâmetros, principalmente para o termo *Forward Looking*, por outro lado, quanto maior a inflação, estes componentes perdem importância e o termo *Backward* ultrapassa o *Forward Looking* na explicação do processo inflacionário. Fato este que contraria os principais resultados alcançados pelos trabalhos apresentados na revisão empírica deste estudo²².

Nas estimativas que consideram os dois mandatos do presidente Lula, apresentadas pelo Gráfico (2), pode-se verificar que a inércia ganha mais representatividade, chegando a ser maior que o parâmetro *Forward Looking* na maior parte dos quantis após a mediana (quantil 0.5). O comportamento neste período é similar ao do “modelo completo”, a principal diferença se dá no fato dos termos *Forward* e *Backward Looking* estarem ainda mais alinhados para os quantis da inflação em nível intermediário e mais próximos ao patamar dos parâmetros estimados pelo método GMM. Mas, estes componentes perdem importância quando a inflação atinge patamares maiores.

Gráfico 2 - Parâmetros *Forward* e *Backward Looking* dos métodos GMM e IVQR para o modelo Lula



Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

²¹ A especificação canônica da CPNKH apresentada por Galí e Gertler (1999) mostrou o termo *Forward Looking* muito importante e o *Backward Looking* significativo, mas com importância reduzida.

²² Chortareas e Pnagotedis(2010), Boz (2013) e Busetti, Caivano e Rodano (2015) encontraram que o termo inercial é maior para uma taxa de inflação menor e não para a taxa maior, como no caso dessa estimação mostrada no Gráfico (C.2).

Desta forma, as principais constatações para esta especificação mostram que, em quantis mais baixos as estimativas corroboram com a versão canônica (expectativa futura maior que a inércia). Em quantis maiores, tem-se a maior representatividade da inércia com maiores parâmetros e com significância estatística, como pode ser observado na Tabela (C.2), no Apêndice C.

A partir do relatório de inflação do Banco Central de 2003, verifica-se que a flexibilização (por flexibilização entende-se que, uma vez que a taxa de inflação começava dar sinais de desaquecimento, a política monetária passou a instalar uma trajetória de queda da taxa de juros) da política monetária foi dominante em todo o período Lula e que as expectativas foram ganhando corpo ao longo dos dois mandatos. Em 2006, após o IPCA recuar pelo quarto ano consecutivo, consolida-se o cenário ‘benigno’ para a inflação da economia brasileira. Ou seja, segundo o relatório de 2006, o processo de desinflação coloca o Regime de Metas de Inflação em uma nova etapa, a de consolidação da estabilidade de preços.

Porém, em 2007 inicia-se um novo processo inflacionário que continua em 2008. A maior inflação veio, dentre outros motivos, da depreciação cambial. Nas estimativas do modelo completo pode-se analisar que a significância e o maior patamar do parâmetro da taxa de câmbio (apêndice C) se dá para inflação maior (altos quantis – cauda direita).

Sendo o objetivo do RMI ancorar as expectativas futuras dos agentes econômicos para que elas não fiquem à mercê de choques inflacionários temporários, ao longo dos períodos estimados, pode-se analisar o aumento do componente *Forward Looking*. Porém, a inércia ainda é forte, pois, como apresentado no modelo completo e no período Lula, ao invés da expectativa futura ser maior quando a taxa de inflação é maior, o termo *Backward Looking* é que apresenta os maiores valores.

Resumidamente, no período Lula que vai de janeiro de 2003 a dezembro de 2010, verifica-se uma flexibilização da política monetária e a ancoragem das expectativas futuras pelo RMI. Entretanto, dado as inseguranças do início do mandato, o componente inercial ainda se mostrou extremamente significativo, sendo maior que o expectacional futuro quando a inflação volta a acelerar.

No relatório de 2009 comenta-se sobre as medidas macroprudenciais adotadas pelo governo na tentativa de amenizar os efeitos da crise financeira internacional. Somado a estas medidas, a política monetária permaneceu-se acomodatória, ou de outra forma, permaneceu mais branda sem grandes aumentos da taxa de juros. Entretanto, no relatório de 2010 foi apontado que estes dois instrumentos não podem ser vistos como substitutos perfeitos. Ou seja, o Comitê de Política Monetária (COPOM), que decide a condução de política monetária com o único objetivo de controle de preços, apontou que as ações macroprudenciais deveriam preceder ações convencionais de política monetária.

Desta forma, percebe-se, no fim do período Lula, o início do questionamento sobre a política monetária flexibilizada e é neste cenário que se inicia o período Dilma, apresentado pelo Gráfico (3). Neste contexto, no relatório de 2011, começa-se a dar importância às defasagens que a política monetária possui para atingir o nível de preços incentivando, assim, um comportamento mais ativo da autoridade monetária.

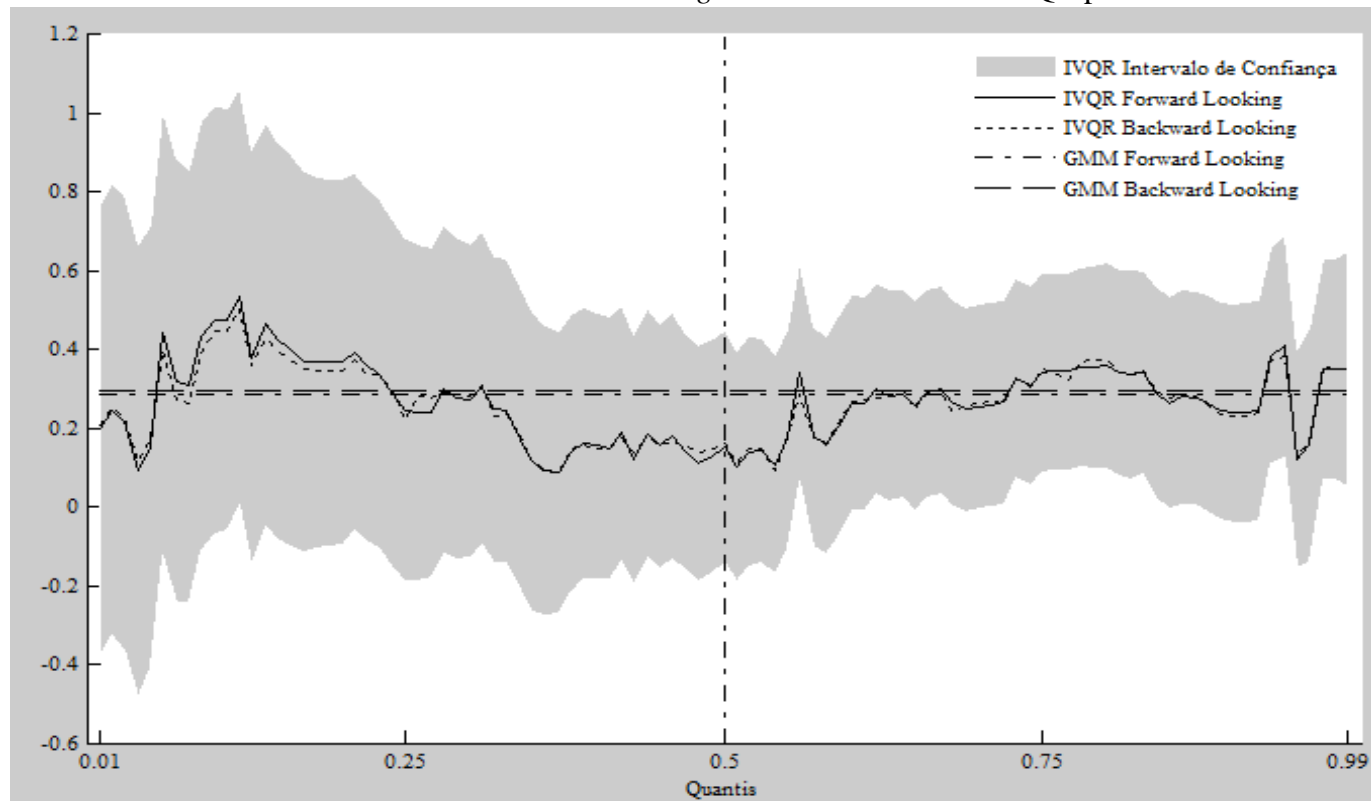
Neste sentido, uma vez que se consolidou a estabilidade de preços no governo anterior, percebe-se que as expectativas futuras aqui tomam frente na determinação do processo inflacionário. Este fato também é relatado por Tilman e Wolters (2012), isto porque, os autores concluem que a redução do componente inercial é resultante do sucesso alcançado pela política monetária na estabilização dos preços.

Das estimações analisadas para os três períodos, o período Dilma é o único que, mesmo com altas taxas de inflação, a importância dos termos é assegurada. Além disso, uma das principais constatações deste trabalho diz respeito à importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo para praticamente todas as especificações e modelos apresentados. Utilizando do modelo da regressão quantílica inversa, por outro lado, é possível verificar o componente *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis de inflação. Este resultado, portanto, indica que estes dois termos são instáveis para diferentes níveis de inflação.

Além disso, percebe-se nos gráficos apresentados nesta seção que a distância entre o termo inercial e o expectacional futuro vai diminuindo quando se passa do modelo completo para o período Lula

até ficar praticamente pareado no modelo Dilma. Ou seja, mesmo nas estimativas do modelo GMM, ao fazer a estimação por janelas (considerando períodos menores, além do completo) é possível verificar o componente *Forward Looking* ganhando corpo. Entretanto, apenas nas estimações quantílicas, é possível mostrar evidências que o RMI alcançou um dos seus principais objetivos, o de ancorar a formação de preços da economia brasileira a partir das expectativas dos agentes econômicos.

Gráfico 3 - Parâmetros *Forward* e *Backward Looking* dos métodos GMM e IVQR para o modelo Dilma



Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

Ainda sobre as principais contribuições, o modelo IVQR mostrou o comportamento bastante assimétrico da formação de preços no Brasil. Ou seja, as diferentes significâncias e patamares dos parâmetros ao longo de toda a distribuição da variável dependente. Neste sentido, a estimação por janelas demonstrou que, uma vez alcançada a estabilidade preços, ou, de outra forma, uma vez amadurecido o objetivo do RMI, os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços.

A diminuição de importância dos dois componentes expectationais para níveis mais altos de inflação, verificada nos modelos completo e Lula, não permaneceu no período mais recente. Foi possível alcançar, mesmo que o comportamento continue assimétrico, uma maior uniformidade destes componentes no modelo Dilma. Quando a inflação está alta (cauda direita da distribuição) a inércia e a expectativa futura ainda são capazes de explicar parte significativa da formação de preços.

Em relação ao parâmetro da taxa de câmbio, vale algumas condições. Nas tabelas que apresentam as estimativas deste coeficiente²³, verifica-se que no modelo Lula não se observa significância estatística, no modelo completo a significância vem para quantis mais altos e, no modelo Dilma, já se verifica significância desde quantis intermediários.

A partir da análise da variação percentual da taxa de câmbio real efetiva (real-dólar), do início e do fim de cada período, pode-se ter uma ideia do porquê destas importâncias distintas. O período completo apresentou uma depreciação na casa de mais de 36%, enquanto no período Lula verifica-se uma apreciação de mais 52%, seguida de uma depreciação de mais de 90% nos mandatos de Dilma.

²³ Ver Apêndice C.

Ou seja, uma vez que quando se considera a taxa de câmbio nas estimativas da curva de Phillips o seu coeficiente é uma *proxy* para o *pass trough* (coeficiente de transmissão da depreciação cambial para a taxa de inflação), no período Lula analisa-se uma apreciação, ao contrário da grande depreciação do período Dilma. Fato este que corrobora com as distintas significâncias analisadas nos diferentes períodos estimados.

Neste contexto, vale ainda ressaltar a insignificância estatística do coeficiente que indica o *trade-off* entre inflação e desemprego presente na curva de Phillips. Nos modelos que utilizam a média condicional pode-se verificar o sinal indicando esta troca compensatória, entretanto, nos diferentes quantis a relação com a taxa de inflação além de insignificante é positiva. Uma das medidas que autores que estimam especificações desta teoria passaram a utilizar recentemente, ao invés do *gap* da taxa de desemprego, é o custo unitário do trabalho (CUT) e, por meio desta medida, pode-se alcançar uma explicação para estimativas com tão baixo poder explicativo.

No relatório do Banco Central encontra-se que, desde 2008 o CUT começou a subir a tal ponto que poderia ser indicado como um dos responsáveis pelo processo inflacionário que se instalava. Neste período, entretanto, a taxa de desemprego consolidava uma trajetória descendente, indo ao encontro com a ideia do *trade-off*. Porém, a partir de 2015 a taxa de desemprego começa a aumentar e, contrariando ao esperado, os salários também. Ou seja, a persistência da inflação pode vir da possibilidade das negociações salariais atribuírem peso excessivo à inflação passada originando inflação de custos. Resumidamente, o que se verifica é um custo unitário do trabalho maior, produtividade menor, desemprego maior e inflação acelerada, corroborando com os resultados alcançados nas estimativas de relação positiva entre inflação e desemprego.

Discutidos os principais resultados encontrados pelas estimações deste trabalho, vale comparar estes com os alguns parâmetros já apresentados por outros autores para dados da economia brasileira. Neste sentido, no Quadro (1) se verifica exemplos de outras estimações no intuito de confrontá-los com os encontrados nesta seção.

Quadro 1 – Alguns resultados sobre a CPNKH para a economia brasileira

| Autores/ Ano | Curva Estimada/ Metodologia/ Período | Variáveis Utilizadas | Patamar dos componentes <i>Backward</i> e <i>Forward Looking</i> |
|------------------------|---|--|--|
| TOMBINI & ALVES (2006) | CPNKH/ Filtro de Kalman – Modelo Tempo-Variante/ março de 1995 a março de 2006 | Inflação – IPCA; Expectativa – construída pelos autores; Custo Marginal - hiato do produto; Outras variáveis – inflação estrangeira e taxa nominal de câmbio. | O comportamento do componente inercial é espelhado ao da expectativa futura. <i>Backward Looking</i> – começa por volta de 0.7 e termina a amostra por volta de 0.3; <i>Forward Looking</i> - começa negativa e termina a amostra por volta de 0.7; |
| MAZALI & DIVINO (2010) | CPNKH/ GMM/ primeiro trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2008 | Inflação – IPCA; Expectativa – série construída pelos autores; Custo Marginal - <i>gap</i> do desemprego; Outras variáveis – Taxa de câmbio. | <i>Backward Looking</i> – 0.5999; <i>Forward Looking</i> – 0.4415. |
| CARVALHO (2010) | CPNKH/ OLS – TSLS - Modelo de Transição Suave (STR)/ janeiro de 2000 a dezembro de 2008 | Inflação – IPCA; Expectativa – Série do <i>Consensus Economic Forecast</i> ; Custo Marginal – hiato do produto; Outras variáveis – Obs: A expectativa foi dada pela série menos a meta de inflação. | OLS <i>Backward Looking</i> – 0.7788; <i>Forward Looking</i> – 0.4369. TSLS <i>Backward Looking</i> – 0.7541; <i>Forward Looking</i> – 0.4871. STR – 1º Regime <i>Backward Looking</i> – 0.699; <i>Forward Looking</i> – 0.2876. STR – 2º Regime <i>Backward Looking</i> – 0.0502; <i>Forward Looking</i> – 0.1537. |

Continua...

...Continuação

| Autores/ Ano | Curva Estimada/ Metodologia/ Período | Variáveis Utilizadas | Patamar dos componentes <i>Backward</i> e <i>Forward Looking</i> |
|-------------------------------------|--|---|--|
| MENDONÇA, SACHSIDA & MEDRANO (2012) | CPNKH/ GMM-HAC/ janeiro de 2001 a dezembro de 2002 – janeiro de 2004 a dezembro de 2012 | Inflação – IPCA; Expectativa – Focus; Custo Marginal – <i>gap</i> desemprego; Outras variáveis – taxa de câmbio. | 1ª Especificação <i>Backward Looking</i> – 0.651; <i>Forward Looking</i> – 0.394. 2ª Especificação <i>Backward Looking</i> – 0.733; <i>Forward Looking</i> – 0.341. |
| TRISTÃO & TORRENT (2013) | CPNKH/ GMM paramétrico e semi-paramétrico/ abril de 2002 a setembro de 2009 | Inflação – IPCA; Expectativa – Focus; Custo Marginal- hiato do produto; Outras variáveis - | Paramétrico <i>Backward Looking</i> – 0.4168; <i>Forward Looking</i> – 0.5229. Semi-Paramétrico <i>Backward Looking</i> – 0.3556; <i>Forward Looking</i> – 0.4487. |

Fonte: Elaboração Própria.

Dos resultados apresentados, o destaque vai para a diferença de significância dos termos expectacionais encontrados pelos autores relatados. Independente da metodologia utilizada, a importância para o termo inercial é bem maior que para o termo da expectativa futura. Com exceção de uma das quatro especificações apresentadas por Carvalho (2010) e das duas de Tristão e Torrent (2013), todos os outros resultados apontam um parâmetro maior para o componente *Backward Looking*.

De outra forma, pode-se apontar que se neste trabalho as estimações fossem efetuadas a partir, apenas, de modelos que consideram a média condicional (GMM e TSLS), os resultados seriam semelhantes aos relatados no Quadro (1). Mesmo que no período Dilma os componentes expectacionais (adaptativos e racionais) estão mais pareados, a inércia inflacionária ainda domina a determinação do processo inflacionário para a economia brasileira. Entretanto, quando se analisa os resultados a partir da IVQR é possível identificar o processo de ancoragem das expectativas que se consolidou no período mais recente.

V CONSIDERAÇÕES FINAIS

Desde que Galí e Gertler (1999) consideraram que um conjunto de firmas tende a reajustar seus preços com uma regra *Backward Looking*, introduzindo na curva de Phillips o termo capaz de captar a inércia inflacionária e formulando, assim, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH), diferentes metodologias vêm sendo empregadas para fins de sua verificação empírica.

Levando em consideração que este foi o modelo canônico que estimou a CPNKH, este ensaio fez o uso da metodologia referente ao método da regressão quantílica inversa para analisar a significância dos componentes presentes nesta curva. Pois, como Maia e Cribari-Neto (2006) destacam, a literatura internacional tem considerado a possibilidade de comportamentos assimétricos das dinâmicas inflacionárias.

Os modelos de regressão quantílica, primeiramente exposto por Koenker e Bassett (1978), tem a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos de uma distribuição. Entretanto, Chernozhukov e Hansen (2005) mostraram que estas estimativas não somente são viesadas se as mudanças na variável endógena não afetarem a escala ou formato da distribuição da variável dependente, como estas mudanças são somente na localização. Desta forma, estes autores desenvolveram a regressão quantílica inversa (IVQR) que gera estimativas consistentes sem suposições restritivas.

Neste contexto, as estimativas deste ensaio, que compreendem dados mensais de maio de 2001 a agosto de 2016, partem dos modelos que utilizam da média condicional da variável dependente – Método dos momentos Generalizados (GMM) e Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (TSLS) - para atingir a regressão quantílica com erros padrão robustos HAC para três diferentes períodos (período completo, o que compreende os dois mandados do presidente Lula e os mandatos da presidente Dilma).

As principais contribuições deste trabalho dizem respeito à importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo para praticamente todas as especificações e modelos apresentados. Utilizando do modelo da regressão quantílica inversa, por outro lado, é possível verificar o termo *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis de inflação. Esse resultado, portanto, indica que esses dois termos são instáveis para diferentes níveis de inflação.

Apenas nas estimações quantílicas, é possível mostrar evidências que o RMI alcançou um dos seus principais objetivos: o de ancorar a formação de preços da economia brasileira a partir das expectativas dos agentes econômicos. Além disso, o modelo IVQR mostrou o comportamento bastante assimétrico da formação de preços no Brasil, ou seja, as diferentes significâncias e patamares dos parâmetros ao longo de toda a distribuição da variável dependente. Neste sentido, a estimação por janelas demonstrou que, uma vez amadurecido o objetivo do RMI, os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços.

Neste contexto, mesmo que o trabalho tenha alcançado o proposto objetivo e apresentado resultados interessantes respaldos em uma metodologia relativamente nova às estimações da curva de Phillips para a economia brasileira, aqui não se esgotam as possibilidades de aplicações de melhores especificações empíricas e teóricas acerca do tema em futuros trabalhos.

REFERÊNCIAS

- AMEMIYA, T.. “*Two stage least absolute deviations estimators*”. *Econometrica* v. 50, p. 689-711, 1982.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. “*Relatório de Inflação*”. Diversos números.
- BOZ, C.. “*Estimating the New Keynesian Phillips Curve by Quantile Regression Method for Turkey*”. *Modern Economy*, v.4, 2013.
- BUSETTI, F., CAIVANO, M. e RODANO, L.. “*On the conditional distribution of euro area inflation forecast*”. Banca d’Italia, Working Papers n. 1027, 2015.
- CARVALHO, P. V. C de. “*A curva de Phillips Novo-Keynesiana é não-linear? Evidências de países com metas de inflação*”. 57f. Dissertação (Estrado em Economia) – PUC Rio de Janeiro, 2010.
- CHERNOZHUKOV, V. H. & HANSEN, C.. “*An IV Model of Quantile Treatment Effects*”. *Econometrica*, v. 73, 2005.
- CHORTAREAS, G., MAGONIS, G & PNAGIOTIDIS, T.. “*Testing the Asymmetry of the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from the Euro-area*”. *Economics Letters* v. 114, p. 161-163, 2010.
- CLARIDA, R., GALÍ, J. & GERTLER, M.. “*Monetary policy rules in practice: some international evidence*”. *European Economic Review* v. 42, p. 1003-1067, 1998.
- FITZENBERGER, B. “*The moving blocks bootstrap and robust inference for linear least squares and quantile regressions*”. *Journal of Econometrics*, v. 82, 1997.
- FRIEDMAN, M.. “*The Role of Monetary Policy*”. *The American economic review*, v. 58, p. 1-17, 1968.
- GALI, J. & GERTLER, M.. “*Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*”. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, p. 127-159, 1999.
- HANSEN, L. P.. “*Large sample properties of generalized method of moments estimators*”. *Econometrica*, v. 50, n. 4, 1982.
- KIM, T. H. & MULLER, C.. “*Two-stage quantile regression when the first stage is based on quantile regression*”. A discusión, WP-AD, março de 2004.
- KOENKER, R. & BASSETT, G. “*Regression Quantile*”. *Econometrica*, v. 46, n. 1, 1978.
- KOENKER, R. & XIAO, Z.. “*Inference on the Quantile Regression Process*”. *Econometrica*, v.70, n. 4, 2002.

- KOENKER, R. & XIAO, Z. “*Quantile Regression*”. Texto para discussão, Disponível em: <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/qar/qar9.pdf>, 2004a.
- LEE, D. J. e YOON, J. H. “*The New Keynesian Phillips Curve in Multiple Quantile and the Asymmetry of Monetary Policy*”. University of Connecticut, Department of Economics – Working Paper 03, 2012.
- MAIA, A. L. S. e CRIBARI-NETO, F.. “*Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica*”. Revista Brasileira Econômica, v. 60 n 2, 2006.
- MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. “*Real Wage Rigidity and the New Phillips Curve: The Brazilian Case*”. Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro v. 64 n. 3, p. 291–306 jul-set. 2010
- MEDEIROS, G. B.. “*Ensaio sobre Política Monetária e Curva de Phillips no Brasil*”. 107 f. Tese (doutorado), Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS – Porto Alegre, 2014.
- MENDONÇA, M. J. C. de, SACHSIDA, A. & MEDRANO, L. A. T.. “*Inflação versus desemprego: novas evidências para o Brasil*”. Economia Aplicada, v. 16, n. 3, p. 475-500, 2012.
- MUTH, J. F.. “*Rational expectations and the theory of price movements*”. Econometrica, v. 29, p. 315-335, 1961.
- OLIVEIRA, L., PORTUGAL, M. S. & ABRITA, M. B.. “*Taxa de desemprego não aceleradora da inflação, uma estimação da NAIRU para a economia brasileira no período de 2000 até 2013*”. Nova Economia, v. 26, n. 2, p. 491-513, 2016.
- PHELPS, E. S. & TAYLOR, J. B.. “*Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations*”. Journal of Political Economy, v.85, p. 163-190, 1977.
- PHILLIPS, A. W.. “*The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957*”. Economica, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.
- POWELL, J.. “*The asymptotic normality of two-stage least absolute deviations estimators*”. Econometrica v. 51, 1983.
- SILVA FILHO, T. N. T.; “*Searching for the NAIRU in a large relative price shock’s economy brazilian case*”. BACEN. Working Paper Series, 163, 2008.
- STOCK, J. H. & YOGO, M.. “*Testing for weak instruments in linear IV regression*”. In: Identification and inference for econometrics models. Essays in honor of Thomas Rothenberg ed. D. W. Andrews and J. H. Stock. Cambridge University Press, 2005.
- TILMANN, P. e WOLTERS, M. H.. “*The changing dynamics of US inflation persistence: a quantile regression approach*”. Institute for Monetary and Financial Stability, Working paper Series n. 60, 2012.
- TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. “*The recent Brazilian disinflation process and costs*”. Brasília: Central Bank of Brazil, June 2006 (Working Paper Series, n. 109).
- TRISTÃO, T. S. e TORRENT, H. S.. “*Relações não lineares na curva de Phillips: Uma abordagem semi-paramétrica*”. Anais. XLI Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, 2013.
- WOLTERS, M. H.. “*Estimating Monetary Policy Reaction Functions Using Quantile Regressions*”. Journal of Macroeconomics, V. 34, p. 342-361, Junho de 2012.

APÊNDICE A - Quadro de resumo dos artigos utilizados na análise empírica

Quadro A.1: Resumo dos artigos utilizados

| Autores | Artigo/ Ano | Metodologia/ País | Variáveis Utilizadas | Periodicidade e/ Período | Principais Resultados |
|---|--|--|--|---|--|
| Galí, J. & Gertler, M. | “ <i>Inflation dynamics: A structural econometric analysis</i> ” (1999) | Método dos Momentos Generalizados (GMM) para dados dos Estados Unidos da América | -Labor income share in the non-farm bussiness sector -GDP deflator | Dados trimestrais do primeiro trimestre de 1960 ao quarto trimestre de 1997 | - Custo marginal real é um importante determinante da inflação; - <i>Forward Looking</i> é muito importante; - <i>Backward Looking</i> é significativa mas de importância reduzida. |
| MAIA, A. L. S. e CRIBARI-NETO, F.. | “ <i>Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica</i> ”, (2006). | Auto-regressão Quantílica | -Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) -Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) | Dados mensais de agosto de 1994 à abril de 2004 para dados da economia brasileira | Os resultados indicam que o comportamento dinâmico do processo inflacionário brasileiro não é constante ao longo da distribuição condicional da taxa de inflação. Em particular, choques ocorridos quando a inflação é maior, possuem tempo de dissipação superior àqueles choques que ocorrem quando o processo está em outras regiões da distribuição condicional. Dado o caráter globalmente estacionário da série, o tempo de dissipação dos choques parece depender do comportamento local da dinâmica inflacionária. Essa dinâmica assimétrica não havia sido revelada por trabalhos anteriores. |
| CHORTAR EAS, G., MAGONIS, G & PNAGIOTI DIS, T.. | “ <i>Testing the Asymmetry of the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from the Euro-area</i> ” (2012) | Regressão Quantílica em dois estágios para a zona do Euro | -GDP deflator -Unit Labor Cost Instrumentos – quatro lags da inflação, do custo marginal, do gap do produto, inflação baseada no CPI, inflação salarial e spread de curto prazo da taxa de juros. | Primeiro trimestre de 1970 ao quarto trimestre de 2007 | O componente <i>Forward Looking</i> é quantitativamente mais alto do que o <i>Backward Looking</i> . Quando a inflação aumenta, o componente <i>Forward Looking</i> aumenta e permanece estatisticamente significativo, ficando próximo a um em quantis mais altos. Para o componente <i>Backward Looking</i> , enquanto para baixos quantis o coeficiente fica abaixo de 0.5 mas estatisticamente significativo, ele se torna insignificante em quantis mais altos. |
| LEE, D. J. e YOON, J. H.. | “ <i>The New Keynesian Phillips Curve in Multiple Quantile and the Asymmetry of Monetary Policy</i> ” (2012) | Regressão quantílica de variável instrumental para dados dos Estados Unidos da América | -GDP deflator -US Survey of Professional Forecast (SPF) -GDP pelo filtro HP -Non Farm unit labor cost | Dados trimestrais do primeiro trimestre de 1969 ao segundo trimestre de 2008 | Quando a inflação está alta, a estimativa dos coeficientes estão perto daqueles da CPNKH canônica (<i>Forward Looking</i> é maior que o <i>Backward Looking</i>). Entretanto, a estimação suporta a versão híbrida nos níveis de quantis médios e mais baixos, nos quais o coeficiente da inflação defasada é significativo. Entretanto, a inflação se torna maior quando a expectativa de inflação aumenta enquanto decrescente expectativa de inflação a torna menor. Este resultado indica que a política de desinflação seria mais eficiente em termos de riscos menores. |
| TILMANN, P. e WOLTERS, M. H.. | “ <i>The changing dynamics of US inflation persistence: a quantile regression approach</i> ” (2012). | Regressão Quantílica para dados dos Estados Unidos da América | -Consumer Price Index (CPI) -Personal Consumption Expenditure (PCE) -GDP deflator | Dados mensais e trimestrais de 1960 à 2010 | Os autores encontraram forte e robusta evidência para uma redução na persistência em todos os quantis de inflação condicional com persistência cada vez mais homogênea entre quantis. Por fim, constataram que a redução na persistência é consistente com o sucesso da política monetária em estabilizar a inflação ao redor da sua média. |

Continua...

Continuação...

| Autores | Artigo/ Ano | Metodologia/ País | Variáveis Utilizadas | Periodicidade/ Período | Principais Resultados |
|--|---|---|---|---|--|
| BOZ, C.. | “Estimating the New Keynesian Phillips Curve by Quantile Regression Method for Turkey” (2013) | Regressão Quantílica para a Turquia | - Consumer Expectation Price Index -Gap do produto - Taxa de câmbio nominal | Dados trimestrais do primeiro trimestre de 2002 ao terceiro trimestre de 2012 | Quando a taxa de inflação é baixa, o termo <i>Backward Looking</i> é significativo e o <i>Forward Looking</i> não. Mas quando a taxa de inflação é alta, a significância do termo <i>Forward Looking</i> domina o termo <i>Backward Looking</i> . Em adicional, a significância da taxa de câmbio aumenta para alta inflação. Isto reflete que a taxa de inflação é relativamente mais dirigida pela inércia quando a inflação é baixa, mas é guiada pelas expectativas dos agentes quando a taxa de inflação é alta. |
| BUSETTI, F., CAIVANO, M. e RODANO, L.. | “On the conditional distribution of euro area inflation forecast” (2015) | Regressão Quantílica dinâmica para a zona do euro | - Mudança ano-por-ano do logaritmo do índice harmonizado dos preços ao consumidor -Gap do produto -Mudanças nos preços do petróleo da zona do euro -taxa de câmbio efetiva nominal da zona do euro | Dados trimestrais de 1990 à 2014 | Os autores encontraram que a dinâmica inflacionária parece ser mais persistente em quantis mais baixos da distribuição; isto pode, entretanto, ser mais difícil para a política monetária contornar choques negativos que empurram a inflação para baixo da sua média condicional, do que no caso de choques positivos. O processo inflacionário parece ser mais reativo a condições cíclicas na extremidade direita da distribuição; a resposta da taxa de câmbio é mais forte quando a inflação está nas extremidades. |

Fonte: Elaboração própria.

APÊNDICE B - Estimativas para equação (5) pelos métodos TSLS e GMM

A Tabela (B.1) apresenta as estimativas da equação (5) a partir dos métodos dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (TSLS) e do Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Tabela B.1 - Estimativas da equação (5) a partir dos métodos TSLS e GMM

| Parâmetros | Completo | | Lula | | Dilma | |
|------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | TSLS | GMM | TSLS | GMM | TSLS | GMM |
| β_1 | 0.0224 (0.0351) | 0.0288 (0.0352) | 0.0104 (0.0552) | 0.0322 (0.0446) | 0.1316 (0.0475)* | 0.1161 (0.0380)* |
| β_f | 0.3112 (0.0822)* | 0.2928 (0.0618)* | 0.3055 (0.1648)*** | 0.2766 (0.1548)** | 0.2930 (0.0966)* | 0.2874 (0.0763)* |
| β_b | 0.3533 (0.0807)* | 0.3588 (0.0802)* | 0.3561 (0.1147)* | 0.3579 (0.1344)* | 0.2729 (0.1148)** | 0.2938 (0.1046)* |
| β_4 | -0.0178 (0.0150)** | -0.0186 (0.0139) | -0.0108 (0.0250) | -0.0171 (0.0260) | -0.0157 (0.0202) | -0.0105 (0.0157) |
| β_5 | 0.0008 (0.0003) | 0.0007 (0.0012) | 0.0008 (0.0552) | 0.0007 (0.0004) | 0.0004 (0.0003) | 0.0004 (0.0384) |
| J-Statístico (p-valor) | 0.0773 ² | 0.2051 ³ | 0.3579 ⁴ | 0.4483 ⁴ | 0.723 ⁴ | 0.6577 ⁴ |
| Cragg-Donald (F-stat) | 5.2253 ² | 5.2253 ² | 2.8418 | 2.8418 | 4.832 ² | 4.8320 ² |
| R ajustado | 0.7909 | 0.7851 | 0.5312 | 0.6226 | 0.6677 | 0.6653 |

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Eviews.

OBS: * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.

Parênteses indicam o desvio-padrão *Newst.*

Validade dos instrumentos: ¹ Significativo a 5%, ² 10%, ³ 20%, ⁴ mais de 30%.

Instrumentos fracos: ¹ Significativo a 5%, ² 10%, ³ 20%, ⁴ mais de 30%.

APÊNDICE C - Estimativas para equação (5) pelo método IVQR

Neste apêndice são apresentadas as estimativas para as três especificações propostas a partir do modelo de regressão quantílica inversa. Assim, a Tabela (C.1) apresenta os parâmetros estimados ao longo de toda a distribuição condicional da variável dependente (inflação), dando destaque as quantis que vão de 0.15 a 0.85.

Tabela C.1 - Estimativa do modelo completo estimado pelo método da regressão quantílica inversa

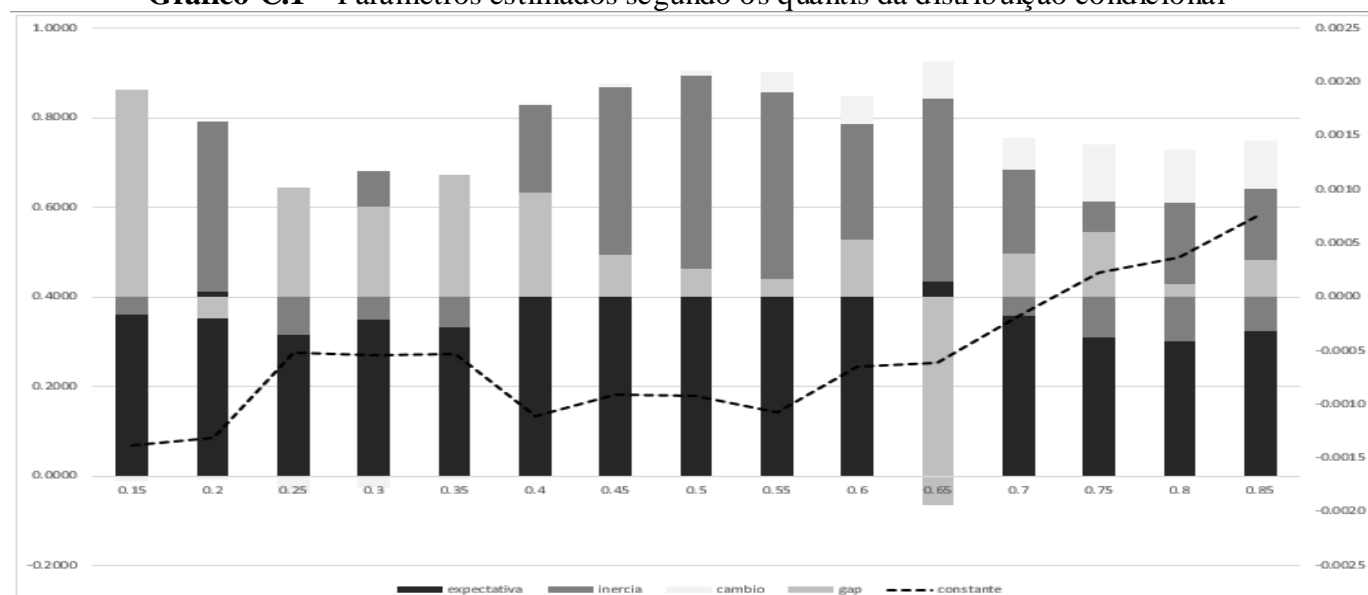
| Quantis | Parâmetros | | | | | |
|---------|------------|-----------|---|-----------|-----------|-----------|
| | β_1 | β_f | | β_b | β_2 | β_3 |
| 0.15 | 0.0671 | 0.3612** | > | 0.3426** | 0.0019 | -0.0099 |
| 0.2 | 0.085 | 0.4132* | > | 0.3803* | -0.0002 | -0.009 |
| 0.25 | 0.2764** | 0.3145* | > | 0.2967* | 0.001 | -0.0393 |
| 0.3 | 0.2696** | 0.3495* | > | 0.3334* | 0.0008 | -0.0245 |
| 0.35 | 0.2741** | 0.3322* | > | 0.3129* | 0.0011 | -0.0088 |
| 0.4 | 0.1349 | 0.4232* | > | 0.4066* | 0.001 | 0.003 |
| 0.45 | 0.1825*** | 0.4431* | > | 0.4247* | 0.0004 | 0.0092 |
| 0.5 | 0.1803 | 0.4540* | > | 0.4403* | 0.0003 | 0.0127 |
| 0.55 | 0.1426 | 0.4396* | > | 0.4183* | 0.0002 | 0.0462 |
| 0.6 | 0.2439*** | 0.4044* | > | 0.3823* | 0.0005 | 0.0618 |
| 0.65 | 0.2519*** | 0.4334* | > | 0.4111* | 0.0019** | 0.0810*** |
| 0.7 | 0.3585* | 0.3582* | > | 0.3267* | 0.0004 | 0.0706 |
| 0.75 | 0.4555* | 0.3089** | > | 0.3036** | 0.0006 | 0.1286* |
| 0.8 | 0.4883* | 0.3021** | < | 0.3090** | 0.0001 | 0.1175** |
| 0.85 | 0.5863* | 0.3235** | > | 0.3176** | 0.0003 | 0.1091*** |

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

OBS: Parâmetros em negrito são significativos - * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.

A média da inflação (constante) a cada quantil parece ter comportamento contrário ao componente expectacional. Quando a expectativa aumenta a inflação média se torna menor, se a expectativa é decrescente a inflação está crescendo este fato pode ser melhor analisado no Gráfico (C.1). Segundo Lee e Yoon (2012), este resultado indica que a política de desinflação seria mais eficiente em termos de riscos menores.

Gráfico C.1 – Parâmetros estimados segundo os quantis da distribuição condicional



Fonte: Elaboração própria.

Em quantis mais altos tanto o *Forward Looking* quanto o *Backward Looking* estão reduzindo o patamar dos parâmetros, porém a inflação está aumentando. O que se pode analisar é que o parâmetro do câmbio passa a ter significância estatística, ou seja, quando a inflação é mais alta um dos componentes responsáveis por isso é a taxa de câmbio.

A Tabela (C.2) apresenta os parâmetros e suas significâncias estatísticas para o modelo Lula.

Tabela C.2 - Estimativa do modelo Lula estimado pelo método da regressão quantílica inversa

| Quantis | Parâmetros | | | | | |
|---------|------------|-------------------|---|------------------|-----------|-----------|
| | β_1 | β_f | | β_b | β_2 | β_3 |
| 0.15 | 0.3543 | 0.2717 | > | 0.2426 | 0.0003 | 0.1412 |
| 0.20 | 0.3458 | 0.2646 | < | 0.2700*** | 0.0002 | 0.0843 |
| 0.25 | 0.3331 | 0.28624*** | < | 0.2910*** | 0.0013 | 0.0332 |
| 0.30 | 0.3738 | 0.2830*** | > | 0.2822** | 0.0008 | -0.0104 |
| 0.35 | 0.3637 | 0.2967*** | < | 0.3023** | 0.0001 | -0.0105 |
| 0.40 | 0.3744 | 0.3015*** | < | 0.3067** | -0.0003 | -0.0023 |
| 0.45 | 0.4262*** | 0.2888 | > | 0.2869*** | -0.0004 | -0.0372 |
| 0.50 | 0.3568 | 0.3477*** | > | 0.3433** | -0.0005 | 0.0000 |
| 0.55 | 0.2719 | 0.4379** | > | 0.4343** | 0.0012 | 0.0316 |
| 0.60 | 0.2882 | 0.4597** | > | 0.4594** | 0.0018 | 0.0355 |
| 0.65 | 0.3920 | 0.3591*** | > | 0.3521*** | 0.0056* | -0.0068 |
| 0.70 | 0.6709** | 0.2363 | < | 0.2437 | 0.0017 | 0.0466 |
| 0.75 | 0.6342*** | 0.3202 | < | 0.3442 | -0.0010 | 0.0564 |
| 0.80 | 0.7150*** | 0.0378 | < | 0.0842 | 0.0004 | -0.0051 |
| 0.85 | 0.7664** | 0.0433 | > | 0.0278 | -0.0021 | 0.0464 |

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

OBS: Parâmetros em negrito são significativos - * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.

A Tabela (C.3) apresenta os parâmetros e suas significâncias estatísticas para o período Dilma.

Tabela C.3: Estimativa do modelo Dilma estimado pelo método da regressão quantílica inversa

| Quantis | Parâmetros | | | | | |
|---------|------------|---------------|---|------------------|-----------|-----------|
| | β_1 | β_f | | β_b | β_2 | β_3 |
| 0.15 | 0.1834 | 0.4220 | > | 0.3970 | -0.0002 | -0.0026 |
| 0.20 | 0.2121 | 0.3674 | > | 0.3479 | 0.0002 | 0.0159 |
| 0.25 | 0.2180 | 0.2466 | > | 0.2224 | 0.0004 | 0.0695 |
| 0.30 | 0.2127 | 0.2707 | < | 0.2825 | 0.0005 | 0.0971 |
| 0.35 | 0.33445*** | 0.1153 | > | 0.1109 | 0.0001 | 0.1294 |
| 0.40 | 0.2451 | 0.1556 | > | 0.1494 | 0.0001 | 0.1270 |
| 0.45 | 0.3504*** | 0.1566 | < | 0.1591 | 0.0014 | 0.1796** |
| 0.50 | 0.3667** | 0.1530 | < | 0.1622 | 0.0007 | 0.1762** |
| 0.55 | 0.3823** | 0.1750 | < | 0.1791 | 0.0000 | 0.1904* |
| 0.60 | 0.3389** | 0.2649 | < | 0.2698*** | -0.0003 | 0.1768** |
| 0.65 | 0.3517** | 0.2598 | > | 0.2496 | -0.0021 | 0.1416*** |
| 0.70 | 0.4355* | 0.2559 | < | 0.2619*** | 0.0009 | 0.2176** |
| 0.75 | 0.3880** | 0.3408** | < | 0.3525** | 0.0001 | 0.2238** |
| 0.80 | 0.3852** | 0.3594** | < | 0.3731** | 0.0000 | 0.2304** |
| 0.85 | 0.5008* | 0.2639 | < | 0.2768*** | 0.0002 | 0.2791* |

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

OBS: Parâmetros em negrito são significativos - * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.