

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE AS INFLAÇÕES DAS REGIÕES METROPOLITANAS DO BRASIL

Cristiano da Silva – CAEN/UFC
Nicolino Trompieri Neto – IPECE & UNIFOR
Ivan Castelar – CAEN/UFC

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Resumo

O presente artigo faz uso da metodologia de identificação de tendências e ciclos comuns de Vahid e Engle (1993) para verificar a presença de co-movimentos de curto e longo prazo entre as taxas de inflação das regiões metropolitanas do Brasil. Para cumprir esse devido fim, o trabalho analisa o comportamento mensal da taxa de inflação acumulada anualmente de Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo, no período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. Os testes comprovam a existência de duas tendências estocásticas comuns e seis ciclos comuns. Os resultados apontam que desvios do equilíbrio de longo prazo na taxa de inflação em uma dada região metropolitana é capaz de influenciar a trajetória de inflação das demais regiões estudadas. As séries apresentaram um comportamento pró-cíclico perante aos choques transitórios, compartilhando de um comportamento similar de curto prazo.

Palavras-Chave: Inflação, Co-movimentos, Ciclos Comuns, Tendências Comuns.

Código JEL: E31, E32, C23.

Abstract

This work uses the methodology implemented by Vahid and Engle (1993) in order to investigate the presence of co-movements of short and long-run between the inflation rates of the metropolitan regions of Brazil. To this end, it analyzes the monthly behavior of inter annual data of inflation rates for the citizens of Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo during the 1995.9-2014.12 period. The tests has proven the existence of two common stochastic trends and six common cycles between the series. Moreover, the results show that deviaton of long run balance in inflation rates of a given metropolitan region is able to influence the path of production of other metropolitan region. Finally, the series has a pro-cyclical behavior face transitory shocks, sharing a similar short-term behavior.

Keywords: Inflation, Co-movements, Common Cycles, Common Trends.

JEL Code: E31, E32, C23

TENDÊNCIAS E CICLOS COMUNS ENTRE AS INFLAÇÕES DAS REGIÕES METROPOLITANAS DO BRASIL

1. INTRODUÇÃO

Modelar a dinâmica inflacionária entre setores e regiões tem desempenhado um papel crucial nos estudos macroeconômicos. No contexto nacional, do ponto de vista de condução da política monetária, é fundamental investigar a susceptibilidade da natureza dos movimentos de curto prazo da taxa de inflação de uma dada região ser influenciada por características estruturais idiossincráticas de outras regiões (Gerard, 2012; Galí e Gertler, 1999).

Heterogeneidades nas taxas de inflação regionais podem levar a demandas contraditórias sobre a condução da política monetária nacional. Logo, informações sobre a existência ou não de diferenças na dinâmica inflacionária, bem como em que medida essas disparidades surgem são essenciais para o processo decisório dos *policy makers* (Beck et. al, 2006).

No fim do século XX, Galí e Gertler (1999) apontavam que a discussão sobre a natureza dos ciclos econômicos da dinâmica inflacionária era amplamente debatida pela literatura, porém com poucas respostas empíricas disponíveis, esse quadro permanece estagnado pouco mais de uma década depois.

A teoria do ciclo real de negócios afirma que os ciclos são respostas naturais e eficientes da economia a alterações no nível de produção tecnológico disponível (MANKIWI, 1989); ou seja, choques permanentes. Já os Novos-Keynesianos enfatizam o papel dos choques nominais e de demanda nos ciclos de negócios (HAIRAULT; PORTIER, 1983); sendo estes distúrbios transitórios.

De acordo com as duas escolas, podemos particionar as flutuações que afetam o ciclo de negócios em choques permanentes (componente de tendência) e choques transitórios (componente de ciclo). Mills e Holmes (1999) associam a componente tendência a características estruturais e institucionais, enquanto o componente ciclo são fenômenos de curto prazo conectados a séries estacionárias.

O presente estudo tem por objetivo dar ênfase à análise do co-movimento da dinâmica inflacionária entre determinadas regiões do Brasil através de diferentes fases de ciclos. A motivação disso é o maior peso que os agentes atribuem ao horizonte de curto prazo no processo decisório de condução de política monetária, tornando a volatilidade dos ciclos um fator importante para entender o ciclo de negócios.

Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993) será investigado se a taxa de inflação das regiões Sul, Sudeste e Nordeste do Brasil apresenta a mesma dinâmica de curto e longo prazo através da decomposição das séries em componente de tendência e componente de ciclo.

A extração de tendências e ciclos comuns para as séries temporais de dinâmica inflacionária nos possibilita avaliar qual o impacto de longo prazo de um aumento permanente na taxa de inflação de uma dada região metropolitana sobre as demais; quais as correlações existentes entre as flutuações de curto prazo; bem como se as tendências e ciclos individuais dos estados causam as tendências e ciclos individuais das demais regiões.

A proposta de investigar o comportamento da dinâmica temporal inflacionária em diferentes regiões perante aos choques econômicos é justificada pela importância da manutenção da estabilidade inflacionária para a economia brasileira. Um maior entendimento das relações entre as flutuações de curto prazo das taxas inflacionárias das regiões do Brasil pode contribuir para a condução de uma política monetária mais adequada.

Com o intuito de atingir os objetivos propostos o artigo foi particionado em cinco seções: além dessa parte introdutória, haverá a posteriori a revisão de literatura. A seção seguinte apresenta as técnicas econométricas necessárias para o alcance do objetivo proposto. A quarta seção dedicar-se-á a apresentação dos resultados obtidos, bem como a base de dados, enquanto a última seção traz as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O maior nível de comercialização entre as regiões metropolitanas do Brasil alcançado nas últimas três décadas tornou a separação de variáveis entre componentes permanentes (tendências) e transitórios (ciclos) um tema relevante na pesquisa econômica. Entender o comportamento das regiões perante choques comuns ou a diferença na natureza dos seus co-movimentos (tendências e ciclos comuns) é vital para a viabilidade das políticas públicas visando uma maior integração entre os estados.

A introdução de um procedimento geral para decompor séries de tempo que exibe homogeneidade não estacionária em componentes permanentes e transitórios remonta ao artigo seminal de Beveridge e Nelson (1981), onde a metodologia foi aplicada para mensurar e datar os ciclos de negócios da economia americana pós-guerra.

A fim de investigar os co-movimentos entre a taxa de crescimento do produto real em diferentes países, Vahid e Engle (1993) formularam o que eles definiram como decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson para testar a presença de ciclos comuns. Essa decomposição revisa a especificação de cointegração para um quadro estrutural de séries temporais. Os autores utilizaram os conceitos de cointegração e correlação serial para extrair, respectivamente, tendências e ciclos comuns.

Cointegração refere-se à combinação linear que torna estacionária um conjunto de variáveis estocásticas, podendo existir r vetores de cointegração independentes – os quais constituem o espaço de cointegração – dentro de um conjunto de n variáveis. O número de tendências estocásticas comuns é determinado pela diferença entre o número de variáveis (n) e o espaço de cointegração (r). Assim, diz-se que existem $n - r$ relações de equilíbrio de longo prazo.

Uma proposição importante é que se existem s combinações lineares linearmente independentes em um conjunto de n variáveis integradas de ordem $1 - I(1)$ -, que são passeios aleatórios, então essas variáveis devem compartilhar de $n - s$ ciclos comuns. Assim, a evidência de *Serial Correlation Common Feature* (SCCF) nas variáveis em primeira diferença implica na existência de ciclos comuns nas séries em nível.

Um quadro onde o número de vetores de cointegração (r) mais o número de características comuns de correlação serial (s) são iguais ao número de variáveis (n) torna muito mais simples a extração dos componentes ciclo e tendência.

Gutierrez e Gomes (2009) aplicaram o método da decomposição multivariada Beveridge-Nelson-Stock-Watson para apurar o grau de co-movimento dos ciclos de negócios dos países membros do Mercosul, os dados utilizados possuíam frequência anual de 1951 a 2003. O estudo confirmou a existência de tendências e ciclos comuns entre as economias analisadas, os resultados, ainda, identificaram evidências de co-movimentos entre dois subgrupos – Brasil e Argentina; Paraguai e Uruguai.

Para examinar a dinâmica de cinco países da América Latina, Hecq (2002) utilizou três modelos de ciclos comuns: *Serial Correlation Common Feature* (SCCF), *Weak Form Reduce posto structure* (WF) e o *Polynomial Serial Correlation Common Features* (PSCCF). Foi apontado que Brasil, Argentina, México, Peru e Chile dividem co-movimentos no longo e no curto prazo, sendo Argentina e Chile pró-cíclicos, enquanto Peru é contra cíclico com respeito à Argentina e ao México.

Já Cerro e Pineda (2000) utilizaram a abordagem de co-dependência para investigar os co-movimentos no PIB Real entre onze países da América Latina¹ usando dados trimestrais para o período entre 1960 até 2000. Testes indicaram a existência de sete tendências comuns e quatro ciclos comuns permitindo a decomposição entre componente cíclico e de tendência. Uma grande dispersão entre as correlações cíclicas foi encontrada entre os países analisados, com os países mais representativos (Brasil, México e Argentina) possuindo uma baixa correlação de relacionamento com os outros países da América Latina. Os autores apontaram, ainda, que os co-movimentos cíclicos entre esses três países que enfrentaram uma maior entrada e saída de capital foram relativamente pequenos.

¹ Os países latinos americanos da amostra são Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.

Já a decomposição de Beveridge e Nelson (1981) e de Gonzalo e Granger (1985) foram ambas examinadas em Carlino e Sill (2001). Com dados trimestrais sobre a renda per capita das sete regiões principais dos Estados Unidos² para o período de 1956 até 1995, o artigo apurou a dinâmica da tendência e do ciclo nessas regiões. Os autores apontaram que apesar de ambas as técnicas de decomposição obter resultados semelhantes, em geral o fator comum baseado na decomposição de Gonzalo-Granger é tal que o componente permanente da decomposição, embora sendo um processo $I(1)$, não é representável como um passeio aleatório multivariado. Os resultados demonstraram que as sete regiões compartilham de ciclos e tendências comuns. Revelaram, também, a existência de uma considerável diferença na volatilidade dos ciclos entre as regiões, sendo o componente ciclo na região mais volátil (Sudeste) quase cinco vezes maior do que na região menos volátil (Extremo Oeste). Por fim, a análise da decomposição da variância apontou que o componente cíclico faz uma grande contribuição à previsão da variância da renda.

Muitos estudos centraram atenção na análise das flutuações em variáveis macroeconômicas – produto real, investimento e consumo - no período pós-guerra nos EUA. Para alcançar tal objetivo diversas metodologias foram utilizadas, como o filtro Hodrick-Prescott, o filtro Band-Pass e o método de extração de tendências e ciclos comuns, elaborado por Vahid e Engle (1993).

Hodrick e Prescott (1981) computaram o componente cíclico através de um procedimento de filtragem que extrai a tendência estocástica que varia suavemente ao longo do tempo. Um dos resultados encontrados foi a diferença na variabilidade dos componentes agregados da demanda, os ciclos do investimento variam três vezes mais do que os ciclos do produto, enquanto esse último oscila duas vezes mais do que os ciclos do consumo. Uma das críticas tecidas ao filtro Hodrick-Prescott (HP) é a exigência, a priori, da determinação do parâmetro de suavidade do componente tendencial.

Já Baxter e King (1995) desenvolveram uma aproximação ótima do filtro Band-Pass, construindo médias móveis de modo que isolam componentes periódicos de uma série de tempo que se encontram em uma determinada banda de frequência intermediária (ciclos), de forma a eliminar componentes de baixa frequência (tendência), assim como componentes de frequência muito alta (ruído). Os autores compararam uma série de métodos³, e por fim foi apurado que apesar do filtro HP ser em alguns casos uma aproximação razoável de um filtro ideal de ciclos de negócios, a aproximação ótima do filtro Band-Pass desenvolvida se mostrou mais flexível e de mais fácil implementação, produzindo uma melhor aproximação de um filtro ideal.

Issler e Vahid (2001) utilizaram o método supracitado de Vahid e Engle (1993) para averiguar se o produto *per capita*, consumo e investimento nos EUA compartilham ciclos comuns. Os resultados foram robustos à existência de ciclos comuns entre as variáveis. Adicionalmente, choques transitórios se mostraram fatores importantes para explicar a variação do produto e do investimento. Os autores concluíram que testes para a existência de ciclos comuns devem preceder estimações econométricas sempre que a presença da restrição de co-movimentos de curto prazo entre as variáveis agregadas for provável. O ato de ignorar a existência de ciclos comuns leva a diferenças não triviais na importância relativa dos ciclos econômicos na análise do comportamento de variáveis agregadas.

Em uma linha metodológica semelhante à aplicada no presente trabalho, Manopimoke (2012) investigou o grau de importância do relacionamento com fatores externos da China e EUA na dinâmica dos preços experimentados em Hong Kong, por meio da técnica econométrica de componentes não observados. Utilizando dados trimestrais para o período entre 1986 até 2010, o autor foi capaz de capturar relações significativas entre a taxa de inflação de Hong Kong e distúrbios permanentes externos oriundos da China e EUA, com choques permanentes nos preços da China sendo importantes para explicar movimentos permanentes na tendência inflacionária de Hong Kong.

Shaoping e Xiaotao (2014) analisaram a hipótese de codependência entre os ciclos de inflação, dos índices de preços agrícolas e da condução da política monetária, por meio do agregado monetário M2, para a China. O artigo realizou a decomposição univariada de Beveridge-Nelson para

² As principais regiões dos Estados Unidos da amostra são Extremo Oeste, Grande Lagos, Meio Leste, Nova Inglaterra, Planícies, Sudeste e Sudoeste.

³ Os autores utilizaram os seguintes métodos de filtragem: filtro *first difference*, filtro Hodrick-Prescott e filtro *high-pass*.

examinar e decompor os ciclos co-dependentes das variáveis examinadas. Dentre os principais resultados foi verificado que os ciclos dos preços agrícolas precede temporalmente a dinâmica de curto prazo da taxa de inflação. Outro fato digno de destaque é a forte co-dependência encontrada entre o ciclo inflacionário e o ciclo de política monetária, o que confirma a eficácia da estratégia de arrocho monetário como meio de contenção da taxa de inflação chinesa. Por fim, os dois resultados supracitados indicam que a aplicação de uma política moderada de expansão monetária, no intuito de promover crescimento econômico sustentável, deve ser condicionada a estabilidade dos níveis de preços agrícolas.

3. METODOLOGIA

3.1. Teste de Raiz Unitária

Em relação aos testes de estacionariedade empregados no presente trabalho, são utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o método proposto por Elliot, Rothemberg e Stock (1996), para verificar se as séries que compõem o modelo são estacionárias. Contudo, devido à provável existência de quebra na tendência observada nos dados, faremos uso de dois testes adicionais para verificar a ocorrência de raiz unitária com quebra estrutural. Os testes aplicados para verificar a existência de raiz unitária com quebra estrutural, são os testes propostos por Zivot e Andrews (1992) e uma modificação do teste ADF permitindo uma única quebra estrutural, formulado a partir dos trabalhos de Perron (1989), Perron and Vogelsang (1992), Vogelsang and Perron (1998) e Banerjee, *et al.* (1992).

3.2. Cointegração e co-movimentos de longo prazo

Pelo mesmo motivo exposto na análise de testes de raiz unitária, a não incorporação de quebras estruturais à abordagem de cointegração tende a enviesar os resultados encontrados, de forma a não rejeitar a hipótese nula de não haver cointegração, quando a teoria prediz que a mesma deve existir. Portanto, será aplicado o teste desenvolvido por Johansen *et al.* (2000), onde a distribuição assintótica difere do usual “teste do traço” de Johansen (1988) por utilizar variáveis *dummies* que identificam quebras estruturais na tendência dos vetores cointegrantes. Assim, o teste de Johansen (2000) fornece informações que permitem calcular os valores críticos de forma mais adequada (GILES; GODWIN, 2012).

O procedimento do teste é executado de forma que a função de verossimilhança seja maximizada para cada possível posto de r – espaço de cointegração. A partir da definição do valor de r podemos determinar o número de tendências comuns ($k = n - r$) existentes entre as variáveis. Se as n séries possuem tendências comuns, então elas movem-se conjuntamente no longo prazo.

Para avaliar a hipótese de que as taxas de inflação das principais regiões metropolitanas do Brasil possuem relações de equilíbrio tanto no longo quanto no curto prazo, o presente estudo seguirá a abordagem da decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson apresentada em Vahid e Engle (1993).

Denotando Y_{it} como a taxa de inflação em variação acumulada anualmente da região metropolitana i no tempo t e T_{it} e C_{it} representando os componente de tendência estocástica e a componente cíclica da série, respectivamente. Logo, temos que:

$$Y_{it} = T_{it} + C_{it} \quad (1)$$

A hipótese de que as séries i e j apresentam co-movimentos de longo prazo diz que o componente de tendência da região metropolitana i segue o mesmo componente observado na região metropolitana j , diferenciando-se entre si apenas na magnitude das dinâmicas de longo prazo ($T_{it} = \varphi_j T_{jt}$). Analogamente a existência de co-movimentos de curto prazo implica que os ciclos da região metropolitana i e segue a mesma dinâmica de curto prazo da região metropolitana j , diferenciando entre si apenas na intensidade dos movimentos de curto prazo ($C_{it} = \delta_j C_{jt}$).

Logo o modelo estruturado impõe restrições ao Vetor de Correção de Erros (VEC). Enquanto o teste de cointegração analisa os co-movimentos de longo prazo, o teste ciclos comuns foca nos co-movimentos de curto prazo.

Inicialmente, considere que as taxas de inflação das n regiões metropolitanas sejam representadas por um Vetor Auto Regressivo (VAR) de ordem finita p .

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde Y_t é um vetor de n séries integradas de ordem um ($I(1)$), enquanto θ_i , $i = 1, 2, \dots, p$ são matrizes ($n \times n$) e ε_t denota um termo de erro de média zero e variância constante.

Engle e Kozicki (1993) apontaram que a estimação da equação (2) via MQO gera previsões não muito robustas. Os autores ainda acusaram como provável causa o fato de haver muitos parâmetros (pn^2) a serem estimados. Assim, devemos descrever o sistema na forma de um VEC:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, $\Pi = \sum_{i=1}^p \theta_i$ e $\Gamma_j = \sum_{i=j+1}^p \theta_i$, $j = 1, \dots, p-1$. A questão crucial para cointegração concerne no posto da matriz $\Pi_{n \times n}$. Se o posto da matriz é zero, cada elemento de Π deve ser zero, e a equação (3) seria equivalente a um VAR de n variáveis em 1ª diferença. Já em outro extremo, suponha que Π possui posto pleno, a solução de longo prazo para a equação (3) seria dada por n equações independentes. Assim as n variáveis contidas no vetor Y_t deveriam ser estacionárias. Já no caso intermediário, no qual o posto de Π é igual a r , $0 < r < n$, existem r equações independentes.

Suponha que o posto da matriz Π seja r e que ela possa ser expressa como o produto $\alpha' \beta$ com α e β sendo ambas matrizes ($n \times r$) de posto r tal que $\Pi = \alpha' \beta$, em que β é o parâmetro do ajuste de velocidade ao equilíbrio de longo prazo e α representa o espaço de cointegração. Geralmente, a combinação linear $\alpha' Y_t$ é estacionária – $I(0)$ –, enquanto todas as outras combinações linearmente independentes serão não estacionárias.

A partir da representação do VEC na equação (3), é possível desmembrar Y_t entre tendência e ciclo. Para isso será utilizada a decomposição de Beveridge-Nelson-Stock-Watson, na qual define o componente de tendência como um processo de passeio aleatório enquanto o componente cíclico captura toda a correlação serial da primeira diferença de Y_t .

$$Y_{it} = T_{it} + C_{it} \quad (3)$$

sendo T_{it} um passeio aleatório, enquanto C_{it} é $I(0)$ e serialmente correlacionado para cada Taxa de inflação da região metropolitana i . Portanto,

$$\begin{aligned} E_t(T_{it+k}) &= T_{it} \\ E_t(C_{it+k}) &\rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty \\ E_t(Y_{it+k}) &= T_{it} \text{ quando } k \rightarrow \infty \end{aligned}$$

As séries que são estacionárias não possuem o componente de tendência e as séries que são passeios aleatórios puros não possuem o componente transitório. No caso multivariado, o processo pode ser reescrito por meio do Teorema de Representação de Granger, da seguinte forma:

$$Y_t = T_t + C_t \quad (4)$$

$$T_t = \alpha_p (\beta_p' \alpha_p)^{-1} \sum_{i=1}^t \beta_p' \varepsilon_i \quad (5)$$

onde α_p, β_p são matrizes $n \times (n - r)$ com a propriedade que $\alpha' \alpha_p = \beta' \beta_p = 0$ e é assumido que α_p, β_p tem posto pleno. Por β_p' ter apenas $n - r$ linhas, esta representação gera apenas $n - r$ tendências estocásticas entre as n variáveis. Essa representação necessita que T_t seja um processo de passeio aleatório, de modo que as previsões de longo prazo de Y_t sejam simplesmente os valores correntes de T_t e, portanto a previsão de longo prazo depende dos $n - r$ valores distintos estimados. Assim,

$$E_t(\alpha' Y_{t+k}) \rightarrow 0 \text{ quando } k \rightarrow \infty$$

Desse modo, em consequência de $\alpha' T_t = 0$ teremos que $\alpha' Y_t = \alpha' C_t$. Portanto, a combinação linear formada pelo vetor de cointegração e pelo vetor de variáveis X_t é justamente a combinação dos ciclos. Esse resultado corresponde a hipóteses que $T_{it} = \varphi_j T_{jt}$ e nos permite estimar os ciclos comuns existentes entre o Taxa de inflação das regiões metropolitanas representados na amostra.

3.3. Característica de Correlação Serial Comum e Co-movimentos de Curto Prazo

Considerando a restrição de cointegração, a representação do VEC da equação (3) pode ser escrita como:

$$\Delta Y_t = \beta \alpha' X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Segundo Vahid e Engle (1993), os elementos de ΔY_t apresentam Característica de Correlação Serial Comum (SCCF) se existir combinação linear deles que seja uma inovação com relação a toda informação observada anterior ao período de tempo t . Tais combinações representam o espaço de co-caracterização. O conjunto desses s vetores constitui uma matriz $\tilde{\alpha}$ de dimensão $(n \times s)$, tal que, $\tilde{\alpha}' \Delta Y_t = \tilde{\alpha}' \varepsilon_t$ onde $\tilde{\alpha}' \varepsilon_t$ é um vetor de dimensão s que é uma inovação em relação a toda informação anterior ao período t . Portanto existirão Características de Correlação Serial Comum (SCCF) se as seguintes condições forem satisfeitas:

$$\tilde{\alpha}' \beta \alpha' = 0_{s \times n}, \quad \tilde{\alpha}' \Gamma_i = 0_{s \times n} \quad \forall i = 1, \dots, p - 1. \quad (7)$$

Ou seja, não apenas $\Pi = \beta \alpha'$ deve ter o posto reduzido, mas também todos os Γ 's e até o espaço nulo de todos devem ser comuns. Seja s o número máximo de vetores linearmente independentes que satisfazem (7) e (8) e $\tilde{\alpha}$ é uma matriz $n \times s$, então o produto entre $\tilde{\alpha}$ e os dados elimina toda a correlação serial comum entre as variáveis. Após um processo de integração o termo $\tilde{\alpha}' \Delta Y_t$ será um passeio aleatório sem a componente cíclica, de forma que $\tilde{\alpha}' Y_t = \tilde{\alpha}' T_t$ são combinações lineares compostas apenas de tendências estocásticas. Ou seja, o vetor que remove a correlação serial de ΔY_t , também remove o componente cíclico dos termos que compõem o vetor Y_t .

Visto que $\tilde{\alpha}'$ é uma matriz $s \times n$, podemos aplicar uma operação linear reduzindo-a para $[I_s | \tilde{\alpha}']$. Note que $[I_s | \tilde{\alpha}'] \Delta X_t$ é um ruído branco, já que qualquer combinação linear de um ruído branco é um ruído branco. Agora, considere o seguinte sistema:

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ 0_{(n-s)xs} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta Y_t = \begin{bmatrix} 0_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^* \dots \Gamma_{p-1}^* \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta Y_{t-p+1} \\ \alpha' Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (8)$$

no qual v_t é um ruído branco. As primeiras s equações em (8) são obtidas da relação pseudo-estrutural $[I_s \mid \tilde{\alpha}^{*'}] \Delta Y_t$ e as últimas $n - s$ equações, são obtidas do sistema completo com o restante das equações na forma reduzida. O número de parâmetros em (8) é $n^2(p - 1) + nr - s[r + n(p - 1)]$, isto é, existem menos $s[r + n(p - 1)]$ parâmetros a serem estimados do que na representação irrestrita (3). Portanto, a equação (8) é a representação de um VEC restrito.

Supondo que a matriz $\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^{*'} \\ 0_{(n-s)xs} & I_{n-s} \end{bmatrix}$ seja inversível, podemos obter os valores de ΔY_t 's em função de seus valores defasados e de $\alpha' Y_{t-1}$. Desse modo, a equação (18) é um sistema mais simples do que o sistema apresentado na equação (3), visto que existem menos parâmetros a serem estimados. Logo, devemos testar inicialmente se $s > 0$.

Uma consequência deste processo, é que α e $\tilde{\alpha}$ são linearmente independentes, já que a combinação linear de uma tendência e um ciclo não pode resultar em apenas uma tendência ou apenas um ciclo. Essa constatação surge porque a combinação linear do vetor de co-caracterização com as variáveis $(\tilde{\alpha}' Y_t)$ é um processo $I(1)$, enquanto que a combinação linear do vetor de cointegração com as variáveis $\alpha' Y_t$ é um processo $I(0)$.

Portanto, se existem r ($0 \leq r < n$) vetores de cointegração linearmente independentes, então pode haver no máximo $n - r = s$ ($0 \leq s < n$) vetores de co-caracterização linearmente independentes. Em outras palavras, a soma do número de vetores de cointegração e o número de vetores de co-caracterização não pode exceder o número de variáveis do sistema ($r + s \leq n$).

3.4. Caso Especial

Uma importante exceção, como Vahid e Engle (1993) bem notaram, é o caso onde a soma do número de vetores de cointegração (r) mais o número de vetores de co-caracterização (s) igualam o número de variáveis no sistema ($r + s = n$), exaurindo o espaço \mathbb{R}^n . Como os vetores α e $\tilde{\alpha}$ são linearmente independentes podemos obter com esses vetores a matriz $A = [\tilde{\alpha}' \alpha']$ de dimensão $(n \times n)$ e posto completo. Particionando a matriz inversa A^{-1} em colunas, temos:

$$A^{-1} = [\tilde{\alpha}^- \mid \alpha^-]$$

Pré-multiplicando Y_t por A e A^{-1} :

$$Y_t = A^{-1} A Y_t = \tilde{\alpha}^- (\tilde{\alpha}' Y_t) + \alpha^- (\alpha' Y_t) \quad (9)$$

onde $T_t = \tilde{\alpha}^- (\tilde{\alpha}' Y_t)$ representam as tendências que são uma combinação linear dos ciclos comuns e $C_t = \alpha^- (\alpha' Y_t)$ representam os ciclos que são uma combinação das relações de cointegração. A partir dessa representação é possível recuperar as tendências e ciclos referentes às séries de Taxa de inflação mensal das regiões metropolitanas na amostra.

3.5. Teste para verificar a existência de ciclos comuns

A existência de ciclos comuns será testada a partir do uso do procedimento de correlações canônicas delineado por Vahid e Engle (1993). Conforme Roache (2008), o objetivo do teste é encontrar

combinações lineares que removam correlações baseadas em um conjunto de valores do passado. Sendo essas combinações lineares definidas como vetores co-característicos.

O primeiro passo é estimar o VEC para descobrir os termos de correção erro da série, ou seja, para conhecer as relações de longo prazo. Retomando a equação (3):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Definindo ρ_t como um vetor de dimensão $(nx1)$ obtido como combinação linear do vetor ΔY_t e η_t como o vetor de dimensão $((np + r)x1)$ obtido como combinação linear das defasagens de ΔY_t e dos termos de correção de erro (x_t).

$$\begin{aligned} \rho_t &= A' \Delta Y_t \\ \eta_t &= B' [\Delta Y_{t-1} \dots \Delta Y_{t-p+1} \alpha Y_{t-1}] \end{aligned}$$

As matrizes $A_{n \times n}$ e $B_{n \times (np+r)}$ são escolhidas de modo que quatro condições sejam satisfeitas. As duas primeiras afirmam que os elementos de ρ_t e η_t possuem variância unitária. A terceira condição assegura que o i -ésimo elemento de ρ_t seja não correlacionado com o j -ésimo elemento de η_t , e a condição final condiciona a ordenação dos elementos de ρ_t e η_t de modo que:

$$1 \geq \lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$$

As correlações canônicas e os valores de A e B podem ser calculados a partir da matriz de covariância de ΔY_t e x_t através dos autovalores e autovetores. O teste estatístico é análogo ao teste do traço do procedimento de Johansen (1988), com a hipótese nula sendo que o espaço co-característico é ao menos s , sendo calculado como:

$$C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2)$$

onde λ_i^2 são as menores s correlações canônicas elevadas ao quadrado. Sob a hipótese nula $C(p, s)$ segue uma distribuição χ^2 com $s(np + r) - s(n - s)$ graus de liberdade, em que n é a dimensão do sistema.

4. ESTIMAÇÃO EMPÍRICA E BASE DE DADOS

4.1. Base de Dados

São consideradas Séries temporais quaisquer conjuntos de observações que se apresentam ordenadas no tempo. O uso de tal estrutura de dados possui a vantagem de conter grande conteúdo de informações durante um longo período de tempo. Um dos objetivos da análise de séries temporais é descrever o comportamento das séries, verificando a existência de tendências, ciclos e variações sazonais (Morettin e Tolo, 1981).

Diante do objetivo proposto, o presente estudo faz uso do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA – disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O IPCA é calculado de forma contínua e sistemática para as regiões metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. Logo a pesquisa abrange um número restrito de regiões do Brasil.

Frente a essa limitação, sugere-se aqui analisar a presença de tendências e ciclos comuns para as regiões metropolitanas pesquisadas do Sul, Sudeste e Nordeste:

Tabela 1. Descrição das regiões metropolitanas contempladas na pesquisa.

Região Metropolitana	Código	Estado	Região do Brasil
Belo Horizonte	BH	Minas Gerais	Sudeste
Curitiba	CUR	Paraná	Sul
Fortaleza	FOR	Ceará	Nordeste
Porto Alegre	POA	Rio Grande do Sul	Sul
Recife	REC	Pernambuco	Nordeste
Rio de Janeiro	RJ	Rio de Janeiro	Sudeste
Salvador	SAL	Bahia	Nordeste
São Paulo	SP	São Paulo	Sudeste

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Os dados, em formato de variação percentual mensal, são homogêneos no que se refere ao período amostral abrangido, sendo janeiro de 1980 a data inicial da pesquisa. No intuito de evitar a época de forte instabilidade econômica a nível nacional, o presente estudo fez a opção de utilizar somente as observações amostrais para o período pós Plano Real, compreendendo o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014, abrangendo uma amostra de 232 observações para cada variável de interesse.

Cabe destacar, adicionalmente, que as séries históricas analisadas foram construídas em termos de variações acumuladas em 12 meses. A utilização de tal métrica justifica-se por dois motivos distintos: Primeiro pelo fato de que o sistema de metas de inflação utilizadas pelo Governo Federal é acompanhado em termos anuais; e por fim, a métrica ajusta a sazonalidade naturalmente, não sendo necessário, portanto, a aplicação de filtros de ajuste sazonal, cujos tendem a afetar os resultados da decomposição de tendências e ciclos comuns – para detalhes adicionais vide Hecq (1998).

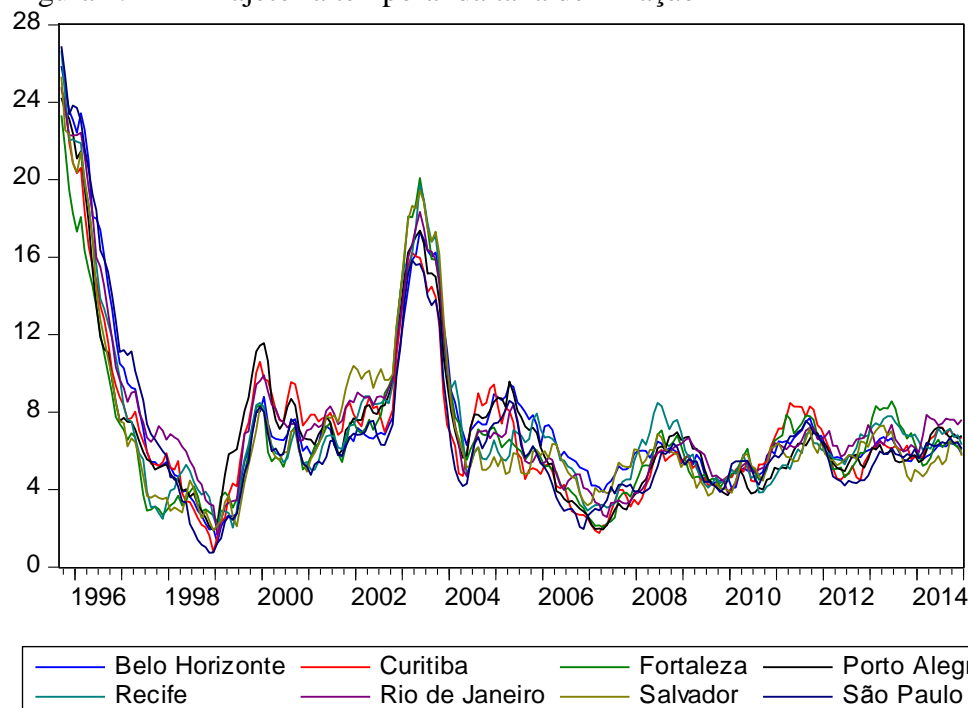
A Figura 1 reporta a trajetória temporal das oito séries durante o período estudado, em termos de variação acumulada. Através da inspeção visual observa-se uma grande proximidade na trajetória de todas as séries. Analisando a trajetória comum das regiões metropolitanas é possível notar uma tendência de forte queda na variação anual acumulada do índice de preços até o final de 1998. A partir de 1998 há um movimento inverso na trajetória, com tendência de crescimento moderado da taxa de inflação até meados de 1999, e uma posterior estabilidade até o final de 2002.

Já no período entre o último trimestre de 2002 ao trimestre inicial de 2004 é nítido a presença de um comportamento atípico na evolução das oito séries, com um crescimento repentino e uma posterior queda acentuada na taxa de variação anual acumulada de inflação, voltando a um nível similar do período anterior ao final de 2002.

Esse comportamento é justificado pela crise de confiança do mercado em meados de 2002 e início de 2003 – ocasionado pela incerteza em relação às eleições presidenciais e posterior vitória do candidato Lula da Silva, o qual, em seu passado, era adepto de posições extremamente heterodoxas como o não pagamento da dívida – e a posterior recuperação da credibilidade através da preservação da política econômica do segundo mandato do governo FHC.

Deste período em diante verifica-se a presença de movimentos oscilatórios em torno da média na taxa de inflação, denotando um período de estabilidade no índice, mesmo frente ao período de crise internacional instaurada a partir de setembro de 2008, reflexo da política monetária para contenção da inflação, como a elevação da taxa de juros.

Figura 1. Trajetória temporal da taxa de inflação



Obs: Taxa de variação acumulada anualmente, durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014, totalizando 232 observações. Fonte: Elaborado pelo Autor

A tabela 2 reproduz algumas das principais estatísticas descritivas consoantes as variáveis analisadas. Ao longo do período amostral todas as regiões metropolitanas experimentaram taxas médias de inflação anualizadas semelhantes. O Rio de Janeiro possui a maior taxa média com 7,45% enquanto Fortaleza possui a menor taxa com 6,85%.

Tabela 2. Estatísticas descritivas das taxas de inflação das regiões metropolitanas.

Métrica	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Média	7,45%	7,09%	6,85%	7,16%	7,25%	7,58%	7,00%	6,86%
Máximo	25,87%	24,66%	23,33%	24,23%	26,66%	24,79%	25,32%	26,89%
Mínimo	1,26%	0,78%	2,05%	1,92%	2,03%	1,66%	1,89%	0,74%
Desvio Padrão	4,26%	3,93%	3,86%	4,04%	4,24%	4,10%	4,26%	4,46%
Assimetria	2,30	1,91	2,01	2,04	2,21	2,12	2,15	2,26
Curtose	8,51	7,69	7,13	7,80	8,05	7,73	7,34	8,65

Estatísticas obtidas a partir das séries mensais que compõem o acervo do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) durante o período de novembro de 1995 até dezembro de 2014.

Fonte: IBGE

O índice de São Paulo é robustamente mais volátil, possuindo a taxa máxima de inflação mais alta, 26,89%, além da menor taxa mínima de variação acumulada de inflação, 0,74%. Consoante às outras métricas, os índices de assimetria apontam na mesma direção e todas as variáveis estudadas são leptocúrticas; ou seja, as distribuições apresentam uma curva de frequência mais fechada que a normal.

4.2. Testes de Estacionariedade

Inicialmente foram feitos, em caráter preliminar, testes de raiz unitária das quais as estatísticas não levam em conta a presença de quebra estrutural. Conforme pode ser notado na Tabela 3 abaixo, os resultados apontam para a presença de não estacionariedade em todas as séries em nível. Duas exceções, porém, ocorrem de acordo com o teste ADF, com as séries de Recife e São Paulo sendo consideradas estacionárias em nível a um nível de 5% de significância.

Uma das condições necessárias para que a decomposição em tendências e ciclos sugerida por Vahid e Engle (1993) seja válida é que as todas as séries sejam integradas de ordem 1. Com base em

ambos os testes propostos os oito índices apresentam natureza estacionária em 1ª diferença. Portanto, a presença de não estacionariedade em nível sugere a existência de tendência estocástica.

Tabela 3. Testes de estacionariedade não incorporando quebra estrutural

		BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
ADF b (H0:Série com raiz unitária)	Teste em	-3.33*	-2,85	-2,84	-2,92	-3,52**	-2,81	-2,94	-3,46**
	Nível	(0,06)	(0,18)	(0,18)	(0,16)	(0,05)	(0,19)	(0,15)	(0,05)
	Teste na 1ª	-4,84***	-4,48***	-4,80***	-4,85***	-4,14***	-5,04***	-4,76***	-4,75***
	Diferença	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Elliott et alii c (1996) (H0:Série com raiz unitária)	Teste em	27,65	40,60	24,92	26,04	17,25	41,10	19,02	43,28
	Nível								
	Teste na 1ª	1,51***	1,06***	0,01***	0,00***	2,19***	0,18***	0,42***	0,08***
	Diferença								

Teste de estacionariedade aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. b Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. c Estatística P reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%, **Rejeição da hipótese nula a 5%, ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

Porém, como já fora discutido na seção anterior, as séries experimentaram momentos de mudança repentina de comportamento durante o período final de 2002 até o primeiro trimestre de 2004; esse comportamento indica a provável presença de quebras estruturais na trajetória temporal das variáveis estudadas. Portanto, para que os resultados dos testes de raiz unitária sejam robustos a presença de mudanças repentinas de comportamento é necessário utilizar métricas que adicionem uma *dummy* para captar o efeito de quebras estruturais nos testes de raiz unitária.

Ao incorporar a presença endógena de quebra estrutural nos testes de estacionariedade, todas as séries – a exceção de Curitiba a um nível de 5% segundo o teste de Zivot e Andrews (1992) – apresentam-se não estacionárias em nível, mas estacionárias em 1ª diferença. Logo, os resultados indicam que a taxa de variação acumulada anualmente de inflação das oito regiões metropolitanas estudadas seguem um processo integrado de 1ª ordem.

Tabela 4. Testes de estacionariedade incorporando quebra estrutural

		BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Zivot-Andrews (1992) b.	Teste em	-4,38	-4,98**	-4,44	-4,62*	-4,68*	-4,85*	-3,93	-4,87*
	Nível								
(H0:Série com raiz unitária)	Teste na 1ª	-5,11**	-5,58***	-5,86***	-5,61***	-5,07**	-6,01***	-5,74***	-8,21***
	Diferença								
Unit Root with Break Test (1996) c. (H0:Série com raiz unitária)	Teste em	-3,95	-3,66	-3,44	-3,76	-4,46**	-3,80	-3,68	-4,20*
	Nível	(0,17)	(0,30)	(0,42)	(0,25)	(0,05)	(0,23)	(0,29)	(0,01)
	Teste na 1ª	-5,34***	-4,99***	-5,48***	-5,36***	-5,58***	-5,83***	-5,38***	-5,92***
	Diferença	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

Teste de estacionariedade incorporando quebras estruturais endógenas aplicadas às séries mensais acumuladas a taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de novembro de 1995 até dezembro de 2014. Todos os testes foram feitas levando em conta a presença de um intercepto e uma tendência. Fonte: IBGE. b Estatística t reportada. Escolha de defasagens, segundo o critério de Schwarz, com limitação máxima de 12 defasagens. c Estatística t reportada com o respectivo p-valor entre parênteses. Escolha de defasagens, segundo o critério de Akaike. *Rejeição da hipótese nula a 10%, **Rejeição da hipótese nula a 5%, ***Rejeição da hipótese nula a 1%.

4.3. Teste de Cointegração

Conforme os resultados encontrados na seção anterior, as séries apresentam a presença de quebra estrutural e uma tendência estocástica, sendo integradas de ordem 1. Visando lidar com a presença de quebra estrutural nas séries, foi implementado o teste de Chow, cujo tem por objetivo testar a igualdade de um conjunto de coeficientes entre duas regressões a partir da estatística F, para testar a

hipótese nula de quebra estrutural no período de outubro de 2003 – um ano após a eleição do Presidente Lula da Silva. A estatística de Chow não rejeita a hipótese nula de mudança estrutural no período de outubro de 2003 para todas as variáveis estudadas, havendo instabilidade no modelo no período anterior a esta data e estabilidade logo após.

A partir daí é possível estimar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis através do teste de cointegração de Johansen *et. al* (2000), o qual incorpora uma *dummy* associada a quebra estrutural identificada em outubro de 2003 na determinação de seus valores críticos. Adicionalmente, a ordem de defasagem das variáveis foi determinada segundo o critério de Akaike, e a especificação considera tendência e intercepto.

Tabela 5. Teste de Cointegração de Johansen *et. al* (2000)
Teste do Traço

Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	p-valor
$r = 0$	337,45	195,17	0.0000
$r \leq 1$	193,76	157,46	0.0001
$r \leq 2$	142,97	123,84	0.0017
$r \leq 3$	105,64	94,12	0.0057
$r \leq 4$	72,24	68,31	0.0221
$r \leq 5$	46,96	46,42	0.0442
$r \leq 6$	23,57	28,32	0.1700
$r \leq 7$	9,16	13,90	0.2599

Teste de cointegração aplicado às séries mensais acumuladas a taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. b O teste inclui uma *dummy* referente à quebra estrutural na data de 2003.9 e utiliza uma defasagem de acordo com critério de Schwarz, considerando-se a presença de intercepto e tendência. C Os valores críticos foram obtidos de acordo em Johansen *et. al*(2000).

O resultado do teste do traço de Johansen *et. al* (2000) – Tabela 5 – aponta a presença de seis vetores cointegrantes, a um nível de 5% de significância. Consequentemente existem duas relações de equilíbrio de longo prazo comum entre as séries (visto que o número de tendências comuns é dado pela diferença entre o número de variáveis ($n = 8$) e o espaço de cointegração ($r = 6$)) e no máximo seis ciclos comuns.

Assim, a dinâmica temporal da taxa de inflação das séries analisadas são determinadas por dois componentes agregados comuns e por características individuais presentes em cada região metropolitana.

Adicionalmente, o procedimento de Johansen *et. al* (2000) permite normalizar o vetor de cointegração possibilitando, assim, identificar as relações econômicas das séries em termos de elasticidade. A normalização foi feita de tal forma que as r primeiras séries no vetor x_t formam uma matriz identidade.

Tabela 6. Vetor de cointegração normalizado

Vetor de Cointegração (α_{rxn})							
BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0.42895	-0.54864
0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0.11294	-0.6991
0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	-0.73755	-0.18663
0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	-0.39884	-0.46434
0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	-0.87435	-0.11763
0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	-0.33516	-0.48563

Vetor de cointegração aplicado às séries mensais acumuladas à taxa anual para as regiões metropolitanas do Brasil durante o período de outubro de 1995 até dezembro de 2014. b O VEC foi estimado levando em conta a presença de intercepto e tendência, e utiliza defasagem de acordo com o critério de Schwarz.

Em termos econômicos, os resultados mostram que, um choque permanente positivo de 1% na taxa de inflação acumulada anualmente em Salvador, causa uma variação permanente e positiva de 0,429% na taxa de inflação de Belo Horizonte, por exemplo. Avaliando o efeito de um choque permanente e positivo na taxa de inflação de Salvador, nota-se que ele causa um maior impacto no comportamento inflacionário das regiões metropolitanas do Nordeste. Já para o caso de São Paulo, é nítido que ele gera um menor impacto nas regiões metropolitanas do Nordeste, - 0,186% em Fortaleza e 0,118% em Recife. Tais resultados indicam uma relação inelástica entre o comportamento de longo prazo da taxa de inflação na região Sul e Sudeste frente a região Nordeste; ou seja, é provável a existência de uma maior interação entre as regiões Sul e Sudeste.

4.4. Teste de Ciclos Comuns

Uma vez confirmada a hipótese de cointegração para as oito séries, o passo seguinte é analisar a existência de ciclos comuns. Seguindo a metodologia de Vahid e Engle (1993) exposta na subseção 2.3.1, o número de vetores de cointegração mais o número de vetores de co-caracterização não podem exceder o número de variáveis no sistema ($r + s \leq n$). Visto que existem seis vetores de cointegração ($r = 6$) entre os oito regiões metropolitanas ($n = 8$), deve existir, então, no máximo dois vetores de co-caracterização ($s \leq 2$), o que implica na ocorrência de seis ciclos comuns.

Utilizando o teste desenvolvido por Warne (2008), que seleciona automaticamente o número máximo de ciclos, foi verificado que a hipótese da existência de seis ciclos comuns não pode ser rejeitada, a um nível de significância de 5%, e consequentemente é confirmada a presença de dois vetores de co-caracterização na amostra.

Tabela 7. Teste de ciclos comuns

Nº de ciclos	Estatística LR	Graus de liberdade	<i>p</i> -valor
6	29,6789	20	0,0752
7	5,9549	9	0,7444

Fonte: Elaboração do autor. A ordem de defasagem selecionada para estimação do VEC e por consequência, do teste de ciclos comuns, segue o critério de Akaike. A escolha desse critério se deu porque o teste só pode ser realizado em um VEC de ordem igual ou superior a dois.

A existência de dois vetores de co-caracterização e seis vetores de cointegração entre as séries implica que a matriz $A = [\tilde{\alpha}'\alpha']$ possui posto pleno, logo é possível obter as tendências e ciclos individuais através da partição da matriz A , assim como encontrar os ciclos comuns pela combinação dos vetores de cointegração e das variáveis do sistema ($\alpha'Y_t = \alpha'C_t$).

4.5. Tendências Comuns

De acordo com o que foi discutido anteriormente, o fato da matriz $A = [\tilde{\alpha}'\alpha']$ possuir posto pleno permite-se utilizar a condição especial verificada na equação (9). A partir daí pode-se estimar as tendências individuais, $\tilde{\alpha}^-(\tilde{\alpha}'Y_t)$, bem como as $n - r = 8 - 6 = 2$ tendências comuns, $\tilde{\alpha}'Y_t$.

A tendência comum #1 corrobora com a hipótese de estabilidade na evolução temporal do índice de inflação para o período pós 2004. Apresentando também picos positivos e negativos na taxa de variação acumulada anual de inflação no segundo semestre de 2003 e 1997, respectivamente. Já a tendência comum #2, evidencia uma tendência positiva para a taxa de inflação para os períodos entre início de 2005 e meados de 2007, assim como para dezembro de 2008 até o final de 2010 – período que abrange o advento da crise internacional.

Figura 2. Tendências Comuns

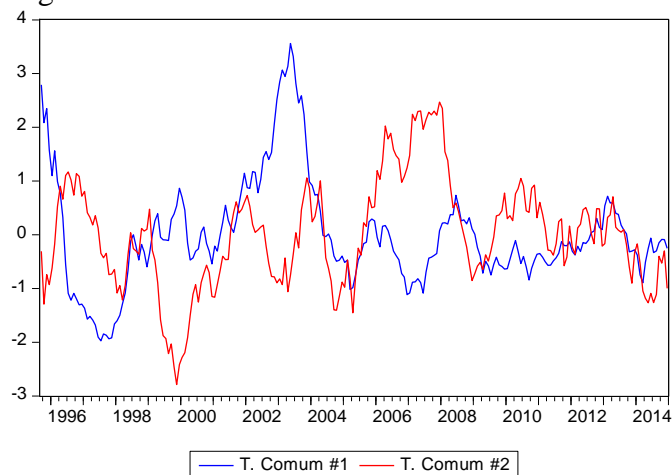
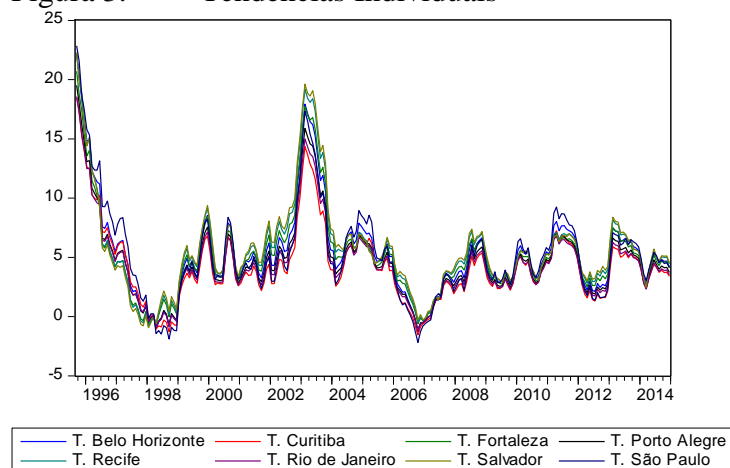


Figura 3. Tendências Individuais



Observando a figura 3 observa-se que todas as tendências individuais apresentam trajetórias semelhantes, havendo um comportamento médio, com as regiões metropolitanas do Nordeste apresentando patamares superiores durante o período da crise de confiança, enquanto Belo Horizonte e São Paulo destacam-se superiormente no período de relativa estabilização pós 2004. Cabe destacar também, que as tendências individuais apresentaram um menor nível de taxa de inflação no período final de 2006, época também observada pela tendência comum #1.

A trajetória semelhante entre os movimentos das tendências individuais é corroborada pelos elevados índices de correlação positiva entre as regiões metropolitanas – todos os índices de correlação são superiores a 0,89. A tendência comum #1 também apresenta nível de correlação positiva com as tendências individuais, sendo fortemente correlacionada com as regiões metropolitanas do Nordeste – índices superiores a 0,82 - e possuindo correlação positiva moderada com São Paulo e Curitiba, 0,56 e 0,61 respectivamente. Já referente tendência comum #2 observa-se correlações com as tendências individuais negativas, porém com valores baixos.

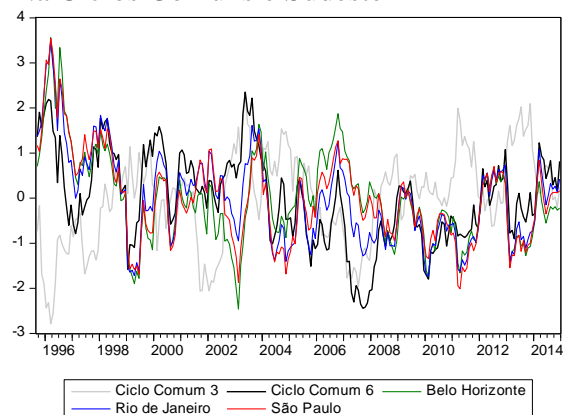
4.6. Ciclos Comuns

Feita a análise de co-movimentos de longo prazo, a próxima etapa do presente trabalho será extrair os seis ciclos comuns ($n - s = 8 - 2 = 6$) a partir de $\alpha'Y_t = \alpha'C_t$, e os componentes de ciclos individuais de cada região metropolitana através da equação $\alpha^-(\alpha'Y_t)$ nas Figuras 4,5 e 6. Cabe fazer uma ressalva que, devido à delimitação de espaço, somente os ciclos comuns #3 e #6 serão representados

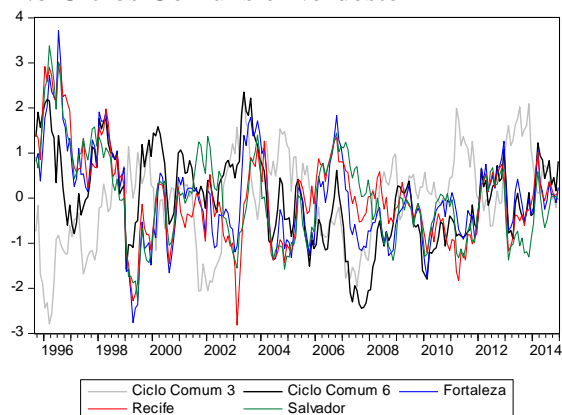
aqui pelo fato de ambos terem sido os únicos a possuírem valores relevantes de correlação com os ciclos individuais.

Figura 4. Ciclos comuns e individuais

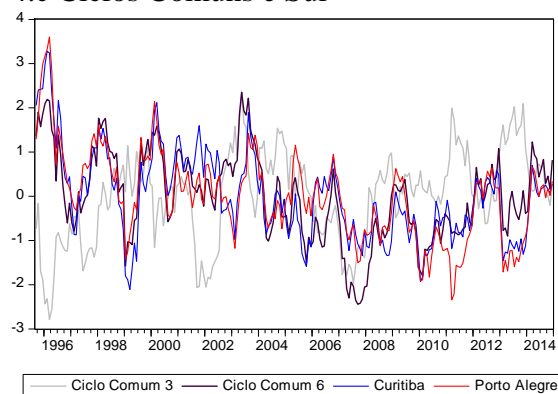
4.a Ciclos Comuns e Sudeste



4.b Ciclos Comuns e Nordeste



4.c Ciclos Comuns e Sul



Fonte: Elaborado pelo Autor.

Assim como na análise das tendências comuns e individuais, os ciclos comuns e ciclos individuais possuem um padrão temporal similar. O ciclo comum #6 apresenta média semelhante e volatilidade menor se comparada aos ciclos individuais. Analisando os valores extremos destaca-se a região metropolitana de Belo Horizonte, com o segundo maior valor máximo da amostra (10,34%) e o valor mínimo mais acentuado (-3,35%), bem como o maior nível de volatilidade (2,30).

Tabela 8. Estatística Descritiva dos Ciclos

Métrica	Comum 3	Comum 6	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Média	0.403	1.901	2.134	2.793	1.653	2.452	1.631	3.127	1.280	1.641
Máximo	2.822	4.223	10.336	8.178	6.033	8.785	7.714	10.950	7.726	8.923
Mínimo	-2.507	-0.508	-3.536	-0.670	-1.596	-1.664	-4.039	-0.771	-3.045	-2.486
D. Padrão	1.043	0.986	2.303	1.641	1.177	1.758	2.013	2.246	1.907	2.054

Fonte: Elaborado pelo Autor

É possível visualizar maiores detalhes desses componentes cíclicos ao utilizar a análise de correlação cruzada de forma a avaliar a relação mútua entre as variáveis.

Tabela 9. Correlação entre os ciclos individuais e comuns

Ciclos	Comum 3	Comum 6	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
Comum 3	1,000									
Comum 6	0,023	1,000								
BH	-0,613	0,388	1,000							
CUR	-0,489	0,785	0,687	1,000						
FOR	-0,278	0,626	0,836	0,683	1,000					
POA	-0,484	0,772	0,750	0,867	0,626	1,000				
REC	-0,550	0,421	0,923	0,647	0,858	0,693	1,000			
RJ	-0,535	0,766	0,838	0,892	0,873	0,887	0,847	1,000		
SAL	-0,775	0,371	0,903	0,725	0,820	0,662	0,872	0,872	1,000	
SP	-0,732	0,499	0,926	0,768	0,821	0,809	0,933	0,935	0,957	1,000

Fonte: Elaborado pelo Autor.

De acordo com a tabela 9 o ciclo comum #3 se relaciona de forma negativa com os ciclos individuais – sendo correlacionado de forma forte com os ciclos de Salvador e São Paulo – enquanto o ciclo comum #6 se relaciona de forma positiva com os ciclos individuais (fortemente correlacionado com os ciclos de Curitiba, Porto Alegre e Rio de Janeiro). Tal comportamento indica que os movimentos transitórios causados pelos ciclos comuns nos ciclos individuais ocorrem na mesma direção, diferindo apenas em intensidade. Já a correlação entre os ciclos individuais oscila entre 0,626 e 0,957.

Devido às altas correlações entre o ciclo comum 1 e os ciclos individuais, o teste de causalidade de Granger se torna uma ferramenta interessante para verificar a capacidade preditiva dos ciclos individuais entre si e a importância dos ciclos comuns #3 e #6 na previsão dos ciclos individuais.

Tabela 10. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais. b

Causalidade	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
BH		0,029*	0,278	0,004*	0,040*	0,126	0,689	0,827
CUR	0,117		0,006*	0,999	0,093	0,027*	0,083	0,092
FOR	0,440	0,009*		0,006*	0,829	0,003*	0,608	0,315
POA	0,063	0,259	0,021*		0,020*	0,034*	0,071	0,048*
REC	0,552	0,033*	0,471	0,013*		0,096	0,770	0,365
RJ	0,339	0,310	0,006*	0,023*	0,070		0,205	0,375
SAL	0,93	0,084	0,075	0,012*	0,198	0,185		0,285
SP	0,548	0,092	0,043*	0,010*	0,035*	0,393	0,176	

Fonte: Elaborado pelo Autor. Teste de Causalidade com uma defasagem. b Tabela reporta o p-valor do teste *significância de 5%.

A análise do teste de causalidade entre os ciclos individuais sugere uma hipótese de contágio, com o ciclo de Belo Horizonte causando os ciclos da Região Sul, não sendo previsto por nenhum das duas regiões metropolitanas. Os choques de Porto Alegre são previstos por todos os ciclos individuais, a exceção do ciclo de Curitiba. Destaca-se também que, assim como o ciclo de Belo Horizonte, o ciclo de Salvador não é previsto por nenhum dos ciclos individuais.

Tabela 11. Causalidade de Granger entre os ciclos individuais e comuns. b

Causalidade	BH	CUR	FOR	POA	REC	RJ	SAL	SP
C. Comum 3 > C. Individual	0,051	0,876	0,061	0,437	0,231	0,462	0,453	0,733
C. Individual > C. Comum 3	0,067	0,294	0,153	0,148	0,060	0,162	0,188	0,087
C. Comum 6 > C. Individual	0,287	0,324	0,122	0,601	0,260	0,260	0,274	0,292
C. Individual > C. Comum 6	0,006*	0,925	0,001*	0,818	0,008*	0,054	0,049*	0,067

Fonte: Elaborado pelo Autor. Teste de Causalidade com um lag de defasagem. b Tabela reporta o p-valor do teste *significância de 5%.

Conforme a tabela 11, nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo comum #3, bem como o ciclo comum #3 não é capaz de prever nenhum dos ciclos individuais. Já em relação ao ciclo

comum #6, observa-se que os ciclos individuais da Região Nordeste e de Belo Horizonte aparecem como os únicos capazes de prever o ciclo comum #6.

Tal resultado corrobora com a hipótese de contágio do ciclo de Belo Horizonte em direção aos ciclos da região Sul, visto que o ciclo comum #6 apresenta fortes níveis de correlação com as regiões metropolitanas de Curitiba e Porto Alegre.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi caracterizar os relacionamentos de curto e de longo prazo entre as taxas de inflação das capitais, incluindo as regiões metropolitanas, da Bahia, Ceará, Minas Gerais, Pernambuco, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e São Paulo no período de outubro de 1995 a dezembro de 2014; ou seja, avaliar se as principais regiões metropolitanas do Brasil compartilham de tendências e ciclos comuns em termos de dinâmica inflacionária.

A análise mostrou que, mesmo na presença de uma quebra estrutural em outubro de 2003, as séries temporais das regiões metropolitanas são cointegradas, compartilhando de duas relações de equilíbrio de longo prazo. Os sinais dos coeficientes das elasticidades de longo prazo das séries foram consistentes, demonstrando que uma alteração permanente e positiva na taxa de inflação de uma dada região tem efeitos permanentes e positivos sobre os demais.

Assim, em termos de estratégia e condução de política monetária, o fato das regiões compartilharem de tendências estocásticas comuns sugere que as políticas monetárias implantadas exercem efeitos permanentes nas taxas de inflação de todas as regiões metropolitanas estudadas.

Em termos de dinâmica de curto prazo, viu-se que as regiões da amostra compartilham de seis ciclos comuns. A análise de correlação apontou, ainda, que existe uma associação linear positiva entre os ciclos das diferentes regiões metropolitanas do Brasil, oscilando de 0,626 até 0,957.

Em relação à dinâmica dos ciclos individuais, o teste de causalidade apurou que o ciclo de Belo Horizonte causa, no sentido de Granger, os ciclos da Região Sul a um nível de significância de 5%, indicando a possibilidade de contágio da dinâmica de curto prazo do ciclo de Belo Horizonte em direção aos ciclos da Região Sul. Verificou-se também que nenhum dos ciclos individuais foi capaz de prever o ciclo comum #3, bem como o ciclo comum #3 não foi capaz de prever nenhum dos ciclos individuais. Já os ciclos individuais da Região Nordeste e de Belo Horizonte possuem uma relação de precedência temporal em relação a dinâmica do ciclo comum #6.

Dessa forma, a capacidade preditiva do ciclo de Belo Horizonte em relação ao ciclo comum #6 corrobora com a hipótese de contágio do ciclo de Belo Horizonte em direção aos ciclos da região Sul, uma vez que o ciclo comum #6 se apresenta fortemente conectado com as regiões metropolitanas de Curitiba e Porto Alegre.

A intuição destes resultados é que as fortes semelhanças nos ciclos das taxas de inflação de diferentes regiões metropolitanas tendem a auxiliar o balizamento de estratégias de políticas monetárias que tragam resultados efetivos para a estabilização inflacionária em todas as regiões do país estudadas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANERJEE, ANINDYA, ROBIN L. LUMSDAINE, AND JAMES H. STOCK (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence, **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, 271–287.

BAXTER, M., KING, R. G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. **The Review of Economics and Statistics**, v. 81 (4), p. 575–593, 1999.

BECK, G., HUBRICH, K., MARCELLINO, M. Regional Inflation Dynamics within and across Euro Area Countries and Comparison with the US. **Economic Policy**, v.24, p.141-184, 2009.

- BEVERIDGE, S., NELSON, C. R. A. New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, p. 151-174, 1981.
- BLONIGEN, B.A., PIGER, J., Sly, N. Comovement in GDP Trends and Cycles among Trading Partners. **Nber Working Paper Series**, Working Paper 18032, 2012.
- CARLINO, G., SILL, K. Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v.83(3), p.446-456, 2001.
- CERRO, A.M., PINEDA, J. Do common cycles exist in Latin American countries? **Latin American Research Abstracts**, No. 17, 2002.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J., STOCK, J.H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root', **Econometrica**, v.64, p.813-836, 1996.
- ENGLE, R.F., KOZICKI, S. Testing for Common Features. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.11, p.369-380, 1993.
- GALÍ, J., GERLTER, M. European Inflation Dynamics. **Journal of Monetary Economics**, v.44, p.195-222, 1999.
- GERARD, H. Co-movement in Inflation. **Research Discussion Paper**, 2012.
- GILES, D.E., GODWIN, R.T. Testing for Multivariate Cointegration in the Presence of Structural Breaks: p-values and critical values. **Applied Economics Letters**, v.19, p.1561-1565, 2012.
- GONZALO, J., GRANGER, C.W.J. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. **Journal of Business and Economics Statistics**, v.33, p.27-35, 1995.
- GUTIERREZ, C. E. C., GOMES, F. A. R. Evidence on common feature and business cycle synchronization in mercosur. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, p.37-58, 2009.
- HAIRAULT, J.O; PORTIER, F. Money, New-Keynesian Macroeconomics and the Business Cycle. **European Economic Review**, v.37, p.1533-1568, 1993.
- HECQ. A. Common Cycles and Common Trends in Latin America. **Medium Econometrische Toepassingen**, Vol. 10, p.20-25, 2002.
- HODRICK, R., PRESCOTT, E. Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Working Paper, Carnegie-Mellon, University**, 1981. Reimpresso em **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, No. 1, 1997.
- ISSLER, J. V.; VAHID, F.. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. **Journal of Monetary Economics**. v. 47, n. 3, p. 449-475, 2001.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p.231-254, 1988.
- JOHANSEN, S., MOSCONI, R., NIELSEN, B. Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. **Econometrics Journal**, v.3, p.216-249, 2000.

- MANKIW, N.G. Real Cicle Business: A New-Keynesian Perspective, **Journal of Economic Perspectives**, v. 3, no. 3, p.79-90, 1989.
- MANOPIMOKE, P. Hong Kong Inflation Dynamics: Trend and Cycle Relationships with the U.S. and China. **HKIRM Working Paper**, n.23, 2012.
- MILLS, T.C; HOLMES, T.M. Common trends and cycles in European industrial production: Exchange rate regimes and economic convergence. **Manchester School**, v.67, p.557-587, 1999.
- PERRON, PIERRE (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, **Econometrica**, 57, 1361-1401.
- PERRON, PIERRE AND TIMOTHY J. VOGELSANG (1992a). Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity, **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, 301–320.
- PERRON, PIERRE AND TIMOTHY J. VOGELSANG (1992b). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions, **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, 467–470.
- SHAOPING, W., XIAOTAO, S. Codependent Cycles of Chinese Inflation. **Social Sciences in China**, v.35, n.4, p.31-45, 2014.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Testing for Common Trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.
- WARNE, A.. A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference. **University of Stockholm, Seminar Paper**, no. 555, 1993.
- WARNE, A., Estimation and Testing for Common Cycles. 2008. Disponível em: <http://mx1.www.texlips.net/download/common-cycles.pdf>
- VAHID, F.; ENGLE, R.F. Common Trends and Common Cycles, **Journal of Applied Econometrics**, v.8, p.341-360, 1993.
- VOGELSANG, TIMOTHY J. AND PIERRE PERRON (1998). Additional Test for Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time, **International Economic Review**, 39, 1073–1100.
- ZIVOT, E., ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, **Journal of Business and Economic Statistics**, v.10, p.251-270, 1992.