

Uma investigação sobre a sincronia entre os movimentos do coeficiente de penetração de importações, do consumo e do investimento no Brasil no período 1997-2015

Clarissa Black¹

Área 9 – Economia Industrial e da Tecnologia

Resumo

Nos anos 1990 e 2000, o aumento do coeficiente de penetração de importações (CPI) no Brasil está relacionado, em muitos estudos, à desindustrialização e à doença holandesa, enquanto a queda desse coeficiente em 2015 seria uma evidência de um suposto movimento de substituição de importações. Por outro lado, a hipótese adotada neste trabalho é alternativa ao considerar a possibilidade das variações do CPI estarem relacionadas, principalmente, à dinâmica do PIB, tomando como base as características estruturais do arranjo produtivo brasileiro, especialmente as lacunas presentes na produção doméstica de bens intermediários e de capital. Assim, considera-se que o CPI apresenta um padrão pró-cíclico. Diante disso, este artigo tem como objetivo estudar as características dinâmicas e os movimentos conjuntos do CPI da indústria de transformação, do investimento e do consumo no Brasil no intervalo 1997-2015. Para atender a esse propósito, este trabalho decompõe as séries do CPI, do investimento e do consumo em componentes não observáveis, como o nível, a inclinação e o ciclo através do filtro de Kalman em um modelo multivariado do tipo *Seemingly Unrelated Time Series Equations* (SUTSE). Nesse modelo, a análise da matriz de covariância dos erros dos estados permite inferir a cerca da correlação entre as variáveis. As principais conclusões deste estudo sinalizam para uma elevada relação na inclinação do CPI, do investimento e do consumo. No teste de componentes comuns, foi encontrada uma inclinação comum às três séries, o que significa que suas primeiras diferenças são cointegradas. Quanto ao ciclo, a relação mais relevante ocorre entre o CPI e o investimento. Dessa forma, aumentos ou reduções na parcela das importações no consumo aparente, medida pelo CPI, não são condições suficientes para comprovar, respectivamente, movimentos de desindustrialização e de substituição de importações.

Palavras-Chave: coeficiente de penetração de importações, modelos em espaço de estado.

Abstract

In 1990 and 2000, the import penetration ratio (IPR) increased in Brazil and this is related, in many studies, to the deindustrialization and the Dutch disease, while the drop in this ratio in 2015 would be evidence of an import substitution movement. On the other hand, the hypothesis adopted in this work consider that the variations in the IPR are mainly related to the dynamics of GDP, based on the structural characteristics of the Brazilian productive arrangement, especially the gaps present in the domestic production of intermediate goods and capital. Thus, it is considered that IPR presents a pro-cyclical pattern. Thus, this article aims to study the dynamic characteristics and joint movements of the IPR in the manufacturing industry, investment and consumption in Brazil in the period 1997-2015. To fulfill this purpose, this paper decomposes the IPR, investment and consumption in unobservable components, such as level, slope and cycle through the Kalman filter in a *Seemingly Unrelated Time Series Equations* (SUTSE) multivariate model. The analysis of the error covariance matrix of the state estimate allows us to infer about the correlation between the variables. The main findings of this study show a high correlation between the CPI, investment and consumption slope. In the test of common components, a common slope was found, which means that the first differences of the series are cointegrated. About the cycle, the most important relationship is between the CPI and investment. Thus, increases or decreases in the share of imports in apparent consumption, measured by the CPI, are not sufficient conditions to prove, respectively, a deindustrialization movement and import substitutions.

Key-words: import penetration ratio, state space models.

JEL: F10, L60.

¹ Doutoranda em Economia na Universidade Federal do Rio Grande do Sul e Pesquisadora da FEE.

1. Introdução

Desde a abertura comercial no Brasil nos anos 1990, o aumento da participação das importações no consumo aparente, a qual é mensurada pelo coeficiente de penetração de importações (CPI)², tem causado preocupação para muitos economistas e associações industriais. O CPI, que estava na casa dos 10%³ na segunda década dos anos 1990, mais do que dobrou ao longo dos anos 2000. Isso motivou diversos estudos, os quais buscavam encontrar as razões para a elevação das importações, e, consequentemente, prescrever as medidas necessárias para contê-las.

Para alguns, a razão estaria na baixa produtividade da indústria (BONELLI; PINHEIRO, 2012; FALEIROS; SILVA; NAKAGUMA, 2016) alicerçada pela má qualidade da infraestrutura, pelo elevado custo do trabalho e pelo baixo nível educacional, por exemplo. Para outros, o principal motivo seria a valorização cambial, como consequência da doença holandesa (BRESSER-PEREIRA, 2009). Assim, o aumento da participação das importações no consumo aparente seria uma evidência da desindustrialização no Brasil (CANO, 2012; MARCONI; BARBI, 2010).

Em contrapartida, a redução do CPI em 2015 tem sido apontada como evidência para um suposto movimento de substituição de importações (SI) no Brasil (COSTA; BARBOSA, 2015; IEDI 2016a, IEDI 2016b). Porém, a queda do CPI no contexto da crise internacional de 2008-2009 adiciona incertezas à hipotética relação entre queda no CPI e movimentos de SI. Da mesma forma, há razões para duvidar que o aumento do CPI, necessariamente, seja um reflexo da desindustrialização do Brasil. Nesse sentido, Levy e Serra (2002) sugerem precaução na interpretação das variações do CPI, haja vista seu caráter pró-cíclico, em meio ao debate sobre SI que também ocorreu no final dos anos 1990 e início dos anos 2000 no Brasil (FRANCO; BAUMANN, 2005; FLIEGESPAN, 2005).

Diante disso e ao tomar como base as características estruturais do arranjo produtivo brasileiro, especialmente as lacunas presentes na produção doméstica de bens intermediários e de capital, considera-se a possibilidade das variações do CPI estarem relacionadas, principalmente, à dinâmica do PIB, ou seja, adota-se a hipótese de um padrão pró-cíclico para o CPI. Frente a isso, o objetivo principal deste artigo é verificar a ocorrência de movimentos conjuntos do CPI da indústria de transformação com a formação bruta de capital fixo e o consumo das famílias no Brasil.

Para isso, este artigo dispõe de mais seis seções além desta introdução. Na seção dois são apresentadas algumas características da estrutura produtiva brasileira. A terceira seção discute os modelos estruturais de séries de tempo – o modelo univariado e o modelo multivariado do tipo *Seemingly Unrelated Time Series Equations* (SUTSE) – os quais decompõem as séries em componentes não observáveis, como o nível, a inclinação e o ciclo através do filtro de Kalman. A quarta seção apresenta o método de construção do CPI, enquanto a quinta parte descreve a fonte para os dados que compõem a amostra selecionada. A seção seis apresenta e discute os resultados empíricos, enquanto a sétima e oitava seção reportam as considerações finais e as referências bibliográficas consultadas, respectivamente.

2. Características estruturais da produção industrial brasileira

O arranjo produtivo brasileiro é caracterizado por uma série de lacunas, as quais refletem seus problemas estruturais e, como consequência, sua dependência em relação às importações, especialmente aquelas de maior conteúdo tecnológico. Nesse sentido, ao observar a estrutura da produção industrial é plausível reconhecer a presença de deficiências de oferta em importantes setores estratégicos. Conforme Santos et al (2015), essas lacunas estariam presentes, principalmente, na produção de bens intermediários, o que se reflete em uma elevada parcela desse grupo de produtos nas importações totais.

Segundo os autores, os principais bens intermediários importados pelo Brasil são partes e peças para veículos; componentes eletrônicos; compostos químicos não petroquímicos ou carboquímicos; resinas, elastômeros e fibras artificiais e sintéticas; e adubos, fertilizantes e corretivos do solo. Vale ressaltar que, os primeiros estão incorporados nas cadeias globais de valor (SANTOS ET AL, 2015; DE NEGRI, 2010), as quais tendem a diminuir a elasticidade câmbio-comércio (IMF, 2015), enquanto os

² Coeficiente de penetração de importações = $\frac{\text{importações}}{\text{produção} + \text{importações} - \text{exportações}}$

³ Detalhes sobre o cálculo desse indicador são apresentados na seção quatro.

demais apresentam históricas e marcadas carências na oferta doméstica (SANTOS ET AL, 2015; BASTOS; COSTA, 2011).

Assim, variações nas importações desses bens parecem estar relacionadas, primordialmente, à dinâmica da produção industrial. Por outro lado, a possibilidade de substituição dessas importações por produção local exigiria decisões estratégicas de mudança estrutural e de aprimoramento tecnológico, mais do que variações de curto prazo na taxa de câmbio. Esse retrato da produção doméstica de bens intermediários se reflete em uma baixa elasticidade-câmbio das importações e, conseqüentemente, em uma elevada elasticidade-renda, tanto das importações de bens intermediários quanto das importações totais (SANTOS ET AL, 2015).

Isso porque os bens intermediários têm uma elevada participação das importações totais de bens, na casa dos 57,1%, conforme dados da Funcex (2016). Ao considerar também os bens de capital, os quais também têm elevada parcela de componentes importados, essa participação atinge 72,2%, tomando como base o ano de 2015.

Nesse sentido, o estudo de FEVEREIRO (2016), ao separar as importações de intermediários entre os diferentes componentes da demanda, conclui que a formação bruta de capital fixo tem o maior conteúdo importado (0,217), seguido pelas exportações (0,136), consumo das famílias (0,113) e gastos do governo (0,04), conforme cálculos do autor para o ano de 2015, a preços do ano anterior.

Por sua vez, ao calcular o quanto das importações totais de bens finais e de intermediários é atribuído a cada componente da demanda, o consumo das famílias aparece em primeiro lugar como principal destino das importações, em média 48,1% das importações totais no intervalo 2000-2015. Ou seja, quase metade de tudo o que é importado, seja de bens finais importados, seja de bens intermediários utilizados na produção doméstica, tem como principal fonte de demanda o consumo das famílias. Na sequência segue a formação bruta de capital fixo (31,1%) e as exportações (15,2%) (FEVEREIRO, 2016).

Diante do elevado conteúdo importado do investimento, das lacunas presentes principalmente na produção doméstica de bens intermediários e do fato das importações totais ter como principal destino o consumo das famílias, este estudo procurou relacionar o CPI da indústria de transformação brasileira à formação bruta de capital fixo e ao consumo das famílias, no que tange aos seus componentes não observáveis, quais sejam, o nível, a inclinação e o ciclo. Isso é possível em modelos estruturais de séries de tempo, os quais são colocados em formato de espaço de estado para a aplicação do filtro de Kalman. Esse é o assunto da próxima seção.

3. Modelo estrutural de séries de tempo

Nessa seção teórica e metodológica, inicialmente são discutidos os modelos univariados e na sequência segue o modelo multivariado SUTSE e de componentes comuns. A quarta parte introduz os efeitos de intervenção nos modelos, enquanto a quinta subseção discute o filtro de Kalman e os algoritmos de suavização.

3.1 Modelo univariado

Conforme Harvey (1989), a construção de um modelo estrutural é baseada no pressuposto de que uma série de tempo pode ser decomposta em elementos não observáveis, tais como a tendência (nível mais inclinação), o ciclo, a sazonalidade e o componente irregular. Desta forma, ao mesmo tempo em que essa modelagem resgata a ideia intuitiva presente nos modelos *ad hoc* de Holt (1957) e Winters (1960), ele preserva a base estatística presente nos modelos Arima de Box e Jenkins (1976). Vale lembrar ainda, que esse tipo de modelo permite que os coeficientes variem no tempo (e não apenas as variáveis), de modo a deixá-lo ainda mais realista.

Dada a premissa de que as séries de tempo, em geral, crescem ao mesmo tempo em que flutuam, optou-se pelo modelo de tendência linear local com adição do componente cíclico (*trend plus cycle*), dentre os diferentes modelos estruturais propostos por Harvey (1989).

É importante observar que, o fato das séries tratadas nessa pesquisa estarem sazonalmente ajustadas dispensa a adição de um componente sazonal no modelo. Optou-se pela remoção prévia da sazonalidade, haja vista a possibilidade de complicações computacionais dadas pela simultaneidade de dois componentes com variação periódica no modelo.

As equações que fazem parte do modelo univariado de ciclo mais tendência são:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \quad (3)$$

$$\psi_t = \rho \cos \lambda_c \psi_{t-1} + \rho \sin \lambda_c \psi_{t-1}^* + k_t \quad (4)$$

$$\psi_t^* = -\rho \sin \lambda_c \psi_{t-1} + \rho \cos \lambda_c \psi_{t-1}^* + k_t^* \quad (5)$$

Na primeira equação, μ_t é a tendência, ψ_t é o componente cíclico enquanto ε_t é o componente irregular. Na segunda equação a tendência é formada por um nível μ_{t-1} , uma inclinação β_{t-1} e o erro η_t . A equação (3) coloca a inclinação β_t como função de um termo auto-regressivo e de um distúrbio ζ_t . Cumprir notar que ε_t , η_t , ζ_t são normais, independentes (não auto-correlacionados serialmente) e identicamente distribuídos (com variância homocedástica).

Quando σ_η^2 e σ_ζ^2 são diferentes de zero, o nível e a inclinação se tornam estocásticos. Nakstad (2006) observa que, do ponto de vista prático, o modelo de tendência estocástica costuma apresentar um bom ajuste, no entanto, dada a flexibilidade do nível em se ajustar aos dados, sobra pouco espaço para o movimento cíclico explicar as variações no modelo. Relacionado a isto estão as dificuldades quanto à previsibilidade desse tipo de modelo. Desta forma, pode-se estabelecer uma espécie de *trade-off* entre ajuste *versus* previsibilidade, implicada na definição de modelos de tendência (nível e inclinação) estocástica ou de nível determinístico e inclinação estocástica.

Por outro lado, quando $\sigma_\eta^2 = 0$ e $\sigma_\zeta^2 \neq 0^4$, o nível se torna determinístico, enquanto a inclinação permanece estocástica. Segundo Carvalho e Harvey (2005), a imposição da primeira restrição torna o modelo mais parcimonioso e facilita a separação entre as flutuações cíclicas de curto prazo, da tendência de longo prazo. O modelo com essas características é chamado de modelo de tendência suavizada com ciclo, e pode ser reescrito da seguinte forma: $\Delta^2 \mu_t = \zeta_{t-1}$.

Por sua vez, quanto ao componente cíclico, ψ_t^* aparece por construção e os termos k_t^* e k_t são distúrbios ruído branco, mutuamente independentes, com média zero e variância comum σ_k^2 . Cabe ressaltar que ε_t , η_t , ζ_t , k_t^* e k_t não apresentam correlação entre si.

Já o componente ψ_t tem período igual a $2\pi/\lambda_c$ e frequência λ_c em radianos, com a seguinte restrição: $0 < \lambda_c < \pi$. Ao relaxar essa restrição, ou seja, quando $\lambda_c = 0$ ou π , as duas últimas expressões do modelo acima podem ser reduzidas a um processo autorregressivo de primeira ordem⁵.

Quando $1 > \rho \geq 0$, ψ_t é estacionário, com média zero, variância $\sigma_\psi^2 = \sigma_k^2/(1 - \rho^2)$ e função de autocorrelação $\rho(\tau) = \rho^\tau \cos \lambda_c \tau$, para $\tau = 0, 1, 2, \dots$ haja vista a condição para o vetor inicial $(\psi_0 \psi_0^*)'$, o qual tem média igual a zero e matriz de covariância igual a $\sigma_\psi^2 I$. Por outro lado, quando $\rho = 1$, a amplitude do ciclo se torna maior, ao mesmo tempo em que há ausência de restrições para a dinâmica do ciclo.

3.2 Modelo multivariado SUTSE

O modelo apresentado de (1) a (5) pode ser facilmente estendido para o contexto multivariado, o que o torna um instrumental ainda mais interessante. Um sistema SUTSE é formado por N séries de tempo e, para cada série é estimado um modelo univariado. A relação contemporânea entre essas variáveis é verificada nos elementos dispostos fora da diagonal principal das matrizes de covariâncias dos erros, especialmente os elementos dispostos acima da diagonal principal. Harvey (1989) ressalta que a possibilidade de correlação entre as diferentes séries não implica necessariamente causalidade, mas sim, que o componente não observável das N variáveis é influenciado pelas mesmas circunstâncias.

Nesse modelo, a variável y_t é um vetor $N \times I$, para o caso de N séries de tempo. O mesmo é válido para μ_t , β_t , ψ_t , ε_t , η_t , ζ_t , k_t e k_t^* :

⁴ Na situação inversa, na qual $\sigma_\eta^2 \neq 0$ e $\sigma_\zeta^2 = 0$, o modelo se transforma em um passeio aleatório com *drift*.

⁵ Isso porque o seno de π é igual um, o cosseno de π é igual à zero, o seno de zero é igual a zero e o cosseno de zero é igual a um.

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\psi}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID(0, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon), t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

$$\boldsymbol{\mu}_t = \boldsymbol{\mu}_{t-1} + \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\eta}_t \quad \boldsymbol{\eta}_t \sim NID(0, \boldsymbol{\Sigma}_\eta) \quad (7)$$

$$\boldsymbol{\beta}_t = \boldsymbol{\beta}_{t-1} + \boldsymbol{\zeta}_t \quad \boldsymbol{\zeta}_t \sim NID(0, \boldsymbol{\Sigma}_\zeta) \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{\psi}_t \\ \boldsymbol{\psi}_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \otimes \mathbf{I}_N \begin{bmatrix} \boldsymbol{\psi}_{t-1} \\ \boldsymbol{\psi}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{k}_t \\ \mathbf{k}_t^* \end{bmatrix} \quad (9)^6$$

$$E(\mathbf{k}_t \mathbf{k}_t') = E(\mathbf{k}_t^* \mathbf{k}_t^{*'}) = \boldsymbol{\Sigma}_k, \quad E(\mathbf{k}_t \mathbf{k}_t^{*'}) = 0 \quad (10)$$

$\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon$, $\boldsymbol{\Sigma}_\eta$, $\boldsymbol{\Sigma}_\zeta$ e $\boldsymbol{\Sigma}_k$ são matrizes de covariância $N \times N$ positivas e semi-definidas, para garantir a condição de invertibilidade. Na diagonal principal dessas matrizes estão as variâncias, na parte triangular superior estão as correlações contemporâneas entre os distúrbios das N séries de tempo, enquanto a parte triangular inferior reporta as covariâncias⁷.

Assim como no modelo univariado, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, $\boldsymbol{\eta}_t$, $\boldsymbol{\zeta}_t$, \mathbf{k}_t^* e \mathbf{k}_t não são correlacionados entre si e o modelo de tendência suavizada é obtido quando $\boldsymbol{\Sigma}_\eta = \mathbf{0}$ e $\boldsymbol{\Sigma}_\zeta \neq \mathbf{0}$ (CARVALHO; HARVEY, 2005; HARVEY, 1989). A equação (9) compõe o chamado modelo de ciclo similar (HARVEY; KOOPMAN, 1997). Vale ressaltar que o fator de amortecimento ρ e a frequência λ_c são iguais para todas as N séries de tempo, o que faz com que os seus ciclos estejam centralizados no mesmo período e tenham a mesma duração.

3.3. Modelo multivariado de componentes comuns

O modelo de componentes similares difere do modelo de componentes comuns. Conforme Moauro e Savio (2005), fatores comuns podem ser obtidos no nível, na inclinação no ciclo, na sazonalidade ou no componente irregular, por meio da imposição de uma restrição de ausência de posto completo nas respectivas matrizes de covariâncias $\boldsymbol{\Sigma}_h$, para $h = \boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\eta}_t, \boldsymbol{\zeta}_t, \mathbf{k}_t$. Para isso, torna-se funcional a decomposição da matriz $\boldsymbol{\Sigma}_h$ em $\boldsymbol{\Theta}_h \mathbf{D}_h \boldsymbol{\Theta}_h'$, na qual $\boldsymbol{\Theta}_h$ é a matriz de autovetores de $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_h$ triangular inferior com o número um na diagonal principal, enquanto \mathbf{D}_h representa uma matriz diagonal de autovalores de $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}_h$. Dessa forma, em um modelo com r restrições comuns em cada componente h , há redução da dimensão da matriz \mathbf{D}_h para $(N - r)$, enquanto $\boldsymbol{\Theta}_h$ passa a ter dimensão $(N \times (N - r))$.

Na situação $\boldsymbol{\Sigma}_\eta \neq \mathbf{0}$ e $\boldsymbol{\Sigma}_\zeta = \mathbf{0}$, por vezes citada, a ausência de posto completo na matriz $\boldsymbol{\Sigma}_\eta$ implica em tendência comum, a partir da qual se conclui que as séries são cointegradas, nos termos propostos por Engle e Granger (1987). Por outro lado, no modelo de tendência suavizada com ciclo, caracterizado por $\boldsymbol{\Sigma}_\eta = \mathbf{0}$ e $\boldsymbol{\Sigma}_\zeta \neq \mathbf{0}$, a presença de inclinação comum tem o significado de que as primeiras diferenças das séries cointegram, ou seja, as séries são cointegradas de ordem (2,1) (HARVEY, 2006).

3.4 Intervenção

Os modelos (1) e (6) podem ser estendidos para considerar a possibilidade de mudanças estruturais nas séries, na forma de uma mudança permanente no nível da série, na inclinação ou ainda a possibilidade de um “impulso”, no qual a série muda bruscamente no instante da intervenção, mas retorna rapidamente ao seu estado anterior (COMMANDEUR; KOOPMAN, 2007).

No caso univariado, acrescenta-se no modelo (1) o componente δw_t , no qual w_t é uma variável *dummy* que assume valor zero ou um:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \delta w_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T \quad (11)$$

Segundo Durbin e Koopman (2012), o coeficiente δ invariante no tempo pode ser incluído no vetor de estados, configurando seu respectivo erro para igualar a zero dentro do vetor de erros dos estados. No contexto multivariado, Harvey e Koopman (1997) incluem o termo $\boldsymbol{\Lambda} w_t$ no modelo (6):

⁶ \otimes é o produto de Kronecker.

⁷ Um caso especial, segundo Harvey (1989) é o chamado modelo homogêneo, no qual as matrizes de covariância são proporcionais. Essa restrição implica que as séries têm a mesma função de autocorrelação no modelo estacionário.

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\psi}_t + \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{w}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID(0, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon), t = 1, \dots, T. \quad (12)$$

No qual \mathbf{w}_t é um vetor de intervenções. Observa-se que alguns elementos da matriz de coeficientes $\boldsymbol{\Lambda}$ podem ser igualados a zero, de modo a excluir algumas variáveis dos efeitos das intervenções.

3.5 Filtro de Kalman e suavização

O método para estimação dos parâmetros e dos chamados hiperparâmetros (variâncias do termo irregular e dos erros do vetor de estados) é a aplicação do filtro de Kalman, um algoritmo recursivo e, ao mesmo tempo, “racional”, pelo fato do algoritmo “aprender” com os próprios erros (CUTHBERTSON; HALL; TAYLOR, 1992). O filtro é aplicado em dois passos, através de equações de previsão e de atualização, com base em todas as observações passadas e presentes.

Para isso, o modelo precisa ser colocado no formato de espaço de estado, o qual é composto pela equação de medida, ou equação observada (13) e pela equação de transição (14), também chamada de equação de sistema ou ainda equação dos estados:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{Z}_t \boldsymbol{\alpha}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim NID(0, \mathbf{H}_t) \quad (13)$$

$$\boldsymbol{\alpha}_{t+1} = \mathbf{T}_t \boldsymbol{\alpha}_t + \mathbf{R}_t \boldsymbol{\eta}_t \quad \boldsymbol{\eta}_t \sim NID(0, \mathbf{Q}_t) \quad (14)$$

Na qual \mathbf{y}_t é um vetor observado $n \times 1$, enquanto $\boldsymbol{\alpha}_t$ é um vetor não observado $m \times 1$. Assume-se que os termos de erro $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ e $\boldsymbol{\eta}_t$ não são autocorrelacionados serialmente e são independentes entre si, em qualquer ponto do tempo. O vetor irregular $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ tem dimensão $n \times 1$, e corresponde a um distúrbio para cada série em \mathbf{y}_t e sua matriz de variância é \mathbf{H}_t , uma matriz $n \times n$.

O vetor de estados $\boldsymbol{\alpha}_t$ contém os componentes não observáveis do modelo e os efeitos fixos desconhecidos. A matriz \mathbf{Z}_t $n \times m$, por sua vez, faz a ligação do vetor de estados com o vetor observado, enquanto a matriz \mathbf{T}_t de ordem $m \times m$ é denominada matriz de transição. Já o vetor $\boldsymbol{\eta}_t$ $r \times 1$ contém os distúrbios do vetor de estados, o qual tem média zero e matriz de covariância dada por \mathbf{Q}_t de dimensão $r \times r$. Geralmente, $r = m$ e \mathbf{R}_t é uma matriz identidade (COMMANDEUR; KOOPMAN, 2007).

O filtro de Kalman aplicado em um modelo⁸ colocado em formato de espaço de estados é formado pelo seguinte conjunto de equações:

$$\mathbf{a}_{t/t-1} = \mathbf{T}_t \mathbf{a}_{t-1} \quad (15)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{t/t-1} = \mathbf{T}_t \boldsymbol{\Sigma}_{t-1} \mathbf{T}_t' + \mathbf{R}_t \mathbf{Q}_t \mathbf{R}_t' \quad (16)$$

$$\mathbf{a}_{t/t} = \mathbf{a}_{t/t-1} + \mathbf{K}_t [\mathbf{y}_t - \mathbf{Z}_t' \mathbf{a}_{t/t-1}] \quad (17)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{t/t} = \boldsymbol{\Sigma}_{t/t-1} - \boldsymbol{\Sigma}_{t/t-1} \mathbf{Z}_t' \mathbf{F}_t^{-1} \mathbf{Z}_t \boldsymbol{\Sigma}_{t/t-1} \quad (18)$$

As equações (15) e (16) são as equações de previsão, as quais fazem parte do primeiro passo do filtro⁹, sendo $\mathbf{a}_{t/t-1}$ o vetor de estados e $\boldsymbol{\Sigma}_{t/t-1}$ a matriz diagonal de variância do erro de estimação do estado ($\boldsymbol{\alpha}_t - \mathbf{a}_t$), ambos previstos em t com base na informação até $t - 1$. Por sua vez, (17) e (18) compõem o segundo passo do filtro, qual seja, a fase de atualização. Nesse caso, $\mathbf{a}_{t/t}$ e $\boldsymbol{\Sigma}_{t/t}$ são estimados com base nas informações passadas e presentes.

Na equação (18), o termo desconhecido até então é \mathbf{F}_t , o qual mensura a variância do erro de previsão um passo a frente, que é dado por:

$$\mathbf{F}_t = \mathbf{T}_t \boldsymbol{\Sigma}_{t/t-1} \mathbf{T}_t' + \mathbf{H}_t \quad (19)$$

⁸ Modelos Arima e modelos de regressão, dentre outros, também podem ser colocados em formato de espaço de estado e estimados pelo filtro de Kalman.

⁹ Uma questão relevante é quanto ao método de inicialização do filtro. Quando não há qualquer informação sobre o estado inicial, sugere-se uma inicialização difusa. Para mais detalhes, ver Durbin e Koopman (2012).

Por sua vez, o erro de previsão um passo a frente é dado por:

$$\mathbf{v}_t = \mathbf{y}_t - \mathbf{Z}_t' \mathbf{a}_{t/t-1} \quad (20)$$

Em (17), \mathbf{K}_t é denominado “ganho” de Kalman e o seu valor é proporcional à influência do erro de previsão em $t - 1$ no estado estimado no instante t . Portanto, quanto maior for \mathbf{K}_t , maior é o impacto do erro de previsão, dado pelo termo entre colchetes em (17), no próximo estado filtrado.

Conforme Commandeur e Koopman (2007), outra forma de interpretar \mathbf{K}_t tem base no equilíbrio de dois tipos de incerteza. Quando a incerteza do estado com base nas observações passadas é grande (pequeno) em relação à incerteza quanto à nova observação \mathbf{y}_t , então \mathbf{K}_t tende a um (zero), de forma a permitir que a nova observação \mathbf{y}_t tenha grande (pequena) influência no próximo estado. Por outro lado, na situação na qual há um equilíbrio entre as duas citadas incertezas, o valor atribuído à \mathbf{K}_t é 0,5. Isso porque \mathbf{K}_t é calculado como a razão entre a variância do erro de estimação do estado filtrado e a variância do erro de previsão um passo à frente, ou seja, $\mathbf{K}_t = \boldsymbol{\Sigma}_t / \mathbf{F}_t$.

É importante ressaltar que o erro de previsão e sua variância \mathbf{F}_t também são importantes na maximização da função de verossimilhança nos modelos em espaço de estados, para encontrar as estimativas dos hiperparâmetros:

$$\log L = \log p(\mathbf{Y}_T) = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log \mathbf{F}_t + \frac{\mathbf{v}_t^2}{\mathbf{F}_t}) \quad (21)$$

Desta forma, a maximização da verossimilhança ocorre quando há minimização dos erros de previsão \mathbf{v}_t e de suas variâncias \mathbf{F}_t . O objetivo é encontrar os parâmetros que ponderem as observações passadas de modo a encontrar a melhor previsão possível para a observação atual.

O resultado final, após a fase de previsão e de atualização é a série filtrada, a qual é utilizada caso o objetivo do estudo seja realizar previsão. Por outro lado, quando o intuito é analisar as características dinâmicas da série, sugere-se utilizar série suavizada $\hat{\mathbf{a}}_{t/T}$ a qual é obtida através da aplicação dos algoritmos de suavização na série filtrada, “no sentido para trás”, desde a última estimativa T até a primeira, ou seja, de $t = T, T - 1, T - 2, \dots, 1$. Assim, ao utilizar toda a informação disponível, a inferência se torna mais precisa. As equações de alisamento podem ser resumidas em:

$$\mathbf{a}_{t/T} = \mathbf{a}_t + \boldsymbol{\Sigma}_t^* (\mathbf{a}_{t+1/T} - \mathbf{T}_{t+1} \mathbf{a}_t) \quad (22)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{t/T} = \boldsymbol{\Sigma}_t + \boldsymbol{\Sigma}_t^* (\boldsymbol{\Sigma}_{t+1/T} - \boldsymbol{\Sigma}_{t+1/t}) \boldsymbol{\Sigma}_t^{*'} \quad (23)$$

Nas quais, $\boldsymbol{\Sigma}_t^* = \boldsymbol{\Sigma}_t \mathbf{T}_t' \boldsymbol{\Sigma}_{t+1/t}^{-1}$ para $t = T-1, T-2, T-3, \dots, 1$. Por vezes, a obtenção de estimativas suavizadas é denominada “extração de sinal”.

Por fim, o software utilizado para a estimação do modelo estrutural de componentes não observáveis através do filtro de Kalman é o Stamp, formulado por Koopman *et al* (2000). Antes de apresentar e discutir os resultados empíricos encontrados, a próxima seção demonstra a metodologia para o cálculo do CPI brasileiro, e a seção seguinte descreve as informações da amostra selecionada.

4. Cálculo do coeficiente de penetração de importações (CPI) para a indústria de transformação no Brasil

O CPI tem o objetivo de mensurar a participação das importações na produção industrial somada às importações descontado o valor das exportações. O seu resultado, portanto, é o percentual das importações sobre o consumo aparente, e representa um indicador do coeficiente importado pelo lado da oferta. Em termos matemáticos, o CPI do setor industrial k no trimestre j do ano t é dado pela seguinte expressão:

$$CPI_{k,t} = \frac{\text{Valor das importações}_{k,jt}}{\text{Valor da produção industrial}_{k,jt} + \text{Valor das importações}_{k,jt} - \text{Valor das exportações}_{k,jt}} \quad (24)$$

A Funcex (2016) calcula esse indicador trimestral a preços constantes de 2007 e de forma acumulada em quatro trimestres, desde o primeiro trimestre de 2007 atualizado até o terceiro trimestre de 2015, até o momento, para a indústria geral, extrativa, de transformação e para os setores conforme Classificação Nacional por Atividade Econômica - CNAE.

Como a amostra baseada nesses dados teria um tamanho muito reduzido, optou-se por construir um indicador para o período de 1997 a 2015, baseado na mesma metodologia da Funcex, conforme publicado em Confederação Nacional da Indústria - CNI (2014), com algumas pequenas modificações, sendo a principal delas, a apresentação do índice trimestral não acumulado em quatro trimestres. De acordo com a metodologia da Funcex (2016), procurou-se eliminar a influência das variações dos preços no CPI, ao considerar os valores das importações, da produção industrial e das exportações a preços constantes de 2007.

Para isso, calculou-se o valor das importações/exportações em reais a preços constantes de 2007 da seguinte forma:

$$V_{k,jt} = \frac{(V_{k,t=2007}) * e_{t=2007}}{4} \times \frac{Q_{k,jt}}{\bar{Q}_{k,t=2007}} \quad (25)$$

Na qual, $V_{k,jt}$ representa o valor das importações/exportações para a indústria k (neste estudo k é o agregado da indústria de transformação) no trimestre j do ano t , em reais e a preços constantes de 2007;

$V_{k,t=2007}$ é o valor das importações/exportações para a indústria k no ano de 2007. Para isso, efetuou-se a soma dos valores importados dos setores classificados conforme CNAE, desde o grupo de produtos alimentícios até o grupo de produtos não classificados, conforme dados da Funcex (2016).

$e_{t=2007}$ é a taxa de câmbio R\$/US\$ média de venda do ano de 2007;

$Q_{k,jt}$ é interpretado como o índice de volume das importações/exportações no trimestre j do ano t para a indústria de transformação. Como não se encontrou na base de dados da Funcex o índice de volume das importações/exportações de modo agregado para a indústria de transformação, foi realizado o seguinte cálculo:

$$Q_{k,jt} = \frac{\sum_{m=1}^3 \sum_{i=1}^{22} w_{i,mt} Q_{i,mt}}{3} \quad (26)$$

Nessa expressão, o segundo somatório se refere à soma do índice de volume importado/exportado do setor i no mês m do ano t dada por $Q_{i,mt}$, ponderada pela participação do valor importado/exportado do setor i no valor total das importações/exportações da indústria de transformação (exclusive o grupo de produtos não classificados) representado por $w_{i,mt}$, para o mês m do ano t .

Para encontrar o índice $Q_{k,jt}$ trimestral, calculou-se a média simples entre os três meses que compõem cada trimestre, representado na fórmula (26) pelo primeiro somatório e divisão por três.

Voltando à expressão (25), o último termo no denominador, $\bar{Q}_{k,t=2007}$, é dado pela soma dos índices calculados conforme (26) para os quatro trimestres de 2007 e efetuada a média simples entre eles.

Por sua vez, o valor da produção industrial trimestral a preços constantes de 2007, para o setor k , no trimestre j do ano t , foi calculado da seguinte forma:

$$VP_{k,jt} = \frac{VP_{k,t=2007}}{4} \times \frac{PF_{k,jt}}{\bar{PF}_{k,t=2007}} \quad (27)$$

No qual, $VP_{k,t=2007}$ é o valor da produção da indústria de transformação para o ano de 2007, conforme IBGE/PIA;

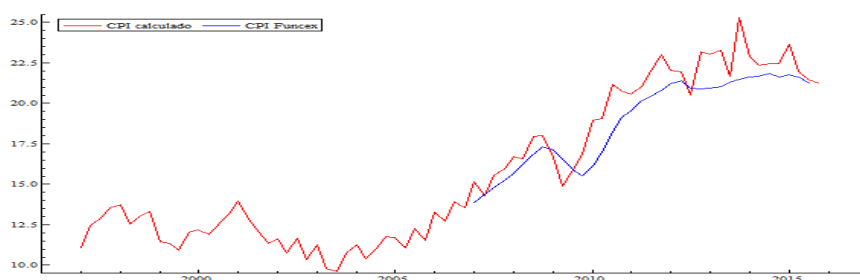
$PF_{k,jt}$ é o índice do volume da produção industrial trimestral conforme IBGE/SCT;

$\overline{PF}_{k,t=2007}$ é a média simples entre os quatro trimestres de 2007 do índice de volume da produção industrial trimestral;

Após calcular os valores a preços constantes de 2007 das importações, exportações e produção industrial conforme (25) e (27), é possível calcular a expressão (24) livre da influência das variações de preços no CPI.

O gráfico abaixo apresenta o CPI calculado para a indústria de transformação no Brasil, desde o primeiro trimestre de 1997 até o último de 2015, assim como o índice divulgado pela Funcex (2016), a partir de 2007 até o penúltimo trimestre de 2015. É possível verificar que a discrepância entre as séries é pequena, mas mesmo assim ela pode ser justificada, pois a Funcex (2016) calcula o índice de modo acumulado em quatro trimestres, o que fica evidenciado ao verificar que o CPI é mais suavizado em comparação com o índice calculado neste estudo, o qual considera o índice não acumulado.

Gráfico 1 – CPI da produção da indústria de transformação no Brasil – 1º trimestre de 1997 ao 4º trimestre de 2015



Fonte: Cálculos da autora e gráfico gerado no Stamp. Fonte dos dados brutos: Funcex (2016), Ipeadata (2016), IBGE/PIA (2016), IBGE/PIM-PF (2016), IBGE/SCT (2016).

Após a apresentação do modelo e do cálculo do CPI brasileiro, seguem no próximo item informações com relação aos dados que fazem parte da amostra selecionada neste estudo.

5. Descrição dos dados

A amostra é composta por dados trimestrais, desde o primeiro de 1997 até o quarto trimestre de 2015, o que perfaz um total de 76 observações para cada variável. Para o cálculo do CPI foram utilizados os seguintes dados:

- Valor da produção da indústria de transformação, conforme Tabela 1848 da Pesquisa Industrial Anual Empresa, cuja fonte é IBGE/PIA (2016);
- Índice de base fixa sem ajuste sazonal da produção física da indústria de transformação, disponível na Tabela 3653, conforme IBGE/PIM-PF (2016);
- Valor das exportações e importações brasileiras conforme classificação CNAE, disponibilizado pela Funcex (2016);
- Índice de *quantum* importado e exportado conforme classificação CNAE, calculado pela Funcex (2016);
- Taxa de câmbio R\$/US\$ - comercial – venda - média, cuja fonte primária é Banco Central do Brasil, mas a fonte secundária consultada foi o Ipeadata (2016).

Os demais dados selecionados foram as séries encadeadas do volume trimestral do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo, as quais têm como fonte o IBGE/SCT (2016). Antes da estimação dos parâmetros do modelo, assunto da próxima seção, foi aplicado o logaritmo neperiano em todas as variáveis e realizada a remoção do componente sazonal através do método X-12 Arima¹⁰.

6. Apresentação e análise dos resultados empíricos

¹⁰ Uma apresentação didática do método X-12 Arima pode ser encontrada em Central of Bureau of Statistics – Israel (2016).

O resultado da estimação dos modelos discutidos previamente na seção 3 é o assunto desta seção, a qual reporta, primeiramente, as estimativas para os modelos univariados e, na sequência, seguem os resultados para o modelo multivariado SUTSE.

6.1 Modelos univariados

O resultado da estimação do modelo univariado de tendência suavizada com ciclo e intervenções automáticas para o CPI brasileiro pode ser verificado na tabela abaixo. Destaca-se que o valor encontrado ao maximizar a verossimilhança foi 212,52 ao utilizar o método de otimização de Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shannon (BFGS)¹¹ de escore exato, a convergência foi considerada forte e houve convergência para o estado estacionário¹².

A partir dos resultados retratados na tabela abaixo, pode-se verificar que a variância dos erros do nível estimado é igual à zero, pois o modelo de tendência suavizada com ciclo considera que o nível é determinístico. Para os demais componentes, a variância dos erros é diferente zero, haja vista seu caráter estocástico. A razão entre a variância dos erros de cada componente e a variância do termo irregular está reportada na coluna *q-ratio*, e quanto maior for essa razão, mais estocástico é considerado o componente.

Tabela 1 – Estimação do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para o CPI

		Coefficientes	Variâncias dos erros	<i>q-ratio</i>
Componentes	Nível	3,252390*	0,000000	0,000000
	Inclinação	-0,010790	0,000024	0,037190
	Ciclo	0,03708*	0,000650	0,992800
	Irregular		0,000655	1,000000
Quebra de nível em 2002 (4)		-0,178490*		
Ciclo	Variância do Ciclo	0,002760		
	Período (em anos)	2,823700		
	Frequência λ	0,556290		
	Fator de amortecimento ρ	0,87428		
		Estatísticas	<i>p-valores</i>	
Diagnóstico	Rd^2	0,175110		
	R^2	0,966990		
	Critério de Akaike	-5,798700		
	Q(12,7) de Box-Ljung	13,431000	0,144000	
	H(24)	0,923270		F (24, 24) _{0,025} ~ 2,27
	Teste Bowman-Shenton	1,556500	0,459200	
	Teste de falha de previsão	9,082300	0,335400	
Estimação	Máxima verossimilhança	212,519000		
	Convergência	forte		
	Estado estacionário	encontrado		

Nota 1: *Estatisticamente significativo a 1% de significância. Nota 2: *q-ratio* mede a razão entre a variância do erro em relação à variância do erro do termo irregular. Nota 3: Rd^2 é o “ R^2 modificado” por Harvey para medir a relação entre o quadrado dos resíduos do modelo estrutural em comparação com o quadrado dos resíduos de um modelo simples. Espera-se que o valor seja maior do que zero. Nota 4: O teste Q(p,q) de Box-Ljung tem como hipótese nula (H_0) a ausência de autocorrelação nos resíduos até o *lag p* e tem distribuição χ_d^2 . Nota 5: H(h) é o teste com a hipótese nula de homocedasticidade e o teste segue distribuição F(h,h). Nota 6: O teste de Bowman-Shenton tem como H_0 a normalidade dos resíduos e distribuição χ_2^2 . Nota 7: O teste de falha de previsão testa a H_0 de que o valor previsto é igual ao valor observado e tem distribuição χ_8^2 . Para isso o Stamp

¹¹Uma explicação do método pode ser consultada na seção 7.3.2 de Durbin e Koopman (2012).

¹²Segundo Harvey (1989) o filtro de Kalman converge para o estado estacionário quando a matriz de covariância dos erros $\Sigma_{t/t-1}$ e Σ_t são invariantes no tempo. Conforme Commandeur e Koopman (2007) em modelos invariantes no tempo (com as matrizes Z_t , H_t , T_t , R_t , Q_t e H_t independentes do tempo, portanto escritas sem o subscrito t), a variância do erro de previsão F_t e a variância do erro do estado filtrado Σ_t apresentam convergência para um valor constante. Portanto, o ganho de Kalman, o qual é calculado como a razão entre Σ_t e F_t , também converge para uma constante, o que representa ganhos computacionais relevantes.

utiliza a amostra até $T-8$ para estimação do modelo e realiza previsão fora da amostra e compara com as últimas oito observações.

A tabela acima também exibe as características do ciclo estimado, especialmente sua duração média de quase três anos, a frequência igual a 0,56 e fator de amortecimento (*damping fator*) igual a 0,87. Vale ressaltar que quanto mais próximo de um estiver esse fator, maior será a amplitude dos ciclos.

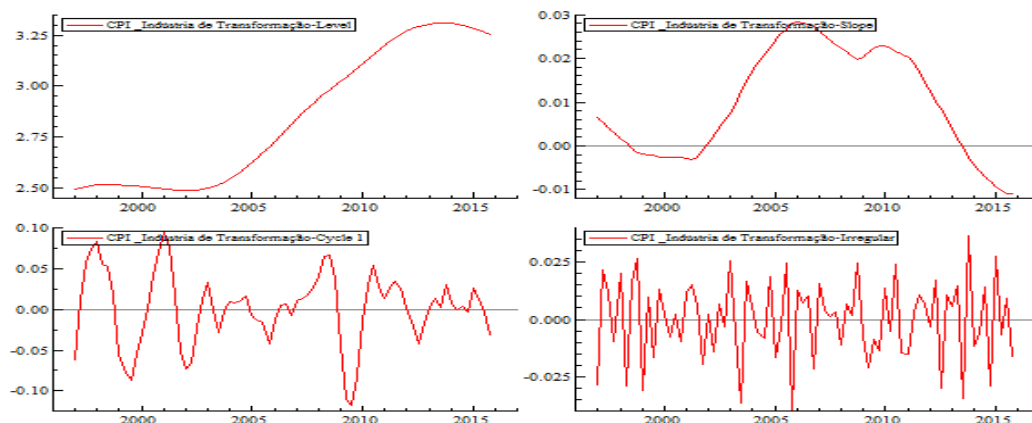
Quanto ao ajuste do modelo, o valor alto de R^2 pode ser considerado um bom resultado. O valor de Rd^2 maior do que zero, significa que o modelo estrutural estimado é melhor do que um modelo simples. O Rd^2 é uma espécie de R^2 modificado por Harvey, o qual é calculado ao subtrair do valor um, a razão entre a soma do quadrado dos resíduos do modelo estrutural e a soma dos quadrados dos resíduos de um modelo “ingênuo”.

Por sua vez, alguns testes para verificar a adequabilidade do modelo são: o teste $Q(p,q)$ de Box-Ljung, o teste $H(h)$ e o teste de Bowman-Shenton, os quais testam, a hipótese nula de independência, homocedasticidade e normalidade com relação aos resíduos e têm distribuição χ_d^2 , $F(h,h)$ e χ_2^2 , respectivamente. Vale ressaltar que esses testes de diagnóstico se aplicam nos erros de previsão um passo à frente padronizados¹³, conforme abaixo:

$$e_t = \frac{v_t}{\sqrt{F_t}} \quad t = 1, \dots, n \quad (36)$$

Outra ferramenta importante é o teste de falha de previsão, o qual estima o modelo utilizando a amostra até $T - 8$, e separa as últimas oito observações para comparar com a previsão fora da amostra. O teste tem distribuição χ_8^2 e a hipótese nula é a de que o valor previsto é igual ao valor observado. Conforme podemos verificar na tabela, o modelo estimado “passa” nos quatro referidos testes. A seguir, o próximo gráfico exibe as estimativas suavizadas dos componentes não observados do modelo:

Gráfico 2 – Componentes do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para o CPI



Fonte dos dados brutos: Funcex (2016), Ipeadata (2016), IBGE/PIA (2016), IBGE/PIM-PF (2016), IBGE/SCT (2016). Nota 1: Estimativas geradas pelo software Stamp. Nota 2: dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima. Nota 3: No gráfico acima e à esquerda está reportado o nível estimado, no gráfico acima e à direita está a inclinação. A junção desses dois gráficos resulta na tendência. O gráfico abaixo e à esquerda apresenta o componente cíclico, enquanto no gráfico abaixo e à direita está o componente irregular.

A partir dos Gráficos 1 e 2, é interessante notar o aumento do CPI no início da série, o que coincide com o período de maior abertura comercial, com posterior redução do CPI no final dos anos 1990. Franco e Baumann (2005) sugerem que teria ocorrido uma SI no Brasil entre o ano de 1995 e 2000. Por outro lado, por hipótese, esse movimento de queda no CPI poderia estar relacionado ao efeito-contágio das crises asiática (1997) e russa (1998) nas contas externas brasileiras, com consequente redução na capacidade de importar da economia.

¹³ Por sua vez, os chamados resíduos auxiliares são os resíduos suavizados padronizados e são úteis para detectar quebras estruturais e *outliers*. Para mais detalhes ver seção 2.12.2 do livro de Durbin e Koopman (2012).

De 2001 até meados de 2003, o CPI novamente se reduziu e, alguns trabalhos, tais como o de Fligenspan (2005), procuraram verificar a possibilidade de SI no Brasil. Para o período de 1998 a 2003 o autor conclui que teria ocorrido esse processo em alguns setores, contudo, com a ausência de um caráter estrutural.

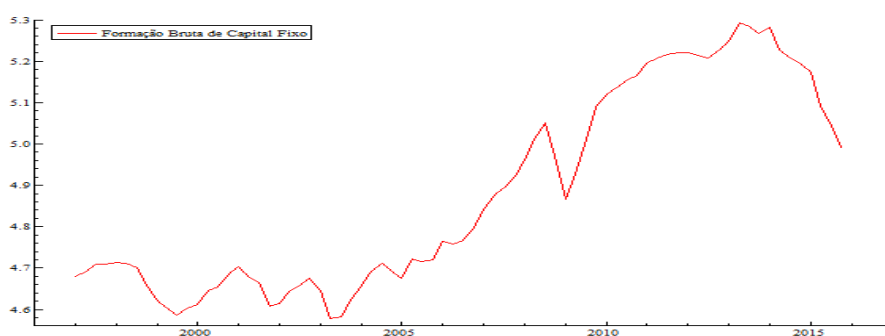
De 2003 a 2014, o CPI apresenta crescimento, e esse aumento da participação das importações no consumo aparente tem reforçado as teses de desindustrialização no Brasil (CANO, 2012; MARCONI; BARBI, 2010). Mais para o final da série, a partir de 2015, ocorre uma reversão nessa trajetória. A redução do CPI em 2015 estaria associada, conforme IEDI (2016a, 2016b) e Costa e Barbosa (2015), a um processo de SI, como efeito positivo da desvalorização cambial sobre a produção industrial, a despeito de nenhum setor industrial, conforme classificação CNAE 2.0, retratar variação positiva em 2015, segundo dados do IBGE-PIM/PF (2016). Ademais, cabe ressaltar a existência inúmeras flutuações no CPI, a mais notável no quadro da crise financeira e econômica internacional de 2008/2009, inclusive mais pronunciada do que a de 2015.

Com base na Tabela 1 e Gráfico 2 é possível verificar uma mudança permanente no nível do CPI a partir do quarto trimestre de 2002. Quanto à inclinação, o gráfico acima e à direita no Gráfico 2 apresenta um decréscimo no crescimento do CPI até meados de 2002, seguido por um forte crescimento até 2005. Depois a taxa de crescimento se reduz, mas permanece positiva até 2013, com posterior retorno ao campo negativo. Por hipótese, dois fatores combinados poderiam explicar esse forte aumento da tendência (nível e inclinação) do CPI dos últimos anos, quais sejam, o expressivo crescimento da renda doméstica e do investimento, somada à inexistência de medidas para conter o coeficiente de importações da economia.

Cabe ressaltar que, relacionado a esses fatos está o *boom* de preços de *commodities*, especialmente no período de crescimento desses preços, entre 2003 e 2011, e a concomitante fase favorável do ponto de vista da liquidez internacional. Esse contexto permitiu um crescimento econômico mais robusto, sem qualquer preocupação com restrições no balanço de pagamentos que poderiam derivar de um aumento do seu coeficiente de importado. Por fim, no que se refere às variações cíclicas do CPI, presume-se que um melhor entendimento de sua dinâmica pode ser encontrado nos resultados do modelo multivariado e no resgate das características estruturais do arranjo produtivo brasileiro, discutidas na seção dois.

Por sua vez, a *performance* da formação bruta de capital fixo no Brasil no intervalo de 1997 a 2015, pode ser vista no gráfico a seguir, com destaque para os dois movimentos de retração mais relevantes, quais sejam, no período da crise de 2008/2009 e, de forma mais intensa, no período mais recente:

Gráfico 3 – Formação bruta de capital fixo no Brasil – 1997-2015



Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016). Nota 1: Gráfico gerado pelo software Stamp.
Nota 2: dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

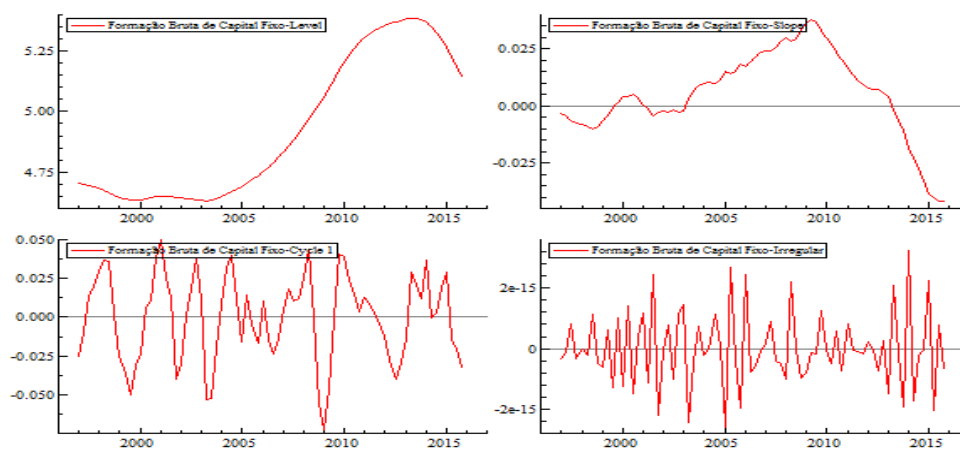
Os resultados da estimação do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção estão reportados na tabela abaixo, enquanto os componentes não observáveis podem ser vistos no Gráfico 4, a seguir:

Tabela 2 – Parâmetros estimados no modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para a formação bruta de capital fixo

		Coefficientes	Variâncias dos erros	(q-ratio)
Componentes	Nível	5,14319*	0,000000	0,000000
	Inclinação	-0,04185*	0,000496	2.521.000.000.000
	Ciclo	0,03266*	0,000283	14.400.000.000.000
	Irregular		0,000000	1,000000
	<i>Outlier</i> 2008 (3)	0,05764*		
Ciclo	Quebra de nível em 2009 (1)	-0,11970*		
	Variância do Ciclo	0,000990		
	Período (em anos)	2,537750		
	Frequência λ	0,618970		
	Fator de amortecimento ρ	0,844480		
		Estatísticas	p-valores	
Diagnóstico	Rd^2	0.4667		
	R^2	0.98861		
	Critério de Akaike	-7,137700		
	Q (12,7) de Box-Ljung	11,867000	0,256600	
	H (24)	1,186700		F (24, 24) _{0,025} ~ 2,27
	Teste Bowman-Shenton	0,971580	0,615200	
	Teste de falha de previsão	15,553800	0,049200	
Estimação	Máxima verossimilhança	258,453000		
	Convergência	forte		
	Estado estacionário	encontrado		

Nota 1: *Estatisticamente significativo a 1% de significância. Ver notas da Tabela 1.

Gráfico 4 – Componentes do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para a formação bruta de capital fixo



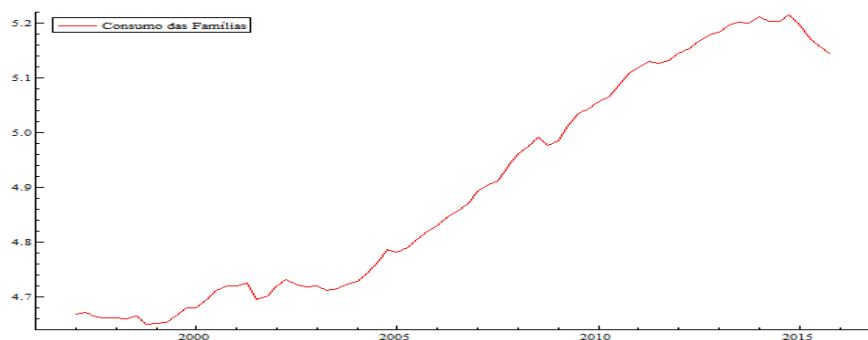
Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016). Nota 1: Estimativas geradas pelo software Stamp.

Nota 2: dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

O modelo estimado encontrou um *outlier* no terceiro trimestre de 2008, no período de crise financeira internacional, e uma quebra de nível a partir do primeiro trimestre de 2009. Dessa forma, pode se verificar que houve uma reversão brusca na tendência do investimento, tanto no seu nível, quanto na inclinação, o que pode ser considerado um efeito permanente da crise financeira internacional de 2008/2009 no investimento no Brasil.

Por fim, segue o gráfico com relação ao consumo das famílias (Gráfico 5), tabela com o modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenções (Tabela 3) e gráfico com as estimativas suavizadas dos componentes não observados do modelo (Gráfico 6):

Gráfico 5 – Consumo das famílias no Brasil – 1997 a 2015



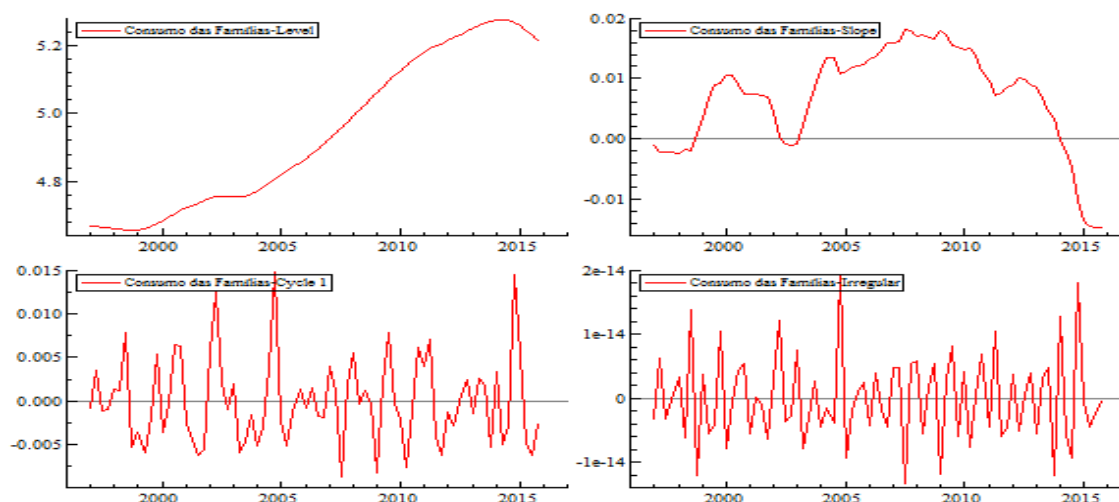
Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016). Nota 1: Gráfico gerado pelo software Stamp.
Nota 2: dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Tabela 3 – Parâmetros estimados no modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para o consumo das famílias

		Coefficientes	Variâncias dos erros	<i>q-ratio</i>
Componentes	Nível	5,21503*	0,000000	0,000000
	Inclinação	-0,01462*	0,000012	305.500.000.000
	Ciclo	0,00384	0,000026	659.800.000.000
	Irregular		0,000000	1,000000
	Quebra de nível 2001 (3)	-0,03585*		
	Quebra de nível em 2008 (4)	-0,03142*		
Ciclo	Variância do Ciclo	0,000040		
	Período (em anos)	1,792560		
	Frequência λ	0,876290		
	Fator de amortecimento ρ	0,586050		
		Estatísticas	<i>p-valores</i>	
Diagnóstico	Rd ²	0,448160		
	R ²	0,998100		
	Critério de Akaike	-9,287700		
	Q (12,7) de Box-Ljung	11,621000	0,235600	
	H (24)	1,189700		F (24, 24) _{0,025} ~ 2,27
	Teste Bowman-Shenton	2,530200	0,282200	
	Teste de falha de previsão	16,826100	0,032000	
Estimação	Máxima verossimilhança	336,610000		
	Convergência	forte		
	Estado estacionário	encontrado		

Nota 1: *Estatisticamente significativo a 1% de significância. Ver notas da Tabela 2.

Gráfico 6 – Componentes do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para o consumo das famílias



Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016). Nota 1: Estimativas geradas pelo software Stamp. Nota 2: dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Foram identificadas duas quebras de nível no modelo para o consumo, uma no terceiro trimestre de 2001 e outra no quarto trimestre de 2008. Conforme gráfico acima e à direita, há uma reversão na taxa de crescimento do consumo das famílias no Brasil desde o período posterior à crise financeira de 2008/2009. O crescimento passa a ser negativo a partir de 2014, em meio à dinâmica menos favorável do ponto de vista da renda doméstica, do emprego e do quadro de elevado endividamento das famílias.

6.2 Modelos multivariados

Na estimação do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção do vetor formado pelo CPI da indústria de transformação, formação bruta de capital fixo e consumo das famílias na forma SUTSE, o valor da verossimilhança encontrado foi 828,215, o qual supera a soma das verossimilhanças dos modelos individuais no valor de 807,579¹⁴. Assim como nos modelos univariados, a convergência foi considerada forte e o estado estacionário foi alcançado, após 77 iterações com o uso do algoritmo BFGS de escore exato.

As intervenções foram selecionadas manualmente, com base nos resultados dos modelos univariados, a citar: *outlier* no terceiro trimestre de 2008 e primeiro de 2009 para a formação bruta de capital fixo; *outlier* no quarto trimestre de 2004 e quebra de nível no terceiro trimestre de 2001 e quarto de 2008 para o consumo das famílias; uma quebra de nível no segundo trimestre de 1997 e um *outlier* no quarto de 2002 para o CPI.

Nos modelos SUTSE e conforme seção 3.2, algumas características do ciclo se tornam comuns às séries, quais sejam, o período, a frequência e o fator de amortecimento. Nas estimações realizadas, seus resultados foram: 2,54, 0,62 e 0,80, respectivamente.

De particular interesse são as matrizes de covariância dos resíduos da inclinação $\hat{\Sigma}_\zeta$, do ciclo $\hat{\Sigma}_k$ e do componente irregular $\hat{\Sigma}_\varepsilon$, as quais são retratadas a seguir. Os elementos das linhas e colunas se referem à seguinte sequência de variáveis: formação bruta de capital fixo, consumo das famílias e CPI da indústria de transformação. Na diagonal principal estão as variâncias, na parte inferior da matriz estão as covariâncias e acima da diagonal principal estão as correlações:

$$\hat{\Sigma}_\zeta = \begin{bmatrix} 0,000056 & 1,000000 & 0,842000 \\ 0,000025 & 0,000011 & 0,842000 \\ 0,000062 & 0,0000274 & 0,000010 \end{bmatrix}$$

¹⁴ 212,519 + 258,450 + 336,610.

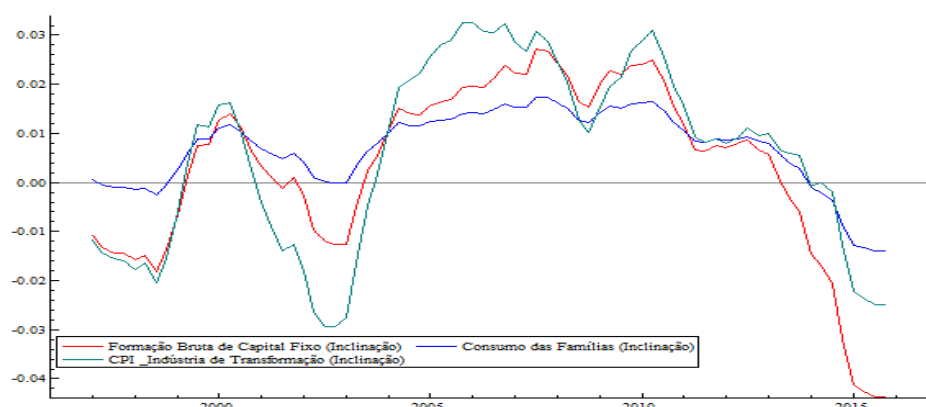
$$\hat{\Sigma}_k = \begin{bmatrix} 0,0003276 & 0,218000 & 0,723300 \\ 0,000017 & 0,000018 & -0,294200 \\ 0,000297 & -0,000028 & 0,000513 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Sigma}_\varepsilon = \begin{bmatrix} 0,000000 & 0,005325 & -0,000609 \\ 0,000001 & 0,000007 & -0,158300 \\ 0,000000 & -0,000012 & 0,000736 \end{bmatrix}$$

Com relação à primeira matriz, verifica-se que a inclinação do CPI apresenta uma considerável correlação com a formação bruta de capital fixo, e idêntico resultado é encontrado ao comparar com a inclinação do consumo das famílias, no valor de 0,84. Esse resultado é coerente com a correlação perfeita entre a inclinação do investimento e do consumo (elemento da primeira linha e segunda coluna).

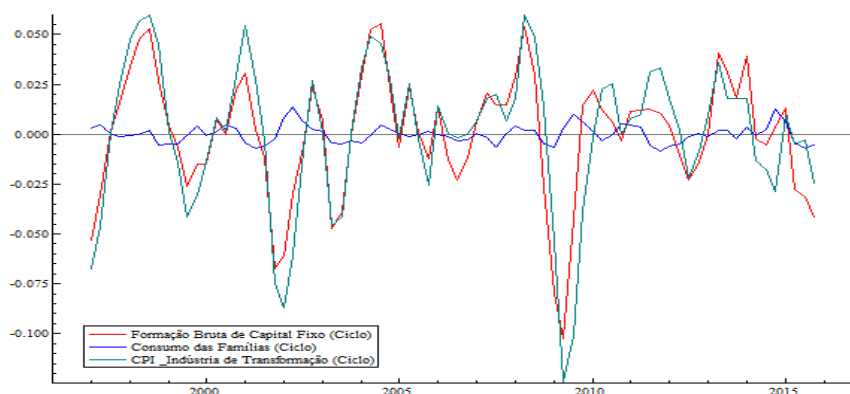
No que tange à matriz de covariâncias dos resíduos do componente cíclico, destaca-se a correlação nada desprezível entre o CPI e a formação bruta de capital fixo, na ordem de 0,72. A última matriz exhibe as correlações entre os resíduos do termo irregular, as quais são bem inferiores quando comparadas às correlações presentes nas matrizes de covariâncias dos resíduos da inclinação e do ciclo. Isso significa que a maior parte do movimento similar entre as variáveis é explicada pelo modelo. As inclinações e ciclos similares são exibidos nos Gráficos 7 e 8 abaixo:

Gráfico 7 - Inclinações similares do CPI da indústria de transformação, do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo



Fonte dos dados brutos: Funcex (2016), Ipeadata (2016), IBGE/PIA (2016), IBGE/PIM-PF (2016), IBGE/SCT (2016). Nota 1: Estimativas geradas pelo software Stamp. Nota 2: dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Gráfico 8 - Ciclos similares do CPI da indústria de transformação, do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo



Fonte dos dados brutos: Funcex (2016), Ipeadata (2016), IBGE/PIA (2016), IBGE/PIM-PF (2016), IBGE/SCT (2016). Nota 1: Estimativas geradas pelo software Stamp. Nota 2: dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

No que concerne à análise sobre a inclinação, o CPI apresenta igual relação tanto com o consumo quanto com o investimento conforme comentário anterior. Ao impor uma restrição de ausência de posto completo na matriz $\hat{\Sigma}_Z$, foi verificada a existência de uma inclinação comum às séries. Isso significa que as primeiras diferenças de cada uma das três séries cointegram, nos termos propostos por Engle e Granger (1987), ou seja, é possível inferir uma relação de longo prazo entre as variáveis. Essa afirmativa vai ao encontro das características estruturais do arranjo produtivo brasileiro, as quais foram discutidas na seção dois, especialmente no que concerne às lacunas presentes na produção de bens intermediários e de capital, assim como o importante papel do consumo das famílias como destino final das importações de bens finais e intermediários.

Já a dinâmica cíclica do CPI se aproxima mais da formação bruta de capital fixo. Um fato que vai ao encontro desse resultado é o elevado conteúdo importado do investimento no Brasil, conforme estudo de Fevereiro (2016). Harvey (1989) ressalta que na correlação entre as variáveis e na presença de componentes similares, não está implicada a ideia de causalidade. Frente a isso, aplicou-se o teste de causalidade de Granger, o qual mensura a causalidade em termos de precedência temporal. Quando é determinado um *lag*, o teste rejeita tanto a hipótese nula de que o componente cíclico da formação bruta de capital fixo não Granger-causa variações cíclicas no CPI da indústria de transformação, como a hipótese de que o ciclo do CPI não Granger-causa¹⁵ o ciclo da formação bruta de capital fixo, a 1% de significância (Estatística F calculada no valor de 19,3003 e de 12,5098, respectivamente). Já ao adotar dois *lags*, é possível rejeitar apenas a primeira hipótese citada, a 10% de significância (Estatística F foi calculada no valor de 2,40364 e de 0,69929, respectivamente).

7. Considerações finais

A investigação da dinâmica conjunta do coeficiente de penetração de importações (CPI) da indústria de transformação, do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo no Brasil permite tecer algumas considerações.

Ao decompor as séries em componentes não observáveis, como o nível, a inclinação e o ciclo, e ao analisá-las no contexto de modelos multivariados SUTSE, identificou-se uma elevada correlação na inclinação das três séries. Quanto ao ciclo, a correlação mais relevante foi estimada entre a formação bruta de capital fixo e o CPI. Como isso não necessariamente significa que há uma relação causal entre as variáveis, aplicou-se o teste de causalidade de Granger, e o resultado encontrado sinaliza que há precedência temporal dos ciclos no investimento em direção aos ciclos do CPI, quando se adotam dois *lags*, enquanto a causalidade é bidirecional na presença de um *lag*.

No que se refere à possibilidade de componentes comuns, foi possível identificar uma inclinação comum às três séries, o que significa que há uma combinação linear entre as primeiras diferenças das séries que é estacionária. Isso sinaliza para a existência de um equilíbrio de longo prazo entre o consumo das famílias, a formação bruta de capital fixo e o CPI da indústria de transformação no Brasil.

Esse resultado é corroborado pelas características estruturais do arranjo produtivo no Brasil, notadamente, o elevado conteúdo importado do investimento, as lacunas presentes principalmente na produção doméstica de bens intermediários e o fato das importações totais ter como principal destino o consumo das famílias. Assim, as variações do CPI parecem estar fortemente relacionadas ao dinamismo da economia, representado neste estudo pela *performance* do investimento e do consumo no Brasil.

8. Referências Bibliográficas

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Série histórica do balanço de pagamentos** - 6ª edição do manual de balanço de pagamentos e posição de investimento internacional (BPM6). 2016. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIEBALPAG>>. Acesso em: 22 maio/2016.

¹⁵ Vale ressaltar que, o teste de causalidade de Granger deve ser interpretado como um teste de causalidade em termos de precedência temporal, ou seja, testa se o conhecimento da variável x no momento t melhora a previsão da variável y em $t + 1$.

BASTOS, V. D.; COSTA, L. M. Déficit comercial, exportações e perspectivas da indústria química brasileira. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 33, p. 163-206, 2011. Disponível em: <http://www.bndespar.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/bnset/set3305.pdf>. Acesso em 15 jun./2016.

BONELLI, R.; PINHEIRO, A. C. Competitividade e desempenho industrial: além do câmbio. **Texto para discussão**. Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, nov./2012. Disponível em: <<http://biblioteca.digital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/11678/Competitividade%20e%20Desempenho%20Industria%20I.pdf?sequence=1>>. Acesso em 20 jul./2016.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-Day, 1976.

BRESSER-PEREIRA, L. C. **A tendência à sobreapreciação da taxa de câmbio**. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 7-30, jun. 2009.

CARVALHO, V. M.; HARVEY, A. C. Growth, cycles and convergence in US regional time series. **International Journal of Forecasting**, v. 21, n. 4, p. 667-686, oct.-dec./2005.

CANO, W. A desindustrialização no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 12, n. especial, p. 831-851, dez./2012.

CENTRAL OF BUREAU OF STATISTICS – ISRAEL. **Seasonal Adjustment**. Disponível em: <<http://www.cbs.gov.il/www/publications/tseries/seasonal11/intro.pdf>>. Acesso em 16 fev. 2016.

COMMANDEUR, J. J. F.; KOOPMAN, S. J. **An introduction to state space time series analysis**. New York: Oxford Press, 2007.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA - CNI. Coeficientes de abertura comercial. Versão 3.0. Disponível em: <http://arquivos.portaldaindustria.com.br/app/cni_estatistica_2/2015/12/03/14/CoeficienteDeAberturaComercial_Metodologia_Versao_3_0.pdf>. Acesso em 25 maio/2016.

CUTHBERTSON, K., HALL, S. G. e TAYLOR, M. P. **Applied Econometric Techniques**. Londres: Harvester Wheatsheaf, 1992.

DE NEGRI, J. A. A cadeia global de valor da indústria automobilística no Brasil. In: PROCHNIK, V. (Coord.). **La inserción de América Latina en las cadenas globales de valor**. Montevideo: Red Mercosur de Investigaciones Económicas, 2010

DURBIN, J. KOOPMAN, S. J. **Time series analysis by state space models**. 2ª edição. Oxford: Oxford University Press, 2012.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar./1987.

FALEIROS, J. P. M.; SILVA, J. C. D. da; NAKAGUMA, M. Y. Evaluating the effect of exchange rate and labor productivity on import penetration of Brazilian manufacturing sectors. **EconomiA**, n. 17, p. 3-44, abril/2016.

FEVEREIRO, J. B. Nota técnica – decomposição da taxa de crescimento do PIB pelo lado da demanda: uma metodologia alternativa. **Carta de Conjuntura IPEA**, abr./2016.

FLIEGESPAN, F. B. Houve um processo de substituição de importações na indústria brasileira no período pós-desvalorização cambial? **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 14, n. 1 (24), p. 109-129, jan./jun. 2005.

FRANCO, A. M. de P.; BAUMANN, R. A substituição de importações no Brasil entre 1995 e 2000. **Revista de Economia Política**, v. 25, n. 3 (99), pp. 190-208, julho-setembro/2005.

FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR – FUNCEX. **Indicadores do comércio externo**. 2016. Disponível em <www.funcex.org.br>. Acesso em: 21 maio/2016.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

_____. **Chapter 7 Forecasting with Unobserved Components Time Series Models**. Prepared for Handbook of Economic Forecasting. 2006. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Andrew_Harvey5/publication/222670734_Chapter_7_Forecasting_with_Unobserved_Components_Time_Series_Models/links/00b49538aec779334b000000.pdf/download?version=vtp>. Acesso em 26 maio/2016.

HARVEY, A.C.; KOOPMAN, S.J. Multivariate Structural Time Series Models. in: Beij, C. et al eds., **System Dynamics in Economic and Financial Models**. United Kingdom: John Wiley and Sons, 1997. HOLT, C. C. Forecasting seasonals and trends by exponentially weighted moving averages, 1957.

INTERNATIONAL MONETARY FUND – IMF. Adjusting to lower commodity prices. **World Economic Outlook**, Washington, oct./2015. Disponível em:< <http://www.imf.org/external/oap/pdf/111615.pdf> >. Acesso em 23 out./2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - PESQUISA INDUSTRIAL MENSAL - PRODUÇÃO FÍSICA - IBGE/PIM-PF. **Banco Sidra**. 2016. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 22 maio/2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – PESQUISA INDUSTRIAL ANUAL EMPRESA - IBGE/PIA. **Banco Sidra**. 2016. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 22 maio/2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – SISTEMA DE CONTAS NACIONAIS TRIMESTRAIS - IBGE/SCT. 2016. **Série encadeada do índice trimestral**. Disponível em: < <http://ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaulttabelas.shtm>>. Acesso em: 22 maio/2016.

INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL – IEDI. **O recurso ao câmbio**. Carta IEDI nº 732. 2016a. Disponível em: < http://www.iedi.org.br/cartas/carta_iedi_n_732.html>. Acesso em 23 maio/2016.

_____. **Dez pontos sobre a indústria e a economia brasileira em 2015**. Carta IEDI nº 724. 2016b. Disponível em: < http://www.iedi.org.br/cartas/carta_iedi_n_724.html>. Acesso em 23 maio/2016.

IPEADATA. **Ipeadata**. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br/> >. Acesso em 23 maio/2016.

KOOPMAN, S. J. *et al.* **STAMP 6.0 Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor**. London: Timberlake Consultants Ltda, 2000.

LEVY, P. M.; SERRA, M. I. F. **Nota técnica coeficientes de importação e exportação da indústria** 2002. Disponível em: <http://www.google.com.br/url?url=http://www.ipeadata.gov.br/doc/Coefficientes%20de%20Importa%C3%A7%C3%A3o%20e%20Exporta%C3%A7%C3%A3o%20na%20Industria.pdf&rct=j&frm=1&q=&esrc=s&sa=U&ved=0ahUKEwjZz_zRqZHMhXLIZAKHXnNDkIQFggaMAE&usg=AFQjCNEBWzhdWopvivtemwekCUI8tzSBgg>. Acesso em: 15 abr. 2016.

MARCONI, N.; BARBI, F. Taxa de câmbio e composição setorial da produção: sintomas de desindustrialização da economia brasileira. **Texto para discussão**. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, n. 255, set./2010.

MOAURO, F.; SAVIO, G. Temporal disaggregation using multivariate structural time series models. **Econometrics Journal**, v. 8, p. 214-234, 2005. Disponível em: <<http://www.oecd.org/std/21781478.pdf>>. Acesso em 26 maio/2016.

NAKSTAD, Y. S. **Structural Time Series Models: theory and application. GDP time series in USA, Euro-area, GBR, Sweden and Japan**. 62 f. Master Thesis of Environmental and Development Economics. Department of Economics, University of Oslo, Oslo, 2006.

SANTOS, C. H. M. dos *et al.* Por que a elasticidade-câmbio das importações é baixa no Brasil? Evidências a partir das desagregações das importações por categorias de uso. **Texto para Discussão IPEA**, Rio de Janeiro, n. 2046, mar./2015.

WINTERS, P. R. Forecasting sales by exponentially weighted moving averages. **Management Science**, n. 6, p. 324-342, 1960.