

O Núcleo da Inflação como a Tendência Comum dos Preços*

Antonio Fiorencio**

Ajax R. Bello Moreira***

Sumário: 1. Introdução; 2. O modelo de tendência comum; 3. Nossa medida do núcleo da inflação antecipa a taxa de inflação? 4. Conclusão.

Palavras-chave: .

Códigos JEL: .

Nos últimos anos, diversos bancos centrais adotaram o regime de metas de inflação, dando início a um intenso debate sobre que medida de inflação adotar. Esse debate reflete a suspeita de que os índices de inflação tradicionais possam ser excessivamente “nervosos”, no sentido de não discriminar entre choques de preços generalizados e idiossincráticos e entre choques permanentes e temporários. Este artigo define uma medida de núcleo de inflação – *core inflation* – como a tendência comum dos preços em um modelo dinâmico multivariado que, por construção, filtra choques transitórios e idiossincráticos e antecipa o nível futuro da inflação. O artigo mostra que o conhecido estimador de médias truncadas para o núcleo da inflação pode ser visto como uma *proxy* para o estimador de mínimos quadrados generalizados para dados heteroscedásticos. Foi utilizada uma média truncada assimétrica suavizada e obtida uma medida para o núcleo da inflação não condicional aos parâmetros do modelo.

In recent years, many central banks have adopted inflation targeting policies starting an intense debate about which measure of inflation to adopt. The literature on core inflation has tried to develop indicators of inflation which would respond only to “significant” changes in inflation. This paper defines a measure of core inflation as the common trend of prices in a multivariate dynamic model that has, by construction, three properties: it filters idiosyncratic and transitory macroshocks, and it leads the future level of headline inflation. The paper shows that the popular trimmed mean estimator of core inflation could be regarded as a proxy for the ideal GLS estimator for heteroskedastic data. It employs an asymmetric trimmed mean estimator and obtains an unconditional measure of core inflation.

*Artigo recebido em ago. 2000 e aprovado em set. 2001. Os autores agradecem a Ingreed Valdez, Marina Paes e Leonardo de Carvalho pela assistência de pesquisa e a Eustaquio Reis, João Victor Issler e Hélio Migon por comentários úteis.

**Faculdades Ibmecc e Universidade Federal Fluminense (UFF).

***Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

1. Introdução

Nos últimos anos, diversos bancos centrais adotaram o regime de metas de inflação, dando início a um intenso debate sobre que medida de inflação adotar. Esse debate reflete a suspeita de que os índices de inflação tradicionais possam ser excessivamente “nervosos” no sentido de não discriminar entre choques de preços generalizados e idiossincráticos e entre choques permanentes e temporários.

A literatura sobre *core inflation* ou núcleo da inflação tem buscado indicadores alternativos que só reajam a variações “significativas” nas taxas de inflação. Mas as definições do que seria “significativo” variam, refletindo a falta de consenso sobre o que se quer efetivamente medir e por que não utilizar os índices tradicionais.

Um regime de metas de inflação requer duas medidas distintas de inflação. A primeira medida é a própria meta de inflação, que define os objetivos da política e que pode ajudar a coordenar as expectativas de inflação do público. A meta de inflação deve ser crível, facilmente compreensível e sua série histórica deve ser estável – não pode ser atualizada com o aumento da amostra, como ocorre com as medidas derivadas de modelos econométricos.

A segunda medida de inflação é o “núcleo”, que indica a tendência de inflação no curto prazo e, portanto, se a política econômica está no rumo certo. Não é necessário que o núcleo da inflação apresente as mesmas características que a medida de meta, mas é necessário que o núcleo reflita mudanças duradouras na taxa de inflação. Em particular, o núcleo deveria: discriminar choques de preços idiossincráticos de choques generalizados; discriminar choques temporários de choques persistentes; e antecipar a tendência de curto prazo da inflação.¹ As palavras-chave aqui são generalidade, persistência e antecipação. Dadas essas características, designaremos por núcleo da inflação o valor esperado da tendência da inflação.

As características acima não são arbitrárias. Sem um tal indicador dos rumos da inflação, é provável que a política monetária fique muito volátil, uma vez que tenderá a reagir a ruídos ao invés de se antecipar a movimentos duradouros.

¹A literatura tende a considerar que o core deveria discriminar entre choques de oferta e choques de demanda. Isso não nos parece necessário e não imporemos essa característica à nossa medida do core. Estamos interessados em movimentos nas taxas de inflação, quaisquer que sejam suas causas.

Embora a meta e o núcleo da inflação sejam coisas diferentes, a literatura tende a não diferenciá-las. Neste artigo consideraremos o núcleo da inflação exclusivamente como um indicador dos rumos da inflação e, portanto, como um indicador da correção das políticas em curso. Isso significa que a definição do indicador dependerá da definição do índice considerado na política de metas. Mas, uma vez definido o índice, a medida indicadora deverá estar referida àquele índice. No Brasil, a meta de inflação é definida em termos do IPCA e, portanto, para nós, o valor esperado da tendência da inflação significa o valor esperado da tendência do IPCA.

Na literatura, encontramos quatro abordagens principais para o cálculo da “core inflation”.²

- A abordagem mais tradicional é conhecida como *ex. food and energy*. A idéia é predefinir um grupo de produtos que será sistematicamente excluído do núcleo, supostamente em razão da alta volatilidade de seus preços. Entretanto, como as variâncias relativas podem mudar, seria preciso redefinir a cada período quais produtos excluir. Na verdade, há pouco a dizer a favor dessa abordagem, exceto que é simples.
- A abordagem atualmente mais popular é, de longe, o uso de estimadores truncados (*trimmed estimators*) proposto, em especial por Bryan e Cecchetti em diversos artigos (1993, 1994, 1999 e 2001). Esta abordagem considera que é um fato empírico que a distribuição da taxa de variação dos preços dos produtos num certo mês (trimestre etc.) apresenta alto grau de assimetria e leptocurtose (caudas pesadas). Neste caso, o estimador da média truncada, que descarta parte das caudas da distribuição, é mais eficiente do que o estimador da média simples das taxas de variação. Portanto, os índices de preços habituais – que são médias simples – não são o estimador mais eficiente da média da distribuição dos aumentos de preços. A principal crítica a essa abordagem é que não é óbvio como computar o grau ótimo de truncamento, e que os resultados são sensíveis ao grau de truncamento adotado (Bakhshi & Yates, 1999).
- Estimadores truncados podem lidar com o problema de eficiência, mas não permitem discriminar entre choques temporários e persistentes. Cogley

²Apresentamos apenas os principais pontos. Roger (1998) e Wyne (1999) apresentam resenhas mais completas.

(1998) sugere o uso de um filtro de alisamento exponencial que enfrenta esse problema, mas ignora a questão de eficiência mencionada anteriormente.

- Nenhuma das abordagens acima utiliza a teoria econômica para definir o núcleo. Quah & Vahey (1995) estimam um modelo auto-regressivo vetorial estrutural (SVAR) com a taxa de inflação e o nível de atividade. Eles definem o núcleo como o componente da inflação que não afeta o nível de atividade no longo prazo. Consideramos que esta abordagem está sujeita a dois tipos de limitação: depende de hipóteses de identificação, o que é sempre questionável (por exemplo, supor que, a longo prazo, o produto não é afetado pelo nível de preços seria muito menos questionável do que supor que não é afetado pela taxa de inflação);³ esta abordagem necessita de amostras suficientemente longas para estimar relações de longo prazo entre as séries.⁴

Há poucos trabalhos aplicados ao caso brasileiro. Picchetti e Toledo (2000) utilizam um modelo de componentes comuns como base para a escolha do grau de truncamento de uma medida do núcleo da inflação. Bryan e Cecchetti (2001) computam um estimador podado assimétrico para dados do IPCA, combinado ou não com uma suavização temporal via médias móveis. Figueiredo (2001) apresenta uma resenha da literatura internacional e computa diversas medidas do núcleo da inflação utilizando dados brasileiros.

Na seção a seguir apresentamos o modelo de tendência comum. Na seção 3 buscamos validar a medida estimada do núcleo da inflação e na 4 apresentamos as conclusões.

2. O Modelo de Tendência Comum

A principal hipótese da nossa abordagem – e, implicitamente, também das demais abordagens – é que as variações nos preços dos produtos apresentam

³ Wyne (1999) faz a mesma observação. Blix (1997) supõe que o nível de preços não afeta o produto no longo prazo.

⁴ O comportamento dos preços no Brasil antes do Plano Real requer modelos com parâmetro variando que dificultam e talvez impeçam a estimação de modelos com restrições de longo prazo. A amostra após 1994 é também muito curta para estimação desses modelos.

uma única tendência comum, que é a taxa de inflação “real”.⁵ O núcleo da inflação deveria refletir essa tendência comum, filtrando os ruídos – especificamente, filtrando as flutuações transitórias e idiossincráticas.

Do ponto de vista da generalidade dos choques de preços, discriminaremos entre choques macroeconômicos e idiossincráticos. Esses últimos refletem as condições específicas de cada mercado, de forma que as variâncias desses choques podem ser bastante diferentes. Dado que choques idiossincráticos afetam preços relativos e não o índice geral de preços, faz sentido omitir tais choques da nossa medida do valor esperado da tendência da inflação.

Do ponto de vista da persistência, os choques macroeconômicos podem ser decompostos em um componente cujo efeito persiste por vários períodos e outro componente que tem efeito transitório sobre a taxa de inflação.⁶ e que é razoável eliminar de nossa medida da tendência da inflação.

Finalmente, é preciso levar em conta que as autoridades monetárias só conseguem afetar as taxas de inflação alguns períodos depois da sua alteração de política. Se as autoridades monetárias devem reagir ao que é provável que aconteça e não ao que já aconteceu, o valor esperado da medida da tendência da inflação deve antecipar o nível de inflação no futuro próximo e não medir o nível corrente.

Nossa medida da tendência da inflação deveria, portanto, apresentar três características: estimar as variações gerais do índice de preços, descartando as idiossincráticas; estimar as variações de preços persistentes, descartando as transitórias; e antecipar a taxa de inflação no futuro próximo. Esta medida do valor esperado da tendência da inflação que filtre os choques idiossincráticos e transitórios pode ser relacionada ao modelo de tendência comum padrão, representado pelo modelo dinâmico multivariado com erros heteroscedásticos:

$$\begin{aligned} \pi_{it} &= \mu_t + e_{it} & e_{it} &\sim (0, \sigma_i^2) & i &= 1 \dots N \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \xi_t & \xi_t &\sim (0, W) \end{aligned} \quad (1)$$

onde μ_t é a tendência comum das variações nos preços dos produtos π_{it} , os choques idiossincráticos e_{it} têm variâncias σ_i^2 e o componente macroeconômico transitório ξ_t tem variância W .

⁵ *A existência de mais de uma tendência comum nas variações de preços requer ganhos persistentes de produtividade relativa ou mudanças persistentes de preferências. Mesmo bens tradable e non-tradable tendem a apresentar trajetórias divergentes apenas temporariamente.*

⁶ *Essa é uma dinâmica muito pobre, mas estruturas mais complexas seriam difíceis de estimar, dado o reduzido número de observações na nossa amostra.*

Esta é uma versão simplificada o modelo dinâmico de componentes comuns que supõe que os choques idiossincráticos são não-correlacionados, e que a componente comum segue um passeio aleatório. Essas hipóteses são necessárias para estimar esse modelo com a pequena amostra disponível.⁷ No Brasil, a história de altas taxas de inflação seguidas de planos de estabilização implica mudanças na dinâmica dos preços, dificultando a utilização de dados anteriores ao Plano Real (1994).⁸

Mesmo com essas hipóteses, esse modelo não pode ser estimado por procedimentos habituais. Há centenas de variâncias σ_i^2 a serem estimadas; algumas dessas variâncias podem mudar ao longo do tempo; a cesta de produtos do IPCA foi ampliada de 350 para 512 em agosto de 1999; a amostra utiliza dados com nível baixo de agregação, o que aumenta a chance de ocorrência de observações espúrias.

Nossa estratégia para estimar esse modelo foi inspirada em Bryan e Cecchetti e Cogley. Ela combina os estimadores da média truncada e alisamento exponencial. A seguir, analisamos uma versão estática do modelo de tendência comum que relaciona o estimador eficiente para dados heteroscedásticos com o estimador da média truncada. Posteriormente, incorporamos esse estimador num modelo dinâmico.⁹

2.1 O modelo estático

Devido à dificuldade de estimar as variâncias do modelo (1), propomos a substituição do estimador de mínimos quadrados generalizados (MQG) pelo estimador das médias truncadas. Para permitir a comparação entre estes dois estimadores, vamos considerar o modelo (1) numa versão estática. Nesse modelo, a tendência comum é representada pela média comum (μ) das variações

⁷ *Dispomos de 64 observações mensais de julho de 1994 até março de 2000.*

⁸ *De fato, a dinâmica dos preços – representadas pelos parâmetros – é diferente para o período pré-plano Real (Fiorencio & Moreira, 2001).*

⁹ *A extração de componentes latentes em séries temporais é um tema já explorado. A contribuição deste artigo é a extração de uma componente latente comum de um grande número de séries temporais que apresentam quebras estruturais.*

nos preços dos diferentes produtos (π_i):^{10,11}

$$\pi_i \sim \phi_i = N(\mu, \sigma_i^2) \quad i = 1 \cdots N \quad (2)$$

Nesse modelo heteroscedástico, dadas as variâncias (σ_i^2), o estimador mais eficiente é o de mínimos quadrados generalizados (3):

$$E(\mu) = \left(\sum_i \sigma_i^{-2} \right)^{-1} \sum_j \sigma_j^{-2} \pi_j = \left(\sum_j \delta_j \right)^{-1} \sum_j \delta_j \pi_j \quad (3)$$

Como não conhecemos as variâncias σ_i^2 , é uma questão empírica saber se o MQG calculado com as variâncias estimadas continua eficiente. Dados os problemas para estimar essas variâncias, mencionados na última seção, vamos procurar um substituto para esse estimador. Para isso, vamos supor que: a variância possa ser aproximada pelo módulo do desvio observado ($\sigma_i^2 \cong |\pi_i - \mu|$);¹² o ponderador δ_j assumo valor 0 se a variância for maior do que um valor crítico (σ^*) e 1 em caso contrário ($\delta_j = 1$ se $\sigma_j < \sigma^*$ e 0 se $\sigma_j \geq \sigma^*$). Com essas duas hipóteses, a média truncada pode ser vista como um substituto para o estimador MQG:

$$g(\{\pi_i\}_t, \alpha) = \sum_{i \in I(\alpha)} \pi_{it}, \quad I(\alpha) = \{i; \alpha < (j)/N < 1 - \alpha\}, \quad \pi_{t(1)} < \dots < \pi_{t(n)} \quad (4)$$

Se a distribuição ϕ_i de cada produto tem variância diferente das demais, como em (2), a distribuição observada $Z = \{\pi_i, \dots, \pi_n\}$ dos preços de todos os produtos num certo mês tem caudas pesadas, e os produtos que estiverem nas caudas de Z são, com maior probabilidade, de distribuições ϕ_i com maior variância. Com as hipóteses acima, calcular a média truncada que descarte os produtos que estiverem abaixo do percentil α e acima do percentil $(1 - \alpha)$ é semelhante a adotar o estimador MQG.

¹⁰ Os índices de preço (π) são definidos como uma média ponderada das variações dos preços dos produtos (π_i), mas podem ser também ser definidos como uma média simples destas variações onde cada produto é repetido proporcionalmente ao seu peso. Por conveniência, usamos esta última forma neste texto.

¹¹ A hipótese de normalidade é introduzida devido ao fato de o preço de cada produto no índice ser a média de um número grande de observações do mesmo produto.

¹² A intuição é a seguinte: se, num determinado mês, nós ordenarmos as observações, por exemplo em ordem crescente, é mais provável que as observações nas caudas venham de distribuições com alta variância do que de distribuições com baixa variância.

Finalmente, como a distribuição dos preços é assimétrica, a média truncada simétrica pode ser viesada. Por isto, adotamos um estimador de média truncada assimétrico onde o coeficiente de truncamento no lado direito será $(1 - \alpha - d)$. O estimador truncado será denotado por $g(\{\pi_i\}_t, \alpha, d)$.

Dado que o estimador MQG é eficiente, é uma questão empírica verificar quão pior é o estimador da média truncada. Para isto, vamos fazer um exercício de simulação utilizando a amostra das variações de preços dos produtos de 7/1994 até o último mês antes da mudança da cesta de produtos componentes do índice (8/1999).

Para adequar os dados (em que o aumento médio dos preços varia com o tempo) ao modelo (que é estático), vamos assumir que a variável ajustada $z_{it} = (\pi_{it} - \pi_t^*) \sim \phi_i$ independe do tempo, onde π_t^* é a média móvel centrada de 13 períodos da inflação observada (π_t). Estes dados ajustados $\phi_i = \{z_{i1}, \dots, z_{in}\}$ serão considerados como a verdadeira distribuição (ϕ_i). Nesse caso, podem ser exatamente calculados a variância (σ_i^2) e os momentos da distribuição (Z) das taxas de variação de todos os produtos.

A importância da dispersão nas variâncias (σ_i^2) é uma questão empírica. A tabela 1 mostra que, para estes dados, esse é um problema importante, com variações superiores a 1 para 20. A tabela 2 apresenta estatísticas da distribuição do IPCA.

Tabela 1
Percentis da distribuição de (σ_i^2)

Min.	10%	30%	50%	70%	90%	Max.
0,57	1,41	2,03	2,65	5,09	12,77	23,10

Tabela 2
Estatísticas do IPCA

Média	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose
0,075	3,14	5,14	96

Como a distribuição de $z_i \sim \phi_i$ é conhecida, calculamos o desvio-padrão do estimador MQG (0,129). Realizamos um experimento de Monte Carlo,¹³ para estimar a eficiência (desvio-padrão) do estimador truncado, e calculamos

¹³ Dez mil repetições.

a média de $g(\{\pi_i\}_t, \alpha, d)$ e os momentos de ordem 2, 3 e 4 para diversos valores de uma grade dos parâmetros que definem o truncamento (α, d) .

A figura 1 mostra o desvio-padrão do estimador truncado como função de α, d : com $\alpha, d = 0$ temos a média dos preços habitual. A figura 2 mostra o p -valor do teste de existência de viés de estimação.

Figura 1
Desvio-padrão $l(\alpha, d)$

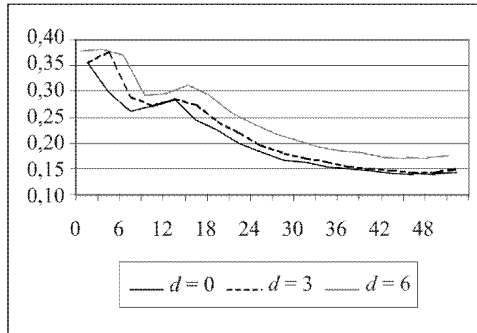
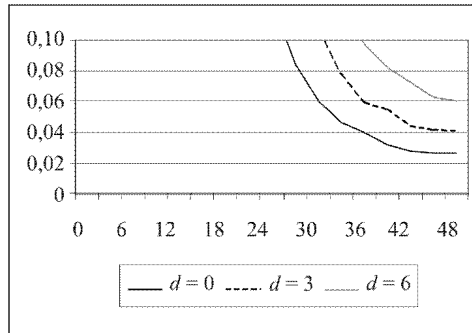


Figura 2
P-valor (H_0 : sem viés) $l(\alpha, d)$



Esses resultados sugerem que: quanto maior o grau de truncamento, maiores a eficiência do estimador e a probabilidade de viés; um aumento no coeficiente de assimetria do truncamento reduz a eficiência e a probabilidade de viés; o estimador da média truncada é cerca de duas vezes mais eficiente que o não-truncado; a eficiência do estimador truncado é comparável à do estimador MQG, apesar de não requerer o conhecimento das variâncias dos preços de cada produto (σ_i^2).

Esse exercício sugere que, para estes dados, podemos utilizar o estimador da média truncada para obter o nível comum da inflação sem grande perda de eficiência. Note-se que o estimador MQG requer a estimação de mais de 300 parâmetros, enquanto o estimador truncado só envolve dois parâmetros e pode ser calculado utilizando apenas informações do mês corrente. Isso implica que: não precisamos fazer hipóteses quanto à estabilidade das variâncias; podemos trabalhar com índices de preços cuja cesta de produtos componentes é redefinida ao longo da amostra.

2.2 Estimando o valor esperado da tendência comum

Vamos retornar ao modelo completo (1), em que o nível comum (μ) segue um passeio aleatório. Essa é uma forma de discriminar entre choques tem-

porários e permanentes que não pode ser, naturalmente, estimada utilizando apenas dados de um único mês. Como vimos, o núcleo da inflação é definido como $m_t = E(\mu_t)$, o valor esperado da tendência comum dos preços:

$$\begin{aligned}\pi_{it} &= \mu_t + e_t & e_{it} &\sim (0, \sigma_i^2) & i &= 1 \cdots N \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \xi_t & \xi_t &\sim (0, W)\end{aligned}\quad (1)$$

Definindo W como uma proporção da variância da componente comum,¹⁴ o anexo mostra que o valor esperado da tendência comum (μ_t), denotado por (m_t), segue (5), onde o último fator corresponde ao estimador MQG para a média comum de cada mês, que pode ser aproximado pelo estimador de média truncada $g(\cdot)$:

$$m_t = f m_{t-1} + (1-f) \left(\sum_i \sigma_i^{-2} \right)^{-1} \sum_j \sigma_j^{-2} \pi_j \simeq f m_{t-1} + (1-f) g(\{\pi_i\}_t, \alpha, d) \quad (5)$$

Para cada $\psi = \{\alpha, d, f\}$, temos uma tendência comum ou medida do núcleo da inflação ($m_t(\psi)$). Portanto, (5) constrói uma família de medidas indexadas por ψ , cada uma das quais com um grau de truncamento e de alisamento.

Pretendemos que o núcleo da inflação aproxime a tendência futura da inflação, que pode ser medida por uma média móvel ($x_t(h)$),¹⁵ onde h é um horizonte de previsão arbitrário.

Adotaremos a função de perda $LS(\psi) = \sum (x_t(h) - m_t(\psi))^2$ para estimar ψ . A função de perda padrão, ou o seu negativo, seria a verossimilhança do modelo, que é uma função da variância do erro de previsão a um passo $V = \sum (E(\pi_{it}|t-1) - m_{t-1}(\psi))^2$. Podemos justificar a função de perda adotada lembrando que a propriedade desejada para a tendência da inflação é a média das inflações futuras, e não o nível da próxima taxa de inflação.

Dado que $x_t(h)$ só é observado até h meses antes do último mês na amostra, ψ será estimado sem essas h últimas observações. Uma vez estimado ψ , podemos calcular valores de $\{m_t(\psi)\}$ até o período corrente, já que a equação (5) não depende de h .

¹⁴ $W = (1/f-1)V(\mu_{t-1}|t-1)$ equivale ao modelo de variância proporcional no modelo dinâmico bayesiano (West & Harrison, 1997).

¹⁵ $x_t(h) = (h+1)^{-1} \sum_{i=0}^h \pi_{t+i}$, onde π_t é o IPCA.

A função de perda $LS(\cdot)$ pode apresentar mais do que uma moda, ou ser pouco inclinada próximo do ponto ótimo, tornando duvidosa a escolha de apenas um valor para ψ . Introduzindo a hipótese adicional¹⁶ de que o desvio segue uma distribuição normal, podemos construir um ponderador (7) para cada membro da família $\{m_t(\psi)\}$ e obter resultados não-condicionais a ψ – equação (8) –, onde a verossimilhança é dada por (9).¹⁷

$$x_t(h) - m_t(\psi) \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

$$w_\psi = \frac{p(\psi|\Omega)}{\int_\psi p(\psi|\Omega)}$$

$$E(m_t|\Omega) = \frac{\int_\psi p(\psi|\Omega)m_t(\psi)}{\int_\psi p(\psi|\Omega)} = \int_\psi w_\psi m_t(\psi) \quad (8)$$

$$p(\psi|\Omega) \propto -0.5 \left(\sum_t (x_t(h) - m_t(\psi))^2 / T \right)^{-T} \quad (9)$$

Os resultados empíricos foram obtidos fazendo $h = 6$, que nos parece um horizonte razoável, dadas as atuais condições da economia brasileira. O método numérico de estimação adotado consistiu em definir uma grade no domínio de variação de ψ , calcular os valores de $\{p(\psi_i|\Omega), m_t(\psi_i)\}$ para esta grade e escolher o $\psi_i^* = \operatorname{argmax}_i p(\psi_i|\Omega)$

Para isolar o efeito do truncamento e do alisamento sobre o funcionamento de nossa medida do núcleo, estimamos versões restritas do modelo (1), e apresentamos para cada caso o valor de ψ que maximiza $LS(\cdot)$. Calculamos também o efeito da utilização da nossa medida específica da tendência da inflação futura $x_t(h)$. Para isto, ψ foi estimado com a função de perda $LS^*(\cdot)$, que tem a mesma forma de $LS(\cdot)$, mas $x_t(h)$ é substituído pela média centrada $y_t(h)$.¹⁸

¹⁶Essa é uma hipótese forte, já que a tabela 2 mostra que a distribuição do IPCA é leptocúrtica e assimétrica. Entretanto, $x_t(h)$ é uma média e sua distribuição deveria tender para normal. a

¹⁷ Ω é o conjunto de informação.

¹⁸ $y_t(h) = (2h+1)^{-1} \sum_{i=-m}^m \pi_{t+i}$.

Tabela 3
 Valor de $LS(\cdot)$ para versões do modelo (1)

Especificação	α	$\alpha + d$	F	LS
Só alisamento	0,000	1,000	0,538	51,20
Só truncamento	0,175	0,850	0,000	63,80
Truncamento/alisamento	0,125	0,850	0,538	67,00
Truncamento(simétrico)/alisamento	0,481	0,519	0,692	66,30
IPCA	0	1	0	45,30
Truncamento/alisamento*	0,15	0,85	0,789	60,12

*Média móvel centrada.

Os resultados na tabela 3 sugerem que: o truncamento assimétrico tem um impacto reduzido sobre a perda; o truncamento tem um impacto sobre a perda maior do que o do alisamento; o índice do IPCA antecipa mal a inflação futura; a utilização da média centrada afeta significativamente os resultados.

Os resultados não-condicionais foram obtidos utilizando a mesma grade do domínio de ψ e as equações (10-12). A função $w(\cdot)$ calculada pela equação (10) pode ser vista como uma aproximação para a distribuição do estimador de ψ . As figuras 3 a 5 apresentam as marginais desta distribuição para os três modelos considerados: apenas truncamento, truncamento e alisamento, e truncamento simétrico e alisamento.

$$w(\psi_i) = p(\psi_i|\Omega) / \sum_i p(\psi_i|\Omega) \quad (10)$$

$$E(m_t|\Omega) \simeq \sum_i w(\psi_i) m_t(\psi_i) \quad (11)$$

$$V(m_t|\Omega) \simeq \sum_i w(\psi_i) (m_t(\psi_i) - E(m_t|\Omega))^2 \quad (12)$$

As figuras 3 a 5 sugerem que: para todas as versões dos modelos $\alpha|\Omega$ e $\alpha + d|\Omega$, há mais do que uma moda, o que não recomenda a utilização de estimadores pontuais; a função $f|\Omega$ tem uma moda e é suave; os pontos de moda são diferentes para as versões restritas e não-restritas, o que indica que os parâmetros devem ser estimados conjuntamente.

Figura 3
Apenas truncamento: distribuições marginais

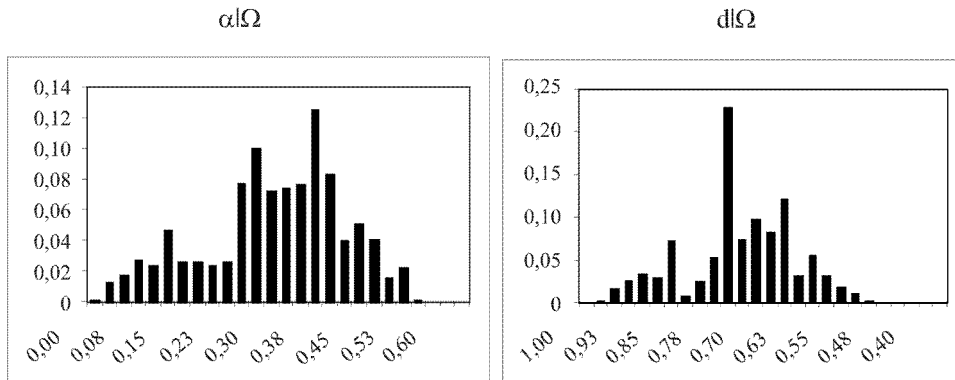


Figura 4
Modelo completo: distribuições marginais

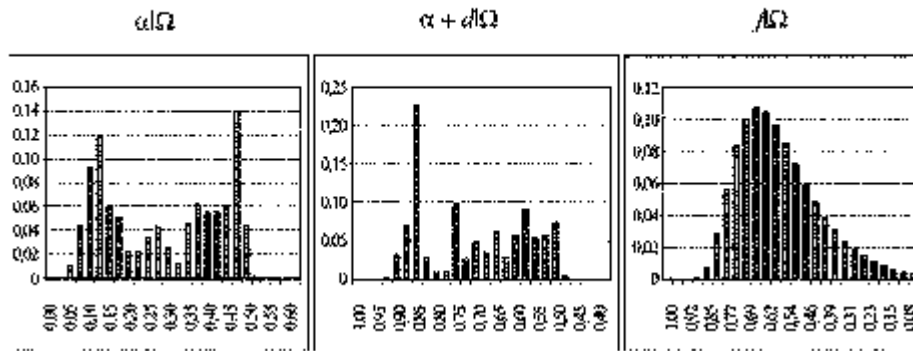
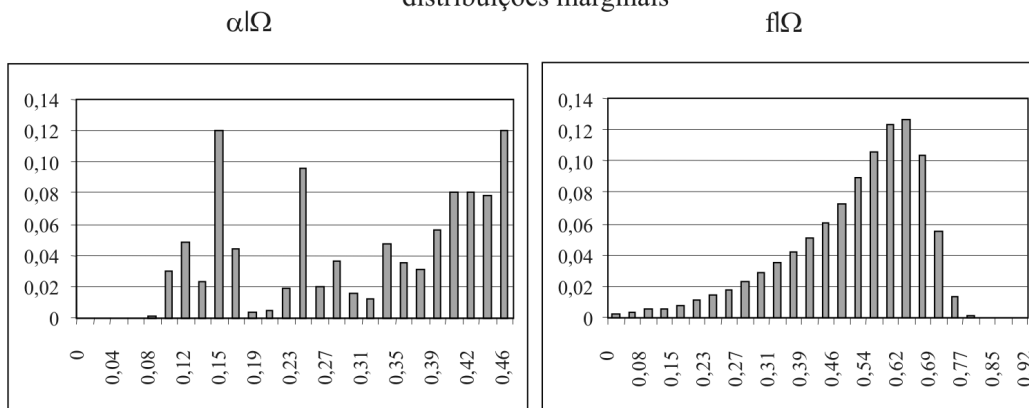


Figura 5
Alisamento e truncamento simétrico:
distribuições marginais



As figuras 6 a 8 mostram a trajetória de duas medidas do núcleo. Elas indicam que: o truncamento por si só suaviza a trajetória, como esperado, já que os componentes idiossincráticos são descartados; há pouca diferença entre o estimador não condicional e o de máxima verossimilhança para o caso com truncamento e alisamento.

Figura 6
IPCA e uma versão do núcleo

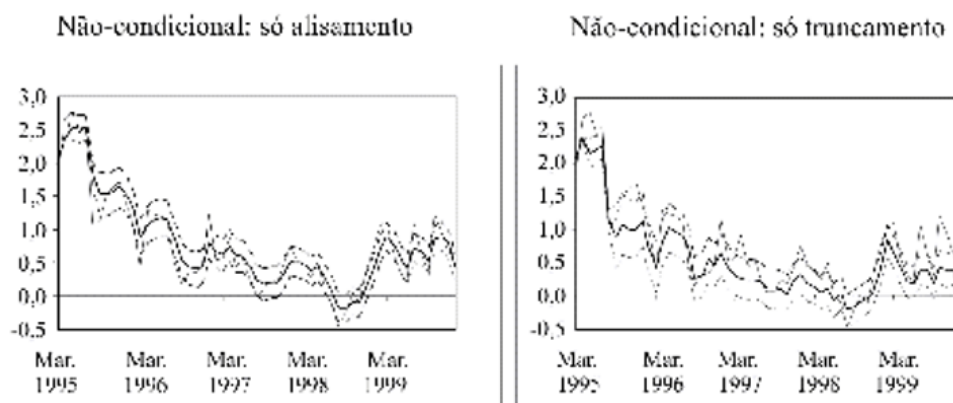
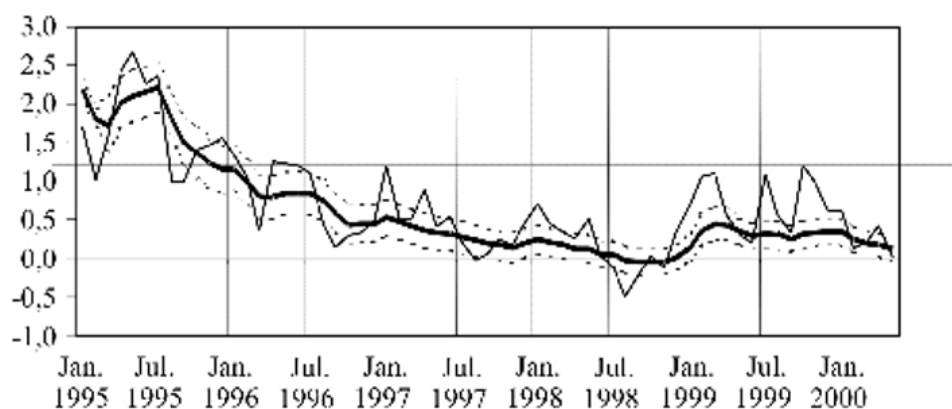


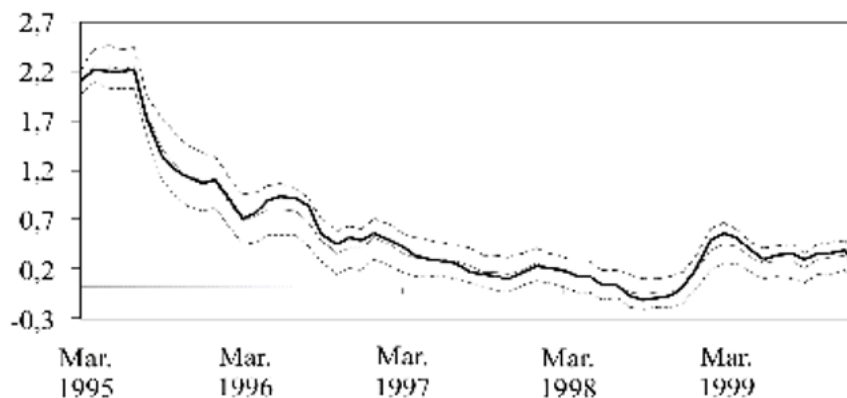
Figura 7
IPCA: truncamento e alisamento não-condicional



Os gráficos refletem o processo de desinflação iniciado com o Plano Real em julho de 1994. Nossa medida do valor esperado da tendência comum dos preços sugere que podemos rejeitar a hipótese de estabilidade de preços

até o segundo semestre de 1997. Sugere, também, que, no final de 1998, a economia poderia estar se encaminhando para uma deflação caso a política em curso fosse mantida, o que ajuda a explicar por que a desvalorização de janeiro de 1999 não teve um impacto ainda maior sobre a inflação. Apesar disso, a desvalorização de janeiro de 1999 teve um impacto significativo sobre a tendência da inflação. Após um *over-shooting* inicial, o núcleo da inflação fica praticamente estabilizado durante o ano de 1999, só começando a cair de forma mais pronunciada no início de 2000.

Figura 8
Truncamento e alisamento: não-condicional e máxima verossimilhança



Após a desvalorização de janeiro de 1999, o núcleo tende a ficar abaixo do IPCA durante quase todo o ano. Isso poderia estar indicando um viés,¹⁹ talvez devido a uma mudança na estrutura da série, que interrompe a trajetória de queda que vinha apresentando desde o início do Plano Real.²⁰ Por outro lado, note-se que: esse não é o único caso na amostra em que o núcleo passa alguns meses seguidos abaixo do índice cheio; o IPCA fica acima do núcleo nos meses de maio e junho de 1999; o IPCA acaba convergindo para o núcleo no início de 2000; o núcleo é pouco sensível ao aumento na volatilidade do IPCA ao longo de 1999, sugerindo que os ruídos estão efetivamente sendo filtrados.

¹⁹ Os gráficos da figura 7 sugerem que esse efeito é mais pronunciado no modelo restrito em que só foi feito o truncamento do que no modelo restrito em que só foi feito o alisamento.

²⁰ Uma outra possibilidade é que o truncamento esteja descartando sistematicamente preços que sofrem grandes reajustes com baixa frequência, como, por exemplo, os preços administrados.

3. Nossa Medida do Núcleo da Inflação Antecipa a Taxa de Inflação?

Nossa medida do núcleo da inflação apresenta, por construção, três propriedades: descarta choques idiossincráticos e temporários, e é antecipatória, no sentido de ter sido construída olhando para a média móvel da inflação h passos à frente. Entretanto, não sabemos se também é antecipatória, no sentido mais habitual de ser um *lead* da taxa de inflação e qual sua performance relativa a *leads* habituais. Para analisar essas questões, vamos utilizar um modelo de atrator para comparar o poder preditivo de nossa medida do núcleo com uma base de dados que inclui outros preços além dos preços ao consumidor. As previsões serão sempre seis meses à frente.

Estimamos um modelo-padrão de tendência comum²¹ com o IPCA, o IPA e o INCC para servir como referência: é o “modelo de três variáveis”. Os demais *leads* potenciais são os componentes do IPA-OG e do INCC. Os 105 componentes do IPA&INCC constituem um conjunto bastante diversificado de produtos, incluindo produtos agrícolas, matérias-primas e bens de investimento. Esse conjunto é “complementar” ao IPCA, no sentido de ter uma probabilidade razoável de incluir informação que não está no IPCA, já que são índices construídos com outra metodologia e que incluem outros tipos de produtos.²²

O modelo de atrator (13) verifica se o desvio entre a inflação corrente e o *lead* selecionado (v_t^m) é relevante para prever o desvio entre a inflação futura e a corrente (π_t). Quando a inflação corrente está acima (abaixo) do indicador, a inflação deveria estar subindo (caindo), de forma que não deveríamos rejeitar a hipótese que $\beta \in (0, 1]$.

$$\pi_{t+6} - \pi_t = \alpha_k + \beta_k(v_t^m - \pi_t) + u_{t+6} \quad u_t = \rho_k u_{t-1} + e_t e_t \sim N(0, \sigma_k^2) \quad (13)$$

Esse modelo prevê a taxa de inflação h períodos à frente e não tem componentes dinâmicas, o que tende a induzir resíduos autocorrelacionados. Assim, as equações foram estimadas supondo resíduos AR(1) e os resultados comparados utilizando as verossimilhança condicional ao EMV de ρ .

O modelo foi estimado para cada uma das nossas medidas de núcleo e para cada componente do conjunto IPA&INCC, tendo sido calculadas suas log-

²¹ $x_{it} = B\mu_t + Dz_{it} + e_{it}, e_{it} \sim N(0, \Sigma); \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \xi_\mu, \xi_\mu \sim N(0, v_\mu); \quad z_{it} = \varphi y_{it-1} + \xi_{it} \xi_{it} \sim N(0, v)$, estimado com STAMP.

²² O IPCA é medido fundamentalmente nos pontos de venda. O IPA e o INCC utilizam listas de preços dos produtores.

verossimilhanças (LLH). A tabela 4 condensa esses resultados, apresentando-os em ordem decrescente de LLH e eliminando os resultados intermediários.

A tabela 4 sugere que: apenas dois dos 105 componentes do conjunto IPA&INCC tem um poder preditivo – não significativamente – melhor que a nossa medida do núcleo, embora um deles apresente um resultado absurdo ($\beta < 0$); no caso do estimador com truncamento e alisamento, as alternativas não-condicional e máxima verossimilhança têm aproximadamente a mesma performance; as variáveis *lead* apresentadas têm aproximadamente a mesma performance em termos de verossimilhança, mas são significativamente melhores que as demais variáveis *lead*, que apresentam $LLH \in (52, 9, 54, 7)$.

Tabela 4
Comparação entre *leads*

Variável	LLH	β	$T(\beta)$
IPA – máquinas agrícolas	56,895	-0,110	-2,85
INCC – refeição pronta no local de trabalho	56,350	0,144	2,61
<i>Não-condicional: truncamento e alisamento</i>	56,262	0,580	2,71
<i>MLE: truncamento e alisamento</i>	55,799	0,553	2,51
<i>Não-condicional: só truncamento</i>	55,657	0,653	2,48
<i>Média centrada</i>	55,528	0,456	2,30
<i>Três índices (INCC, IPC, IPA)</i>	55,361	0,717	2,32
IPA-OG – açúcar	55,306	-0,051	-2,22
IPA-OG – produtos farmacêuticos	55,239	0,046	2,10
IPA-OG – borracha	55,216	-0,050	-2,16
IPA-OG – fertilizantes	55,202	-0,048	-2,18
INCC – pedra britada	55,124	0,109	2,04
<i>Não-condicional: só truncamento simétrico</i>	54,712	0,548	1,94
Todos os demais <i>leads</i>			
IPA-OG – tecidos, vestuário e calçados			
Total	52,908	-0,019	-0,25

As tabelas 3 e 4 mostram que a melhor medida para o núcleo de inflação é a não-condicional e irrestrita-truncamento assimétrico e alisamento. Dada essa medida, cabe verificar se, para prever a inflação futura, cada uma das demais variáveis do conjunto IPA&INCC (v_t^m) incorpora nova informação dado y , e se y incorpora nova informação dado v_t^m . O modelo (14) relaciona, através de uma relação dinâmica, a inflação futura com cada uma das demais medidas de *lead* do conjunto IPA&INCC já mencionado, e com a nossa medida para

o núcleo y . Este modelo permite testar as duas hipóteses: $H_0 : (\delta_m = 0 | v_t^m)$ utilizando um teste t -student; $H_0 : (\lambda_{1m} = \dots = \lambda_{pm} = 0 | y)$ utilizando um teste F . Em todos os casos as equações foram também estimadas com uma estrutura AR(1) para os erros.

$$\begin{aligned} \pi_t &= \alpha_m + \delta_m y_{t-6} + \sum_k \eta_{km} \pi_{t-k-5} + \sum_k \lambda_{km} v_{t-5-k}^m + u_t \\ u_t &= \rho_k u_{t-1} + e_t \quad e_t \sim N(0, s_k^2) \end{aligned} \quad (14)$$

A tabela 5 condensa os 105 resultados ordenando-os em ordem ascendente ao p -valor do teste F . Podemos ver que, sem perda de informação, apenas cinco variáveis não podem ser excluídas dado y , e que em todos os casos y não pode ser excluído – inclusive nos demais 100 casos não apresentados.

Tabela 5
Comparação entre variáveis/modelo *lead*

Variável	p -valor	S	$T(\delta)$	δ
IPA-OG – farinhas e derivados	0,02	0,0303	2,56	0,793
IPA-OG – máquinas agrícolas	0,02	0,0679	2,25	0,723
IPA-OG – borracha	0,03	0,0629	2,75	0,883
IPA-OG – tecidos e fios naturais	0,04	0,0403	2,22	0,722
IPA-OG – fertilizantes	0,08	0,0379	3,21	0,989
IPA-OG – papel e papelão	0,10	0,0333	2,13	0,699

Esta análise não considera que as variáveis podem antecipar a inflação quando utilizadas em combinação. Com o nosso conjunto IPA&INCC seria difícil considerar todas as 2^{105} combinações de variáveis. Naturalmente, é possível construir um índice utilizando correlação canônica entre a inflação futura e o nosso conjunto de variáveis contemporâneas e defasadas. Mas isto está fora do escopo deste artigo.

Apenas para fazer uma primeira descrição das características do conjunto IPA&INCC, efetuamos a decomposição canônica da matriz de correlação contemporânea entre os seus 105 componentes. O primeiro autovalor respondeu por cerca de 74% do total da variação, o que sugere que muita informação linear está organizada no entorno de uma única direção. Considerando apenas as seis variáveis da tabela 5 – que são o subconjunto de variáveis que isoladamente trazem mais informação para prever a inflação –, repetimos o exercício

de decomposição canônica, e neste caso o primeiro autovalor respondeu por 90% do total da variação o que sugere que não é provável que uma análise com mais do que uma variável seja bem-sucedida.

4. Conclusão

Este artigo propõe como medida para o núcleo da inflação o valor esperado da tendência comum dos preços do IPCA. Esta proposta estende a metodologia proposta por Cecchetti e Cogley:

- definindo o núcleo da inflação como a tendência comum dos preços em um modelo dinâmico multivariado heteroscedástico;
- escolhendo como medida a tendência comum mais aderente à média da inflação futura;
- mostrando que o estimador da média truncada pode ser visto como uma *proxy* para o estimador de MQG;
- utilizando o estimador de truncamento assimétrico mais adequado para as distribuições observadas;
- obtendo resultados não-condicionais para o núcleo da inflação mais adequados para o padrão multimodal da função de verossimilhança.

Este artigo deixa pelo menos um problema metodológico não resolvido. O perfil multimodal das densidades marginais reflete o perfil multimodal da função de perda adotada, $LS(\cdot)$. Esta função tem muitos mínimos locais, tornando difícil a escolha de um estimador pontual para os parâmetros do modelo ψ . A incorporação do modelo (6) ao modelo foi uma alternativa extrema para considerar valores do núcleo ponderados pelos diversos valores relevantes de ψ . Uma questão interessante seria definir um modelo probabilístico mais adequado para obter os ponderadores de $\{m_t(\psi)\}$.²³

²³ Além disso, os produtos cujos preços variam com pouca frequência não receberam tratamento diferenciado dos demais, o que pode estar acarretando algum viés na estimação. Investigar se um tratamento diferenciado seria realmente necessário e qual seria esse tratamento demandaria um outro artigo.

Nossos principais resultados são:

- entre as alternativas que avaliamos, a melhor medida do núcleo é a que utiliza o truncamento e o alisamento;
- o alisamento contribui para os resultados, mas menos do que o truncamento;
- nossas medidas construídas com referência a uma média móvel futura da inflação são bons *leads* da inflação quando comparadas com outros índices de preços e com medidas do núcleo construídas com referência a uma média móvel centrada;
- as estimativas de máxima verossimilhança são próximas das não-condicionais.

A medida proposta para o núcleo da inflação não é adequada como uma medida de meta e não discrimina entre choques de demanda e de oferta, mas parece ser um indicador adequado da tendência futura da taxa de inflação. Ela sugere que o Plano Real não estabilizou os preços antes do segundo semestre de 1997²⁴ e que a desvalorização de janeiro de 1999 teve um impacto significativo sobre a tendência da inflação.²⁵

Referências Bibliográficas

Bakhshi, H. & Yates, T. *To trim or not to trim?* Bank of England, 1999. (Working Paper, 97.)

Blix, M. *Underlying inflation: a common trends approach.* Sveriges Riksbank, 1997. (Working Paper, 23.)

Bryan, M. F. & Cecchetti, S. G. The CPI as a measure of inflation. *Economic Review.* Federal Reserve Bank of Cleveland, 29(4):15-24, 1993.

²⁴ *Obtivemos praticamente o mesmo resultado de Fiorencio e Moreira (2001), que utilizam outra metodologia.*

²⁵ *Esses resultados podem não ser robustos devido ao pequeno tamanho de nossa amostra. O Plano Real provocou uma quebra na dinâmica dos preços no Brasil e a amostra pós-real contém apenas cerca de 64 meses, durante os quais há uma contínua tendência de queda na inflação.*

_____ & _____. Measuring core inflation. In: Mankiw, N. G. (ed.). *Monetary policy*. The University of Chicago Press, 1994.

_____ & _____. *The monthly measurement of core inflation in Japan*. Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1999. (Discussion Paper, 99-E-4.)

_____ & _____. *A note on the efficient estimation of inflation in Brazil*. Banco Central do Brasil, 2001. (Working Paper Series, 11.)

_____; _____ & Wiggins II, R. L. *Efficient inflation estimation*. 1997. (NBER Working Paper, 6183.)

Cecchetti, S. G. Measuring short-run inflation for central bankers. *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Saint Louis, p. 143-55, May/June, 1997.

_____ & Groshen, E. L. *Understanding inflation: implications for monetary policy*. (NBER Working Paper, 7482.)

Cogley, T. *A simple adaptive measure of core inflation*. Federal Reserve Bank of San Francisco, 1998. (Working Papers in Applied Economic Theory, 98-06.)

Figueiredo, F. M. R. *Evaluating core inflation measures for Brazil*. Banco Central do Brasil, 2001. (Working Paper Series, 14.)

Fiorencio, A. & Moreira, A. Measuring the stability of the price system. *Economic Modelling*, 18(3):381-97, 2001.

Mankiw, N. G. (ed.). *Monetary policy*. The University of Chicago Press, 1994.

Picchetti, P. & Toledo, C. How much to rim? A methodology for calculating core inflation, with an application for Brazil. *Economia Aplicada*, 4(4):683-704, 2000.

Quah, D. T. & Vahey, S. P. *Measuring core inflation*. Bank of England, 1995. (Working Paper Series, 31.)

Roger, S. *A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96*. Reserve Bank of New Zealand, 1997. (Discussion Paper, 97/7.)

_____. *Core inflation: concepts, uses and measurement*. Reserve Bank of New Zealand, 1998. (Discussion Papers, 98/9.)

Wynne, M. A. *Core inflation: a review of some conceptual issues*. Federal Reserve Bank of Dallas, 1999. (Working Paper, 99-03.)

West M. & Harrison, J. *Bayesian forecasting and dynamic models*. Springer, 1997.

Apêndice

$$\begin{aligned}\pi_{it} &= F' \mu_t + e_{it} & e_{it} &\sim (0, V_i) & F &= (1, 1, \dots, 1), \quad i = 1 \dots N \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \xi_t & \xi_t &\sim (0, W) & W &= (1/f - 1)V(\mu_{t-1}|t)\end{aligned}$$

Ao utilizarmos os resultados do modelo dinâmico bayesiano, temos:

$$\begin{aligned}(\mu_t|t) &\sim (m_t, C_t) \\ (\mu_t|t-1) &\sim (a_t, R_t)\end{aligned}$$

onde:

$$\begin{aligned}m_t &= a_t + A_t e_{it} \text{ (vetor } m \text{ dimensional);} \\ a_t &= m_{t-1} \text{ (escalar);} \\ A_t &= R_t F Q_t^{-1} \text{ (vetor } m \text{ dimensional);} \\ Q_t &= F' R_t F + V \text{ (matriz } m \text{ dimensional);} \\ C_t &= R_t - A_t Q_t A_t' \text{ (escalar);} \\ R_t &= C_{t-1} + W = C_{t-1}/f \text{ (escalar)} \\ e_t &= \pi_t - F' m_{t-1} \text{ (vetor } m \text{ dimensional).}\end{aligned}$$

Portanto,

$$\begin{aligned}m_t &= a_t + A_t e_{it} = m_{t-1} + R_t F Q_t^{-1} (\pi_t - F' m_{t-1}) \\ &= (1 - R_t F Q_t^{-1} F') m_{t-1} + R_t F Q_t^{-1} \pi_t\end{aligned}\tag{a.1}$$

$$\begin{aligned}C_t &= R_t - A_t Q_t A_t' = R_t - R_t F Q_t^{-1} Q_t (R_t F Q_t^{-1})' \\ &= R_t (1 - F Q_t^{-1} F' R_t)\end{aligned}\tag{a.2}$$

Ao utilizarmos o seguinte resultado de matrizes a seguir, se $Q_t = FR_tF' + V$, então: $Q_t^{-1} = V^{-1} - V^{-1}F(F'V^{-1}F + R_t^{-1})^{-1}F'V^{-1} = V^{-1} - q\delta_t$ onde:

$$\begin{aligned} q[i, j] &= V_i^{-1}V_j^{-1}; \\ \delta_t &= (\gamma + R_t^{-1})^{-1}; \\ \gamma &= F'V^{-1}F = \sum V_i^{-1}. \end{aligned}$$

Então,

$$\begin{aligned} FQ_t^{-1}F' &= F(V^{-1} - q\delta_t)F' = FV^{-1}F' - \delta_tF\gamma \\ F' &= \gamma - \delta_t\gamma\gamma = \gamma(1 - \delta_t\gamma) \\ Q_t^{-1}\pi_t &= (V^{-1} - \delta_tq)\pi_t = V^{-1}\pi_t - \delta_tq\pi_t \Rightarrow \end{aligned} \quad (a.3)$$

$$\begin{aligned} Q_t^{-1}\pi_t[i] &= \pi_{ti}V_i^{-1} - \delta_tV_i^{-1}\sum \pi_{tj}V_j^{-1} = \pi_{ti}V_i^{-1} - \delta_tV_i^{-1}X_t \\ &= V_i^{-1}(\pi_{ti} - \delta_tX_t) \end{aligned}$$

Então,

$$\begin{aligned} FQ_t^{-1}\pi_t &= \sum_i (\pi_{ti}V_i^{-1} - \delta_tV_i^{-1}X_t) = \sum_i \pi_{ti}V_i^{-1} - \delta_tX_t\sum_i V_i^{-1} \\ &= X_t(1 - \delta_t\gamma) \end{aligned} \quad (a.4)$$

onde $X_t = \sum \pi_{tj}V_j^{-1}$.

Ao substituírmos (a.3)-(a.4) em (a.1)-(a.2), temos:

$$\begin{aligned} m_t &= (1 - R_tFQ_t^{-1}F')m_{t-1} + R_tFQ_t^{-1}\pi_t \\ &= (1 - R_t\gamma(1 - \delta_t\gamma))m_{t-1} + R_tX_t(1 - \delta_t\gamma) \end{aligned} \quad (a.5)$$

$$C_t = R_t(1 - FQ_t^{-1}F'R_t) = R_t(1 - R_t\gamma(1 - \delta_t\gamma)) \quad (a.6)$$

Mas

$$R_t(1 - \delta_t\gamma) = R_t\left(1 - \frac{\gamma}{\gamma + R_t^{-1}}\right) = \frac{1}{\gamma + R_t^{-1}} \quad (a.7)$$

Ao substituírmos (a.7) em (a.6) temos:

$$C_t = R_t(1 - R_t\gamma(1 - \delta_t\gamma)) = R_t\left(1 - \gamma\frac{1}{\gamma + R_t^{-1}}\right) = \frac{1}{\gamma + R_t^{-1}}$$

Portanto, $C_t = \frac{1}{\gamma + \frac{f}{C_{t-1}}}$, que converge²⁶ para $C = (1 - f)\gamma^{-1}$.

Ao substituírmos (a.7) em (a.6) e utilizarmos o valor de convergência de C temos:

$$\begin{aligned} m_t &= (1 - R_t\gamma(1 - \delta_t\gamma))m_{t-1} + R_tX_t(1 - \delta_t\gamma) = (1 - \gamma C_t)m_{t-1} + X_t C_t \\ &= fm_{t-1} + (1 - f)\gamma^{-1}X_t \end{aligned}$$

ou seja,

$$m_t = fm_{t-1} + (1 - f) \frac{\sum_i \pi_{it} V_i^{-1}}{\sum_i V_i^{-1}}$$

o que mostra, assintoticamente, como a média da tendência comum (m_t) é atualizada.

No texto a média ponderada foi aproximada pela média truncada $g(\cdot)$, o que leva à equação (5).

²⁶ Basta resolver a equação igualando os dois termos da série que converge se $\gamma > f/C$