

Coeficiente de importações pró-cíclico no Brasil

CLARISSA BLACK*

Sumário

1. Introdução	563
2. Perfil das importações brasileiras.....	564
3. Modelo estrutural de séries de tempo..	566
4. Cálculo do coeficiente de penetração de importações (CPI) para a indústria de transformação no Brasil	570
5. Descrição dos dados	573
6. Apresentação e análise dos resultados empíricos	573
7. Considerações finais	579
Apêndice	582

Palavras-chave

coeficiente de penetração de importações, modelos em espaço de estado, filtro de Kalman

JEL Codes

F10, L60

Resumo • Abstract

Este artigo tem como objetivo estudar as características dinâmicas e os movimentos conjuntos do coeficiente de penetração de importações (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). 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.

1. Introdução

Na teoria econômica e em trabalhos empíricos sobre comércio exterior há uma vasta literatura e um relativo consenso de que, em geral, as exportações dependem, principalmente, da renda do resto do mundo, enquanto as importações apresentam relação positiva com a renda doméstica. Portanto, se a renda interna apresenta variações cíclicas, é de se esperar que as importações sigam o mesmo padrão.

Alternativamente, neste artigo sugere-se que o coeficiente de importações, que pode ser calculado como a parcela das importações sobre o PIB ou em relação ao chamado consumo aparente, também apresenta um padrão pró-cíclico. Em outras palavras, não apenas as importações acompanham os movimentos da renda doméstica, mas também o coeficiente de importações.

*Doutora em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). [0000-0002-1299-719X](https://orcid.org/0000-0002-1299-719X)

✉ clarissablack@gmail.com

Diante disso, este artigo objetiva testar se o coeficiente de penetração de importações (CPI) possui um comportamento pró-cíclico no Brasil. Mais especificamente, este trabalho investiga se existem movimentos conjuntos do CPI da indústria de transformação, da formação bruta de capital fixo e do consumo das famílias no país.

A principal contribuição do artigo é a de demonstrar que não apenas as importações apresentam um padrão pró-cíclico, mas também o coeficiente de importações, representado pelo CPI. Este é o primeiro artigo, até o alcance do que se conhece a respeito do tema, a tecer estas conclusões baseado em um modelo estrutural de espaço-estado multivariado, o qual estima componentes não observáveis, como o ciclo, a tendência, a inclinação, o nível e a sazonalidade.

Para isso, este artigo dispõe de mais seis seções, além desta introdução. Na [seção 2](#) são apresentadas algumas características da estrutura de importações brasileira, a qual justifica a hipótese de um padrão pró-cíclico do CPI. A [seção 3](#) 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.

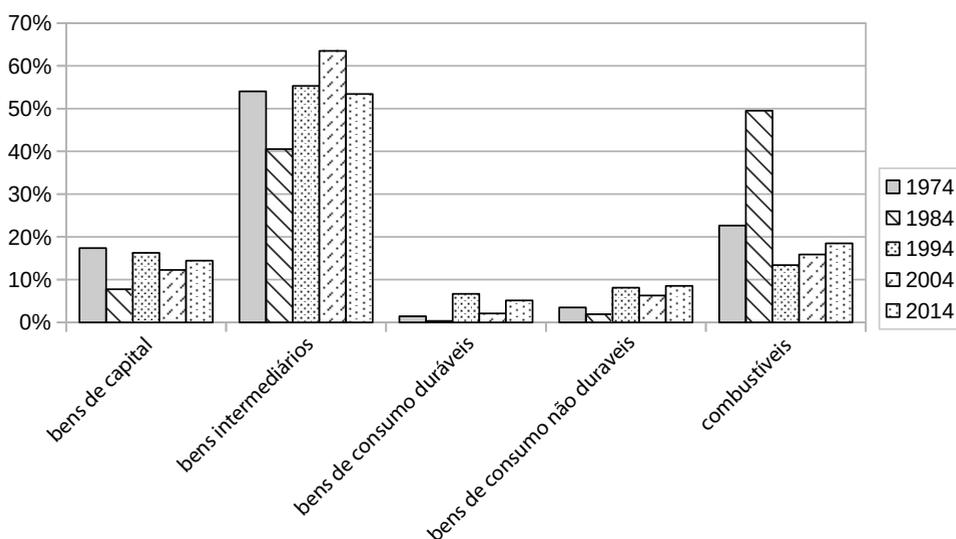
Já a [seção 4](#) apresenta o método de construção do CPI, enquanto a [seção 5](#) descreve a fonte para os dados que compõem a amostra selecionada. A [seção 6](#) apresenta e discute os resultados empíricos, enquanto a [seção 7](#) reporta as considerações finais.

2. Perfil das importações brasileiras

Ao observar a estrutura da produção industrial brasileira, é plausível reconhecer a presença de deficiências de oferta, em importantes setores estratégicos. Conforme [Santos, Cieplinski, Pimentel, e Bhering \(2015\)](#), 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 do Brasil. Cabe ressaltar o caráter histórico-estrutural da elevada dependência em relação às importações de bens intermediários no país, o que é ilustrado na [Figura 1](#).

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 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



Fonte dos dados brutos: Funcex (2016).

Figura 1. Participação de cada categoria de uso nas importações totais – Brasil

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.

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 (Fevereiro, 2016). Esse resultado é esperado, uma vez que o consumo das famílias é o principal componente da demanda no país.

Nesse sentido, estimativas de Bussière et al. (2013) e do IMF (2015) indicam que a formação bruta de capital fixo é o componente da demanda com maior conteúdo importado, em uma amostra formada por diversos países, principalmente avançados. Isso ajuda a explicar, entre outros, segundo a OECD (2016), a redução na intensidade

do comércio¹ global após a Crise Financeira Global de 2008–2009, haja vista a redução da formação bruta de capital fixo em países como a China e os Estados Unidos.

Vale notar que a redução na intensidade do comércio mundial é relacionada também ao menor crescimento econômico mundial e a um processo de internalização da produção na China, no período após a Crise Financeira Internacional e o “Grande Colapso no Comércio Mundial”, em 2009 (Kalra, 2016).

Já para o caso brasileiro, 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, [Gouvêa e Schettini \(2015\)](#) testaram os movimentos conjuntos entre importações totais, formação de capital fixo e consumo das famílias no Brasil, utilizando modelos de espaço-estado.

Este artigo se diferencia principalmente em relação a dois aspectos. Primeiramente, este artigo utiliza o filtro de Kalman para estimar um modelo estrutural de espaço-estado e obter componentes não observáveis como o ciclo, a tendência, a inclinação, etc., ao passo que [Gouvêa e Schettini \(2015\)](#) utilizam o filtro de Kalman para estimar os coeficientes variáveis no tempo, mas sem desmembrá-los em seus componentes não observáveis. Em segundo lugar, porque os autores calculam o padrão pró-cíclico das importações, enquanto este artigo calcula esse padrão para o coeficiente de importações, dado pelo CPI.

Assim, diante da elevada dependência da produção industrial brasileira em relação às importações de insumos intermediários, do elevado conteúdo importado do investimento, no Brasil e no Mundo, e dado que o consumo das famílias é o principal componente da demanda no país, 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 na forma multivariada, 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 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.

¹Exportações somadas às importações em relação ao PIB.

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. Neste artigo optou-se pelo modelo de tendência linear local com adição do componente cíclico. É importante observar que, o fato das séries tratadas nessa pesquisa estarem sazonalmente ajustadas dispensa a adição de um componente sazonal no modelo.

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

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

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

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

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

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

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 . Cumpre 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. Por outro lado, quando $\sigma_\eta^2 = 0$ e $\sigma_\zeta^2 \neq 0$, 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 como $\Delta^2 \mu_t = \zeta_{t-1}$.

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 ordem.²

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 $N \times 1$, 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^* :

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \text{ NID}(0, \sigma_\varepsilon); \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \text{ NID}(0, \sigma_\eta) \quad (7)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \text{ NID}(0, \sigma_\zeta) \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ \rho - \text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \otimes I_N \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_{t-1}^* \end{bmatrix}, \quad (9)$$

$$E(k_t k_t') = E(k_t^* k_{t'}^*) = \Sigma_k, \quad E(k_t k_{t'}^*) = 0 \quad (10)$$

onde \otimes é o produto de Kronecker e Σ_ε , Σ_η , Σ_ζ , e Σ_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 covariâncias.³

Assim como no modelo univariado, ε_t , η_t , ζ_t , k_t^* e k_t não são correlacionados entre si e o modelo de tendência suavizada é obtido quando $\Sigma_\eta = 0$ e $\Sigma_\zeta \neq 0$ (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.

² Isso porque o seno de π é igual a zero, o cosseno de π é igual a menos 1, o seno de zero é igual a zero e o cosseno de zero é igual a um.

³ 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.

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 Σ_h , para $\mathbf{h} = \varepsilon_t, \eta_t, \zeta_t, k_t$.

Para isso, torna-se funcional a decomposição da matriz Σ_h em $\Theta_h D_h \Theta_h'$, na qual Θ_h é a matriz de autovetores de $\hat{\Sigma}_h$ triangular inferior com o número um na diagonal principal, enquanto D_h representa uma matriz diagonal de autovalores de $\hat{\Sigma}_h$. Dessa forma, em um modelo com r restrições comuns em cada componente \mathbf{h} , há redução da dimensão da matriz D_h para $(N - r)$, enquanto Θ_h passa a ter dimensão $(N \times (N - r))$.

Na situação $\Sigma_\eta \neq 0$ e $\Sigma_\zeta = 0$, por vezes citada, a ausência de posto completo na matriz Σ_η 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 $\Sigma_\eta = 0$ e $\Sigma_\zeta \neq 0$, 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:

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

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 Λw_t no modelo (6):

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \Lambda w_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \text{ NID}(0, \sigma_\varepsilon^2); \quad t = 1, \dots, T, \quad (12)$$

no qual w_t é um vetor de intervenções. Observa-se que alguns elementos da matriz de coeficientes Λ 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.

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, a qual é obtida através da aplicação dos algoritmos de suavização na série filtrada, 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. 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:

$$CPI_{k,jt} = \frac{\text{Valor das importações}_{k,jt}}{\text{Valor da produção industrial}_{k,jt} + \text{Valor das importações}_{k,jt} - \text{Valor das exportações}_{k,jt}}. \quad (13)$$

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:

$$V_{k,jt} = \frac{(V_{k,t=2007}) * e_{t=2007}}{4} \times \frac{Q_{k,jt}}{\bar{Q}_{k,t=2007}}, \quad (14)$$

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:

$$Q_{k,jt} = \frac{\sum_{m=1}^3 \sum_{i=1}^{22} w_{i,mt} Q_{i,mt}}{3}. \quad (15)$$

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 (15) pelo primeiro somatório e divisão por três.

Voltando à expressão (14), o último termo no denominador, $\bar{Q}_{k,t=2007}$, é dado pela soma dos índices calculados conforme (15) 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:

$$VP_{k,jt} = \frac{VP_{k,t=2007}}{4} \times \frac{PF_{k,jt}}{\overline{PF}_{k,t=2007}}, \quad (16)$$

no qual,

$VP_{k,t=2007}$ é o valor da produção da indústria de transformação para o ano de 2007, conforme IBGE/PIA;

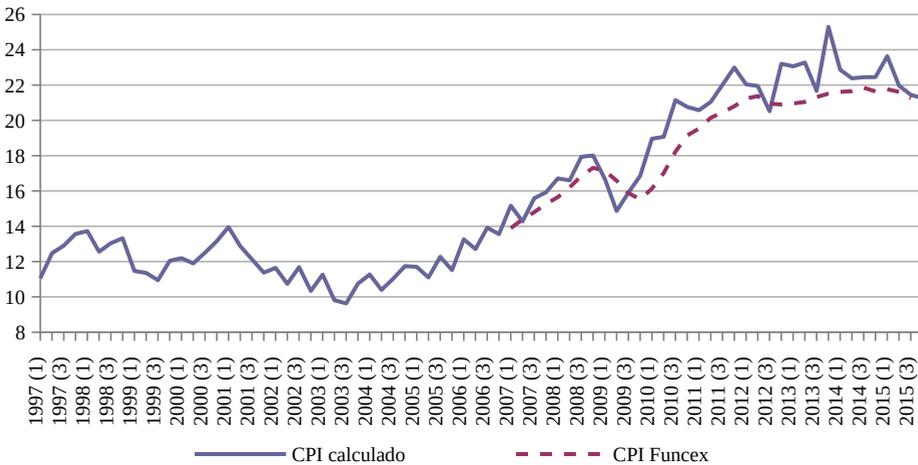
$PF_{k,jt}$ é o índice do volume da produção industrial trimestral conforme IBGE/SCT;

$\overline{PF}_{k,t=2007}$ 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 (14) e (16), é possível calcular a expressão (13) livre da influência das variações de preços no CPI.

A [Figura 2](#) 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.

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.



Fonte: Cálculos da autora e gráfico gerado no Stamp. Fonte dos dados brutos: [FUNCEX \(2016\)](#), [Ipea \(2016\)](#), [IBGE/PIA \(2016a\)](#), [IBGE/PIM-PF \(2016b\)](#), [IBGE/SCT \(2016c\)](#).

Figura 2. CPI da produção da indústria de transformação no Brasil – 1º trimestre de 1997 ao 4º trimestre de 2015

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:

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

6. Apresentação e análise dos resultados empíricos

O resultado da estimação dos modelos discutidos previamente na seção 3 é o assunto desta seção, a qual reporta, primeiramente, as estimativas para o modelo univariado do CPI. Os resultados do modelo univariado para a formação bruta de capital fixo e o consumo das famílias pode ser consultado no Apêndice. Na sequência, seguem os resultados para o modelo multivariado SUTSE, o qual inclui as três variáveis.

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 1. 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) de score exato, a convergência foi considerada forte e houve convergência para o estado estacionário.

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 p	0,874280		
		Estatísticas	p-valores	
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	Verossimilhança	212,519000		
	Convergência	forte		
	Estado estacionário	encontrado		

Notas: 1. *q-ratio* mede a razão entre a variância do erro em relação à variância do erro do termo irregular. 2. Rd² é o "R² 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. 3. 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^2_d . 4. *H*(*h*) é o teste com a hipótese nula de homocedasticidade e o teste segue distribuição *F*(*h*, *h*). 5. O teste de Bowman-Shenton tem como *H*₀ a normalidade dos resíduos e distribuição χ^2_8 . 6. O teste de falha de previsão testa a *H*₀ de que o valor previsto é igual ao valor observado e tem distribuição χ^2_8 . Para isso o Stamp utiliza a amostra até *T* - 8 para estimação do modelo e realiza previsão fora da amostra e compara com as últimas oito observações.

*Estatisticamente significativo a 1% de significância.

A partir dos resultados retratados na [Tabela 1](#), 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.

A [Tabela 1](#) 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 factor*) 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”.

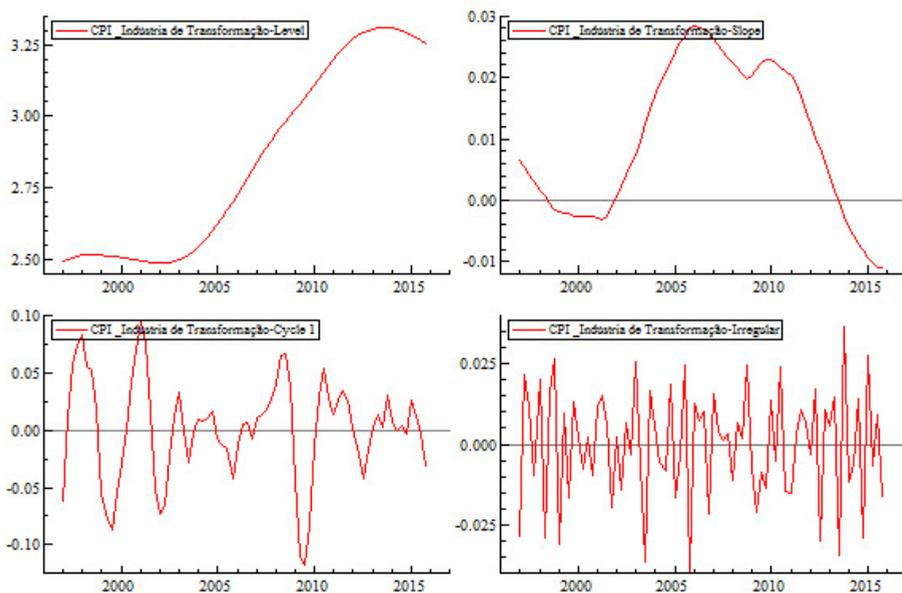
Por sua vez, alguns testes para verificar a adequabilidade do modelo são: o teste $Q(p, q)$ de Box–Ljung, o teste $H(h)$ e o teste de Bowman–Shenton, os quais testam, a hipótese nula de independência, homocedasticidade e normalidade com relação aos resíduos e têm distribuição χ_d^2 , $F(h, h)$ e χ_2^2 , respectivamente. Vale ressaltar que esses testes de diagnóstico se aplicam nos erros de previsão um passo à frente padronizados,⁴ conforme a equação abaixo:

$$e_t = \frac{v_t}{\sqrt{F_t}} \quad t = 1, \dots, n. \quad (17)$$

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 1](#), o modelo estimado passa nos quatro referidos testes. A seguir, o [Figura 3](#) exibe as estimativas suavizadas dos componentes não observados do modelo.

A partir das figuras 2 e 3 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. 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 conseqüente redução na capacidade de importar da economia.

⁴Por sua vez, os chamados resíduos auxiliares são os resíduos suavizados padronizados e são úteis para detectar quebras estruturais e *outliers*, conforme Durbin e Koopman (2012).



Fonte dos dados brutos: FUNCEX (2016), Ipea (2016), IBGE/PIA (2016a), IBGE/PIM-PF (2016b), IBGE/SCT (2016c).

Notas: 1. Estimativas geradas pelo software Stamp. 2. Dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima. 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.

Figura 3. Componentes do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para o CPI

De 2001 até meados de 2003, o CPI novamente se reduziu no contexto de instabilidades internas (“apagão” elétrico, desvalorização cambial, etc.) e externas (ataques terroristas de 11 de setembro, estouro da “bolha da internet”, por exemplo). De 2003 a 2014, o CPI apresentou expressivo crescimento, o qual exibe sinais de desaceleração a partir de 2010. Isso vai ao encontro da literatura sobre o *slowdown* do comércio mundial, em termos absolutos e relativos ao PIB, após a Crise Financeira Global de 2008–2009 (IMF, 2015). Em 2015 o CPI se retraiu o que acompanhou a recessão brasileira naquele período.

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 807,579.⁵ 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.

⁵212,519 + 258,450 + 336,610.

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:

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

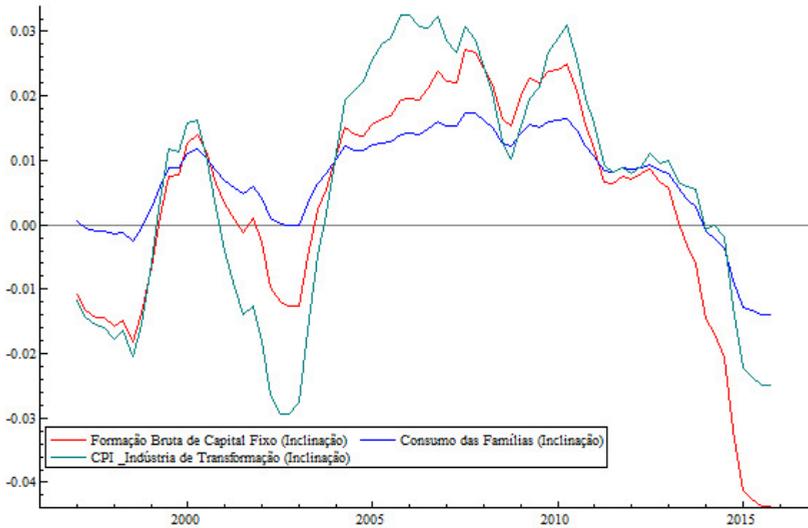
$$\hat{\Sigma}_k = \begin{bmatrix} 3.276 & 0,218000 & 0,723300 \\ 0,000017 & 0,000018 & -0,294200 \\ 0,000297 & -0,000028 & 0,000513 \end{bmatrix},$$

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

Com relação a 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 nas figuras 4 e 5.

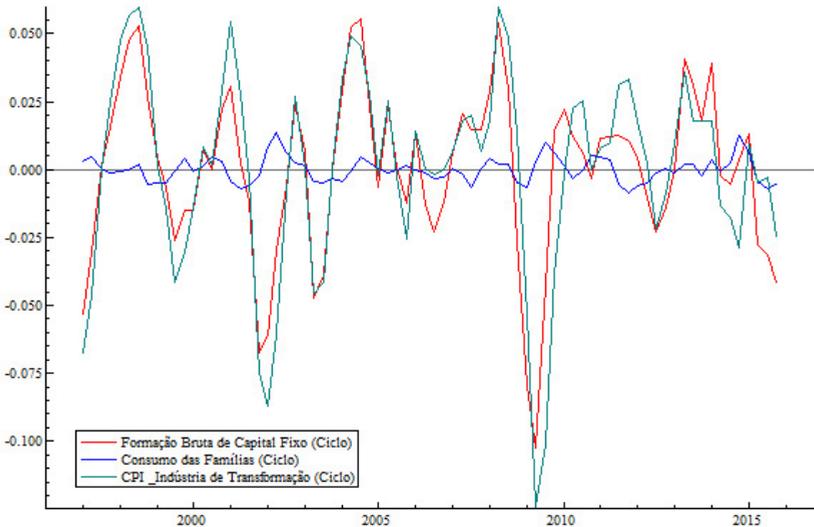
No que concerne à análise sobre a inclinação, o CPI apresenta igual relação tanto com o consumo quanto com o investimento conforme comentário anterior.



Fonte dos dados brutos: FUNCEX (2016), Ipea (2016), IBGE/PIA (2016a), IBGE/PIM-PF (2016b), IBGE/SCT (2016c).

Notas: 1. Estimativas geradas pelo software Stamp. 2. Dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Figura 4. 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), Ipea (2016), IBGE/PIA (2016a), IBGE/PIM-PF (2016b), IBGE/SCT (2016c).

Notas: 1. Estimativas geradas pelo software Stamp. 2. Dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Figura 5. Ciclos similares do CPI da indústria de transformação, do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo

Ao impor uma restrição de ausência de posto completo na matriz $\hat{\Sigma}_\zeta$, 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. Já a dinâmica cíclica do CPI se aproxima mais da formação bruta de capital fixo.

Essa afirmativa vai ao encontro do perfil das importações brasileiras, discutido na seção dois. Foi destacado o elevado conteúdo importado da formação bruta de capital fixo no Brasil e no Mundo, a dependência da produção industrial brasileira em relação às importações de insumos intermediários, assim como o importante papel do consumo das famílias e como destino final das importações de bens finais e intermediários. Vale notar ainda que o consumo das famílias apresenta um padrão relativamente constante, se comparada à dinâmica cíclica mais pronunciada do investimento.

Por fim, 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-cause variações cíclicas no CPI da indústria de transformação, como a hipótese de que o ciclo do CPI não Granger-cause⁶ 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

⁶Vale 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 $t + 1$.

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 pelo elevado conteúdo importado do investimento, à alta parcela das importações de bens intermediários nas importações totais e a elevada parcela do consumo das famílias no PIB do Brasil. Assim, as variações do CPI parecem estar fortemente relacionadas ao dinamismo da economia, representado neste estudo pela performance do investimento, marcado por variações cíclicas, e do consumo no Brasil.

Referências bibliográficas

- Bastos, V. D., & Costa, L. M.** (2011). Déficit comercial, exportações e perspectivas da indústria química brasileira. *BNDES Setorial*, 33, 163–206.
<http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/2524>
- Bussière, M., Callegari, G., Ghironi, F., Sestieri, G., & Yamano, N.** (2013). Estimating trade elasticities: Demand composition and the trade collapse of 2008–2009. *American Economic Journal*, 5(3). <http://dx.doi.org/10.1257/mac.5.3.118>
- Carvalho, V. M., & Harvey, A. C.** (2005). Growth, cycles and convergence in US regional time series. *International Journal of Forecasting*, 21(4), 667–686.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.ijforecast.2005.04.017>
- CNI – Confederação Nacional Da Indústria.** (2014). *Coefficientes de abertura comercial*. <https://www.portaldaindustria.com.br/estatisticas/coeficientes-de-abertura-comercial> (Versão 3.0)
- Commandeur, J. J. F., & Koopman, S. J.** (2007). *An introduction to state space time series analysis*. New York: Oxford Press.
- Cuthbertson, K., Hall, S. G. E., & Taylor, M. P.** (1992). *Applied econometric techniques*. Londres: Harvester Wheatsheaf.
- De Negri, J. A.** (2010). A cadeia global de valor da indústria automobilística no Brasil. In V. Prochnik (Org.), *La inserción de América Latina en las cadenas globales de valor*. Montevideo: Red Mercosur de Investigaciones Económicas.
- Durbin, J., & Koopman, S. J.** (2012). *Time series analysis by state space models* (2ª ed.). Oxford: Oxford University Press.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J.** (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
<http://dx.doi.org/10.2307/1913236>

- Fevereiro, J. B.** (2016, abril). *Decomposição da taxa de crescimento do PIB pelo lado da demanda: Uma metodologia alternativa* (Carta de Conjuntura N° 30). IPEA.
<https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/2016/04/decomposicao-da-taxa-de-crescimento-do-pib-pelo-lado-da-demanda-uma-metodologia-alternativa/>
- FUNCEX – Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior.** (2016). *Indicadores do comércio externo*. <https://funcex.org.br/>
- Gouvêa, R. R., & Schettini, B. P.** (2015). Empirical estimates for the Brazilian total imports equation using quarterly national accounts data (1996–2010). *Economia*, 16(2), 145–272. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econ.2015.06.001>
- Harvey, A. C.** (1989). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Harvey, A. C.** (2006). Forecasting with unobserved components time series models. In G. Elliott, C. W. J. Granger, & A. Timmermann (Orgs.), *Handbook of economic forecasting* (Vol. 1, pp. 327–412). (Chapter 7)
[http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0706\(05\)01007-4](http://dx.doi.org/10.1016/S1574-0706(05)01007-4)
- Harvey, A. C., & Koopman, S. J.** (1997). Multivariate structural time series models. In C. Heij, H. Schumacher, B. Hanzon, & K. Praagman (Orgs.), *System dynamics in economic and financial models* (pp. 269–285). John Wiley & Sons.
- IBGE – Instituto Brasileiro De Geografia E Estatística.** (2016a). *Pesquisa industrial anual: Empresa – IBGE/PIA*. Banco Sidra.
- IBGE – Instituto Brasileiro De Geografia E Estatística.** (2016b). *Pesquisa industrial mensal: produção física – IBGE/PIM-PF*. Banco Sidra.
- IBGE – Instituto Brasileiro De Geografia E Estatística.** (2016c). *Sistema de contas nacionais trimestrais – IBGE/SCT* [Série encadeada do índice trimestral]. IBGE.
- IMF – International Monetary Fund.** (2015, outubro). Global trade, what's behind the slowdown? In *World economic outlook: Adjusting to lower commodity prices* (cap. 2). Washington, DC: IMF.
- Ipea.** (2016). *Ipeadata*. Ipea. Acessado em 23 de maio de 2016:
<http://www.ipeadata.gov.br>
- Kalra, S.** (2016, julho). *6½ decades of global trade and income: “new normal” or “back to normal” after GTC and GFC?* (Working Paper N° 139). Washington: IMF.
- Moauero, F., & Savio, G.** (2005). Temporal disaggregation using multivariate structural time series models. *Econometrics Journal*, 8, 214–234.
<https://www.jstor.org/stable/23113639>
- OECD – Organisation For Economic Co-Operation And Development.** (2016). *Global growth warning: Weak trade, financial distortions* [Interim Economic Outlook]. Genebra. <https://www.oecd.org/economy/outlook/OECD-Interim-Economic-Outlook-September-2016-handout.pdf>
- Santos, C. H. M. d., Cieplinski, A. G., Pimentel, D., & Bhering, G.** (2015, março). *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 N° 2046). Rio de Janeiro: IPEA.
https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2046.pdf

Apêndice.

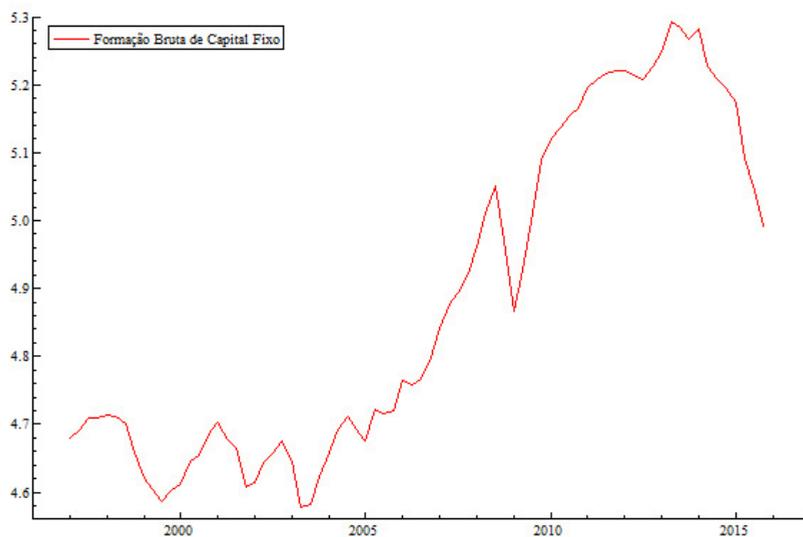
Este apêndice exhibe os resultados do modelo univariado para a formação bruta de capital fixo e o consumo das famílias. Quanto à performance da formação bruta de capital fixo, no Brasil, no intervalo de 1997 a 2015, a [Figura 6](#) destaca os dois movimentos de retração mais relevantes, quais sejam, o período da crise de 2008–2009 e, de forma mais intensa, no final período analisado.

Os resultados da estimação do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção estão reportados na [Tabela 2](#), enquanto os componentes não observáveis podem ser vistos na [Figura 7](#).

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 ([Figura 8](#)), 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 ([Figura 9](#)).

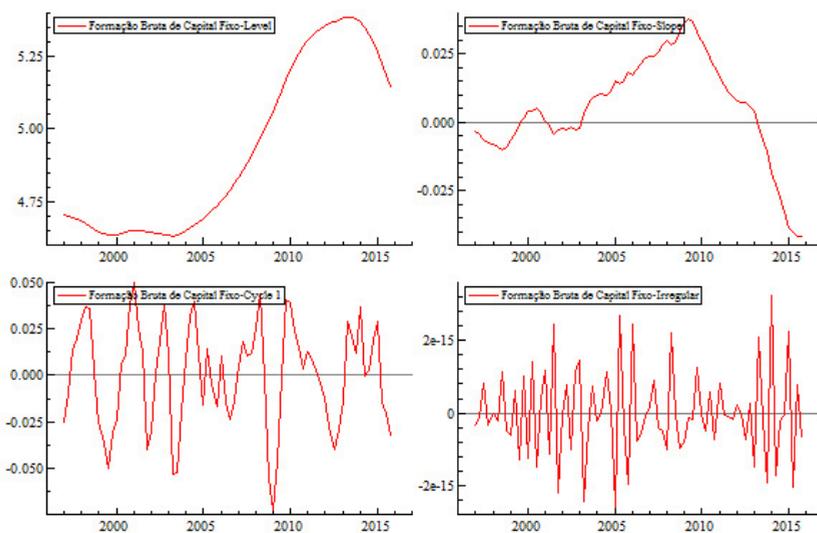
Foram identificadas duas quebras de nível no modelo para o consumo, uma no terceiro trimestre de 2001 e outra no quarto trimestre de 2008. Conforme gráfico acima e à direita, há uma reversão na taxa de crescimento do consumo das famílias no Brasil desde o período posterior à Crise Financeira Global de 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.



Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016c).

Notas: 1. Gráfico gerado pelo software Stamp. 2. Dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Figura 6. Formação bruta de capital fixo no Brasil – 1997–2015



Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016c).

Notas: 1. Estimativas geradas pelo software Stamp. 2. Dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

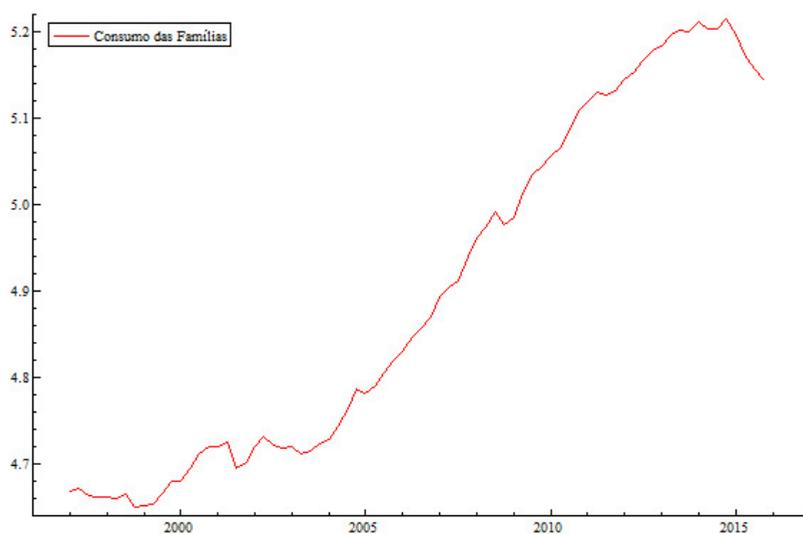
Figura 7. Componentes do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para a formação bruta de capital fixo

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
	Outlier 2008(3)	0,05764*		
	Quebra de nível em 2009(1)	-0,11970*		
Ciclo	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 Informação 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		

Notas: 1. q-ratio mede a razão entre a variância do erro em relação à variância do erro do termo irregular. 2. Rd² é o "R² 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. 3. O teste Q(p, q) de Box-Ljung tem como hipótese nula (H₀) a ausência de autocorrelação nos resíduos até o lag p e tem distribuição χ^2_q . 4. H(h) é o teste com a hipótese nula de homocedasticidade e o teste segue distribuição F(h, h). 5. O teste de Bowman-Shenton tem como H₀ a normalidade dos resíduos e distribuição χ^2_2 . 6. O teste de falha de previsão testa a H₀ de que o valor previsto é igual ao valor observado e tem distribuição χ^2_8 . Para isso o Stamp utiliza a amostra até T - 8 para estimação do modelo e realiza previsão fora da amostra e compara com as últimas oito observações.

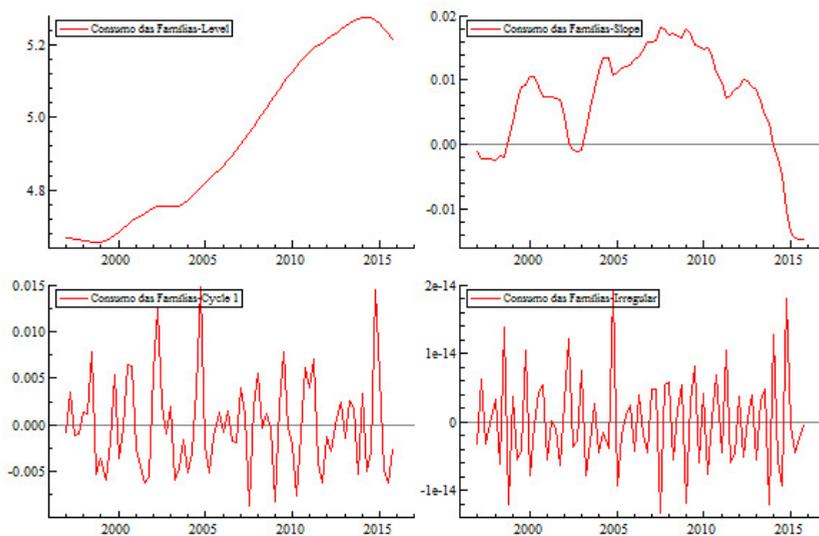
*Estatisticamente significativo a 1% de significância.



Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016c).

Notas: 1. Gráfico gerado pelo software Stamp. 2. Dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Figura 8. Consumo das famílias no Brasil – 1997 a 2015



Fonte dos dados brutos: IBGE/SCT (2016c).

Notas: 1. Gráfico gerado pelo software Stamp. 2. Dados em logaritmo natural e ajustados sazonalmente através do método X-12 Arima.

Figura 9. Componentes do modelo de tendência suavizada com ciclo e intervenção para o consumo das famílias

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	p-valores	
	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	
	Máxima verossimilhança	336,610000		
	Convergência	forte		
	Estado estacionário	encontrado		

Notas: 1. *q-ratio* mede a razão entre a variância do erro em relação à variância do erro do termo irregular. 2. Rd² é o "R² 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. 3. 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^2_d . 4. $H(h)$ é o teste com a hipótese nula de homocedasticidade e o teste segue distribuição $F(h, h)$. 5. O teste de Bowman-Shenton tem como H_0 a normalidade dos resíduos e distribuição χ^2_3 . 6. O teste de falha de previsão testa a H_0 de que o valor previsto é igual ao valor observado e tem distribuição χ^2_8 . Para isso o Stamp utiliza a amostra até $T - 8$ para estimação do modelo e realiza previsão fora da amostra e compara com as últimas oito observações.

*Estatisticamente significativo a 1% de significância.