AVALIANDO AS MEDIDAS DE NÚCLEO DA INFLAÇÃO NO BRASIL

CRISTIANO SANTOS *

IVAN CASTELAR †

Resumo

Este artigo avalia as medidas de núcleo da inflação utilizadas pelo Banco Central do Brasil a partir de modelos econométricos de séries temporais. Três aspectos básicos do núcleo são avaliados: a ausência de viés, a dinâmica de ajustamento e a capacidade preditiva fora da amostra. As medidas avaliadas foram o núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio, o núcleo por exclusão ex2, o núcleo médias aparadas suavizadas e o núcleo dupla ponderação. Os resultados mostram que apenas os núcleos por exclusão ex2 e as médias aparadas suavizadas não possuem viés e servem como indicador da dinâmica de ajustamento para a inflação. Com relação à capacidade preditiva, os resultados indicam que os núcleos divulgados pelo BC do Brasil não são adequados para prever a inflação no longo prazo.

Palavras-chave: Núcleo da Inflação; Medidas; Avaliação; Previsão.

Abstract

This paper evaluates four core inflation indicators used by the Central Bank of Brazil; that is, the exclusion indicator, the exclusion ex2 indicator, the smoothed trimmed mean and the double weight indicator. Econometric time series models were used to assess the unbiasedness, the dynamic adjustment, and the predictive ability of core inflation indicators. The results show that only the exclusion ex2 and smoothed trimmed mean were unbiased and they can serve as indicators of dynamic adjustment for inflation. With respect to forecast ability, one can say that the core inflation indicators used by the Central Bank are not suitable to forecast long-term inflation.

Keywords: Core inflation; Measures; Evaluation; Forecasting.

JEL classification: E31, C32

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea134823>

* Universidade Federal de Alagoas - UFAL. E-mail: cristiano1br@gmail.com

† Universidade Federal do Ceará - UFC. E-mail: lume1250@yahoo.com.br

1 Introdução

As medidas de núcleo da inflação são indicadores que auxiliam o Banco Central (BC) a atingir a meta inflacionária com uma menor variação da política monetária e, portanto, com uma menor variação no produto, consumo e emprego. No Brasil, o BC adotou um conjunto de medidas de núcleo que são usadas para orientar a política monetária e justificar as decisões tomadas para o público.

A ampla utilização do núcleo da inflação em diversos países¹ tem motivado trabalhos recentes a investigar se as medidas de núcleo são realmente úteis para as autoridades monetárias. Bermingham (2010) avalia diferentes medidas de núcleo para os Estados Unidos e conclui que elas não são melhores do que simples modelos de referência para indicar a tendência e prever a inflação no longo prazo. No caso do Brasil, o trabalho de Silva Filho & Figueiredo (2011)² evidencia que as medidas de núcleo usadas pelo BC não ajudam a prever a inflação e recomendam que elas sejam usadas com cautela.

Por outro lado, Marques et al. (2003) mostram que nos Estados Unidos as medidas de núcleo são úteis para a estabilidade de preços e como indicadores de ajuste e de comportamento da inflação no longo prazo. Considerando dados do mesmo país, Smith (2004) mostra também que usar uma medida de núcleo para prever a inflação no longo prazo é melhor do que usar a própria série de inflação. Le Bihan & Sédillot (2000) chegam à mesma conclusão usando dados da França e outros modelos de previsão.

Dessa forma, este artigo avalia as medidas de núcleo da inflação usadas pelo BC do Brasil a partir de três aspectos básicos, isto é, a ausência de viés, a dinâmica de ajustamento e a capacidade de prever a inflação no longo prazo. Para isso, utilizam-se modelos de séries temporais para verificar a existência de tais relações estatísticas entre a inflação e as medidas de núcleo ao longo do tempo.

Silva Filho & Figueiredo (2014) é outro trabalho que também avalia o conjunto de medidas de núcleo divulgadas pelo BC do Brasil. Nele, a análise se concentra em aspectos de como as medidas são construídas e no comportamento das estatísticas descritivas; enquanto que neste trabalho, utilizam-se critérios de avaliação das medidas baseados em modelos econométricos. Portanto, esse artigo vem complementar a literatura já existente sobre o tema com a utilização de uma metodologia distinta.

São basicamente duas as principais contribuições deste trabalho. A primeira é a utilização de um algoritmo de previsão fora da amostra que fornece uma avaliação mais realista da capacidade preditiva dos núcleos e mais consistente em relação à escolha do número de previsões. A segunda são as evidências empíricas obtidas com dados do Brasil, as quais podem servir para orientar a discussão teórica e a construção de novas medidas de núcleo.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em mais cinco seções. Na seção 2, é apresentado o problema e as abordagens para mensurar o núcleo da inflação. A seção 3 faz uma revisão da literatura sobre as principais medidas de núcleo. Na seção 4, definem-se os critérios de avaliação e o algoritmo

¹Ver Wynne (2008) para uma revisão sobre a utilização do núcleo da inflação pelos Bancos Centrais dos principais países.

²Na sua versão original de texto para discussão, este foi o primeiro trabalho que avaliou as medidas de núcleo usadas pelo BC e influenciou em 2009 a substituição de duas medidas de núcleo que vinham sendo usadas por outras duas que foram construídas neste mesmo trabalho.

usado para testar a capacidade preditiva. Na seção 5, encontram-se os resultados da avaliação dos núcleos da inflação usados pelo BC do Brasil. E por fim, a seção 6 apresenta as conclusões.

2 O problema e as abordagens para mensurar o núcleo da inflação

Como uma medida de núcleo da inflação é derivada a partir de uma medida de inflação, é necessário compreender a relação entre estas. Enquanto a inflação mensura a variação no preço de bens e serviços entre dois períodos, o núcleo da inflação captura apenas a parte da variação de preços que é relevante para as autoridades monetárias.

Dessa forma, o problema de mensurar o núcleo consiste em definir a parte da inflação que é relevante e em propor um método adequado para estimá-la. Formalmente, a inflação π_t observada no tempo t pode ser dividida em duas partes complementares, um núcleo π_t^* e um componente, $u_t = \pi_t - \pi_t^*$, que representa a diferença entre a inflação e o núcleo, ou seja,

$$\pi_t = \pi_t^* + u_t \quad (1)$$

Como a equação (1) descreve apenas uma identidade, é necessário fazer alguma hipótese sobre o núcleo π_t^* para identificá-lo a partir da inflação observada π_t . Conforme Roger (1998), há duas hipóteses que são geralmente usadas – o núcleo como inflação persistente e o núcleo como inflação generalizada.

A hipótese de núcleo como inflação generalizada propõe que a taxa de inflação é composta por um componente generalizado que afeta todos os preços – definido como o núcleo – e um componente idiossincrático, que afeta apenas o preço de um determinado produto alterando seu preço relativo. Dessa maneira, a identidade (1) pode ser escrita como:

$$\pi_t = \pi_t^g + \sum_i \alpha_i \eta_{i,t} \quad (2)$$

onde π_t é a taxa de inflação, π_t^g é o componente generalizado, considerado o núcleo, os $\eta_{i,t}$'s são os componentes idiossincráticos e os α_i 's são os pesos de cada bem na cesta de produtos tal que $\sum_i \alpha_i = 1$.

Essa definição de núcleo se baseia na teoria quantitativa da moeda, segundo a qual a inflação no longo prazo não é afetada pelos preços relativos, mas somente por movimentos generalizados nos preços, associados com a expansão monetária. Sendo assim, o BC deve considerar o núcleo da inflação como sendo o componente generalizado, pois é esta a parte da inflação sobre a qual a política monetária produz efeitos.

Já a segunda hipótese usada para estimar o núcleo é baseada na distinção entre a inflação persistente, a qual pode ser entendida como uma tendência da inflação, e a inflação transitória, que representa os choques como um impacto temporário sobre os preços. Dessa forma, a identidade em (1) pode ser expressa como:

$$\pi_t = \pi_t^p + \nu_t \quad (3)$$

onde π_t é a taxa de inflação, π_t^p é o componente persistente que representa o núcleo e ν_t é o componente transitório.

Como a política monetária tem um efeito defasado sobre os preços da economia, a distinção entre movimentos de preços persistentes e transitórios é importante, pois se o BC responde a um movimento temporário dos preços, pode-se ter uma variabilidade não desejada no crescimento do produto. Por outro lado, se o BC não responde a um aumento persistente dos preços logo no início, pode-se ter um aumento sustentado na inflação, o que requer um período mais prolongado de uma política monetária restritiva.

Apesar de a inflação persistente ser uma hipótese sem determinantes teóricos bem definidos, costuma-se relacionar o componente persistente como sendo relativo às pressões da demanda agregada sobre a capacidade da economia, e o componente transitório como resultado dos choques de oferta.

3 Medidas de núcleo

Como não existe um consenso sobre a melhor medida para o núcleo da inflação, esta seção sumariza as principais medidas proposta na literatura econômica. Para isso, as medidas são agrupadas de acordo com o método utilizado para a estimação. Observa-se que as medidas de corte transversal são as que capturam a inflação generalizada, enquanto que as medidas de séries temporais buscam capturar a inflação persistente. Já as medidas de painel, utilizam conjuntamente as informações de corte transversal e de séries temporais para estimar o núcleo.

3.1 Medidas de Corte Transversal

As medidas de corte transversal do núcleo da inflação são obtidas a partir da aplicação de técnicas estatísticas sobre os dados da distribuição dos preços em cada período. Devido à simplicidade e facilidade na construção dessas medidas, elas são geralmente utilizadas pelos Bancos Centrais e disponibilizadas por órgãos estatísticos.

Os núcleos por exclusão são as medidas mais tradicionais de núcleo da inflação e são construídas por meio da exclusão dos produtos de maior volatilidade que compõem o índice de preço, como alimentos e energia. Essas medidas se baseiam tanto na ideia de que os mercados desses bens são frequentemente atingidos por choques idiossincráticos quanto na ideia de que o movimento desses preços refletem choques temporários sobre a taxa de inflação.³ As principais críticas feitas às medidas por exclusão são a falta de um critério que oriente a escolha dos itens que devem ser excluídos, e a perda de informações relevantes com a exclusão dos mesmos.

O núcleo por médias aparadas, proposto por Bryan & Cecchetti (1994), é calculado eliminando-se determinada porcentagem das caudas da distribuição de corte transversal da variação de preços, ou seja, os itens que apresentam variações de preços extremas em determinado período são removidos. Essas medidas se baseiam na definição de núcleo como inflação generalizada e procuram eliminar as variações extremas de preço como uma forma de estimar o componente comum. Roger (1998) aponta que os principais problemas das medidas de médias aparadas são que elas não fazem a distinção entre distúrbios persistentes e transitórios.

³Ver Hogan et al. (2001) para uma discussão mais detalhada das medidas por exclusão.

As medidas reponderadas utilizam novos pesos para calcular o núcleo e não excluem nenhum item dos índices de preços. Bilke & Stracca (2007) calculam a medida de núcleo reponderando cada componente do índice de preços de acordo com sua persistência relativa, mensurada por coeficientes autorregressivos ou por um indicador de reversão à média. Mostram que essa medida na área do euro é altamente correlacionada com a política monetária do Banco Central Europeu.

Os estudos aplicados para estimar o núcleo da inflação no Brasil por meio de medidas de corte transversal são encontrados em Picchetti & Toledo (2000) e Barros & Schechtman (2001), que propõem medidas de médias aparadas para estimar o núcleo da inflação.

3.2 Medidas de Séries Temporais

Diferente das medidas de corte transversal, as medidas de séries temporais utilizam modelos estatísticos mais elaborados que procuram capturar o componente persistente da inflação. Nesse contexto, o problema de medir o núcleo é visto de duas maneiras equivalentes, ou seja, no domínio do tempo, como um problema de decompor séries econômicas em componente permanente e transitório, e no domínio da frequência, como um problema de separar os componentes de baixa e alta frequência.

3.2.1 Domínio do tempo

Um dos principais trabalhos que abordam o problema de estimação do núcleo no domínio do tempo é o de Quah & Vahey (1995), que propõe uma medida de núcleo da inflação baseada na estimação de um vetor autorregressivo estrutural (SVAR) com duas variáveis, a taxa de inflação e o produto agregado.

Quah & Vahey (1995) definem o núcleo da inflação como o componente que, no médio e longo prazo, não tem impacto sobre o produto real. Eles utilizam, então, essa definição como restrição de longo prazo para identificar os componentes permanente e transitório na decomposição proposta por Blanchard & Quah (1989). Resumidamente, Quah & Vahey (1995) adotam implicitamente o conceito de núcleo como inflação persistente ao associá-lo com o componente permanente da inflação, que é estimado a partir do SVAR.

Uma das limitações da metodologia empregada por Quah & Vahey (1995) é que ela supõe que existe apenas dois choques, um permanente e um transitório, que afetam a inflação e o produto. Com isso, Bagliano & Morana (2003) estendem o trabalho de Quah & Vahey (1995) de um modelo bivariado para um multivariado que inclui, além das variáveis inflação e produto, outras variáveis que contribuem para pressões inflacionárias.

Para identificar o componente permanente nessa nova configuração, Bagliano & Morana (2003) utilizam o modelo de tendências comuns baseado em Stock & Watson (1988) e King et al. (1991), o qual permite, a partir da existência de uma relação de longo prazo, decompor as variáveis do modelo em um componente não estacionário (choques permanentes) e um componente estacionário (choques transitórios). No entanto, essa metodologia exige que a inflação e as variáveis do modelo sejam não estacionárias e cointegradas.

As principais críticas às medidas calculadas com base em modelos econométricos de séries temporais são a grande dependência do tamanho da amostra e a escolha das variáveis usadas no modelo, de forma que uma medida de

núcleo, calculada em determinado período, pode ser completamente alterada com o acréscimo de novos dados ou novas variáveis.

Entre os estudos aplicados ao Brasil, Picchetti & Kanczuk (2001) calculam a medida proposta por Quah & Vahey (1995) e encontram que o núcleo estimado dessa maneira, elimina os principais choques de oferta de curto prazo identificados pelo BC do Brasil. Trompieri Neto et al. (2011) utilizam o modelo de tendências comuns para estimar o núcleo e mostram que essa medida não apresenta viés e comporta-se como um indicador antecedente da inflação.

3.2.2 Domínio da Frequência

A estimação do núcleo da inflação no domínio da frequência consiste em separar os choques transitórios, que são relacionados aos componentes oscilatórios de alta frequência, dos choques persistentes, que são associados à baixa frequência. Assim, o núcleo é geralmente estimado pela remoção dos componentes oscilatórios de alta frequência da série de inflação.

Entre os trabalhos que seguem essa abordagem se destaca o de Cogley (2002), que propõe uma medida simples utilizando um filtro de frequência passa-baixo (*low-pass*), o qual permite a passagem da baixa frequência (inflação permanente) e atenua a alta frequência (inflação transitória) da série de inflação. Cogley (2002) aponta que a medida obtida com seu filtro não se altera com a inclusão de novos dados, diferente das medidas obtidas por outros filtros tradicionais, como o proposto por Hodrick & Prescott (1997).

De maneira geral, as medidas obtidas por filtros passa-baixa são mais efetivas na eliminação de distúrbios transitórios do que os estimadores de influência limitada. No entanto, não há um critério bem estabelecido para a escolha dos parâmetros de suavização utilizados nos filtros.

Dowd et al. (2011) utilizam o método de análise de ondaletas para estimar o núcleo da inflação no domínio da frequência e mostram que a medida proposta por eles tem melhor desempenho do que as medidas tradicionais de exclusão e influência limitada. Baqaee (2010) expande a análise feita na versão inicial do trabalho de Dowd et al. (2011) e ameniza seus problemas com a escolha do tipo de ondaleta e a sensibilidade da estimação às condições iniciais, estimando um núcleo mais consistente, mas que apresenta ainda distorções próximas do fim da amostra.

Já o estudo de Santos (2012), estima o núcleo no domínio da frequência para o Brasil e encontra evidências de que essa medida contribui para prever a taxa de inflação fora da amostra, possuindo características estatísticas que ajudam na condução da política monetária.

3.3 Medidas de Painel

Por último, as medidas de painel são aquelas que utilizam informações transversais e temporais para estimar o núcleo. Nessa abordagem, os estudos trabalham com um painel formado pelo índice de preço desagregado, onde se tem um grande número de observações, tanto na dimensão transversal (número de subitens) quanto na dimensão temporal (número de períodos). Essa estrutura de dados proporciona a aplicação dos chamados modelos de fatores para grandes conjuntos de dados, que vem se desenvolvendo a partir dos trabalhos de Stock & Watson (1998), Forni et al. (2000) e Bai & Ng (2002).

Giannone & Matheson (2006) estimam o núcleo aplicando o modelo de fatores dinâmicos aos dados de preços desagregados da Nova Zelândia. Eles mostram que essa medida, quando comparada com outras, é uma boa estimativa para a tendência da inflação definida como a média móvel centrada com uma janela de dois anos.

Seguindo essa mesma modelagem de fator dinâmico, mas usando uma metodologia de estado-espço, Kapetanios (2004) estima o núcleo para o Reino Unido e mostra que o modelo de fatores possui capacidade preditiva para a inflação maior que os modelos de referência, como o autorregressivo.

No Brasil, o estudo de Alves (2009) estima o núcleo usando o modelo de fatores dinâmicos com a metodologia de Forni et al. (2000) e mostra que essa medida é mais eficiente que o núcleo por exclusão em termos de antecedência da inflação cheia no curto prazo.

4 Critérios de Avaliação

Como as medidas de núcleo da inflação são obtidas por diferentes métodos, suas características podem também ser bastante diferentes. Assim, é necessário estabelecer critérios bem definidos para identificar as medidas de núcleo que possuem características realmente úteis à autoridade monetária e ao público em geral. Para isso, este trabalho adota critérios de avaliação com base em testes econométricos para verificar se existem relações estatísticas entre a medida de núcleo e a inflação que possam ser usadas para orientar a política monetária.

Os trabalhos de Freeman (1998), Marques et al. (2003) e Ribba (2003) são as principais referências que iniciaram, de maneira rigorosa, a aplicação de testes econométricos de séries temporais para avaliar a relação de ajustamento entre medidas de núcleo e a inflação. Entretanto, esses trabalhos se limitam apenas ao caso em que a inflação e o núcleo são séries não estacionárias e cointegradas.

Mehra & Reilly (2009) seguem essa mesma abordagem, mas propõem também critérios para avaliar o ajustamento quando as séries do núcleo e da inflação são estacionárias. A importância dessa suposição é que a inflação pode ser considerada como estacionária ou não estacionária dependendo do país, do período e da frequência das observações da série.

Uma medida de núcleo, portanto, deve a princípio satisfazer dois critérios. Tais requisitos se referem às relações estatísticas de longo prazo as quais podem ser verificadas por meio de modelos econométricos, a saber,

(i) Ausência de viés

O primeiro critério que uma medida de núcleo da inflação deve atender é ser não enviesada em relação à medida de inflação, ou seja, no longo prazo a média do núcleo será igual a média da inflação. Formalmente,

$$E(\pi_t^*) = E(\pi_t) \quad (4)$$

Assumindo que as séries da inflação $\{\pi_t\}_{t=1}^T$ e do núcleo $\{\pi_t^*\}_{t=1}^T$ são estacionárias, o procedimento utilizado para decidir se o núcleo π_t^* satisfaz o critério de ausência de viés é aplicar um teste F para verificar se a hipótese nula conjunta $[\alpha = 0; \beta = 1]$ é atendida na seguinte regressão,

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

Se a hipótese nula não for rejeitada, então a medida de núcleo π_t^* é não enviesada, no sentido de que as médias do núcleo e da inflação são iguais no longo prazo. O teste F usa erro padrão robusto à autocorrelação e heterocedasticidade, obtidos por meio do procedimento de Newey & West (1987, 1994).

(ii) Dinâmica de ajustamento

O segundo critério determina como ocorre a dinâmica de ajustamento entre a inflação e o núcleo no longo prazo. Essa propriedade é útil, pois se o ajuste ocorrer principalmente por movimentos na inflação em direção ao núcleo, então existe uma razão para se esperar que a inflação vá diminuir quando esta estiver acima do núcleo. Para formalizar essa ideia, considere-se o modelo proposto por Mehra & Reilly (2009):

$$\pi_{t+h} - \pi_t = a_0 + \lambda_h(\pi_t - \pi_t^*) + \sum_{j=1}^k a_j \pi_{t-j} + e_{1,t+h} \quad (6)$$

$$\pi_{t+h}^* - \pi_t^* = b_0 + \lambda_h^*(\pi_t - \pi_t^*) + \sum_{j=1}^k b_j \pi_{t-j}^* + e_{2,t+h} \quad (7)$$

onde π_{t+h} e π_{t+h}^* são, respectivamente, a inflação e o núcleo h períodos à frente, a_j e b_j são parâmetros, k é número de defasagens, e $e_{1,t+h}$, $e_{2,t+h}$ são distúrbios aleatórios com média zero.

Os coeficientes λ_h e λ_h^* nas regressões em (6) e (7) determinam, respectivamente, como acontece o ajustamento da inflação e do núcleo h períodos à frente, quando ocorre um desvio entre a inflação e o núcleo no período t . Dessa forma, quando a inflação estiver acima do núcleo, espera-se que a inflação diminua ($\lambda_h < 0$) e que o núcleo não seja afetado ($\lambda_h^* = 0$), pois nesse caso a diferença entre os dois é eliminada basicamente por movimentos da inflação em direção ao núcleo.

De maneira geral, o critério (i), ausência de viés, garante que o núcleo não subestima ou superestima a inflação, refletindo seu verdadeiro comportamento. Já o critério (ii), a dinâmica de ajustamento, implica que o ajuste de longo prazo ocorre por meio de mudanças na inflação e não no núcleo; ou seja, o núcleo serve como um indicador de ajuste para a inflação.

4.1 Previsão fora da amostra

Os critérios de avaliação vistos até agora se referem ao comportamento de longo prazo das séries e não garantem que o núcleo seja capaz de ajudar a prever a inflação. Dessa forma, esta seção propõe um experimento de previsão fora da amostra para avaliar a capacidade preditiva das medidas de núcleo.

A previsão fora da amostra é um experimento que divide a amostra em dois períodos. O período de ajuste, no qual os dados são usados para identificar e estimar o modelo de previsão, e o período de teste, cujos dados são utilizados para verificar a precisão das previsões do modelo.

Neste trabalho, o procedimento de previsões fora da amostra simula uma situação semelhante àquela em que os agentes econômicos se encontram quando

realizam suas previsões para a inflação no mundo real. Dessa maneira, é possível avaliar se a utilização do núcleo efetivamente contribui para prever a inflação.

Em qualquer procedimento de previsão fora da amostra, é necessário escolher o número de previsões k e o horizonte de previsão h . O número de previsões k é a quantidade de previsões realizadas fora da amostra e, portanto, influencia nos resultados dos testes usados para avaliar as previsões. Já o horizonte de previsão h depende do interesse do agente por uma previsão de curto ou longo prazo.

Escolhido o número de previsões k e o horizonte de previsão h , o procedimento para realizar o experimento de previsão fora da amostra é definido pelo seguinte algoritmo:

1. A amostra total de N observações é dividida em duas partes, período de ajuste, formado pelas $N - h - k + 1$ primeiras observações, e período de teste, formado pelas $h + k - 1$ observações finais.
2. O modelo de previsão é especificado e estimado apenas com os dados do período de ajuste;
3. Uma previsão de h períodos à frente é realizada com o modelo especificado e estimado no item 2;
4. A primeira observação do período de teste é adicionada ao período de ajuste, e o processo é repetido a partir do item 2 de forma iterativa. Essa interação é finalizada quando a observação $N - h$ é adicionada ao período de ajuste.

A figura 1 ilustra como uma amostra de tamanho N é dividida entre o período de ajuste e o período de teste. Na interação 1 as $N - k - h + 1$ primeiras observações formam o período de ajuste e o restante das observações, o período de teste. Em cada interação subsequente é incluída uma nova observação no período de ajuste até que, na interação k , tem-se as $N - h$ primeiras observações no período de ajuste e as h observações finais no período de teste.

Figura 1: Processo de divisão da amostra

O procedimento descrito pelo algoritmo acima simula a situação na qual os agentes possuem um número limitado de dados para ajustar um modelo e

fazer uma previsão. Em cada interação esse processo é sistematicamente repetido aumentando-se o número de dados disponíveis e gerando mais previsões, obtendo-se no final, um conjunto de previsões fora da amostra.

A partir desse conjunto de previsões, é possível testar se um determinado núcleo gera previsões mais precisas do que as previsões geradas com a própria inflação, identificando, portanto, a série que prevê melhor a inflação em determinado horizonte de tempo. Neste trabalho, as previsões fora da amostra são realizadas para um horizonte de 3, 6, 9 e 12 meses à frente.

Por não haver um critério estabelecido sobre a escolha do início do período de teste, utilizaram-se três diferentes pontos, 2011.1, 2012.1 e 2013.1 que fornecem 24, 36 e 48 previsões, respectivamente. O intuito é obter resultados mais consistentes em relação à escolha do período de previsão.

Esse algoritmo segue os trabalhos aplicados às séries macroeconômicas, como Stock & Watson (2002), Marcellino et al. (2006) e Bai & Ng (2008), nos quais a previsão fora da amostra é recursiva, i.e., todas as previsões são baseadas apenas nos valores passados da série até a data em que a previsão é realizada. Os parâmetros do modelo são estimados novamente em cada período, para cada modelo de previsão, usando os dados do início da amostra até a data corrente. Como a especificação dos modelos é definida por critérios de seleção baseados nos dados, a ordem do modelo pode mudar quando se adiciona um novo dado à amostra.

(iii) Capacidade preditiva

Uma das abordagens que geralmente se aplica na avaliação preditiva de núcleos, como em Hogan et al. (2001), Cogley (2002), Rich & Steindel (2007), Bermingham (2010) e outros, considera o seguinte modelo:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t - \pi_t^*) + e_{t+h} \quad (8)$$

onde π_t é a taxa de inflação anualizada e π_t^* é a medida de núcleo anualizada.

A vantagem desse modelo, além da sua simplicidade, é que ele permite uma fácil interpretação dos parâmetros estimados. No entanto, a literatura sobre previsão tem mostrado que um modelo que explica um fenômeno não necessariamente é o melhor modelo para previsão (ver Shmueli (2010)). Dessa forma, este artigo considera uma versão mais geral do modelo (8):

$$\pi_{t+h} = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i+1} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \pi_{t-j+1}^* + e_{t+h} \quad (9)$$

Observe-se que impondo restrições sobre os parâmetros do modelo (9) obtemos o modelo (8) como um caso particular. Para isso, faça $\beta_1 = 1 - \gamma_1$, $\beta_i = 0$ para $i = 2, \dots, p$ e $\gamma_j = 0$ para $j = 2, \dots, q$.

O modelo (9) gera previsões h passos à frente de maneira direta e, ao inserir defasagens das variáveis, permite obter uma função de autocovariância mais flexível. O ganho de utilizar essa forma mais geral tem um custo de dificultar a interpretação do modelo. No entanto, como o objetivo é apenas de previsão e não o de testar hipóteses teóricas, esse custo torna-se irrelevante. Nesse caso, usar o modelo mais geral traz ganhos em termos de previsão.

O modelo de referência (*benchmark*) usado para comparar as previsões é o modelo (9) sem a variável núcleo, ou seja:

$$\pi_{t+h} = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i+1} + e_{t+h} \quad (10)$$

Assim, considera-se que uma medida de núcleo possui capacidade preditiva se os erros de previsão obtidos com o modelo (9) são menores que os erros de previsão obtidos com o modelo de referência (10).

Vale observar que não há grandes limitações em termos de previsão ao se usar em um modelo apenas a inflação e os núcleos sem considerar outras variáveis econômicas. O extenso trabalho de Ang et al. (2007) mostra que para os Estados Unidos, o modelo ARMA que utiliza apenas a inflação passada apresenta uma previsão da inflação mais precisa do que modelos que incluem outras variáveis da atividade econômica ou a estrutura a termo da taxa de juros. Para o Brasil, Arruda et al. (2011) indicam que, dentro da classe dos modelos ARMA, a inflação é melhor prevista com um modelo autorregressivo (AR).

Assim, concorda-se com a ideia apontada por Silva Filho & Figueiredo (2011) de que se uma medida de núcleo não contribui para uma previsão mais precisa quando a inflação passada está presente, é improvável que essa medida seja útil quando se adiciona outras variáveis ao modelo de previsão.

Os modelos descritos nas equações (9) e (10) foram estimados por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e os números de defasagens p e q foram escolhidos de forma a minimizar o Critério de Informação Bayesiano (BIC).

Embora não exista um critério teórico mais rigoroso de escolha do valor máximo para p e q , trabalhos sobre previsão macroeconômica, como Stock & Watson (2002) e Marcellino et al. (2006), seguindo o princípio da parcimônia (Box & Jenkins 1970), escolhem valores pequenos para diminuir o número de parâmetros estimados e a incerteza das previsões. Outro motivo, é que as escolhas de valores máximos muito elevados, aumentam o tempo de processamento das simulações de previsões fora da amostra.

Marques et al. (2003) argumentam ainda que os núcleos não devem ser avaliados por suas capacidades preditivas, considerando que um bom preditor da inflação deve ser capaz de capturar os movimentos de curto prazo dos preços e que, por definição, as medidas de núcleo excluem esses movimentos. Mesmo concordando com essa crítica, a mesma se aplica somente para previsões de curto prazo, e os núcleos ainda podem ser avaliados por sua capacidade preditiva no médio ou no longo prazo.

5 Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados da aplicação dos critérios de avaliação das principais medidas de núcleo da inflação usadas pelo BC do Brasil. A avaliação é realizada de janeiro de 1996 a dezembro de 2013, por este ser o período no qual as medidas de núcleo calculadas pelo BC são disponibilizadas. Primeiro, descreve-se as medidas avaliadas e, depois, os resultados dos testes para cada critério de avaliação são discutidos.⁴

⁴Todos os procedimentos descritos são implementados no ambiente estatístico R (R Development Core Team 2014), o que garante uma fácil replicação dos resultados deste trabalho. O código (*script*) e os dados estão disponíveis em <https://github.com/cristiano1br/Avaliando-Nucleo-Inflacao>

5.1 Descrição das medidas de núcleo da inflação do BC

Entre as cinco medidas de núcleo da inflação disponibilizadas pelo BC do Brasil, as escolhidas neste trabalho são o núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio (IPCA-EX), o núcleo por exclusão ex2 (IPCA-EX2), o núcleo de dupla ponderação (IPCA-DP) e o núcleo de médias aparadas com suavização (IPCA-MS). O núcleo de médias aparadas sem suavização não foi incluído por ser disponibilizado somente a partir de janeiro de 2001, estando fora do período de análise adotado.

Todas as medidas de núcleo usadas pelo BC do Brasil são calculadas a partir do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) que é o índice de inflação oficial adotado no sistema de metas de inflação. Silva Filho & Figueiredo (2014) fazem uma revisão completa de todas essas medidas.

A construção do núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio (IPCA-EX) consiste em excluir os itens dos grupos Alimentação no Domicílio e Preços Administrados por Contrato e Monitorados. Para o núcleo por exclusão ex2 (IPCA-EX2), excluem-se apenas os itens que apresentam de maneira consistente maiores volatilidades ao longo da amostra. Conforme o Banco Central do Brasil (2009), o núcleo IPCA-EX2 exclui 12 dos 52 itens que compõe o IPCA, sendo que dez pertencem ao grupo Alimentação no Domicílio e dois ao dos Preços Administrados por Contrato e Monitorados.

Já o núcleo de médias aparadas com suavização (IPCA-MS) elimina 40% dos itens que apresentam variações extremas (sendo 20% de cada cauda da distribuição) e recalcula o índice de inflação utilizando apenas a parte central da distribuição. Como alguns preços controlados apresentam variações elevadas mais infrequentes, poderia haver uma eliminação sistemática desses itens, provocando uma subestimação do cálculo do núcleo. Para evitar esse problema, o BC suaviza essas variações em doze parcelas iguais.

Diferente do núcleo por exclusão (IPCA-EX2) e do núcleo de médias aparadas com suavização (IPCA-MS), que excluem os itens mais voláteis ou os que apresentam preços com variações extremas, o núcleo de dupla ponderação (IPCA-DP) inclui todos os itens, mas dá um peso menor para aqueles que apresentam maior volatilidade. Assim, os pesos originais de cada item do IPCA são ponderados novamente considerando-se a respectiva volatilidade conforme mostrado em Banco Central do Brasil (2009).

A Figura 2 mostra a série do IPCA e dos três núcleos da inflação calculados pelo BC. Ao se comparar o comportamento de cada núcleo com o do próprio IPCA, percebe-se que as séries no longo prazo se movem na mesma direção. No entanto, para verificar a influência de uma série sobre a outra, é feita na próxima seção uma análise formal com a aplicação dos critérios de avaliação definidos anteriormente.

5.2 Testes dos critérios de avaliação

Antes de aplicar os critérios de avaliação definidos neste trabalho, é necessário identificar se as séries da inflação e do núcleo se comportam ou não de forma estacionária no período de análise. Para isso, utilizaram-se dois testes complementares. O teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF), proposto por Said & Dickey (1984), no qual a hipótese nula é a presença de raiz unitária; e o teste KPSS proposto por Kwiatkowski et al. (1992), onde a hipótese nula é que a série observada é estacionária.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do BCB-Depec.

Figura 2: Núcleos da Inflação e IPCA

Como esses testes possuem hipóteses nulas opostas, a utilização dos dois possibilita uma conclusão mais acurada, uma vez que se pode distinguir entre séries com comportamento estacionário (os testes apontam estacionariedade), séries com comportamento não estacionário (os testes apontam não estacionariedade), e séries nas quais os dados não são suficientemente informativos para saber se a série é estacionária ou não (os testes apontam conclusões divergentes).

Tabela 1: Procedimento dos testes de estacionariedade

Teste	Modelo Estimado	Hipótese Nula	Estatística
ADF	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_{1t}$	$\gamma = 0$	τ_{ct}
	$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_{2t}$	$\gamma = 0$	τ_c
	$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_{3t}$	$\gamma = 0$	τ_{nc}
KPSS	$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t$	$r_t = r_0$	η_τ
	$y_t = r_t + \varepsilon_t$	$r_t = r_0$	η_μ

Nota: a defasagem k é escolhida com base no critério de informação de Akaike (AIC).

Fonte: Elaborado a partir de MacKinnon (1996) e Kwiatkowski et al. (1992).

A Tabela 1 apresenta os procedimentos adotados para realizar os testes de estacionariedade. No teste ADF, pode-se ter o caso da série ser estacionária em torno de uma tendência linear (τ_{ct}), em torno de um constante (τ_c) ou em torno de zero (τ_{nc}), já no teste KPSS, tem-se que a série pode ser estacionária em torno de uma tendência linear (η_τ) ou de uma constante (η_μ). A escolha do tipo de estacionariedade testada e da respectiva estatística de teste se baseou

na análise gráfica das séries por meio da Figura 2.

A Tabela 2 mostra o resultado da aplicação dos testes ADF e KPSS às séries dos núcleos e do IPCA. Os testes são aplicados em dois períodos diferentes para assegurar que o resultado não se modifica dentro desse intervalo da amostra⁵. As estatísticas indicam que todas as séries são classificadas como estacionária por ambos os testes, a um nível de significância de 5%, no período inicial e final.

Tabela 2: Resultados dos testes de estacionariedade

Série	Período 1 (1996-2009)		Período 2 (1996-2014)	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
IPCA	$\tau_c = -5,83^{**}$	$\eta_\mu = 0,20$	$\tau_c = -3,70^{**}$	$\eta_\mu = 0,18$
IPCA-EX	$\tau_c = -3,99^{**}$	$\eta_\mu = 0,12$	$\tau_c = -2,88^{**}$	$\eta_\mu = 0,12$
IPCA-EX2	$\tau_c = -4,96^{**}$	$\eta_\mu = 0,19$	$\tau_c = -4,63^{**}$	$\eta_\mu = 0,15$
IPCA-MS	$\tau_c = -3,18^{**}$	$\eta_\mu = 0,22$	$\tau_c = -3,91^{**}$	$\eta_\mu = 0,19$
IPCA-DP	$\tau_c = -4,86^{**}$	$\eta_\mu = 0,15$	$\tau_c = -5,78^{**}$	$\eta_\mu = 0,11$

^{**} indica que se rejeita a hipótese nula ao nível de significância de 5%.

Nota: Os valores críticos dos testes ADF e KPSS são baseados nos trabalhos de MacKinnon (1996) e de Kwiatkowski et al. (1992), respectivamente.

Fonte: Elaboração própria.

Tendo verificado que o pressuposto de estacionariedade é adequado ao comportamento das séries em estudo, analisa-se agora se os critérios de avaliação são atendidos pelas medidas de núcleo da inflação utilizadas pelo BC.

O primeiro critério é o de ausência de viés. A Tabela 3 mostra o resultado do teste F para verificar se existe diferença estatística entre a média da inflação e do núcleo. Considerando um nível de significância de 5%, o teste F indicou que os núcleos IPCA-EX, IPCA-EX2 e IPCA-MS atenderam ao critério (i) de ausência de viés.

Já o núcleo IPCA-DP apresentou evidência de que é enviesado no período analisado. Dado a regressão na Tabela 3 para o IPCA-DP, observa-se que o teste F indica intercepto diferente de zero e inclinação diferente de um. Dessa maneira, o núcleo IPCA-DP deve ser usado com cautela pelo BC.

Tabela 3: Resultado do teste F para ausência de viés da medidas de núcleo

Núcleo	Parâmetros Estimados $\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + \varepsilon_t$	Teste F (valor p) ¹ $H_0: \alpha = 0 \text{ e } \beta = 1$
IPCA-EX	$\pi_t = 0,068 + 0,965\pi_t^*$	0,0608
IPCA-EX2	$\pi_t = -0,041 + 1,105\pi_t^*$	0,6904
IPCA-MS	$\pi_t = -0,078 + 1,172\pi_t^*$	0,7659
IPCA-DP	$\pi_t = -0,093 + 1,217\pi_t^*$	0,0165

¹ valor p calculado usando erro padrão robusto a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey & West (1987, 1994).

Fonte: Elaboração própria.

⁵ Isto é importante pois a amostra é reduzida para realização das previsões fora da amostra.

O segundo critério a ser avaliado é o da dinâmica de ajustamento. Para isso, a Tabela 4 apresenta os coeficientes de ajustamento estimados a partir das equações (6) e (7).

Quando se considera os núcleos IPCA-EX2 e IPCA-MS, o resultado do teste t mostra que para todo horizonte h , o coeficiente da inflação λ_h é negativo e o coeficiente do núcleo λ_h^* é estatisticamente igual a zero, como esperado. Isso indica que quando existe um desvio entre o IPCA e um desses núcleos, é o IPCA que se move em direção ao núcleo, e não o contrário. Essa evidência é encontrada para um horizonte de 3, 6, 9 e 12 meses à frente, ou seja, um desvio entre a inflação e o núcleo hoje faz com que a inflação se ajuste até um ano depois.

Tabela 4: Resultados do teste t para os coeficientes de ajustamento da inflação e do núcleo

Núcleo	h=3		h=6		h=9		h=12	
	λ_h	λ_h^*	λ_h	λ_h^*	λ_h	λ_h^*	λ_h	λ_h^*
IPCA-EX	-0,65 (0,00)	0,22 (0,04)	-0,77 (0,00)	0,09 (0,49)	-0,84 (0,00)	-0,01 (0,96)	-0,69 (0,00)	-0,04 (0,78)
IPCA-EX2	-0,97 (0,00)	0,11 (0,53)	-1,23 (0,00)	-0,19 (0,20)	-1,10 (0,00)	-0,30 (0,11)	-0,98 (0,00)	-0,17 (0,40)
IPCA-MS	-0,87 (0,00)	-0,04 (0,77)	-1,03 (0,00)	-0,09 (0,49)	-0,91 (0,00)	-0,06 (0,65)	-0,82 (0,00)	-0,14 (0,38)
IPCA-DP	-1,15 (0,00)	-0,17 (0,43)	-1,46 (0,00)	-0,60 (0,00)	-1,38 (0,00)	-0,48 (0,03)	-1,01 (0,00)	-0,31 (0,26)

Nota: o valor entre parênteses é o valor p do teste t para a hipótese nula do coeficiente ser igual a zero usando erro padrão robusto a heterocedasticidade de White (1980). O número de defasagens k foi escolhido com base no critério de informação de Akaike (AIC) para o máximo de 6 defasagens.

Fonte: Elaboração própria

Já o núcleo IPCA-DP apresentou um resultado diferente. O coeficiente de ajustamento da inflação λ_h foi negativo e significativo como esperado, mas o coeficiente de ajustamento do núcleo λ_h^* foi também negativo e significativo nos horizontes de 3 e 12 meses. Com isso, tanto o IPCA como o próprio núcleo IPCA-DP diminuem quando ocorre um desvio entre eles, sugerindo que o núcleo IPCA-DP não é um bom indicador de ajuste para a inflação.

Para o núcleo IPCA-EX, o teste t indica o resultado esperado para os coeficientes de ajustamento para os horizontes de 6, 9 e 12 meses à frente. Entretanto, quando se considera o horizonte de 3 meses à frente, há evidência de que o IPCA-EX é influenciado pelo IPCA, pois apresenta coeficiente de ajustamento do núcleo, λ_h^* , positivo e significativo.

As medidas IPCA-EX2 e IPCA-MS foram as únicas que apresentaram a dinâmica de ajustamento esperada para todos os horizontes de tempo escolhido, ou seja, é o IPCA que se move em direção a esses núcleos. No trabalho de Gamber et al. (2013) encontra-se resultado semelhante com a aplicação do mesmo modelo de ajustamento com dados dos Estados Unidos para o núcleo por médias aparadas.

Já para as medidas IPCA-EX e IPCA-DP, o ajuste pode ocorrer também por meio de movimentos do núcleo, dependendo do horizonte de tempo. Essa característica é indesejável, pois impossibilita a utilização dessas medidas como indicadores da trajetória de longo prazo da inflação, i.e., uma diferença entre o núcleo e a inflação hoje poderá ser corrigida por movimentos de ambos, não sendo claro qual é o efeito do núcleo sobre a inflação.

Em suma, observa-se que em todos os casos o coeficiente de ajustamento da inflação λ_h foi negativo e significativo, indicando que o IPCA é influenciado por todos os núcleos. No entanto, as medidas IPCA-EX e IPCA-DP são também influenciadas pela inflação, o que é uma característica indesejável para um núcleo.

5.3 Capacidade Preditiva

Como a política monetária tem um efeito defasado sobre a economia, o BC analisa o comportamento futuro da inflação antes de estabelecer sua política. Assim, se a previsão com uma medida de núcleo é melhor do que a previsão com a própria inflação, então existe evidência de que essa medida deve ser usada como um instrumento auxiliar na formulação da política monetária.

O experimento de previsão fora da amostra descrito na seção 4.1 é utilizado agora para avaliar a capacidade preditiva das medidas de núcleo em prever o IPCA futuro comparada com a capacidade preditiva do próprio IPCA. Assim, espera-se que os modelos que utilizam os núcleos apresentem um erro de previsão menor que o erro do modelo que utiliza apenas o IPCA.

Como a variação do IPCA em um mês específico não é de interesse primário para o BC, transforma-se as séries de variações mensais para variações em 12 meses antes de realizar as previsões e os testes nesta subseção. A escolha da variação do IPCA em 12 meses se deve ao fato de ser este o intervalo de tempo usado no sistema de metas.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do BCB-Depec.

Figura 3: Variação percentual em 12 meses do IPCA e dos núcleos da inflação

A Figura 3 apresenta as séries transformadas para variação em 12 meses. Aplicando-se os testes de estacionariedade da Tabela 2 obtém-se que as séries transformadas são também estacionárias. O gráfico das séries sugere que todas as medidas de núcleo possuem um comportamento dinâmico aderente ao IPCA apesar de algumas vezes apresentarem informação divergente sobre quando o nível de inflação está acima ou abaixo do núcleo.

A Tabela 5 apresenta os valores da raiz do erro quadrático médio (REQM)⁶ relativo ao REQM do modelo de referência para horizontes selecionados ($h = 3, 6, 9$ e 12) e diferentes períodos de previsão fora da mostra ($k = 24, 36$ e 48). Se um determinado modelo possui REQM relativo menor (maior) que 1, significa que esse modelo apresentam REQM menor (maior) que o REQM do modelo de referência.

⁶REQM = $\sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 / T}$ onde y_t é a série observada e $\hat{y}_t$ é a série prevista.

Tabela 5: REQM obtido com os núcleos relativo ao REQM do modelo de referência

Série utilizada (período fora da amostra)	Horizonte (meses)			
	3	6	9	12
(2013.1 - 2014.12, $k = 24$)				
IPCA	1,00	1,00	1,00	1,00
IPCA-EX	1,35	1,39	1,67	2,87
IPCA-EX2	1,12	1,32	1,45	1,49
IPCA-MS	1,00	1,00	0,99	1,48
IPCA-DP	0,99	0,94	0,88	0,91
(2012.1 - 2014.12, $k = 36$)				
IPCA	1,00	1,00	1,00	1,00
IPCA-EX	1,30	1,31	1,39	1,69
IPCA-EX2	1,17	1,40	1,31	1,35
IPCA-MS	1,06	1,00	1,01	1,53
IPCA-DP	1,09	1,05	1,11	1,27
(2011.1 - 2014.12, $k = 48$)				
IPCA	1,00	1,00	1,00	1,00
IPCA-EX	1,28	1,22	1,31	1,62
IPCA-EX2	1,13	1,28	1,24	1,25
IPCA-MS	1,08	1,00	1,00	1,45
IPCA-DP	1,06	1,03	1,08	1,19

Nota: O modelo de referência utiliza apenas a série IPCA.

Fonte: Elaboração própria

O REQM relativo indicou que apenas as previsões com o núcleo IPCA-DP apresentaram um erro menor do que as previsões do modelo de referência. No entanto, esse resultado é encontrado somente no período de 2013.1 a 2014.12. Quando se consideram os períodos de 36 e 48 meses fora da amostra, o resultado não se mantém e o REQM do IPCA-DP passa a ser maior que o REQM do IPCA. Assim, o ganho obtido em termos de previsões mais precisas não foi consistente, pois, somente em um dos três períodos de previsão fora da amostra, o modelo usando o IPCA-DP obteve um erro menor.

Já as previsões usando os núcleos IPCA-EX, IPCA-EX2 e IPCA-MS apresentaram um REQM relativo maior que 1 para todos os horizontes e períodos de previsão fora da amostra, com exceção do horizonte de 9 meses à frente para o período de 24 meses fora da amostra, no qual o IPCA-MS tem um REQM relativo de 0,99. Isso indica que esses núcleos não acrescentaram poder preditivo ao modelo e que, em alguns casos, aumentam o erro de previsão.

O fato da capacidade preditiva dos núcleos ser menor que a do IPCA para horizontes de 3 e 6 meses, corrobora o resultado encontrado por Silva Filho & Figueiredo (2011) de que os núcleos não ajudam a explicar a inflação no curto prazo. No entanto, esperava-se que para horizontes de tempo mais longo, como 9 e 12 meses, os núcleos contribuíssem para uma previsão melhor, em termos de um menor REQM, o que não aconteceu.

De maneira geral, os resultados da previsão fora da amostra indicam que os núcleos não possuem capacidade preditiva maior que o próprio IPCA para prever a inflação em um horizonte de até 12 meses à frente. Esse fato reforça as evidências encontradas por Freeman (1998) e Bermingham (2010) de que os

núcleos não apresentam um desempenho superior para previsões da inflação de longo prazo quando comparados com simples modelos de referência.

6 Conclusão

Este artigo teve como propósito realizar uma avaliação abrangente das medidas de núcleo utilizadas pelo Banco Central do Brasil. A partir de modelos econométricos de séries temporais, três aspectos básicos das medidas de núcleo foram avaliados, a ausência de viés, a dinâmica de ajustamento e a capacidade de prever a inflação no longo prazo.

Das quatro medidas, o núcleo por médias aparadas suavizadas (IPCA-MS) e o núcleo por exclusão ex2 (IPCA-EX2) foram os que apresentaram melhor desempenho. Por meio de testes empíricos, mostrou-se que o núcleo IPCA-MS e o IPCA-EX2 não possuem viés e servem de indicador de ajuste para a inflação no longo prazo. Já as outras duas medidas, o núcleo por exclusão sem monitorados e alimentos no domicílio (IPCA-EX) e o núcleo de dupla ponderação (IPCA-DP), não indicaram a trajetória da dinâmica de ajustamento esperada. Além disso, o IPCA-DP mostrou-se enviesado em relação à inflação no período analisado, devendo ser utilizado com ressalvas.

Com relação à capacidade preditiva, não se obteve resultados consistentes no sentido de que as previsões de longo prazo obtidas com os núcleos sejam mais precisas do que as previsões que se obtém com a própria inflação. Tal resultado indica que os núcleos usados pelo BC do Brasil não ajudam a prever a inflação, considerando a abordagem e o modelo de previsão usados neste trabalho.

Destaca-se ainda que os resultados encontrados se restringem ao Brasil e ao recente período caracterizado pela estabilização da inflação após o Plano Real. Assim, uma extensão natural deste trabalho seria aplicar a metodologia de avaliação para outros países e verificar se os resultados permanecem robustos.

Agradecimentos

Os autores agradecem pelos comentários de um parecerista anônimo. Cristiano Santos agradece pelo apoio financeiro da Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico – FUNCAP.

Referências Bibliográficas

- Alves, A. P. A. (2009), 'Núcleo da inflação como fator comum do IPCA: uma abordagem do modelo de fator dinâmico generalizado', Dissertação (mestrado), Universidade de São Paulo - USP.
- Ang, A., Bekaert, G. & Wei, M. (2007), 'Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? ', *Journal of Monetary Economics* **54**(4), 1163 – 1212.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T. & Castelar, I. (2011), 'Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil', *Revista Brasileira de Economia* **65**(3), 237–252.
- Bagliano, F. C. & Morana, C. (2003), 'A common trends model of UK core inflation', *Empirical Economics* **28**(1), 157–172.
- Bai, J. & Ng, S. (2002), 'Determining the number of factors in approximate factor models', *Econometrica* **70**(1), 191–221.
- Bai, J. & Ng, S. (2008), 'Large dimensional factor analysis', *Foundations and Trends in Econometrics* **3**(2), 89–163.
- Banco Central do Brasil (2009), 'Metodologia do novo conjunto de medidas de núcleo de inflação', Relatório de Inflação.
- Baqae, D. (2010), 'Using wavelets to measure core inflation: The case of New Zealand', *The North American Journal of Economics and Finance* **21**(3), 241 – 255.
- Barros, R. W. S. & Schechtman, J. (2001), 'Medidas de Núcleo da Inflação para a Economia Brasileira: Utilização das Médias Aparadas no IPC-DI/FGV', Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia, Niterói, Brasil.
- Bermingham, C. (2010), 'A critical assessment of existing estimates of US core inflation', *Journal of Macroeconomics* **32**(4), 993 – 1007.
- Bilke, L. & Stracca, L. (2007), 'A persistence-weighted measure of core inflation in the Euro area', *Economic Modelling* **24**(6), 1032–1047.
- Blanchard, O. J. & Quah, D. (1989), 'The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances', *The American Economic Review* **79**(4).
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.
- Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G. (1994), Measuring Core Inflation, in N. G. Mankiw, ed., 'Monetary Policy', National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, University Of Chicago Press, Chicago, pp. 195–219.
- Cogley, T. (2002), 'A Simple Adaptive Measure of Core Inflation', *Journal of Money, Credit and Banking* **34**(1), 94–113.
- Dowd, K., Cotter, J. & Loh, L. (2011), 'U.S. core inflation: A wavelet analysis', *Macroeconomic Dynamics* **15**(04), 513–536.

- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. & Reichlin, L. (2000), 'The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation', *Review of Economics and Statistics* **82**(4), 540–554.
- Freeman, D. G. (1998), 'Do core inflation measures help forecast inflation?', *Economics Letters* **58**(2), 143 – 147.
- Gamber, E. N., Smith, J. K. & Eftimoiu, R. (2013), 'The Dynamic Relationship between Core and Headline Inflation', Working Paper, Pennsylvania.
- Giannone, D. & Matheson, T. (2006), 'A New Core Inflation Indicator for New Zealand', *International Journal of Central Banking* **3**(4), 145–180.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997), 'Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation', *Journal of Money, Credit and Banking* **29**(1), 1–16.
- Hogan, S., Johnson, M. & Laflèche, T. (2001), 'Core Inflation', Technical Reports n. 89.
- Kapetanios, G. (2004), 'A note on modelling core inflation for the UK using a new dynamic factor estimation method and a large disaggregated price index dataset', *Economics Letters* **85**(1), 63–69.
- King, R. G., Plosser, C. I., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1991), 'Stochastic Trends and Economic Fluctuations', *The American Economic Review* **81**(4), 819–840.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992), 'Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?', *Journal of Econometrics* **54**(1-3), 159 – 178.
- Le Bihan, H. & Sédillot, F. (2000), 'Do core inflation measures help forecast inflation?: Out-of-sample evidence from French data', *Economics Letters* **69**(3), 261 – 266.
- MacKinnon, J. G. (1996), 'Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests', *Journal of Applied Econometrics* **11**(6), 601–618.
- Marcellino, M., Stock, J. H. & Watson, M. W. (2006), 'A comparison of direct and iterated multistep {AR} methods for forecasting macroeconomic time series', *Journal of Econometrics* **135**(1–2), 499 – 526.
- Marques, C. R., Neves, P. D. & Sarmiento, L. M. (2003), 'Evaluating core inflation indicators', *Economic Modelling* **20**(4), 765 – 775.
- Mehra, Y. P. & Reilly, D. (2009), 'Short-Term Headline-Core Inflation Dynamics', *Economic Quarterly* **95**(3), pp. 289–313.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1987), 'A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix', *Econometrica* **55**(3), pp. 703–708.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1994), 'Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation', *The Review of Economic Studies* **61**(4), pp. 631–653.

Picchetti, P. & Kanczuk, F. (2001), 'An Application of Quah And Vaheys Svar Methodology for Estimating Core Inflation in Brazil', Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia, Salvador, Brasil.

Picchetti, P. & Toledo, C. (2000), 'How Much to Trim?: A Methodology for Calculating Core Inflation, with an application for Brazil', III Meeting of the Latin American and Caribbean Economic Association (LACEA), Rio de Janeiro, Brasil.

Quah, D. & Vahey, S. P. (1995), 'Measuring Core Inflation', *The Economic Journal* **105**(432), 1130–1144.

R Development Core Team (2014), 'R: A Language and Environment for Statistical Computing', R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

URL: <http://www.R-project.org/>

Ribba, A. (2003), 'Permanent-transitory decompositions and traditional measures of core inflation', *Economics Letters* **81**(1), 109 – 116.

Rich, R. & Steindel, C. (2007), 'A Comparison of Measures of Core Inflation', *Economic Policy Review* **13**(3), pp. 19–38.

Roger, S. (1998), 'Core inflation: concepts, uses and measurement', Discussion Paper Series, G98/9.

Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984), 'Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order', *Biometrika* **71**(3), 599–607.

Santos, C. S. (2012), 'Núcleo da inflação no Brasil: uma abordagem empírica no domínio de frequência', Dissertação (mestrado), Universidade Federal do Ceará - UFC.

Shmueli, G. (2010), 'To Explain or to Predict?', *Statistical Science* **25**(3), 289–310.

Silva Filho, T. N. T. & Figueiredo, F. M. R. (2011), 'Has Core Inflation Been Doing a Good Job in Brazil?', *Revista Brasileira de Economia* **65**(2), 207–233.

Silva Filho, T. N. T. & Figueiredo, F. M. R. (2014), 'Revisitando as Medidas de Núcleo de Inflação do Banco Central do Brasil', Trabalho para Discussão, n. 356.

Smith, J. K. (2004), 'Weighted Median Inflation: Is This Core Inflation?', *Journal of Money, Credit and Banking* **36**(2), pp. 253–263.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (1988), 'Testing for Common Trends', *Journal of the American Statistical Association* **83**(404), 1097–1107.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002), 'Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes', *Journal of Business & Economic Statistics* **20**(2), 147–162.

Stock, J. & Watson, M. (1998), 'Diffusion indexes', NBR Working Paper Serie, Cambridge.

Trompieri Neto, N., Castelar, L. I. M. & Linhares, F. C. (2011), 'Núcleo da Inflação: Uma Aplicação do Modelo de Tendências Comuns para o Brasil', Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, Brasil.

White, H. (1980), 'A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity', *Econometrica* **48**(4), pp. 817–838.

Wynne, M. A. (2008), 'Core inflation: a review of some conceptual issues', *Review* **90**(3).

Apêndice A

Tabela A.1: Especificação dos modelos de previsão no final da amostra

	IPCA	EX	EX2	MS	DP
h	p	$p;q$	$p;q$	$p;q$	$p;q$
3	2	3;2	4;2	1;2	1;2
6	2	2;2	3;2	1;2	1;2
9	2	3;1	2;1	1;2	1;2
12	2	3;4	2;1	4;1	2;1

Nota: A escolha das defasagens $p \leq 4$ e $q \leq 4$ dos modelos é baseada no critério BIC.

Fonte: Elaboração própria