

# Núcleo da Inflação: Uma Aplicação do Modelo de Tendências Comuns para o Brasil

Nicolino Trompieri Neto – IPECE e UNIFOR

Ivan Castelar – CAEN/UFC

Fabício Carneiro Linhares – CAEN/UFC

## RESUMO

Este artigo estima uma medida de núcleo de inflação, com características *foward-looking*, através de um modelo de tendências comuns aplicado às variáveis PIB real, taxa de juros SELIC nominal, oferta monetária do agregado M1 real e taxa de inflação do IPCA. Essa medida de núcleo é avaliada sob os critérios definidos em Marques *et al.* (2003) e comparada com outras duas medidas de núcleo fornecidas pelo Banco Central do Brasil: uma medida calculada pelo método de exclusão e outra calculada pelo método das médias aparadas. Por último, testa-se a acurácia das previsões *ex-ante* dessas medidas para a inflação do IPCA. Os resultados confirmam que a medida de núcleo obtida por tendências comuns tem um bom poder preditivo, sendo a única medida que previu para o acumulado de 2008, uma taxa de inflação acima da meta e bem próxima da taxa de inflação acumulada observada.

**Palavras-Chave:** tendências comuns, núcleo da inflação, IPCA, previsão.

**Classificação JEL:** E31, E37, E58.

**Área 3 -** Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

## ABSTRACT

This article estimates a measure of core inflation with forward-looking characteristics from a common trends model for the variables real GDP, nominal interest rate SELIC, the real aggregate money supply M1 and IPCA inflation rate. The core inflation estimated is evaluated according to criteria defined in Marques et al. (2003) and compared with two other core measures provided by the Central Bank of Brazil: a measure calculated by the exclusion method and one calculated by the method of trimmed means. It also examines its ex-ante forecasts performance. The results confirm that the core measure obtained from the common trends model has a good predictive power, as it is the only measure that predicted the 2008 aggregate inflation rate well above the inflation target and close to the actual inflation rate.

**Key-words:** common trends, core inflation, IPCA, forecast.

**JEL Classification:** E31, E37, E58.

# Núcleo da Inflação: Uma Aplicação do Modelo de Tendências Comuns para o Brasil

## 1. INTRODUÇÃO

A partir da década de 80, a estabilidade de preços tem sido o principal objetivo da política monetária de muitos países. Para atingir tal objetivo, esses países utilizam um sistema de metas de inflação, que consiste num conjunto de políticas adotadas pelas autoridades monetárias com o intuito de não incorrer em fortes desvios da inflação em relação a uma meta previamente estabelecida<sup>1</sup>. O sistema de metas de inflação surgiu na Nova Zelândia em 1990 e, a partir de então, vários países como, Inglaterra, Austrália, Canadá e Chile, obtiveram sucesso com a adoção desse sistema<sup>2</sup>. No Brasil esse sistema foi implementado em julho de 1999 elegendo o IPCA - Índice de Preços ao Consumidor Amplo - como o índice de inflação determinada para a meta, com um sistema de bandas.

Uma das ferramentas utilizadas para perseguir a meta inflacionária é a utilização de medidas de núcleo de inflação. Em geral o núcleo da inflação pode ser definido como a parte persistente do processo inflacionário. A primeira definição formal surgiu com Eckstein (1981), o qual define uma medida de núcleo de inflação como a “tendência crescente dos custos dos fatores de produção”. Segundo Eckstein (1981) a inflação pode ser dividida em três componentes: o núcleo da inflação, a inflação por demanda agregada e os choques de oferta agregada. Dessa forma as medidas que estimam o núcleo de inflação tentam isola-lo, eliminando as flutuações transitórias causadas pelos dois outros componentes.

Com o surgimento do sistema de metas inflacionárias, muitas medidas de núcleo foram criadas e para cada uma delas há uma definição específica. Bryan e Cecchetti (1994) definem núcleo de inflação como a medida mais correlacionada com o crescimento da oferta monetária. Já Bryan *et al.* (1997) definem como a medida mais correlacionada com a tendência alisada da taxa de inflação. Enquanto Quah e Vahey (1995) como “... aquele componente de medida de inflação que não tem impacto no médio e longo-prazo sobre o produto real.” Há ainda Smith (2004) o qual define o núcleo como a medida que melhor prevê a inflação um ano à frente. Blinder (1982, 1997) também segue esta linha de definição.

Assim as medidas de núcleo de inflação, por eliminar ou amenizar as flutuações transitórias do índice de inflação, fornecem uma sinalização correta para a tomada de decisão de política monetária na manutenção da meta. Sem esse instrumento, flutuações transitórias causadas, por exemplo, por choques de oferta podem ser encaradas como um comportamento persistente, levando a medidas desnecessárias, como um aumento da taxa de juros e o conseqüente comprometimento do crescimento econômico de um país. Por tal razão, existe uma corrente que defende a adoção de uma medida de núcleo de inflação em detrimento de um índice de preços ao consumidor (IPC). No entanto, a maioria das autoridades monetárias adota o IPC como meta alegando que, a difícil compreensão das medidas de núcleo pelo público e a incapacidade de tais medidas refletirem precisamente o custo de vida, podem comprometer a credibilidade do sistema de metas. Uma das exceções é o regime de metas canadense, que desde a sua implementação em 1991 adota como meta uma medida de núcleo de inflação.

De uma maneira geral existem três diferentes métodos de construir uma medida de núcleo de inflação, que são o método por exclusão, o método de influência limitada e o método baseado em modelagem com interpretações econômicas. No método de exclusão, os preços de certos itens são excluídos do índice de inflação quando estes apresentam alta volatilidade e suas variações refletem os choques transitórios que resultam em mudanças nos preços relativos, ou ainda que reflitam fenômenos não monetários. Os itens mais comumente excluídos são alimentos e energia. Os preços desses itens são muito sensíveis ao clima e a fatores sazonais em relação a muitos outros itens que compõem o índice de inflação. Em alguns países é comum também a exclusão de preços administrados pelo governo e dos efeitos das variações dos impostos indiretos. Blinder (1982) usou uma medida de núcleo excluindo do índice de inflação os itens alimentos, energia e custos de juros hipotecárias para os Estados Unidos na

<sup>1</sup> Para a maioria dos países a meta é determinada para a inflação acumulada de janeiro a dezembro de cada ano com um sistema de bandas.

<sup>2</sup> Para uma resenha da literatura internacional sobre o sistema de metas para a inflação, veja Ferreira e Petrassi (2002).

década de 70, quando estes componentes foram os grandes responsáveis pelos choques inflacionários de 1974 e 1978-1980. Durante a década de 90, este tipo de medida tornou-se extremamente popular entre os Bancos Centrais de vários países<sup>3</sup> principalmente por ser uma medida facilmente calculada, exigindo pouca revisão e que é de fácil entendimento pelo público.

A principal crítica relacionada a esta medida é a escolha arbitrária dos itens excluídos. Estes itens não necessariamente refletem os choques transitórios e podem apresentar informações importantes para o núcleo; isto é, os itens excluídos podem eliminar não somente ruído e viés, como também uma sinalização importante para a inflação futura.

O método de influência limitada surgiu no sentido de amenizar o problema de excluir itens arbitrariamente. Este método consiste em fornecer em cada ponto no tempo pouco, ou nenhum, peso aos itens que apresentam variações extremas, não importando a que grupos esses itens pertençam. O método foi introduzido por Bryan e Pyke (1999), que sugeriram tomar o item mediano na distribuição do corte transversal das mudanças de preços para captar o núcleo de inflação, sendo conhecido como método da mediana ponderada. Uma classe mais geral do método de influência limitada é conhecida como método das médias aparadas, desenvolvido em Bryan e Cecchetti (1994). A medida de núcleo utilizando esse método é calculada tomando a média da distribuição do corte transversal dos preços, após a remoção de uma parte de cada uma das caudas da distribuição. A crítica quanto a esse método é que não existe um critério específico do quanto se deve remover dos extremos da distribuição.

Os métodos citados anteriormente são métodos puramente estatísticos, os quais produzem medidas de núcleo de inflação desprovidas de qualquer base teórica e que contêm informações apenas do próprio índice de inflação. O método baseado em modelagem teórica, com interpretações econômicas, atua no sentido de fornecer mais informações às medidas de núcleo decorrentes das interações entre variáveis macroeconômicas e a inflação e de hipóteses baseadas na teoria econômica. Quah e Vahey (1995) foram os primeiros a determinar uma medida de núcleo baseada nesse método. Eles formularam um modelo de Vetor Autoregressivo Estrutural bivariado com produto e inflação, impondo uma restrição consistente com a curva de Phillips vertical no longo prazo. Esta restrição, baseada nos trabalhos de Blanchard e Quah (1989) e Shapiro e Watson (1988), implica que os choques de inflação permanentes não têm impacto no médio e longo prazo sobre o produto real. Wynne (1999) avalia vários métodos de construção de medidas de núcleo e recomenda o método de Quah e Vahey (1995), por este apresentar uma base teórica com características *forward-looking*.

Blinx (1995) estendeu o trabalho de Quah e Vahey (1995) acrescentando a variável oferta monetária ao sistema e impondo restrições de cointegração numa formulação de tendências comuns desenvolvida em Stock e Watson (1988 a,b), King *et.al* (1991) e Mellander *et al.* (1992), para construir medidas de núcleo de inflação para Canadá, Alemanha, Itália, Japão, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos. Esta formulação, utilizando as variáveis preço do petróleo, índice de produção industrial, oferta monetária e taxa de inflação, é aplicada nos trabalhos de Bagliano e Morana (2003a), para o Reino Unido, e em Durai e Ramachandran (2007), para a Índia. Bagliano e Morana (2003b) utilizam as mesmas variáveis, incluindo o salário nominal, para o caso dos Estados Unidos. Bagliano *et al.* (2002) aplicam, ainda, a formulação de tendências comuns para a área do Euro, utilizando as variáveis PIB, taxa de juros, oferta monetária, taxa de inflação e a taxa de capacidade de utilização no setor de manufaturados, medida pela OECD, como um indicador de ciclos de negócios.

Arazola e de Hevia (2002) propõem uma medida de núcleo de inflação para Espanha, construída de forma que as variações dessa medida são contemporaneamente ortogonais às mudanças nos preços relativos. Kapetanios (2004) utiliza um método de estimação de fator dinâmico numa modelagem Espaço-Estado para a construção de uma medida de núcleo de inflação para o Reino Unido. Morana (2007) propõe uma medida de núcleo para a zona do Euro utilizando um estimador de componentes principais numa modelagem de fatores comuns.

---

<sup>3</sup> Entre eles EUA, Canadá, Nova Zelândia e vários países pertencentes à União Européia (para uma lista destes indicando os itens excluídos veja Álvares e Matea (1999)). No Brasil esta medida é calculada pelo Banco Central e pelo IPEA excluindo o item alimentos e os itens com preços administrados.

São poucos os estudos que tratam de núcleo de inflação para o caso brasileiro, entre eles estão Pichetti e Toledo (2000), que utilizam o método de médias aparadas, tendo a escolha do grau de truncamento determinada em um modelo de componentes comuns aplicado ao IPC-FIPE e ao IPCA. Já Bryan e Cecchetti (2001) computam uma medida de núcleo para o IPCA baseada no estimador de médias aparadas, combinada com o método de alisamento via média móvel. Figueiredo (2001), computa diversas medidas de núcleo para o IPCA, baseando-se nos métodos de exclusão e influência limitada. Fiorencio e Moreira (2002), definem uma medida de núcleo de inflação para o IPCA como a tendência comum dos preços a partir de um modelo dinâmico multivariado com erros heterocedásticos, o qual que combina os estimadores de médias aparadas e o método de alisamento exponencial. Fava e Carmo (2002) aplicam os métodos de exclusão e médias aparadas aos dados desagregados do IPC-FIPE.

O objetivo do presente estudo é calcular uma medida de núcleo de inflação para o IPCA baseado na modelagem de tendências comuns segundo King *et al.* (1991) e Mellander *et al.* (1992). Seguindo Bagliano *et al.* (2002), aplica-se a formulação de tendências comuns às variáveis PIB real, taxa de juros SELIC nominal, oferta monetária do agregado M1 e taxa de inflação IPCA, para extrair uma medida de núcleo de inflação com características *forward-looking*, a qual é interpretada como a previsão de longo prazo da inflação condicionada sob as informações e as propriedades de cointegração contidas nos dados. Dada esta característica, segue-se a definição de Smith (2004) o qual define o núcleo como a medida que melhor prevê a inflação um ano à frente. Após determinar o núcleo de inflação para o IPCA, testam-se as condições para uma medida de núcleo segundo Marques *et al.* (2003) juntamente com duas outras medidas de núcleo fornecidas pelo Banco Central do Brasil: Uma medida calculada pelo método de exclusão e outra calculada pelo método das médias aparadas. Por último testa-se a acurácia de previsões fora da amostra feitas por essas medidas para o IPCA.

O restante do estudo está dividido em seis seções. Na segunda seção apresenta-se a descrição do modelo. Na terceira seção faz-se uma análise preliminar dos dados. A quarta seção apresenta os resultados do modelo estimado. Na quinta seção testam-se as condições para as medidas de núcleo segundo Marques *et al.* (2003). Na sexta seção as previsões são comparadas, seguindo certas medidas de erro de previsão. Na última seção apresenta-se a conclusão.

## 2. METODOLOGIA

A formulação do modelo de tendências comuns é baseada na decomposição de séries de tempo em componentes permanente e transitório (Beveridge e Nelson, 1981). Seguindo esta formulação King *et al.* (1991) e Mellander *et al.* (1992) mostram que num sistema de variáveis não estacionárias, a existência de relações cointegrantes de longo prazo reduzem o número de distúrbios independentes que têm efeitos permanentes sobre o nível das séries, permitindo a decomposição das variáveis num componente não estacionário (definido como tendência estocástica) e um componente estacionário (definido como ciclo). O componente estacionário capta o efeito dos choques transitórios enquanto que o componente não estacionário capta o efeito dos choques permanentes.

Considerando uma representação vetorial auto-regressiva (VAR) de ordem  $p$  de um vetor  $x_t$  de  $n$  variáveis  $I(1)$ , escritas em nível e na forma de vetor de correção de erros (VEC), tem-se que

$$x_t = \Pi(L)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \Pi^*(L)\Delta x_{t-1} + \Pi(1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $\varepsilon_t$  é um vetor de distúrbios distribuídos independentemente e identicamente distribuído com  $E[\varepsilon_t] = 0$  e  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ , uma matriz positiva definida;  $L$  é o operador defasagem;  $\Delta = 1 - L$ ;  $\Pi(L) = \Pi_1 + \Pi_2 L + \dots + \Pi_p L^{p-1}$ ;  $\Pi(1) = \sum_{i=1}^p \Pi_i$ ;  $\Pi^*(L) = \Pi_1^* + \Pi_2^* L + \dots + \Pi_{p-1}^* L^{p-2}$  e  $\Pi_i^* = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$  ( $i = 1, \dots, p-1$ ).

Se existe  $0 < r < n$  relações cointegrantes entre as variáveis,  $\Pi(1)$  é de posto reduzido igual a  $r$  e pode ser expresso como o produto de duas matrizes de ordem  $n \times r$ , isto é,  $\Pi(1) = \alpha\beta'$ , onde  $\beta$  é a matriz de vetores cointegrantes, tal que os  $\beta'x_t$  são combinações lineares estacionárias das  $n$  variáveis  $I(1)$ , e  $\alpha$  é a matriz de ajustamento. Nesse caso o VEC é escrito como,

$$\Delta x_t = \Pi^*(L)\Delta x_{t-1} + \alpha\beta'x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Pode-se inverter o VEC acima para se obter a seguinte representação de Wold para  $\Delta x_t$ :

$$\Delta x_t = C(L)\varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $C(L) = I + C_1L + C_2L^2 + \dots$  com  $\sum_{j=0}^{\infty} j|C_j| < \infty$ . Usando substituição recursiva, a equação (4) pode ser expressa em nível como:

$$x_t = x_0 + C(1)\sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j} + C^*(L)\varepsilon_t \quad (5)$$

onde  $C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^*L^j$  com  $C_j^* = -\sum_{j=i+1}^{\infty} C_j$ . O termo  $C(1)$  capta o efeito de longo prazo dos distúrbios na forma reduzida em  $\varepsilon_t$  sobre as variáveis em  $x_t$ , e  $x_0$  é a observação inicial da amostra. A existência de  $r$  vetores cointegrantes implica que a matriz de longo prazo  $C(1)$  tem posto  $k = n - r$  e  $\beta'C(1) = 0$ . Para se obter uma interpretação econômica da dinâmica das variáveis das equações na forma reduzida (4) e (5), o vetor de distúrbios  $\varepsilon_t$  deve ser transformado em um vetor de choques estruturais  $\varphi_t \equiv (\psi_t \quad v_t)'$ , onde os sub-vetores  $\psi_t$  e  $v_t$  possuem respectivamente  $k$  elementos com efeitos permanentes e  $r$  elementos com efeitos transitórios sobre as variáveis do vetor  $x_t$ . A forma estrutural para a primeira diferença de  $x_t$  é dada por,

$$\Delta x_t = \Gamma(L)\varphi_t \quad (6)$$

onde  $\Gamma(L) = \Gamma_0 + \Gamma_1L + \Gamma_2L^2 + \dots$  e o vetor  $\varphi_t$  é considerado como um ruído branco com  $E[\varphi_t] = 0$  e  $E[\varphi_t\varphi_t'] = I_n$ . Observe-se que o primeiro termo de  $C(L)$  na equação (4) é uma matriz identidade e o primeiro termo de  $\Gamma(L)$  na equação (6) é igual a  $\Gamma_0$ . Igualando estas duas equações pode-se definir o relacionamento entre a forma reduzida e os choques estruturais como:

$$\varepsilon_t = \Gamma_0\varphi_t \quad (7)$$

onde  $\Gamma_0$  é uma matriz inversível. Portanto, igualando as equações (4) e (6) e substituindo a equação (7), tem-se  $C(L)\Gamma_0 = \Gamma(L)$ , implicando que  $C_i\Gamma_0 = \Gamma_i$  ( $\forall i > 0$ ) e  $C(1)\Gamma_0 = \Gamma(1)$  é a matriz de impactos de longo prazo. Para identificar os elementos de  $\psi_t$  como choques permanentes e os elementos de  $v_t$  como choques transitórios, deve-se impor a seguinte restrição:

$$\Gamma(1) = (\Gamma_\tau \quad 0) \quad (8)$$

onde  $\Gamma_\tau$  é uma submatriz de ordem  $n \times k$ . Os distúrbios em  $\psi_t$  são então permitidos terem efeitos sobre as variáveis em  $x_t$ , enquanto que os distúrbios em  $v_t$  são restritos a terem somente efeitos transitórios.

Da equação (6), a representação da forma estrutural para as variáveis em nível pode ser escrita como:

$$\begin{aligned}
x_t &= x_0 + \Gamma(1) \sum_{j=0}^{t-1} \varphi_{t-j} + \Gamma^*(L)\varphi_t \\
&= x_0 + \Gamma_\tau \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} + \Gamma^*(L)\varphi_t
\end{aligned} \tag{9}$$

onde são usadas a partição de  $\varphi$  e a restrição na Equação (8) e  $\Gamma^*(L)$  é definida de forma análoga à  $C^*(L)$  na Equação (5). O componente permanente na Equação (8),  $\sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j}$ , pode ser expresso como um vetor  $k$ -dimensional de passeios aleatórios com inovações  $\psi_t$ :

$$\begin{aligned}
\tau_t &= \tau_{t-1} + \psi_t \\
&= \tau_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j}
\end{aligned} \tag{10}$$

Assume-se que a seqüência de distúrbios da tendência  $\{\psi_t\}$  é um ruído branco com  $E[\psi_t] = 0$  e  $E[\psi_t \psi_t'] = I_k$ . Incorporando (10) em (9), a representação de tendências comuns para  $x_t$  pode ser definida como:

$$x_t = x_0 + \Gamma_\tau \tau_t + \Gamma^*(L)\varphi_t \tag{11}$$

A identificação dos choques permanentes requer restrições sobre a matriz de impacto de longo prazo  $\Gamma_\tau$  no modelo de tendências comuns representado na Equação (11). Enquanto que os choques transitórios podem ser identificados através de restrições sobre os impactos contemporâneos nas variáveis endógenas (captadas pelos elementos das últimas  $r$  colunas de  $\Gamma_0$ ). Sobre estas restrições, a todos os choques podem-se estabelecer interpretações econômicas.

Para estimar a matriz  $\Gamma_\tau$  de ordem  $n \times k$ , necessita-se de pelo menos  $nk$  restrições sobre os seus elementos. A existência de cointegração implica que

$$\beta' \Gamma_\tau = 0 \tag{12}$$

desde que  $\beta' \Gamma(1) = \beta' C(1) \Gamma_0 = 0$ , tem-se  $kr$  restrições lineares. Além disso, igualando os modelos na forma reduzida (Equação (5)) com o modelo na forma estrutural (Equação (9)) encontra-se que  $C(1)\varepsilon_t = \Gamma_\tau \psi_t$ . Portanto, desde que  $E[\psi_t \psi_t'] = I$  e  $C(1)$  tem posto reduzido igual a  $k$ ,  $k(k+1)/2$  restrições sobre os elementos de  $\Gamma_\tau$  são fornecidos por:

$$C(1)\Sigma C(1)' = \Gamma_\tau \Gamma_\tau' \tag{13}$$

As  $k(k-1)/2$  restrições necessárias para a identificação exata de  $\Gamma_\tau$  têm que ser derivadas da teoria econômica. Os elementos de  $C(1)$  e  $\Sigma$  podem ser consistentemente estimados do modelo VEC e  $\Gamma_\tau$  pode ser obtido da imposição de um número suficiente de restrições (Veja-se Apêndice para o cálculo de  $C(1)$  e  $\Sigma$ ). Os choques permanentes estruturais podem ser construídos usando o relacionamento com os resíduos do VEC,  $C(1)\varepsilon_t = \Gamma_\tau \psi_t$ . Isto implica em

$$\psi_t = (\Gamma_\tau \Gamma_\tau')^{-1} \Gamma_\tau' C(1) \varepsilon_t \tag{15}$$

O comportamento das variáveis em  $x_t$  devido aos distúrbios permanentes, interpretado como a previsão de longo prazo de  $x_t$ , pode ser descrito como  $x_0 + \Gamma_\tau \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j}$ .

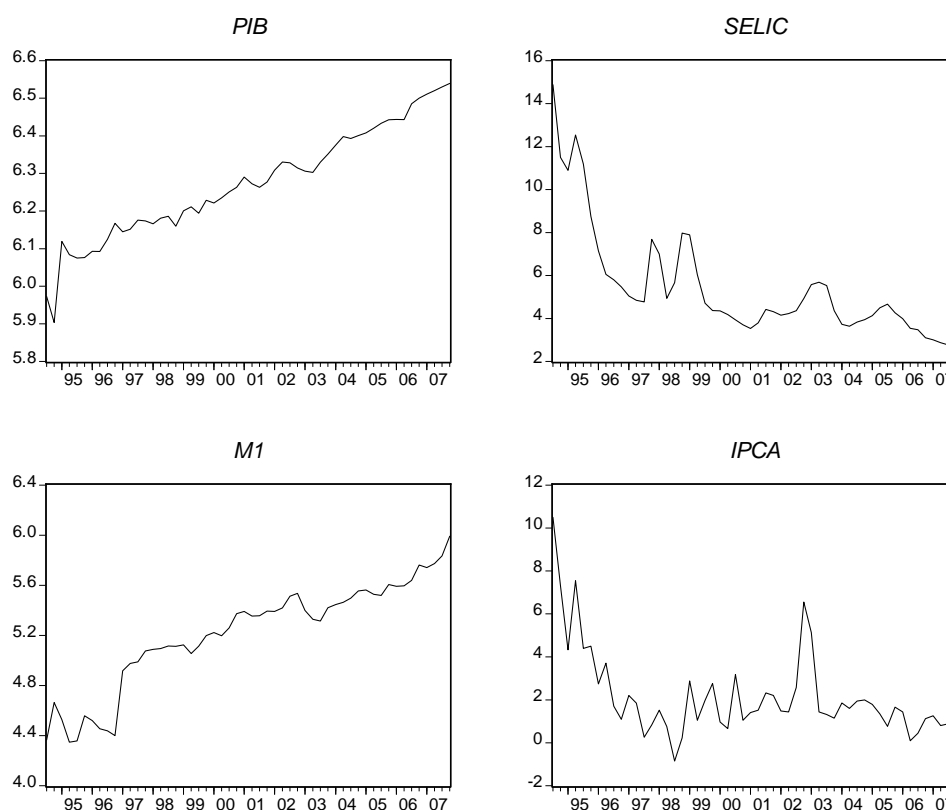
A estimação do modelo de tendências comuns é discutida em detalhes em King, Plosser, Stock e Watson (1991), Mellander, Vredin e Warne (1992) e Warne (1993). Da representação de média móvel (Equação (6)) as funções impulso-resposta para as inovações permanentes e transitórias e a decomposição da variância do erro de previsão podem ser derivadas.

### 3. ANÁLISE PRELIMINAR DOS DADOS

Nesta seção, analisa-se as propriedades estocásticas univariada e multivariada dos dados. Como o modelo de Tendências Comuns é sensível à presença de tendências determinísticas, torna-se indispensável o exame da não-estacionariedade das variáveis, bem como a verificação da presença de relações cointegrantes entre elas. Na análise univariada, emprega-se o teste de raiz unitária para cada série de tempo individual. Quanto à análise multivariada, adota-se o procedimento de Johansen para determinar quantas relações cointegrantes existem entre as variáveis do modelo.

O modelo é estimado para as seguintes variáveis macroeconômicas: o logaritmo do PIB real, a taxa de juros nominal SELIC, o logaritmo da oferta do agregado monetário M1 em termos reais e a taxa de inflação IPCA. Os dados são trimestrais e englobam o período pós - Plano Real (1994.3 a 2007.4). O PIB está dessazonalizado pelo filtro X-12 e, juntamente com a oferta de moeda, está deflacionado pelo índice de inflação IPCA com base no terceiro trimestre de 2008.

Figura 1 - Variáveis do Modelo



Fonte: Elaboração Própria.

#### 3.1 Teste de Raiz Unitária

Como primeiro passo da análise estatística das séries de tempo, deve-se verificar a estacionariedade das séries através de testes de raiz unitária. Para tal propósito utiliza-se uma modificação do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O teste ADF pode concluir erroneamente a presença de raiz

unitária devido à presença de quebras estruturais e/ou *outliers* em uma série de tempo. Por tal motivo utiliza-se para a variável *IPCA* o teste ADF proposto em Lanne *et al* (2002), onde seus valores críticos levam em consideração além das variáveis determinísticas intercepto e tendência, a presença de uma variável *dummy* para captar quebra estrutural ou *outlier* em uma série.

Os resultados do teste de raiz unitária estão apresentados na Tabela 1. Os testes indicam que rejeita-se a presença de uma raiz unitária para a primeira diferença de cada variável, no entanto não se rejeita a hipótese nula para as variáveis em nível<sup>4</sup>. Conclui-se, portanto, que as variáveis do modelo não são estacionárias e a ordem de integração de cada uma delas é um; ou seja, todas as variáveis são  $I(1)$ .

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Variáveis	1ª Diferença	Nível
	$t_{(t)}$	$t_{(t)}$
<i>PIB</i>	-5.5141	-0.8999
<i>SELIC</i>	-7.9067	-3.0785
<i>MI</i>	-7.4612	-2.7446
<i>IPCA</i>	-4.2315	-0.8241
Valores Críticos (5%)		
<i>PIB</i>	-3.5043	-3.5131
<i>SELIC</i>	-3.5004	-3.4986
<i>MI</i>	-3.4986	-3.4969
<i>IPCA</i>	-3.0300	-3.0300

Observações: A estatística  $t_{(t)}$  refere-se aos testes com tendência e intercepto.

Utilizou-se o critério de Hannan-Quinn para a escolha de defasagem para cada variável testada.

Os valores críticos foram obtidos em MacKinnon (1996) para o teste ADF e em Lanne *et al* (2002) para o teste ADF com uma *dummy* de impulso para a variável *IPCA* na data 2002.4.

Fonte: Elaboração Própria.

### 3.2 Teste de Cointegração

Examina-se agora se as variáveis são cointegradas. Com esse propósito, adota-se o procedimento de máxima verossimilhança de Johansen (1988,1991), com vistas à determinação da dimensão de relações cointegrantes entre as quatro variáveis do modelo; permitindo, então, a definição do número de tendências comuns existente entre elas.

Para a identificação das relações de longo prazo impõe-se restrições sobre os parâmetros da matriz de vetores cointegrantes ( $\beta$ ). Considera-se que existe uma relação entre o logaritmo da oferta de moeda real e o logaritmo do PIB real interpretada como uma função demanda por moeda de longo prazo, e uma relação entre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. Essas restrições além das interpretações econômicas são motivadas também pelo grau do coeficiente de correlação, onde o *PIB* e *MI* apresentam um coeficiente igual a 0,92 e a *SELIC* e o *IPCA* igual a 0,73.

O resultado do teste é apresentado na Tabela 2. A estatística do traço indica a existência de dois vetores cointegrantes a um nível de significância de 5%. O teste LR para restrições sobre-identificadas indica que os dados suportam as restrições a um nível de 5% de confiança. Admitindo-se, pois, a existência de duas relações cointegrantes no sistema pode-se concluir que há duas tendências estocásticas comuns.

<sup>4</sup> Os mesmos resultados foram obtidos com o teste sendo realizado tanto na presença de um intercepto quanto na ausência de intercepto e tendência.



Tabela 2 – Teste de Johansen para Cointegração

Amostra		Teste do Traço			
1995:2 - 2008:2	Estatística do Traço	Valores Críticos			P-Valor
		90%	95%	99%	
$r = 0$	94.24	60.00	63.66	70.91	0.0000
$r \leq 1$	46.18	39.73	42.77	48.87	0.0210
$r \leq 2$	21.46	23.32	25.73	30.67	0.1624
$r \leq 3$	9.50	10.68	12.45	16.22	0.1548
Vetores Cointegrantes Restritos ( $\beta$ )		Teste LR de Restrições Sobreidentificadas			
<i>PIB</i>	-3.0315 (0.1170)	0.0000	Estatística $\chi^2(2)$		P-Valor
<i>SELIC</i>	0.0000	1.0000	4.2899		0.1170
<i>MI</i>	1.0000	0.0000			
<i>IPCA</i>	0.0000	-0.4668 (0.1093)			

Observações: O cálculo dos vetores cointegrantes restritos inclui três *dummies*, correspondentes às séries *SELIC* (1995:2; 1997:4; 1998:4; 1999:1), *IPCA* (2002:4) e *MI* (1997:1 a 2002:4).

O teste foi realizado com duas defasagens de acordo com o critério de Hannan-Quinn e considerando a presença de um intercepto e de uma tendência.

Os valores críticos foram obtidos em MacKinnon *et al.* (1999).

Os valores entre parênteses representam os erros padrão da estimativa.

Fonte: Elaboração Própria.

#### 4. RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO DE TENDÊNCIAS COMUNS

No modelo de tendências comuns, a existência de duas relações cointegrantes entre as quatro variáveis do sistema implica na presença de duas tendências estocásticas comuns ( $k = n - r = 2$ ). Como analisado anteriormente, necessita-se de pelo menos  $nk = 8$  restrições para identificar os elementos de  $\Gamma_\tau$ . Os vetores cointegrantes fornecem  $rk = 4$  restrições enquanto que a Equação (13) fornece  $k(k+1)/2 = 3$  restrições, totalizando assim 7 restrições. Nesse caso a única  $k(k-1)/2 = 1$  restrição restante é dada pela teoria econômica. Faz-se as seguintes hipóteses sobre a natureza dos dois choques permanentes no sistema: um choque com efeito real ( $\psi_r$ ) e um choque com efeito nominal ( $\psi_n$ ) sobre as variáveis do modelo. A parte permanente do modelo (Equação (10)) é representada pelo seguinte passeio aleatório bivariado:

$$\begin{pmatrix} \tau_r \\ \tau_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_r \\ \mu_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tau_r \\ \tau_n \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} \psi_r \\ \psi_n \end{pmatrix}_t \quad (16)$$

onde  $\mu$  é um vetor de interceptos. Como restrição baseada na teoria econômica, assume-se que o produto real não é afetado no longo prazo pelo choque nominal. Denotando como  $\gamma_{ij}$  um elemento genérico da matriz  $\Gamma_\tau$ , essa restrição implica que  $\gamma_{12} = 0$ . Dessa forma o modelo de tendências comuns (Equação (11)) é representado como:

$$\begin{pmatrix} PIB \\ SELIC \\ M1 \\ IPCA \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} PIB \\ SELIC \\ M1 \\ IPCA \end{pmatrix}_0 + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_r \\ \tau_n \end{pmatrix}_t + \Gamma^*(L) \begin{pmatrix} \psi_r \\ \psi_n \\ v_1 \\ v_2 \end{pmatrix}_t \quad (17)$$

onde  $\nu_1$  e  $\nu_2$  são choques puramente transitórios não correlacionados com os choques permanentes. Portanto o núcleo da inflação estimado pelo modelo de tendências comuns é:

$$\text{Núcleo\_IPCA}_t = \text{IPCA}_0 + \hat{\gamma}_{41} \hat{\tau}_{rt} + \hat{\gamma}_{42} \hat{\tau}_{nt} \quad (18)$$

A matriz  $\Gamma_\tau$  estimada e a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis são apresentadas respectivamente nas Tabelas 3 e 4.

Tabela 3 – Matriz de Impacto de Longo Prazo ( $\Gamma_\tau$ )

Variáveis	Choque	
	$\psi_r$	$\psi_n$
<i>PIB</i>	0.0116 (0.0021)	0.0000 (0.0000)
<i>SELIC</i>	0.0828 (0.1015)	0.3423 (0.0726)
<i>M1</i>	0.0351 (0.0064)	0.0000 (0.0000)
<i>IPCA</i>	0.1775 (0.2174)	0.7332 (0.1556)

Observações: Os valores entre parênteses representam os erros padrão da estimativa.

Fonte: Elaboração Própria.

De acordo com as estimativas da matriz de impactos de longo prazo, que representam os efeitos de longo prazo dos choques permanentes, verifica-se que o choque real tem efeito positivo sobre o produto real e a oferta de moeda real, mas estatisticamente insignificante sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. O choque permanente nominal tem efeito positivo e significativo apenas sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação.

A decomposição da variância do erro de previsão apresentada na Tabela 4 mostra que, na previsão de um trimestre à frente, as variabilidades do *PIB* e do *IPCA* são explicadas quase que totalmente pelos choques permanentes, totalizando 96,9 % do choque permanente real para o *PIB* e 98,8 % do choque permanente nominal para o *IPCA*. Enquanto que os choques transitórios explicam a maior parte da variabilidade para as variáveis *M1* (97,1 %) e *SELIC* (61,2%). Num período de médio prazo, numa previsão de 12 trimestres à frente, as variabilidades das variáveis *M1* e *SELIC* passam a ser explicadas respectivamente pelos choques permanentes real (78,2 %) e nominal (74,5 %). A decomposição da variância do erro de previsão no longo prazo retrata a matriz de impacto de longo prazo ( $\Gamma_\tau$ ), onde o choque permanente real explica as variabilidades das variáveis *PIB* e *M1*, enquanto que o choque permanente nominal explica as variabilidades das variáveis *SELIC* e *IPCA*.

Tabela 4 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão

Variáveis	Choques			
	$\psi_r$	$\psi_n$	$\psi_{r,n}$	$\nu_{1,2}$
1 período				
<i>PIB</i>	0.9670 (0.3200)	0.0010 (0.3340)	0.9690 (0.0450)	0.0310 (0.0450)
<i>SELIC</i>	0.2280 (0.1390)	0.1600 (0.3660)	0.3880 (0.2990)	0.6120 (0.2990)
<i>MI</i>	0.0140 (0.0360)	0.0150 (0.3120)	0.0290 (0.3030)	0.9710 (0.3030)
<i>IPCA</i>	0.0000 (0.0040)	0.9880 (0.0210)	0.9880 (0.0210)	0.0120 (0.0210)
6 períodos				
<i>PIB</i>	0.9910 (0.0105)	0.0010 (0.1070)	0.9910 (0.0080)	0.0090 (0.0080)
<i>SELIC</i>	0.1430 (0.1660)	0.4340 (0.6520)	0.5780 (0.4900)	0.4220 (0.4900)
<i>MI</i>	0.5890 (0.4050)	0.0150 (0.5910)	0.6040 (0.2360)	0.3960 (0.2360)
<i>IPCA</i>	0.0340 (0.0580)	0.9580 (0.0680)	0.9920 (0.0120)	0.0080 (0.0120)
12 períodos				
<i>PIB</i>	0.9950 (0.0600)	0.0001 (0.0610)	0.9950 (0.0040)	0.0050 (0.0040)
<i>SELIC</i>	0.0840 (0.1830)	0.7450 (0.5450)	0.8280 (0.3740)	0.1720 (0.3740)
<i>MI</i>	0.7820 (0.3630)	0.0080 (0.4050)	0.7900 (0.1000)	0.2100 (0.1000)
<i>IPCA</i>	0.0440 (0.0860)	0.9520 (0.0910)	0.9960 (0.0070)	0.0040 (0.0070)
Longo Prazo				
<i>PIB</i>	1.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	1.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<i>SELIC</i>	0.0553 (0.1246)	0.9447 (0.1246)	1.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<i>MI</i>	1.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0290)	1.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
<i>IPCA</i>	0.0553 (0.1246)	0.9446 (0.1246)	1.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)

Observações:  $\psi_{r,n}$  e  $\nu_{1,2}$  denotam respectivamente o efeito conjunto dos choques permanentes e transitórios. Os valores entre parênteses representam os erros padrão da estimativa.

Fonte: Elaboração Própria.

## 5. CONDIÇÕES PARA UMA MEDIDA DE NÚCLEO DE INFLAÇÃO

Seguindo Marques *et al.* (2003), analisa-se nesta seção um conjunto de condições estatísticas que devem ser encontrados em indicadores de núcleo de inflação. Assume-se que para qualquer período de tempo  $t$ , a taxa de inflação ( $\pi_t$ ) pode ser decomposta em um componente permanente, denominado núcleo ou tendência da inflação ( $\pi_t^*$ ), e um componente transitório ( $u_t$ ). Por definição, em cada período de tempo, tem-se:

$$\pi_t = \pi_t^* + u_t \quad (19)$$

Na Equação (19) assume-se que  $u_t$  corresponde aos distúrbios transitórios na taxa de inflação. Por definição  $u_t$  tem média zero e variância finita, sendo, portanto uma série estacionária.

Quando a taxa de inflação,  $\pi_t$ , é  $I(1)$ , diz-se que  $\pi_t^*$  é uma medida de núcleo de inflação se:

- (i)  $\pi_t^*$  é  $I(1)$  e  $\pi_t$  e  $\pi_t^*$  são cointegradas com coeficiente unitário, isto é  $\pi_t - \pi_t^*$  é uma série estacionária com média zero;
- (ii) Existe um mecanismo de correção de erro dado por  $Z_{t-1} = (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)$  para  $\Delta\pi_t$ , isto é  $\Delta\pi_t$  pode ser escrito como:

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta\pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad (20)$$

- (iii)  $\pi_t^*$  é fortemente exógeno para os parâmetros da Equação (20).

A condição (i), proposta por Freeman (1998), implica que a taxa de inflação e a medida de núcleo devem exibir uma tendência comum; caso contrário, o núcleo poderá fornecer uma sinalização errada do comportamento futuro da taxa e inflação.

Do Teorema da Representação de Granger (Engle e Granger, 1987), sabe-se que se a condição (i) se mantém, então existe uma representação de correção de erro pelo menos para uma das variáveis  $\pi_t$  ou  $\pi_t^*$ . A condição (ii) requer que esta representação exista especificamente para  $\pi_t$ ; isto é, que o termo  $Z_{t-1}$  apareça na equação  $\Delta\pi_t$ . Nesse caso  $\pi_t^*$  deve se comportar como um atrator para  $\pi_t$  no sentido que, no longo prazo,  $\pi_t$  deva convergir para  $\pi_t^*$ . Note-se que a condição (ii) é um caso especial de causalidade de Granger a qual requer que  $\pi_t^*$  cause  $\pi_t$  no sentido de Granger. Nesse sentido  $\pi_t^*$  é também um indicador antecedente de  $\pi_t$ .

A condição (iii) indica que  $\pi_t$  não deve ser um atrator para  $\pi_t^*$  e também que  $\pi_t^*$  não seja sensível a *outliers* observados em  $\pi_t$ . Esta condição implica simultaneamente que o termo de correção de erro não apareça na equação para  $\pi_t^*$  (isto é que  $\pi_t^*$  seja fracamente exógena para os parâmetros do vetor cointegrante) e também que  $\pi_t$  não cause  $\pi_t^*$  no sentido de Granger. Em outras palavras, a condição (iii) implica que no modelo de correção de erro para  $\pi_t^*$  é,

$$\Delta\pi_t^* = \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta\pi_{t-j}^* + \sum_{j=1}^s \theta_j \Delta\pi_{t-j} - \lambda(\pi_{t-1}^* - \pi_{t-1}) + \eta_t \quad (21)$$

onde deve-se ter  $\lambda = \theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ .

O teste da condição (i) pode ser conduzido de diferentes formas, como testar a hipótese  $(\alpha, \beta) = (0, 1)$  na regressão  $\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + v_t$ , utilizar um teste de cointegração; ou ainda através de um teste de raiz unitária verificar se a série  $Z_t = (\pi_t - \pi_t^*)$  é estacionária. Testa-se aqui a condição (i) em

duas etapas. Primeiro usa-se o teste de raiz unitária ADF para estabelecer a estacionariedade de  $Z_t = (\pi_t - \pi_t^*)$ . Depois testa-se a não rejeição da hipótese nula  $\alpha = 0$  na regressão  $\pi_t = \alpha + \beta\pi_t^* + v_t$ , dado que a série  $Z_t$  é estacionária. Note-se que considerando a regressão cointegrante:

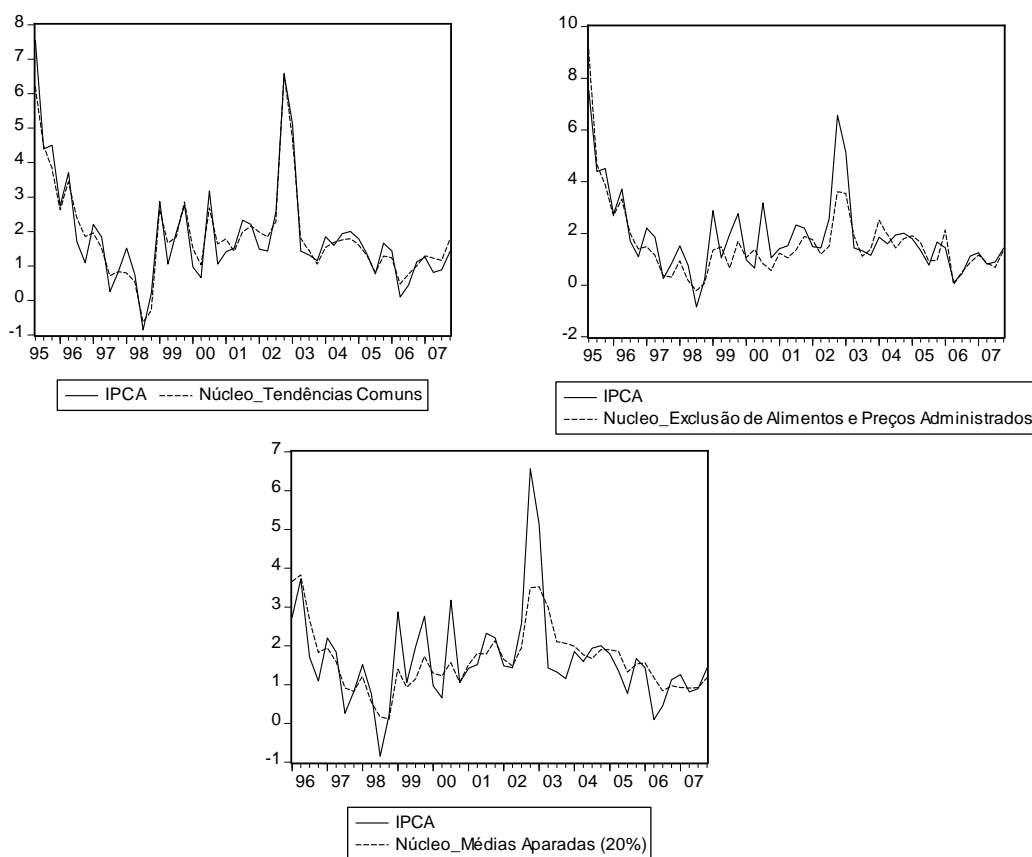
$$(\pi_t - \pi_t^*) = \alpha + (\beta - 1)\pi_t^* + u_t \quad (22)$$

Conclue-se que  $(\pi_t - \pi_t^*)$  é estacionária se, e somente se,  $u_t$  é estacionária<sup>5</sup> e  $\beta = 1$ .

Dado que a condição (i) seja satisfeita, o teste para a condição (ii) é conduzido estimando a Equação (20) e testando a rejeição da hipótese nula  $\gamma = 0$ , utilizando o teste  $t$  convencional. Também neste caso um teste de cointegração pode ser utilizado. Para testar a condição (iii) estima-se a Equação (21) e testa-se a hipótese nula  $\lambda = \theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ . O teste para esta condição é conduzido em duas etapas. Primeiro simplesmente testa-se a hipótese nula  $\lambda = 0$  (exogeneidade fraca). Depois, dado que não rejeita-se a hipótese nula, testa-se a hipótese  $\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$  (exogeneidade forte).

A medida de núcleo de inflação estimada pelo modelo de tendências comuns bem como as medidas determinadas pelo Banco Central do Brasil pelos métodos de exclusão (na qual se excluem os itens alimentos e preços administrados) e médias aparadas (com um percentual de 20% da distribuição do preços aparadas) são apresentadas na Figura 2.

Figura 2 - Medidas de Núcleo de Inflação.



Fonte: Elaboração Própria.

<sup>5</sup> Isto é basicamente o teste de cointegração Engle – Granger (1987).

Tabela 5 – Testes de Condições para uma Medida de Núcleo de Inflação

Variáveis	Condição ( i )		Condição ( ii )	Condição ( iii )		Conclusão
	(Teste ADF) Estacionariedade de $(\pi - \pi^*)$	Não Rejeita $H_0 : \alpha = 0$ dado $\beta = 1$	Rejeita $H_0 : \gamma = 0$	(Exogeneidade Fraca) Não Rejeita $H_0 : \lambda = 0$	(Exogeneidade Forte) Não Rejeita $H_0 : \theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ dado $\lambda = 0$	
	P - Valor	P - Valor	P - Valor	P - Valor	P - Valor	
Núcleo_Tendências Comuns	0.0000	0.1021	0.0028	0.0981	0.1024	Satisfaz ( i ), ( ii ) e ( iii )
Núcleo_Exclusão	0.0000	0.0156	-	-	-	Falha ( i )
Núcleo_Médias Aparadas (20%)	0.0000	0.4672	0.0019	0.4687	0.3098	Satisfaz ( i ), ( ii ) e ( iii )

Observações: Na análise das condições leva-se em consideração um nível de confiança igual a 95%.

Todos os testes foram realizados com a presença de um intercepto e a escolha de defasagem de acordo com o critério de Schwarz.

Fonte: Elaboração Própria.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes das condições para uma medida de núcleo de inflação segundo Marques *et al* (2003). Analisando os resultados da condição (i) verifica-se que o teste ADF rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária em  $Z_t = (\pi_t - \pi_t^*)$  para as três medidas de núcleo testadas, indicando assim que todas as medidas,  $\pi_t^*$ , são cointegradas com a taxa de inflação *IPCA*,  $\pi_t$ , e que a hipótese nula  $\beta = 1$  não é rejeitada<sup>6</sup>. Dado que a primeira parte da condição (i) foi satisfeita para as três medidas, testa-se então a hipótese nula  $\alpha = 0$ . Apesar da medida de núcleo pelo método de exclusão ser cointegrada com a taxa de inflação, rejeita-se a hipótese nula  $\alpha = 0$ , indicando que esta medida de núcleo apresenta um viés sistemático em relação à taxa de inflação. Desde que os testes para as condições (ii) e (iii) são condicionadas à verificação da condição (i), não testa-se as condições (ii) e (iii) para a medida de núcleo pelo método de exclusão.

Os resultados da condição (ii) indicam que rejeita-se a hipótese nula  $\gamma = 0$  na Equação (20) para as medidas de núcleo de inflação testadas. Logo a condição de que cada medida deve ser um atrator para a taxa de inflação *IPCA* é satisfeita.

Em relação aos resultados da condição (iii), rejeita-se a hipótese nula  $\lambda = 0$  na Equação (21) para as medidas de núcleo testadas, indicando assim que elas satisfazem a condição de exogeneidade fraca. Dado que as medidas de núcleo satisfazem esta condição, testa-se a condição de exogeneidade forte, reestimando a Equação (21) com a restrição  $\lambda = 0$ . Os resultados mostram que para essas medidas a condição de exogeneidade forte é satisfeita. Portanto a taxa de inflação *IPCA* não se comporta como um atrator para essas medidas. Conclui-se então que pelos resultados apresentados na Tabela 5 a medida de núcleo de inflação baseada no método de exclusão é a única que não satisfaz todas as três condições propostas. Marques *et al* (2002) testam as condições apresentadas acima para as medidas de núcleo excluindo os grupos alimentos não processados e energia, calculadas para seis países<sup>7</sup>, e mostram que nenhuma dessas medidas satisfaz todas as três condições. Eles concluem, portanto, que a medida de núcleo pelo método de exclusão parece ser inapropriada para a análise do status da inflação corrente ou para fazer inferência sobre a sua trajetória futura.

## 6. PREVISÃO FORA DA AMOSTRA DA TAXA DE INFLAÇÃO

Uma das principais utilidades de uma medida de núcleo de inflação é a previsão fora da amostra da taxa de inflação. Previsões da taxa de inflação, *IPCA*, são realizadas a partir de previsões das medidas de núcleo analisadas, utilizando a modelagem *ARIMA* univariada<sup>8</sup>. Testa-se a exatidão das previsões das medidas de núcleo através de medidas de erro de previsão em relação à taxa de inflação observada fora da amostra. Comparam-se os resultados das previsões tomando como *benchmark* a previsão feita pela própria taxa de inflação *IPCA*. Utiliza-se como amostra o período<sup>9</sup> 1995.2 a 2007.4 para a realização da previsão do *IPCA* fora da amostra quatro trimestres à frente, compreendendo o período 2008.1 a 2008.4. As previsões são mostradas no Gráfico 1, abaixo, enquanto que as medidas dos erros de previsão são apresentadas na Tabela 6.

De acordo com o Gráfico 1, verifica-se que as previsões para todas as medidas de núcleo e da taxa de inflação feitas fora da amostra para os quatro trimestres de 2008, seguiram uma mesma tendência decrescente. Nenhuma das previsões captou o choque transitório atribuído à alta dos preços internacionais das *commodities* alimentos e petróleo, ocorrida no segundo trimestre de 2008. Este resultado é esperado, pois as medidas de núcleo por eliminarem ou amenizarem efeitos dos choques transitórios tendem a não prever os movimentos de curto prazo causados por tais choques.

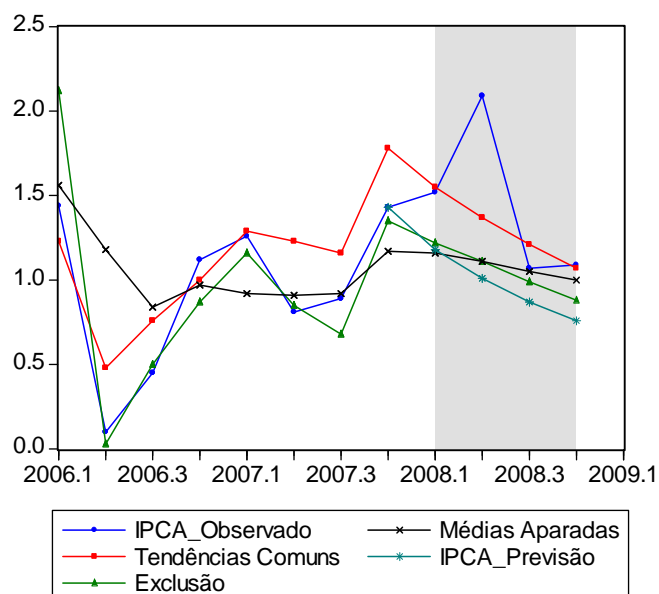
<sup>6</sup> Os mesmos resultados foram encontrados para o teste ADF aplicado aos resíduos da Equação (22) e para o teste *t* da hipótese  $\beta = 1$ .

<sup>7</sup> Foram testadas as medidas de núcleo pelo método de exclusão para os Estados Unidos, Alemanha, França, Itália, Espanha e Portugal.

<sup>8</sup> O método de previsão é baseado em Granger e Newbold (1986). O método prevê o nível das séries usando os coeficientes *AR* e *MA* num procedimento recursivo.

<sup>9</sup> Com exceção da medida núcleo de inflação por médias aparadas que inicia-se em 1996.1.

Gráfico 1 – Previsões das Medidas de Núcleo e da Taxa de Inflação IPCA



Fonte: Elaboração própria

Pelo Gráfico 1 pode-se verificar também que as medidas de núcleo de tendências comuns e de médias aparadas representam bem o comportamento de atrair a taxa de inflação IPCA; dado que esta, no final do período de previsão, converge para tais medidas. Enquanto que para a medida de núcleo por exclusão este comportamento não é tão claro, talvez por esta medida ser enviesada de acordo com os resultados dos testes.

As medidas de erro de previsão apresentadas na Tabela 6 indicam que a medida de núcleo determinada pela modelagem de tendências comuns apresenta as menores medidas de erro e fornece a melhor previsão para a taxa de inflação IPCA, confirmando assim ser uma medida com características *forward looking*. Por outro lado a previsão feita pelo próprio IPCA apresenta os maiores erros de previsão sendo praticamente o dobro dos erros para a medida de tendências comuns.

Dado que o Banco Central do Brasil determina como meta a inflação acumulada no ano, é importante verificar também o comportamento das previsões acumuladas para cada período em relação à taxa de inflação acumulada. A Tabela 7 abaixo mostra esse comportamento.

Tabela 6 – Valores Previstos e Medidas de Erro da Previsão do IPCA Fora da Amostra

Período	IPCA Observado	Valores Previstos			
		IPCA	Tendências Comuns	Exclusão	Médias Aparadas
2008.1	1.52	1.18	1.55	1.22	1.16
2008.2	2.09	1.01	1.37	1.11	1.11
2008.3	1.07	0.87	1.21	0.99	1.05
2008.4	1.09	0.76	1.07	0.88	1.00
Medidas de Erro de Previsão					
Modelo ARIMA (p,d,q)		(1,1,1)	(1,1,1)	(1,1,0)	(0,1,1)
Raiz do Erro Quadrático Médio		0.60	0.37	0.53	0.53
Erro Absoluto Médio		0.49	0.23	0.39	0.37
Erro Percentual Absoluto Médio		30.79%	12.93%	23.43%	20.32%
Coefficiente de Desigualdade de Theil		0.31	0.15	0.25	0.25

Fonte: Elaboração Própria.



Tabela 7 – Medidas de Erro da Previsão do IPCA Fora da Amostra Acumulada.

Período	IPCA Acumulado Observado	Valores Previstos Acumulados			
		IPCA	Tendências Comuns	Exclusão	Médias Aparadas
2008.1	1.52	1.18	1.55	1.22	1.16
2008.2	3.64	2.20	2.94	2.34	2.27
2008.3	4.76	3.09	4.18	3.36	3.35
2008.4	5.90	3.88	5.29	4.27	4.39
Medidas de Erro de Previsão					
Modelo ARIMA (p,d,q)		(1,1,1)	(1,1,1)	(1,1,0)	(0,1,1)
Raiz do Erro Quadrático Médio		1.51	0.55	1.26	1.25
Erro Absoluto Médio		1.37	0.48	1.16	1.16
Erro Percentual Absoluto Médio		32.73%	11.02%	28.15%	29.14%
Coefficiente de Desigualdade de Theil		0.34	0.10	0.27	0.27

Fonte: Elaboração Própria.

A meta inflacionária estabelecida pelo Banco Central do Brasil para a taxa de inflação IPCA para o acumulado no ano de 2008 foi 4,5 % com um limite superior de 6,5% e um limite inferior de 2,5%. A taxa de inflação acumulada para o ano de 2008 foi igual a 5,9%. A medida de núcleo de tendências comuns previu um valor igual a 5,29%, sendo a única previsão acima da meta e muito próximo da taxa de inflação acumulada observada.

## 7. CONCLUSÃO

O presente estudo consistiu na construção de uma medida de núcleo para o índice de inflação IPCA utilizando o período pós plano Real. Aplicou-se uma metodologia baseada na formulação de tendências comuns, usando as variáveis macroeconômicas PIB real, taxa de juros SELIC nominal, oferta do agregado monetário M1 em termos reais e a taxa de inflação IPCA. Esta medida tem a vantagem de ter características *forward-looking*, e contém informações dos dois principais mecanismos de política monetária para o controle da meta inflacionária: o controle da SELIC e da oferta monetária M1.

Os resultados do modelo de tendências comuns mostram que o choque real tem efeito positivo, estatisticamente significativo, sobre o produto real e a oferta de moeda real, e efeito estatisticamente insignificante sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. O choque permanente nominal tem efeito positivo e significativo apenas sobre a taxa de juros nominal e a taxa de inflação. A decomposição da variância do erro de previsão mostra que, na previsão de curto prazo, as variabilidades do PIB e do IPCA são explicadas quase que totalmente pelos choques permanentes, sendo 96,9 % do choque permanente real para o PIB e 98,8 % do choque permanente nominal para o IPCA. Enquanto que os choques transitórios explicam a maior parte da variabilidade para as variáveis MI (97,1 %) e SELIC (61,2%). Na decomposição da variância do erro de previsão, no longo prazo, o choque permanente real explica as variabilidades das variáveis PIB e MI, enquanto que o choque permanente nominal explica as variabilidades das variáveis SELIC e IPCA.

Compara-se a medida de núcleo pela modelagem de tendências comuns com as medidas pelo método de exclusão e pelo método das médias aparadas fornecidas pelo Banco Central do Brasil. Os testes das condições para uma medida de núcleo segundo Marques *et al.* (2003) indicam que as medidas por tendências comuns e por médias aparadas são não enviesadas e comportam-se como um indicador antecedente para o IPCA, enquanto que a medida por exclusão é enviesada, conformando com o resultado de Marques *et al.* (2002), onde todas as medidas de núcleo testadas para um conjunto de países mostraram-se enviesadas, ou não antecedem a taxa de inflação.

Previsões fora da amostra feitas para o período de 2008 confirmam que a medida de núcleo por tendências comuns tem um bom poder preditivo, sendo a única medida que previu para o acumulado de 2008, uma taxa de inflação acima da meta e bem próxima da taxa de inflação observada.

Marques et al. (2002) mostram porque a medida por exclusão, que é a mais utilizada pelas autoridades monetárias, não deve ser utilizada como um indicador antecedente para a taxa de inflação. Apesar da medida de núcleo apresentada aqui ser de compreensão mais complexa e precisar de constante revisão, ela tem a vantagem de não levar a escolha arbitrária na identificação e exclusão de choques transitórios, de conter informações de política monetária e de ser um bom indicador antecedente para previsão da taxa de inflação e para o cumprimento da meta inflacionária. Seria, portanto, interessante basear a meta de inflação num modelo de previsão com boa performance fora da amostra. A meta atual parece levar a economia a um grau de constrangimento maior do que o necessário; freando, conseqüentemente, a atividade econômica.

## **BIBLIOGRAFIA**

- ÁLVAREZ, L.J.; MATEA, M.L. (1999). Underlying inflation measures in Spain, **Banco de España**, Working Paper 9911.
- ARRAZOLA M.; DE HEVIA J. (2002). An alternative measure of core inflation. **Economics Letters**, V. 75, Number 1, pp. 69-73(5).
- BAGLIANO, F. C.; GOLINELLI, R.; MORANA, C. (2002). Core inflation in the Euro Area. **Applied Economics Letters**, Taylor and Francis Journals, vol. 9(6), pages 353-57, May.
- BAGLIANO, F. C.; MORANA, C. A. (2003a). Common trends model of UK core inflation. **Empirical Economics**, 28, 157–172.
- BAGLIANO, F. C.; MORANA, C. (2003b). Measuring US core inflation: A common trends approach. **Journal of Macroeconomics**, 25, 197–212.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A. (1981). New approach to decomposition of economic time series into a permanent and transitory components with particular attention to business cycle. **Journal of Monetary Economic**, 7, 151–174.
- BLANCHARD, O.; QUAH, D. (1989). The dynamic effects of aggregate supply and demand disturbances. **American Economic Review**, 79, 655–673.
- BLINDER, Alan S. (1982). **The Anatomy of Double-Digit Inflation**. In *Inflation: Causes and Effects*, edited by Robert E. Hall, pp. 261-282. Chicago: University of Chicago Press.
- BLINDER, Alan S. (1997). Commentary on measuring short-run inflation for central bankers. **Review. Federal Reserve Bank of St. Louis** (May/June 1997), 157-160.
- BLIX, M. (1995). Underlying inflation: A common trends approach. **Sveriges Riksbank Working Paper** No. 23.
- BRYAN, M. F.; PIKE, C. J. (1991). Median price changes: An alternative approach to measuring current monetary inflation. **Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary**, December 1–4.
- BRYAN, M.F.; CECCHETTI, S.G. (1994). Measuring core inflation, in **Studies in Business Cycles**, vol. 29. (N. Gregory Mankiw, ed.), Chicago and London (University of Chicago).
- BRYAN, M. F.; CECCHETTI, S. G. and WIGGINS, R. L. II (1997). Efficient inflation estimators. **National Bureau of Economic Research - NBER Working Paper** No. 6183.
- BRYAN, M.F.; CECCHETTI, S.G. (2001). A note on the efficient estimation of inflation in Brazil. **Banco Central do Brasil, Working Paper Series**, 11.
- DURAI S. R. S.; RAMACHANDRAN M. (2007). Core inflation for India, **Journal of Asian Economics**, 2007, vol. 18, issue 2, pages 365-383.
- ECKSTEIN, Otto (1981). **Core inflation**. Englewood Cliffs. Prentice-Hall.
- ENGLE, R.; GRANGER, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica** 55 (2), 251-276.
- FAVA, V. L.; CARMO, H. C. E. (2002). Núcleo da inflação: Análise comparativa dos métodos média aparada e exclusão prévia aplicados a dados mensais desagregados. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.6, No3, p.511-533.
- FERREIRA, T.; PETRASSI, M. (2002). Regime de metas para a inflação: Resenha sobre a experiência internacional. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**, Nº 30.

- FIGUEIREDO, F.M.R. (2001). Evaluating core inflation measures for Brazil. **Banco Central do Brasil, Working Paper Series**, 14.
- FREEMAN, D. G. (1998). Do core inflation measures help forecast inflation? **Economics Letters**, 58, 143–147.
- GRANGER, C.; NEWBOLD, P. (1986). **Forecasting economic time series**, 2nd edn, San Diego: Academic Press.
- JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, **Journal of Economic Dynamics and Control** 12, 231-254.
- JOHANSEN, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models, **Econometrica** 59, 1551-1580.
- 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**, Volume 85, Issue 1, Pages 63-69.
- KING, R.J.; PLOSSER, C.; STOCK, J.H.; WATSON, M.W., (1991). Stochastic trends and economic fluctuations. **American Economic Review** 81 (September), 819–840.
- LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts, **Journal of Time Series Analysis**, Vol. 23, pp. 667-685.
- LE BIHAN, H.; SÉDILLOT, F., (2000). Do core inflation measures help forecast inflation? Out-of-sample evidence from French data. **Economics Letters** 69 (December), 261–266.
- MACKINNON, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, **Journal of Applied Econometrics**, 11, 601-618.
- MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, **Journal of Applied Econometrics**, 14, 563-577.
- MARQUES C.R.; NEVES P.D.; DA SILVA A.G. (2002). Why should central banks avoid the use of the underlying inflation indicator? **Economics Letters**, vol. 75, issue 1, pages 17-23.
- MARQUES C.R.; NEVES P. D.; SARMENTO L. M. (2003). Evaluating core inflation indicators, **Economic Modelling**, Volume 20, Number 4, July 2003, pp. 765-775 (11).
- MATILLA-GARCÍA, M. (2005). A SVAR model for estimating core inflation in the Euro zone, **Applied Economics Letters**, 12:3, Pages 149-154.
- MELLANDER, E.; VREDIN, A.; WARNE, A., (1992). Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. **Journal of Applied Econometrics** 7 (October/December), 369–394.
- MORANA, C. (2007). A structural common factor approach to core inflation estimation and forecasting. **Applied Economics Letters**, vol. 14, issue 3, pages 163-169.
- PICCHETTI, P.; TOLEDO, C. How much to trim? A methodology for calculating core inflation, with an application for Brazil. (2000). **Economia Aplicada**, 4 (4):683-704.
- QUAH, D.; VAHEY, S.P., 1995. Measuring core inflation. **Economic Journal** 105 (September), 1130–1144.
- SHAPIRO, Matthew D.; WATSON, Mark W., (1988). Sources of business cycle fluctuations, **NBER Macroeconomics Annual**, Vol. 3, edited by Stanley Fischer, pp. 111-148, MIT Press.
- SMITH, J. K. (2004). Weighted median inflation: Is this core inflation? **Journal of Money, Credit, and Banking**, vol. 36, no. 2 (April), pp. 253-263.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. (1988a), Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association** 83, 1097-1107.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. (1988b), Variable trends in economic time series. **Journal of Economic Perspectives**, Vol 2, No. 3.
- WARNE, A., (1993). A common trends model: Identification, estimation and inference. **Institute for International Economic Studies – IIES Seminar Paper** N° 555, Stockholm University, Sweden.
- WYNNE, M. A. (1999). Core inflation: A review of some conceptual issues. **European Central Bank Working Paper**, N° 5.

## APÊNDICE

O modelo de correção de erros em (3) pode ser escrito como um VAR restrito, pelas condições de cointegração.

Definindo-se  $M$  como uma matriz  $n \times n$ , não singular, dada por  $M = \begin{bmatrix} S'_k & \beta \end{bmatrix}'$ , onde as linhas de  $S'_k$  satisfazem a condição  $S'_k C(1) = 0, \forall i \in \{1, \dots, k\}$ . Também, definindo-se  $\alpha^*$  como uma matriz  $n \times n$  dada por  $\begin{bmatrix} 0 & \alpha \end{bmatrix}$ , e os polinômios matriciais  $D(L) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1-L)I_r \end{bmatrix}$ ,  $D_\perp(L) = \begin{bmatrix} (1-L)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}$ .

Define-se ainda  $\theta = M\rho$  e  $\eta_t = M\varepsilon_t$ . Pré-multiplicando ambos os lados de (3) por  $M$ , tem-se

$$MA^*(L)\Delta x_t = \theta - M\alpha Z_{t-1} + \eta_t$$

Definindo  $y_t = D_\perp(L)Mx_t$  e notando que  $(1-L)I_n = D(L)D_\perp(L)$  e  $\alpha Z_t = \alpha^* y_t$ , pode-se expressar o sistema como

$$B(L)y_t = \theta + \eta_t$$

onde  $B(L) = M[A^*(L)M^{-1}D(L) + \alpha^*L]$ , o qual é um VAR restrito. Da estimativa desse modelo encontram-se as seguintes relações:

$$C(1) = M^{-1}D(1)B(1)^{-1}M$$

$$\Sigma = M^{-1}E[\eta_t \eta_t'](M')^{-1}$$