

Sara Emília de Figueiredo Santos

**Método de Trimestralização dos Principais Agregados das Contas
Nacionais na Óptica da Despesa**

Banco de Cabo Verde

Praia - 2012

Ficha Técnica

Título: Método de Trimestralização dos Principais Agregados das Contas Nacionais na Óptica da Despesa

Colecção: Cadernos do Banco de Cabo Verde

Série: Working Papers, n.º 12/2012

Editor: Banco de Cabo Verde

Avenida Amílcar Cabral, n.º 27 • C.P. 101 • Praia • Cabo Verde

Tel.: + 238 260 7181/92 • Fax + 238 26144 47 • www.bcv.cv

Paginação: Banco de Cabo Verde

Publicação: On-line

“Os Working Papers são trabalhos em evolução, cuja publicação visa incentivar o debate e o aprofundamento dos temas tratados. Os pontos de vista expressos são os dos seus autores e não reflectem, necessariamente, os do Banco de Cabo Verde, nem vinculam de qualquer forma esta Instituição”.

Índice

Resumo	5
I. Introdução	6
II. Metodologia	8
II.1 - O Método de Desagregação Temporal	8
II.2 - O Modelo de Análise Factorial Aproximado	12
O Modelo	13
Estimação do Modelo pelo Método das Componentes Principais	13
O Problema dos <i>Missing Values</i> : o Algoritmo <i>Expectation Maximization</i> (EM)	15
III. Descrição e Análise Preliminar dos Dados	17
IV. Resultados	20
V. Considerações Finais	41
Anexos	42
Referências Bibliográficas	45

Resumo

Neste trabalho, procura-se trimestralizar os principais agregados das Contas Nacionais Anuais de Cabo-Verde, com base em técnicas de desagregação temporal com e sem recurso a indicadores associados. Dado o elevado número de indicadores associados e o problema de escassez de graus de liberdade em virtude da reduzida dimensão da amostra, procura-se utilizar o Modelo de Análise Factorial Aproximado, de forma a modelar-se a covariabilidade das séries em termos de um número relativamente pequeno de factores latentes não observados e que reúna a informação de todos os potenciais indicadores. Apesar das limitações com que se deparou, os resultados encontrados foram em geral satisfatórios. As diferenças entre as séries trimestrais estimadas e as correspondentes séries anuais das contas nacionais foram em geral mínimas, reflectindo o facto dos valores anuais de referência estarem relativamente próximos dos valores anuais implícitos nos valores trimestrais.

I. Introdução

Este trabalho tem como objectivo fundamental trimestralizar os principais agregados das Contas Nacionais de Cabo-Verde na óptica da despesa, com base em técnicas de desagregação temporal com e sem recurso a indicadores associados, nomeadamente, a indicadores quantitativos e qualitativos. Em Cabo-Verde não existem Contas Nacionais numa base trimestral, o que dificulta a realização de estudos sobre a economia caboverdiana com base em dados trimestrais, de entre os quais se pode destacar a construção de modelos de previsão trimestral para Cabo-Verde e a análise mais adequada das flutuações conjunturais.

O presente trabalho procura aplicar algumas técnicas na desagregação trimestral dos principais agregados das contas nacionais na óptica da despesa, em particular, as sugeridas por Chow e Lin (1971), Denton (1971), Fernandez (1981) e Litterman (1983), não obstante estas técnicas não considerarem os desenvolvimentos mais recentes da literatura econométrica, tipicamente a introdução das especificações dinâmicas, das análises de cointegração, entre outros.

Dado, por um lado, o elevado número de indicadores associados para alguns agregados a trimestralizar e, por outro lado, o problema de escassez de graus de liberdade em virtude da reduzida dimensão da amostra (apenas 10 anos, cobrindo o período de 1998:1 a 2007:4), não é possível considerar para estes agregados a formulação habitual das técnicas acima referidas. Por isso, neste trabalho, procura-se utilizar o modelo de análise factorial aproximado, de forma a modelar-se a covariabilidade das séries em termos de um número relativamente

pequeno de factores latentes não observados e que reúna a informação de todos os potenciais indicadores, nomeadamente a variação idiossincrática média das séries individuais.

A estimação do modelo é, assim, realizada em um processo de duas etapas: em primeiro lugar, estimam-se os factores a partir dos indicadores associados utilizando-se o método das componentes principais e, em segundo lugar, por meio dos métodos acima referidos, estima-se a relação entre o agregado a trimestralizar e o factor que represente a maior variabilidade comum dos dados. Esta abordagem de estimação segue uma das abordagens proposta recentemente no artigo de Angelini et al. (2006), embora partindo-se de uma motivação diferente.

Além de um problema de escassez de graus de liberdade, o presente trabalho debruçou-se ainda sobre um problema de *Missing Values* (observações em falta), em particular nos indicadores qualitativos de conjuntura, tendo-se assim um painel de dados desequilibrado. Com o objectivo de se estimar os valores em falta e, ao mesmo tempo, tratar-se o problema dos *outliers* existentes nos dados, utilizou-se o Algoritmo “*Expectation Maximization*” (EM) na versão de Stock e Watson (2002a, 2002b) para a análise factorial, um método iterativo que resolve estes problemas de forma fácil e eficaz.

De realçar que a informação divulgada aqui deverá ser interpretada como uma primeira versão que tenderá a ser actualizada regularmente, reflectindo não só a disponibilização de informação mais actualizada e as usuais revisões estatísticas para os dados mais recentes, como também as alterações de procedimento que se vierem a considerar convenientes. As séries trimestrais divulgadas neste trabalho caracterizam-se pela sua consistência com os valores anuais considerados, os quais consistem fundamentalmente nos valores das Contas Nacionais do INE de 1998 a 2007.

II. Metodologia

II.1 - O Método de Desagregação Temporal

Considere-se o vector $Y_{(J \times 1)}$ como sendo a série anual observável no período amostral (J anos) e a principal fonte de informação a ser utilizada na desagregação. Adicionalmente, poderá dispor-se trimestralmente de alguns indicadores correlacionados com a variável em análise, ou seja, $x_{(T \times N)}$, a matriz das observações dos N indicadores associados disponíveis trimestralmente ($T \geq 4J$). O objectivo é estimar $y_{(T \times 1)}$, ou seja, a série trimestral (não observável).

Assim, considere-se o caso da distribuição/extrapolação de uma variável fluxo Y_j , cujos correspondentes valores trimestrais y_t são desconhecidos. No que diz respeito a Y_j , (i) admite-se que os valores anuais correspondem à soma dos valores trimestrais, ou seja, $Y_j = \sum_{t=4j-3}^{4j} y_t$ ($j = 1, 2, \dots, J$) e, (ii) supõe-se que o modelo ao nível desagregado seja:

$$\ln y_t = x'_t \beta + u_t \quad (1)$$

Onde x_t é o vector ($N \times 1$) de indicadores associados e u_t é uma perturbação aleatória de média zero.

Considerando-se a expansão das séries de Taylor de primeira ordem de $\ln y_t$, em torno da média em nível do

período da variável a ser estimada, $\bar{Y}_j = \frac{1}{4} \sum_{t=4j-3}^{4j} y_t = \frac{Y_j}{4}$, tem-se que,

$$\ln y_t \cong z_t = \ln \bar{Y}_j + \frac{1}{\bar{Y}_j} (y_t - \bar{Y}_j) = \ln Y_j - \ln 4 + \frac{4y_t}{Y_j} - 1$$

$$\text{e, } Z_j = \sum_{t=4j-3}^{4j} z_t = 4 \ln Y_j - 4 \ln 4 + \frac{4 \sum_{t=4j-3}^{4j} y_t}{Y_j} - 4 = 4 \ln Y_j - 4 \ln 4$$

Consequentemente, o modelo agregado observável será, aproximadamente (abstraindo do erro de aproximação):

$$Z_j = X'_j \beta + U_j \tag{2}$$

$$\text{Onde, } Z_j = 4 \ln Y_j - 4 \ln 4, X_j = \sum_{t=4j-3}^{4j} x_t \text{ e } U_j = \sum_{t=4j-3}^{4j} u_t.$$

Expressando o modelo (2) em termos da taxa de variação da variável de interesse, tem-se o seguinte modelo de regressão trimestral nas primeiras diferenças ou o modelo *deltalog*:

$$\Delta z_t = \Delta x'_t \beta + \varepsilon_t \tag{3}$$

Onde $\Delta z_t \cong \Delta \ln y_t = \ln \frac{y_t}{y_{t-1}}$ e o processo $\{u_t\}$ está definido por $\Delta u_t = \varepsilon_t$. Dependendo das hipóteses

assumidas para o termo do erro, poder-se-á considerar a abordagem clássica de desagregação de Chow e Lin de acordo com a formulação original AR(1) aplicada ao modelo (2) ou com uma das suas variantes (Fernandez, 1981, Litterman, 1983) aplicada ao modelo (3).

Como consequência, uma estimativa para y_t é, assim, dada por:

$$\hat{y}_t = \exp(\hat{z}_t) \quad (4)$$

Devido à aproximação, os valores estimados em (4) violam as restrições de agregação, ou seja,

$$\sum_{t=4j-3}^{4j} \hat{y}_t \neq Y_j \Leftrightarrow Y_j - \sum_{t=4j-3}^{4j} \hat{y}_t = R_j \neq 0 \quad (5)$$

Pelo que, como sugerido por Proietti (1999), a solução mais simples é adoptar o algoritmo de Denton (1971), de forma a distribuir-se os resíduos ao longo dos períodos trimestrais. O vector das estimativas finais, \tilde{y} , é obtido adicionando às estimativas preliminares em \hat{y} um termo resultante da distribuição dos resíduos anuais no vector R:

$$\tilde{y} = \hat{y} + (D'D)^{-1} C' [C(D'D)^{-1} C']^{-1} R \quad (6)$$

Onde C é a matriz de agregação para os fluxos e D é a matriz dada em (12).

Quando não se dispõe de uma matriz $x_{(T \times N)}$ de indicadores associados, a estimação é em geral efectuada tendo em conta apenas os valores anuais da variável, ou seja, o vector $Y_{(J \times 1)}$. Estes valores servem de restrições na estimação da variável trimestral. Nestas condições, um dos procedimentos usuais na trimestralização da variável

pode ser utilizar métodos matemáticos, cujo principal objectivo é obter uma série desagregada que não apresente grandes irregularidades. Entre estes métodos, destaca-se o método de Lisman e Sandee (1964) e o de Boot, Feibes e Lisman, (1967).

Reconhecendo que a resolução do problema de desagregação temporal sem o auxílio de indicadores é intrinsecamente arbitrária, Boot et al. (1967) propuseram um critério a seu ver “menos arbitrário” que o de Lisman e Sandee, explicitando um problema de minimização da soma dos quadrados das diferenças entre os valores trimestrais estimados, sujeita à restrição de que a soma dos trimestres para um dado ano seja igual ao total anual da série. Boot et al. (1967) sugeriram dois critérios alternativos de minimização:

- i. Minimização em primeiras diferenças: os valores são obtidos minimizando os quadrados das primeiras diferenças entre os valores estimados, isto é, pela resolução do seguinte problema de minimização:

$$\min \sum_{t=2}^T (y_t - y_{t-1})^2 \quad (7)$$

$$\text{sujeito a } \sum_{t=4j-3}^{4j} y_t = Y_j (j = 1, 2, \dots, J)$$

- ii. (ii) Minimização em segundas diferenças: os mesmos autores propuseram em alternativa a minimização da soma dos quadrados das segundas diferenças, isto é, a resolução do seguinte problema:

$$\min \sum_{t=3}^T (\Delta y_t - \Delta y_{t-1})^2 \quad (8)$$

$$\text{sujeito a } \sum_{t=4j-3}^{4j} y_t = Y_j (j = 1, 2, \dots, J)$$

Esta alternativa soluciona o facto de o problema (7) resultar em séries “achatadas” nas pontas e, por vezes, não produzir resultados satisfatórios em alguns casos, nomeadamente em trimestralizar séries que apresentem uma tendência continuamente crescente ou decrescente. Da solução desses dois problemas resulta uma série alisada compatível com a série anual observável.

II.2 - O Modelo de Análise Factorial Aproximado

Na estimação macroeconómica, muitas vezes, depara-se com uma situação em que o número de séries candidatas a possíveis variáveis explicativas (N) é muito grande relativamente ao número de observações das séries temporais disponíveis (T). Nesta situação, não é possível considerar a formulação habitual das técnicas de desagregação temporal apresentada na secção anterior. Assim, neste trabalho vai se simplificar este problema, através da representação de um modelo de análise factorial aproximado, de forma a modelar-se a covariabilidade das séries em termos de um número relativamente pequeno de factores latentes não observados e que reúna a informação de todos os potenciais indicadores, nomeadamente, a variação idiossincrática média das séries individuais. A estimação do modelo é, portanto, realizada em um processo de duas etapas (Angelini et al. (2006)): em primeiro lugar, estimam-se os factores a partir dos indicadores associados utilizando-se o método das componentes principais e, em segundo lugar, por meio dos métodos de desagregação temporal acima referidos, estima-se a relação entre o agregado a trimestralizar e o factor que representa a maior variabilidade comum dos dados.

O Modelo

Considere-se x_t como sendo o vector ($N \times 1$) de N indicadores associados (ou candidatos a possíveis variáveis explicativas) observados no trimestre t , transformados de modo a apresentarem média zero e variância unitária. Assume-se que x_t admite a representação de um modelo de análise factorial com r factores latentes comuns,

$$x_t = \Lambda f_t + e_t \quad (9)$$

$$y_t^0 = \beta' f_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Onde e_t é um vector ($N \times 1$) de distúrbios idiossincráticos (não observados), f_t é um vector ($r \times 1$) de factores (não observados), Λ é uma matriz ($N \times r$) de cargas factoriais (também não observadas), y^0 é a série trimestral a ser estimada, β é um vector ($r \times 1$) de coeficientes desconhecidos e ε_t é um termo residual. De entre outras possíveis formulações, considera-se uma estrutura AR(1) para ε_t , tendo em conta o procedimento de desagregação temporal de Litterman (1983), uma das variantes da abordagem clássica de Chow e Lin (1971).

Estimação do Modelo pelo Método das Componentes Principais

Os parâmetros do modelo (9) - (10), incluindo as cargas factoriais e as variâncias do erro, são desconhecidos e precisam de ser estimados a partir dos dados da amostra. De entre outros métodos propostos na literatura económica, o método mais simples e comum para a estimação do modelo (9) - (10), é o método das componentes principais, uma técnica de análise multivariada, cujo desenvolvimento teve início com Karl Pearson em 1901 e foi inserida na estatística matemática por Harold Hotelling em 1933; Actualmente, vem sendo largamente utilizada em várias áreas do conhecimento.

Assim, tendo em conta os estimadores de mínimos quadrados de Λ e f_t a partir de (9), a função objectivo é dada por:

$$V(f, \Lambda) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \lambda_i' f_t)^2 \quad (11)$$

$$\text{sujeito a } \frac{1}{T} f' f = I_r$$

Onde $f = (f_1, f_2, \dots, f_T)'$ e λ_i é a i -ésima linha de Λ . \hat{f} e $\hat{\Lambda}$ são os minimizadores de $V(f, \Lambda)$. Este problema é resolvido definindo-se $\hat{\Lambda}$ como sendo igual aos autovectores de xx' correspondente aos seus r maiores autovalores. O estimador resultante de componentes principais de f é então,

$$\hat{f} = x' \hat{\Lambda} / N \quad (12)$$

que é a matriz dos primeiros r autovectores de xx' .

Para garantir a consistência do método das componentes principais na estimação do espaço dos factores, são necessárias algumas hipóteses sobre os factores, as cargas factoriais e as componentes idiossincráticas do modelo (9). Para mais detalhes sobre estas hipóteses, ver Stock e Watson (2002b)¹.

¹ Sobre as propriedades assintóticas do método das componentes principais aplicado ao modelo de análise factorial aproximado, ver Connor e Korajczyk (1986,1988,1993), Stock e Watson (1998,2002a,2002b,2004), Bai e Ng (2002) e Amengual e Watson (2007).

Seleção do Número de Componentes Principais

Uma das maiores dificuldades na utilização do método das componentes principais está na seleção do número de componentes, por ser esta uma decisão muito subjectiva. Na literatura, foram propostos diversos métodos de seleção de componentes principais, desde os métodos mais clássicos, como o Método do Diagrama de Autovalores introduzido por Cattell (1966), o método de Kaiser e o método da percentagem acumulada de variância explicada, a métodos mais recentes sugeridos por Stock e Watson (1998,2002a,2004), Bai e Ng (2002), entre outros.

No entanto, refira-se que neste trabalho, dado o problema da escassez de graus de liberdade em virtude da reduzida dimensão da amostra, não se levará em conta estes critérios. A nossa escolha recairá unicamente sobre a primeira componente principal, que representa a maior variabilidade comum dos dados da amostra.

O Problema dos *Missing Values*: o Algoritmo *Expectation Maximization* (EM)

Além de um problema de escassez de graus de liberdade derivado da reduzida dimensão da amostra, o presente trabalho vai deparar-se também com o problema de observações em falta (*Missing Values*) em algumas séries. Face ao problema já existente da reduzida amostra e para não se perder mais nenhuma informação relevante, era necessário estimar-se estes valores em falta de forma a ter-se um painel de dados completo ou equilibrado e sobre o qual poder-se-ia aplicar a análise *standard* das componentes principais.

Stock e Watson (2002a) desenvolveram um algoritmo EM² no contexto de estimação de um modelo de análise factorial, tendo em conta um painel de dados desequilibrado contendo algumas irregularidades, de entre as quais observações em falta. Neste caso, como a análise *standard* de componentes principais não é aplicável, ele propôs uma modificação da estimação pelo método das componentes principais. Em termos gerais, o algoritmo EM de Stock e Watson (2002a) consiste no seguinte: supondo que algumas observações de x_{it} estão em falta e, portanto, o painel de dados encontra-se incompleto ou desequilibrado, os estimadores de mínimos quadrados de Λ e f_t a partir de (9) são calculados, neste caso, tendo em conta a seguinte função objectivo:

$$V^*(f, \Lambda) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T I_{it} (x_{it} - \lambda'_i f_t)^2 \quad (13)$$

Onde $I_{it} = 1$ se x_{it} está disponível e 0 caso contrário. V^* é, portanto, uma versão de V em (11) para dados em falta (Para mais detalhes sobre o funcionamento do Algoritmo EM, ver Stock e Watson (2002a)).

² O algoritmo EM é um procedimento iterativo que calcula as estimativas de máxima verosimilhança na presença de observações em falta. Foi desenvolvido e explicado pela primeira vez por Dempster, Laird e Rubin (1977). Desde então, tem vindo a ser utilizado em muitos trabalhos empíricos em diversas áreas.

III. Descrição e Análise Preliminar dos Dados

Nesta secção, apresentam-se os dados utilizados na elaboração deste trabalho. Inicia-se com a apresentação da amostra utilizada e do seu horizonte temporal e, de seguida, o tratamento e uma análise preliminar dos dados da amostra.

A escolha da amostra teve em conta, essencialmente, a disponibilidade de dados. Assim, a amostra sobre a qual incide este trabalho inclui dados referentes:

(1) Contas Nacionais do INE, nomeadamente, o valor a preços constantes (ou em volume) dos principais agregados das Contas Nacionais na óptica da despesa, cobrindo o período de 1998 a 2007;

(2) indicadores quantitativos, nomeadamente, as exportações de bens e as importações por tipo de bens a preços correntes (ou em valor), o Índice de Preços no Consumidor (IPC) geral e por classes de produtos, o Índice de Preços das importações por tipo de bens e os preços internacionais de mercadorias, todos com periodicidade trimestral cobrindo o período de 1998:1 a 2007:4;

(3) indicadores qualitativos resultantes dos inquéritos de conjuntura do INE aos sectores do Comércio, do Turismo e da Construção, do período de 2002:1 a 2007:4.

Com efeito, o conjunto completo dos dados da amostra cobre um total de 54 séries trimestrais para Cabo Verde, cobrindo o período de 1998:1 a 2007:4.

As séries foram todas ajustadas de flutuações sazonais, utilizando-se para este efeito, o procedimento X-12ARIMA pelo método multiplicativo. Para a construção das séries a preços constantes, as importações por tipo de bens foram deflacionadas utilizando-se o índice de preços das importações. Para as exportações de bens, não

se dispondo de um índice de preços correspondente, utilizou-se como deflatores, tanto os preços internacionais de mercadorias como o índice de preços no consumidor. Por sua vez, os indicadores qualitativos resultantes dos inquéritos trimestrais de conjuntura do INE, avaliados em saldos de respostas extremas, foram transformados em índices seguindo a metodologia sugerida por Santos, E.A. (1986). De realçar, que as séries de indicadores qualitativos contêm observações em falta (*Missing Values*), já que cobrem um período mais curto de 2002:1 a 2007:4, pelo que se está em presença de um painel de dados incompleto ou desequilibrado, no qual um subconjunto de 25 séries não está disponível para o período amostral completo.

Dado que o período amostral das séries é curto (apenas 10 anos), não se efectuaram testes de raízes unitárias para analisar-se o grau de integração das variáveis. Contudo, uma análise gráfica preliminar das variáveis leva a supor que a generalidade das variáveis não será estacionária, dada a tendência, em geral crescente, que as mesmas apresentam. Fica, no entanto, por determinar se essa tendência é determinística ou estocástica e, neste caso, qual o grau de integração das séries. Assim, tanto os agregados a trimestralizar como os indicadores foram submetidos a duas etapas preliminares: a transformação em logaritmos, seguindo-se a abordagem sugerida por Di Fonzo (2003) e, de seguida, nas primeiras diferenças de forma a se neutralizar a tendência e, desse modo, estabilizar a média das variáveis.

No entanto, os dados transformados apresentavam inúmeros *outliers* (ocorrências excepcionais, anomalias), pelo que além do problema de valores em falta (*Missing Values*), deparou-se com um problema de *outliers*. Assim, era necessário não só estimar os valores em falta, nomeadamente os valores referentes aos indicadores qualitativos, para o período de 1998:1 a 2001:4, por forma a se ter um painel de dados completo ou equilibrado, mas também fazer o devido tratamento dos *outliers*.

Para resolver estes dois problemas, utilizou-se o Algoritmo *Expectation Maximization* (EM) na versão de Stock e Watson para o modelo de análise factorial. Em primeiro lugar, fez-se o rastreio dos *outliers*, em que as observações com valor absoluto superior a 3 vezes o desvio padrão passaram a ser consideradas valores em falta; em segundo lugar, estimou-se os valores em falta, primeiro os resultantes de *outliers* considerando o subconjunto que constitui o painel equilibrado (ou o bloco de séries “completo”) e, depois, acrescentando uma série de cada vez. Posteriormente, todas as séries nas primeiras diferenças foram desfasadas de um, dois e três períodos e, por fim, foram estandardizadas de forma a apresentarem média zero e variância unitária.

As séries utilizadas neste trabalho cobrem um conjunto de variáveis distribuídas em: (1) variáveis anuais, como os agregados a trimestralizar e, (2) variáveis trimestrais, como os possíveis indicadores quantitativos e qualitativos (indicadores associados) dos agregados a trimestralizar. A escolha das variáveis trimestrais apresentadas em Anexo 1 (num total de 38 variáveis) teve em conta, essencialmente, a existência de correlação (tanto quanto possível forte) entre os agregados a trimestralizar e os indicadores a considerar na estimação.

IV. Resultados

A aplicação dos métodos de desagregação temporal ao problema da trimestralização dos principais agregados das Contas Nacionais na óptica da despesa traduziu-se na estimação de séries de periodicidade trimestral, cuja agregação garantisse uma consistência com os valores anuais. De uma forma geral, a estimação desse perfil intra-anual baseou-se na trimestralização:

- A) com recurso a um conjunto de indicadores associados, utilizando-se a abordagem descrita no capítulo II, admitindo-se o modelo (9) – (10) com todas as variáveis previamente estacionarizadas através de diferenças de logaritmos e com o termo residual da equação (10) gerado por um processo AR(1) tendo em conta o procedimento de Litterman;
- B) com recurso a um único indicador associado, utilizando-se o procedimento de desagregação de Litterman (1983), de acordo com o modelo (3) com os resíduos a seguirem um processo AR(1) em primeiras diferenças, ou seja, com $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \xi_t$, ξ_t i.i.d., $\rho < 1$;
- C) sem recurso a indicadores associados, com base em métodos univariados, neste caso no método de Boot, Feibes e Lisman (1967), em que se pretende essencialmente que a série trimestral não apresente grandes irregularidades.

De realçar, que a escolha pelo método de Litterman, no caso da trimestralização com recurso a indicadores associados, teve em conta, essencialmente: (i) a sua aplicabilidade a variáveis não estacionárias e, (ii) a sua adequabilidade em termos de ajuste e flexibilidade dos resultados obtidos relativamente aos indicadores de trimestralização considerados.

A. Trimestralização com Recurso a um Conjunto de Indicadores Associados

O processo de trimestralização com recurso a um conjunto de indicadores associados foi aplicado aos seguintes agregados anuais das Contas Nacionais: Consumo Privado, Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) Total e Privado. Assim, numa primeira fase e tendo em conta as variáveis quantitativas e qualitativas apresentadas na Tabela 1 previamente transformadas, procedeu-se ao ensaio dos modelos de regressão, considerando um único indicador de cada vez, para cada um dos agregados, fazendo-se deste modo a selecção dos indicadores associados potencialmente relevantes. Esta selecção teve por base, essencialmente, critérios estatísticos, nomeadamente: (i) o sinal (neste caso, positivo) dos coeficientes estimados; e, (ii) o rácio-t para a significância dos coeficientes no modelo. Desta selecção, com base nestes critérios, resultaram os seguintes indicadores associados para o Consumo Privado, para a FBCF Total e Privado, que se apresentam na Tabela 1³.

³ Dos indicadores associados (seleccionados), cabe realçar o facto surpreendente de não estarem incluídas as importações de bens de consumo não duradouros (ImpBeConsNDur), que se esperaria também estarem correlacionadas com o consumo privado. A explicação deste facto, contudo, está fora do âmbito deste trabalho.

Tabela 1 - Indicadores Associados para o Consumo Privado, para a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) Total e Privado

Indicadores Associados	Coefficiente β_0	Rácio-t	Coefficiente β_1	Rácio-t
<i>Consumo Privado</i>				
$\Delta ImpBeConsDur_{(t-2)}$	0,11	11,16	0,23	8,10
$\Delta VendComRet_{(t)}$	0,07	3,41	0,59	2,70
$\Delta VendElecGas_{(t-3)}$	0,14	6,88	0,35	4,16
<i>Formação Bruta de Capital Fixo Total</i>				
$\Delta ImpBensConst_{(t)}$	0,29	2,24	0,61	2,56
$\Delta ImpBensEquip_{(t-2)}$	0,27	2,26	1,16	2,76
$\Delta ActConst_{(t)}$	0,26	2,85	1,74	4,83
$\Delta ActConst_{(t-1)}$	0,29	3,21	1,55	4,43
$\Delta CartEncHab_{(t)}$	0,24	5,95	1,08	10,33
$\Delta CartEncEdif_{(t-2)}$	0,33	5,45	2,30	6,82
<i>Formação Bruta de Capital Fixo Privado</i>				
$\Delta ImpBensConst_{(t)}$	0,13	2,17	0,57	2,33
$\Delta ImpBensEquip_{(t-3)}$	0,36	2,28	0,37	2,13
$\Delta ActConst_{(t-1)}$	0,13	2,17	1,46	3,77
$\Delta ActConst_{(t-2)}$	0,14	2,88	5,46	7,79
$\Delta CartEncHab_{(t)}$	0,09	2,25	0,94	4,17
$\Delta CartEncHab_{(t-1)}$	0,10	2,00	0,90	3,43

Com esta selecção, verificou-se que o número de indicadores associados para cada um dos agregados a trimestralizar era elevado. Face ao problema da reduzida dimensão da amostra, pretendia-se utilizar apenas um indicador para cada agregado. Para se ultrapassar este problema e não se perder nenhuma informação relevante, tentando-se reter o máximo de informação possível num único indicador, utilizou-se a análise factorial. A estimação passou, então, a ser realizada em um processo de duas etapas. Em primeiro lugar, a partir dos indicadores seleccionados para cada um dos agregados, estimou-se os factores utilizando o método das componentes principais e, em segundo lugar, estimou-se a relação entre os agregados a trimestralizar e o factor

que representa o máximo da variabilidade total dos dados, utilizando o método de desagregação temporal de Litterman.

Estimação dos Factores pelo Método das Componentes Principais

Utilizando os indicadores seleccionados, procedeu-se à estimação dos factores para cada um dos agregados, utilizando o método das componentes principais. Nas Tabelas 2 e 3, apresentam-se as matrizes de correlação entre as variáveis seleccionadas (ou entre os indicadores associados) para os três agregados. Destas matrizes, pode-se verificar que as variáveis consideradas para os três agregados apresentam em geral alguma correlação entre si, o que indicia que será possível obter alguns factores comuns que expliquem uma proporção significativa da variância total dos dados.

Tabela 2 - Matriz de Correlação entre as Variáveis Seleccionadas para o Consumo Privado

	Consumo Privado		
	$\Delta\text{VendElecGas}_{(t-3)}$	$\Delta\text{ImpBeConsDur}_{(t-2)}$	$\Delta\text{VendComRet}_{(t)}$
$\Delta\text{VendElecGas}_{(t-3)}$	1,00		
$\Delta\text{ImpBeConsDur}_{(t-2)}$	0,51	1,00	
$\Delta\text{VendComRet}_{(t)}$	-0,08	0,13	1,00

Tabela 3 - Matriz de Correlação entre as Variáveis Seleccionadas para a FBCF Total e Privado

FBCF Total						
	$\Delta\text{ImpBensConst}_{(t)}$	$\Delta\text{ImpBensEquip}_{(t-2)}$	$\Delta\text{ActConst}_{(t)}$	$\Delta\text{ActConst}_{(t-1)}$	$\Delta\text{CartEncHab}_{(t)}$	$\Delta\text{CartEncEdif}_{(t-2)}$
$\Delta\text{ImpBensConst}_{(t)}$	1,00					
$\Delta\text{ImpBensEquip}_{(t-2)}$	0,12	1,00				
$\Delta\text{ActConst}_{(t)}$	-0,07	-0,03	1,00			
$\Delta\text{ActConst}_{(t-1)}$	0,39	0,26	0,33	1,00		
$\Delta\text{CartEncHab}_{(t)}$	0,10	0,09	0,39	0,50	1,00	
$\Delta\text{CartEncEdif}_{(t-2)}$	0,12	-0,16	0,004	0,51	-0,08	1,00
FBCF Privado						
	$\Delta\text{ImpBensConst}_{(t)}$	$\Delta\text{ImpBensEquip}_{(t-3)}$	$\Delta\text{ActConst}_{(t-1)}$	$\Delta\text{ActConst}_{(t-2)}$	$\Delta\text{CartEncHab}_{(t)}$	$\Delta\text{CartEncHab}_{(t-1)}$
$\Delta\text{ImpBensConst}_{(t)}$	1,00					
$\Delta\text{ImpBensEquip}_{(t-3)}$	0,04	1,00				
$\Delta\text{ActConst}_{(t-1)}$	0,39	-0,05	1,00			
$\Delta\text{ActConst}_{(t-2)}$	0,08	0,25	0,32	1,00		
$\Delta\text{CartEncHab}_{(t)}$	0,10	0,15	0,50	-0,18	1,00	
$\Delta\text{CartEncHab}_{(t-1)}$	0,06	0,09	0,39	0,50	0,29	1,00

Os autovalores associados e respectivas variações explicadas das componentes principais para o Consumo Privado, a FBCF Total e FBCF Privado estão resumidos na tabela 4. Tendo em conta que o objectivo desta análise é condensar (reduzir) o máximo de informação possível apenas num único factor, pelos motivos já referidos anteriormente, seleccionou-se em todos os casos as primeiras componentes principais (PC1). Estas representam uma maior variabilidade dos dados, já que explicam cerca de 50,5%, 33,9% e 34,9% da variância total, respectivamente para o caso do Consumo Privado, FBCF Total e FBCF Privado.

Tabela 4 - Percentual da Variação Total explicada pelas Componentes Principais

Componente Principal	Autovalor	% Variância Explicada	% Variância Explicada Acumulada
Consumo Privado			
PC1	1,51529800	50,51	50,51
PC2	1,03700480	34,57	85,08
PC3	0,44769716	14,92	100,0
FBCF Total			
PC1	2,03535850	33,92	33,92
PC2	1,29305290	21,55	55,47
PC3	1,16284110	19,38	74,85
PC4	0,78817384	13,14	87,99
PC5	0,56457018	9,41	97,40
FBCF Privado			
PC1	2,09260990	34,88	34,88
PC2	1,297984	21,63	56,51
PC3	1,027808	17,13	73,64
PC4	0,93897027	15,65	89,29
PC5	0,46440025	7,74	97,03

As correlações resultantes entre as componentes principais e as variáveis seleccionadas, ou seja, a estrutura dos *loadings*, estão, por sua vez, resumidas nas tabelas 5 e 6. Constatase pelo valor dos *loadings*, e tendo em conta os três casos, que na primeira componente principal (PC1) quase todas as variáveis detêm um maior peso (quase sempre em valor absoluto acima de 0,5). Sendo assim, pode-se então sugerir que esta primeira componente reúne o máximo possível da informação relevante dada pelos indicadores associados.

Tabela 5 - Correlações entre as Componentes Principais e as Variáveis Seleccionadas para o Consumo Privado

Variável Original	Componentes Principais		
	PC1	PC2	PC3
$\Delta\text{VendElecGas}_{(t-3)}$	0,86	0,24	0,45
$\Delta\text{ImpBeConsDur}_{(t-2)}$	0,88	-0,13	-0,46
$\Delta\text{VendComRet}_{(t)}$	0,09	-0,98	0,17

Tabela 6 - Correlações entre as Componentes Principais e as Variáveis Seleccionadas para a FBCF Total e Privado

Variável Original	FBCF Total - Componentes Principais				
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5
$\Delta\text{ImpBensConst}_{(t)}$	0,46	0,43	0,42	0,61	0,24
$\Delta\text{ImpBensEquip}_{(t-2)}$	0,26	-0,14	0,80	-0,51	0,09
$\Delta\text{ActConst}_{(t)}$	0,51	-0,56	-0,40	-0,05	0,52
$\Delta\text{ActConst}_{(t-1)}$	0,93	0,18	0,01	-0,14	-0,07
$\Delta\text{CartEncHab}_{(t)}$	0,67	-0,51	-0,03	0,21	-0,47
$\Delta\text{CartEncEdif}_{(t-2)}$	0,42	0,70	-0,44	-0,32	-0,04

Variável Original	FBCF Privado - Componentes Principais				
	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5
$\Delta\text{ImpBensConst}_{(t)}$	0,44	0,3	0,43	0,68	0,26
$\Delta\text{ImpBensEquip}_{(t-3)}$	0,24	-0,41	-0,69	0,54	-0,03
$\Delta\text{ActConst}_{(t-1)}$	0,82	0,32	0,19	-0,05	-0,38
$\Delta\text{ActConst}_{(t-2)}$	0,58	-0,72	0,23	-0,01	-0,22
$\Delta\text{CartEncHab}_{(t)}$	0,55	0,59	-0,53	-0,14	0,00
$\Delta\text{CartEncHab}_{(t-1)}$	0,74	-0,27	-0,03	-0,41	0,45

Estimação dos parâmetros do modelo auxiliar

Estimadas as componentes principais e seleccionada a primeira componente (PC1), passou-se de seguida à fase de estimação dos modelos trimestrais auxiliares para os três agregados, ou seja, da relação entre estes agregados a trimestralizar e a primeira componente principal (PC1). Os parâmetros estimados dos modelos estão resumidos na tabela 7. Dos resultados obtidos, constata-se no essencial para os três agregados que os coeficientes estimados têm todos o sinal esperado (positivo) e são significativos tendo em conta a estatística t-student⁴. Os parâmetros de autocorrelação estimados são, em todos os casos, inferiores a um ($\hat{\rho} < 1$), como esperado.

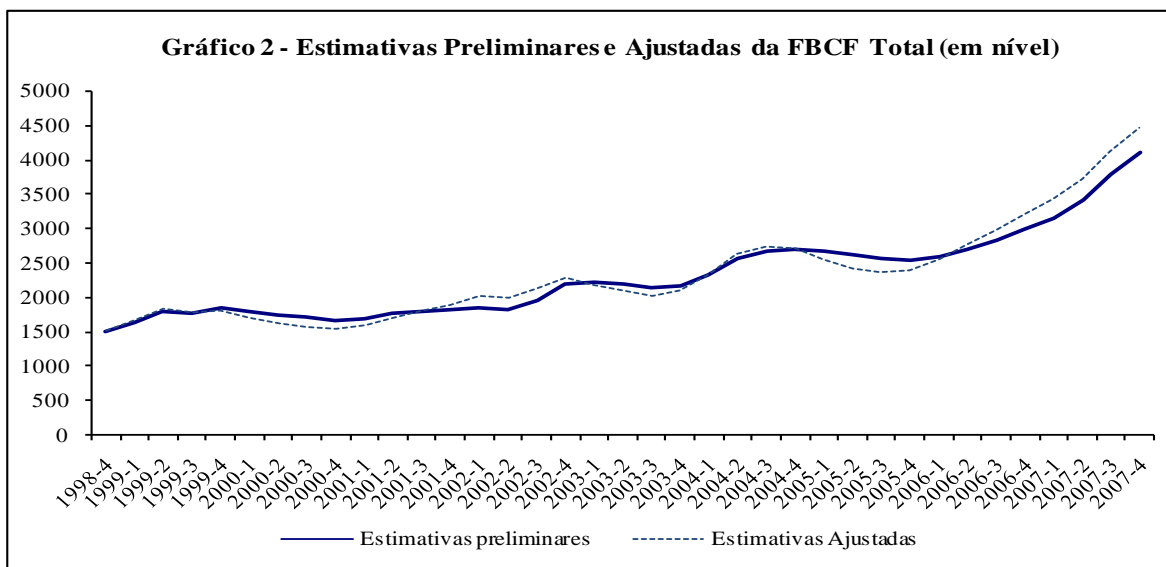
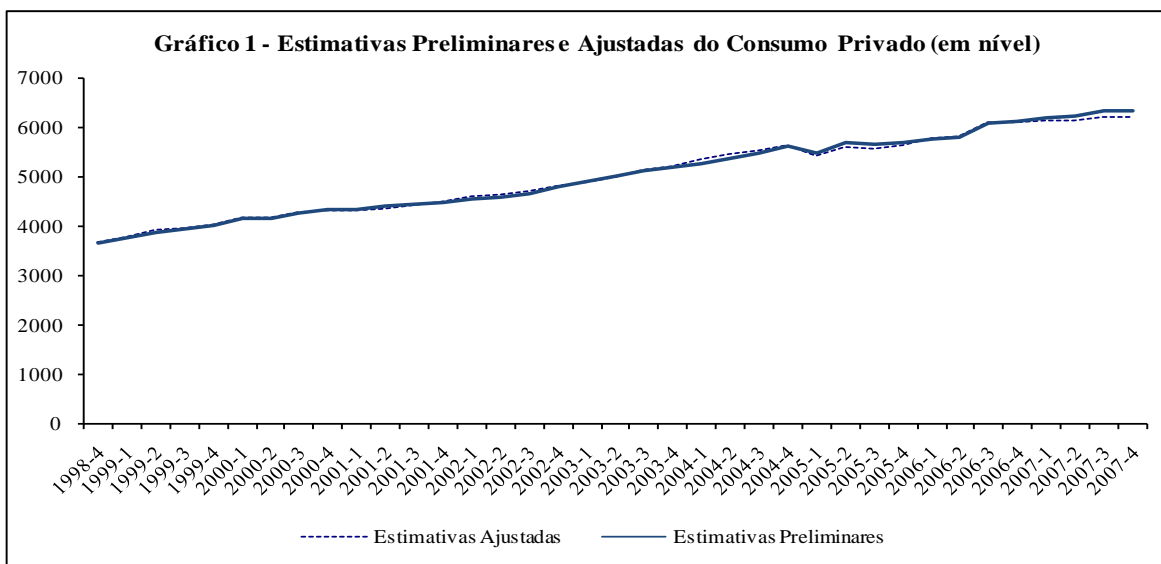
⁴ A exiguidade das observações anuais disponíveis não permitiu efectuar e analisar outros testes de especificação dos modelos trimestrais auxiliares estimados.

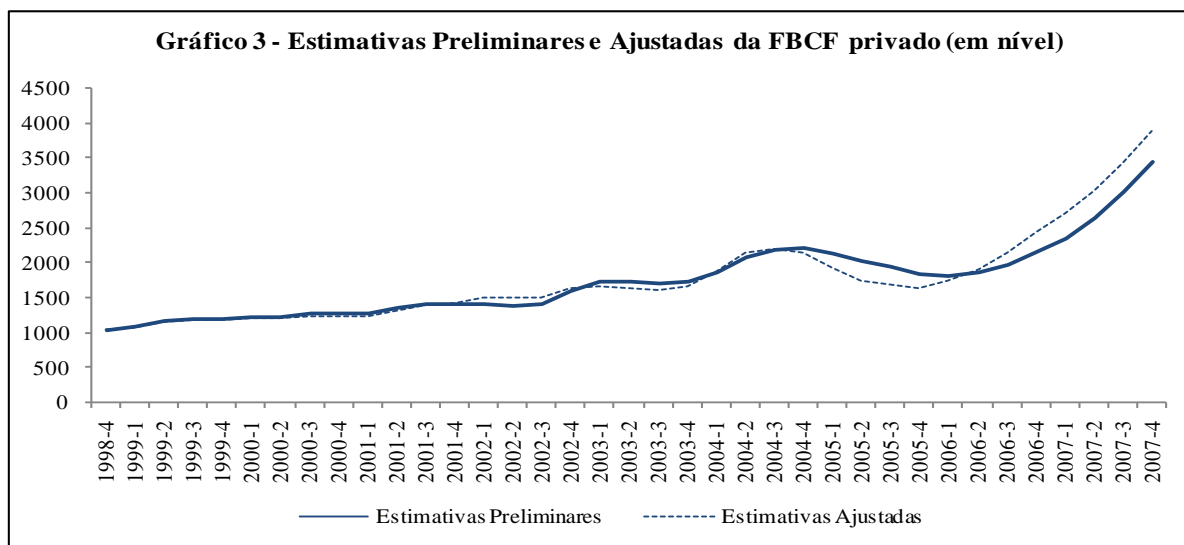
Tabela 7 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo Trimestral Auxiliar para o Consumo Privado, FBCF

Total e Privado			
Consumo Privado			
Valor do Parâmetro (ρ):	0,827427991		
Variável Dependente :	1		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Rácio-t</i>
Constante	0,00	0,01	9,56
PC1	0,05	0,01	6,22
FBCF Total			
Valor do Parâmetro (ρ):	0,893613207		
Variável Dependente :	1		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Rácio-t</i>
Constante	0,00	0,05	5,92
PC1	0,15	0,02	8,26
FBCF Privado			
Valor do Parâmetro (ρ):	0,841206378		
Variável Dependente :	1		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Rácio-t</i>
Constante	0,00	0,09	2,06
PC1	0,14	0,03	4,34

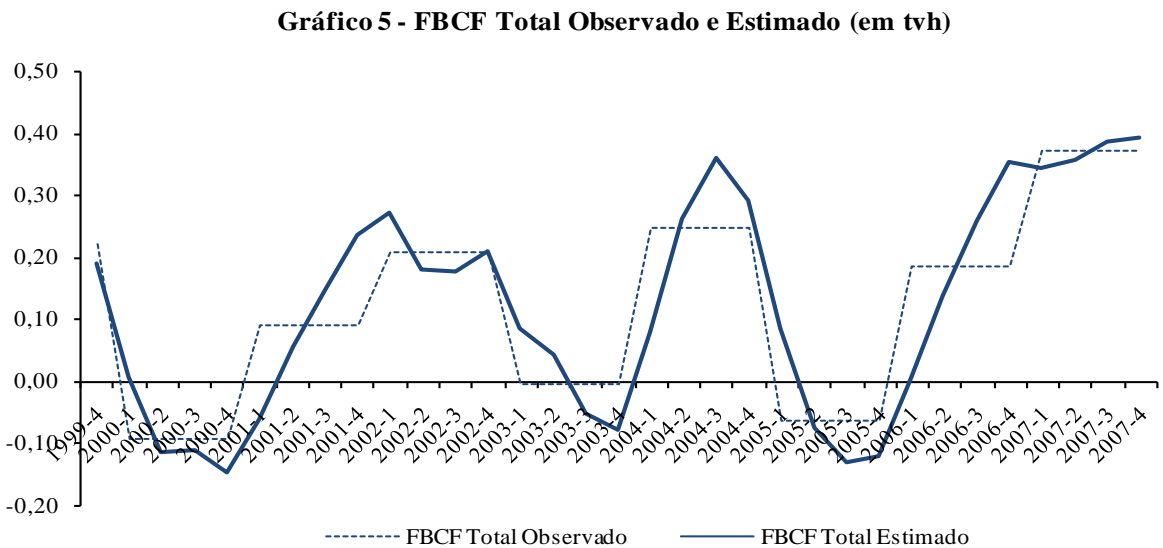
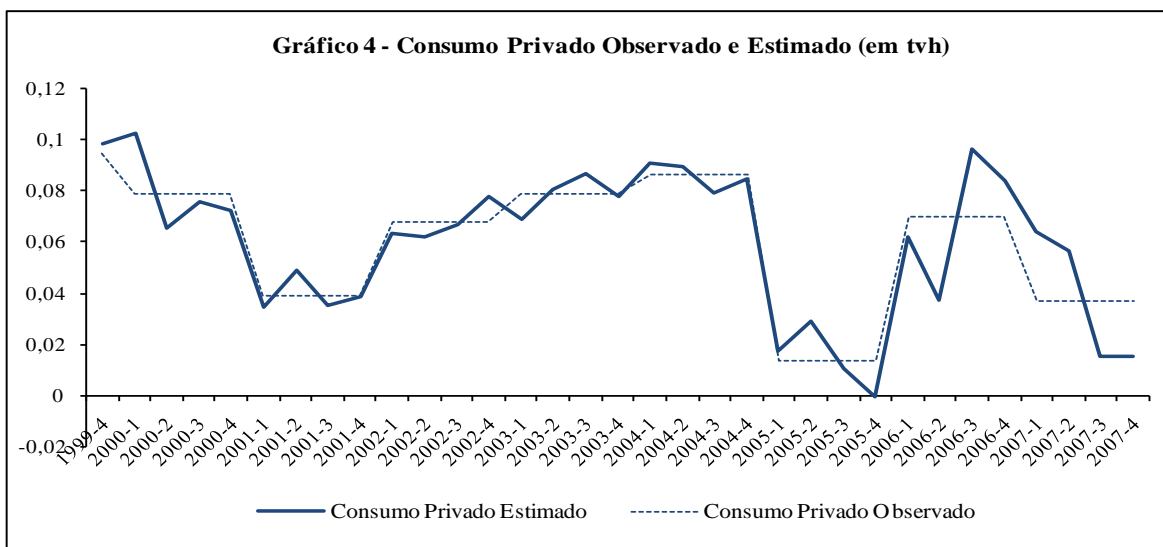
Nota: Output proveniente do ECOTRIM

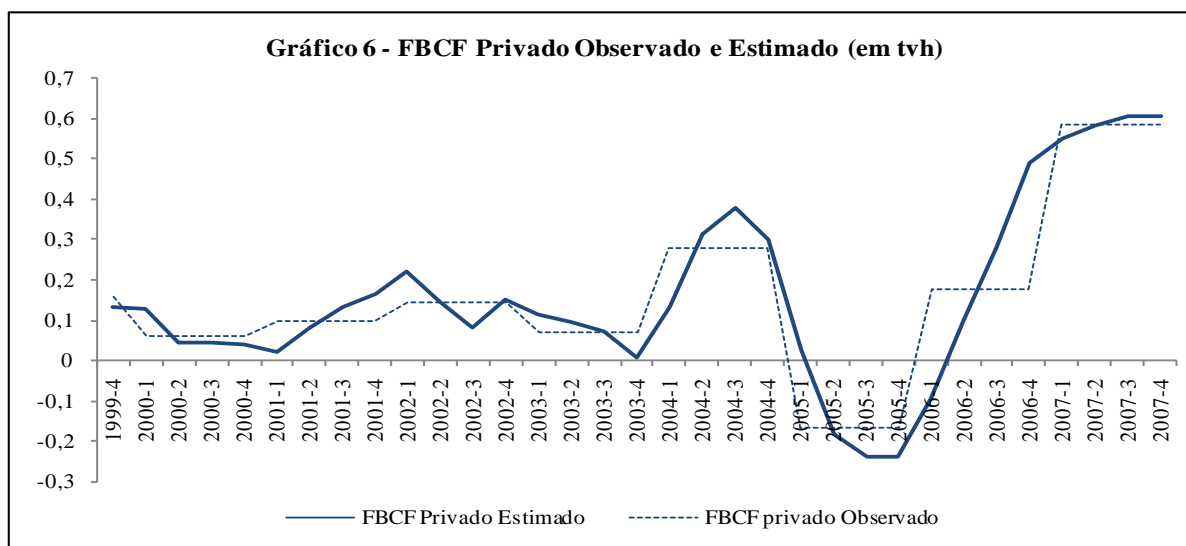
Tendo em conta estes modelos, obtiveram-se as estimativas das séries trimestrais (preliminares) em níveis do Consumo privado, da FBCF Total e FBCF Privado, que estão apresentadas nos gráficos 1, 2, e 3 juntamente com as séries ajustadas, que foram calculadas de acordo com o procedimento de Denton, de modo a satisfazer-se as restrições temporais de agregação. Como os três gráficos claramente mostram, os montantes de “correção” das estimativas preliminares foram muito pequenos e sem qualquer efeito sobre o perfil das séries estimadas.





Os gráficos 4, 5 e 6 comparam a evolução em volume das séries trimestrais apresentadas neste estudo com as séries anuais para os mesmos agregados das contas nacionais divulgadas pelo INE. No geral, verifica-se que as diferenças são mínimas, reflectindo o facto dos valores anuais de referência estarem relativamente próximos dos valores anuais implícitos nesses valores trimestrais. Contudo, em alguns períodos, nomeadamente de picos, as diferenças são mais notórias, reflectindo em primeiro lugar as diferenças entre os respectivos valores anuais. De qualquer forma, refira-se que essas diferenças são especialmente visíveis na FBCF, com os valores da série a evidenciarem taxas de variação homólogas muito mais voláteis, o que reflecte essencialmente a elevada volatilidade (ou variabilidade) que caracteriza em geral a evolução dos dados do comércio externo e, em particular, das importações de bens.





Os factores seleccionados para o Consumo privado e a FBCF Total e Privado (FactoresPC1) estão representados nos gráficos 7, 8 e 9, juntamente com as séries trimestrais estimadas, em taxas de variação em cadeia, transformados de modo a apresentarem média zero e variância unitária. Dos gráficos pode-se ver que os factores em todos os casos têm, em geral, um comportamento similar ao do Consumo privado, da FBCF Total e Privado, mas com algumas variações trimestrais mais pronunciadas. Em Anexo 2, apresentam-se as séries com os valores trimestrais estimados para os três agregados.

Gráfico 7 - FactorPC1 e Consumo Privado Estimado (em tvc)

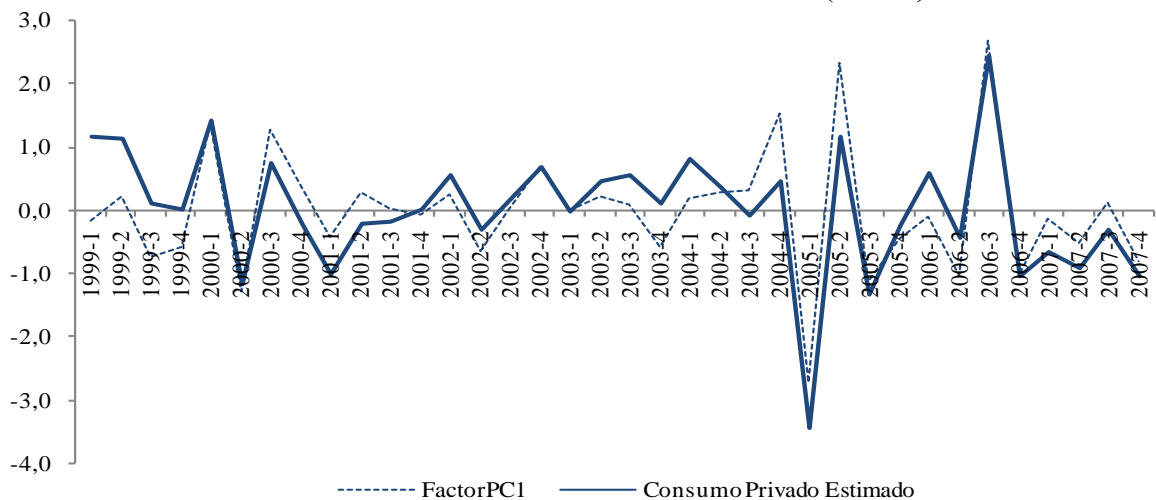
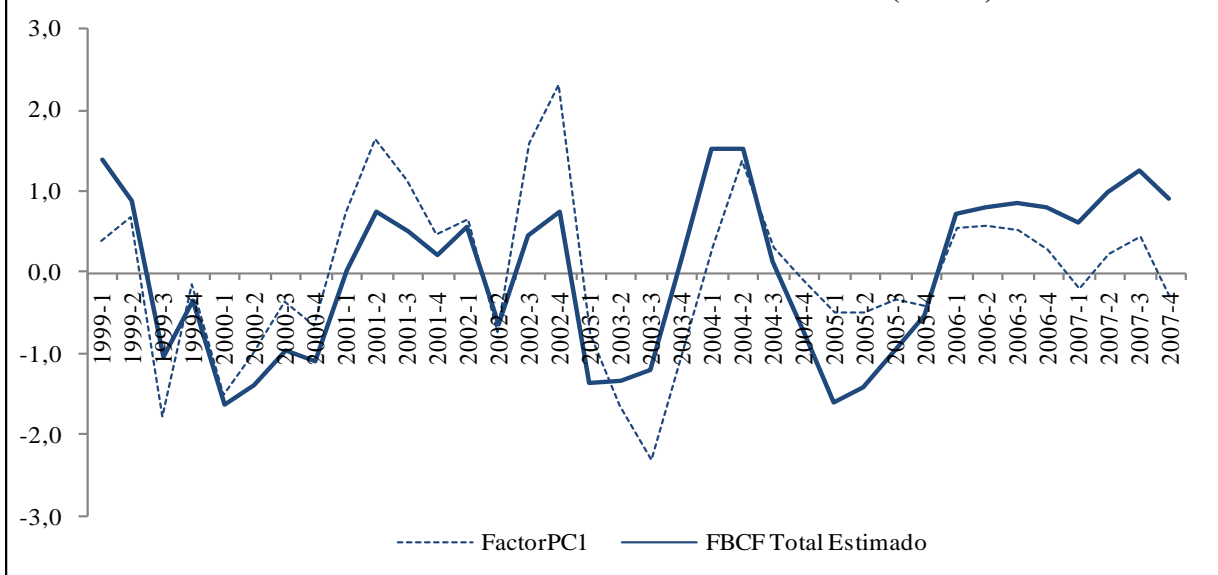
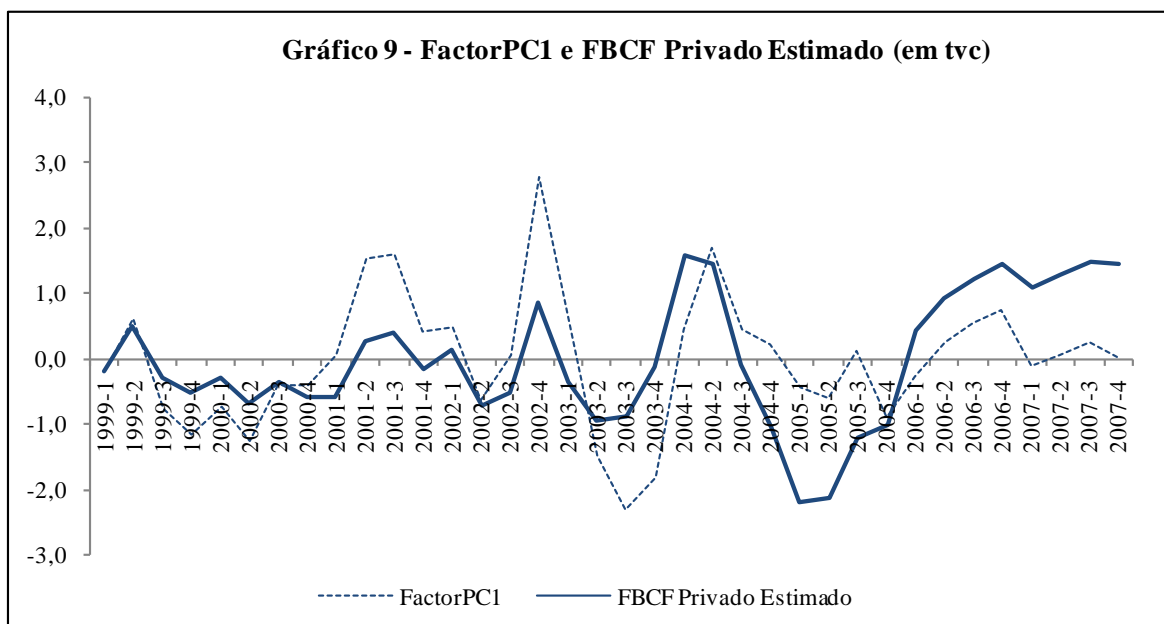


Gráfico 8 - FactorPC1 e FBCF Total Estimado (em tvc)





B. Trimestralização com Recurso a um único Indicador Associado

No caso das exportações e importações de bens e serviços, a estimação do perfil intra-anual baseou-se na trimestralização com recurso a um único indicador associado, utilizando-se o procedimento de desagregação de Litterman (1983), de acordo com o modelo (3), com os resíduos a seguirem um processo AR(1) em primeiras diferenças, ou seja, com $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \xi_t$, ξ_t i.i.d., $\rho < 1$.

Tendo em conta, novamente, critérios estatísticos, nomeadamente: (i) o sinal (neste caso, positivo) dos coeficientes estimados; e, (ii) o rácio-t para a significância dos coeficientes no modelo, procedeu-se à selecção dos indicadores associados potencialmente relevantes para as exportações e importações. Desta selecção com base nestes critérios, resultaram dois indicadores associados, nomeadamente, as exportações de bens

transformados mais serviços transportes BP (ExpBeTServTransp) e as importações de bens mais serviços BP (ImpBeServ), respectivamente, para as exportações e importações.

Estimação dos parâmetros do modelo auxiliar

Seleccionados os indicadores associados para as exportações e importações, passou-se de seguida à fase de estimação dos modelos trimestrais auxiliares para os dois agregados, ou seja, da relação entre estes agregados a trimestralizar e o indicador associado. Os parâmetros estimados dos modelos estão resumidos na Tabela 8. Mais uma vez, constata-se dos resultados obtidos que os coeficientes estimados têm todos o sinal esperado (positivo) e são significativos tendo em conta a estatística t-student⁵ e os parâmetros de autocorrelação estimados são, em todos os casos, inferiores a um ($\hat{\rho} < 1$), como esperado.

Tabela 8 - Estimativas dos Parâmetros do Modelo Trimestral Auxiliar para as Exportações e Importações			
Exportações			
Valor do Parâmetro (ρ):	0,874769958		
Variável Dependente :	1		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Rácio-t</i>
Constante	0,00	0,03	6,07
ExpBeTServTransp	1,92	0,13	15,08
Importações			
Valor do Parâmetro (ρ):	0,902342924		
Variável Dependente :	1		
<i>Variável</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Rácio-t</i>
Constante	0,00	0,08	1,19
ImpBeServ	1,16	0,24	4,81

⁵ A exiguidade das observações anuais disponíveis não permitiu efectuar e analisar outros testes de especificação dos modelos trimestrais auxiliares estimados.

Tendo em conta estes modelos, obtiveram-se as estimativas das séries trimestrais (preliminares) em níveis das Exportações e Importações, que estão apresentadas nos gráficos 10 e 11, juntamente com as séries ajustadas, que foram calculadas de acordo com o procedimento de Denton, de modo a satisfazer-se as restrições temporais de agregação.

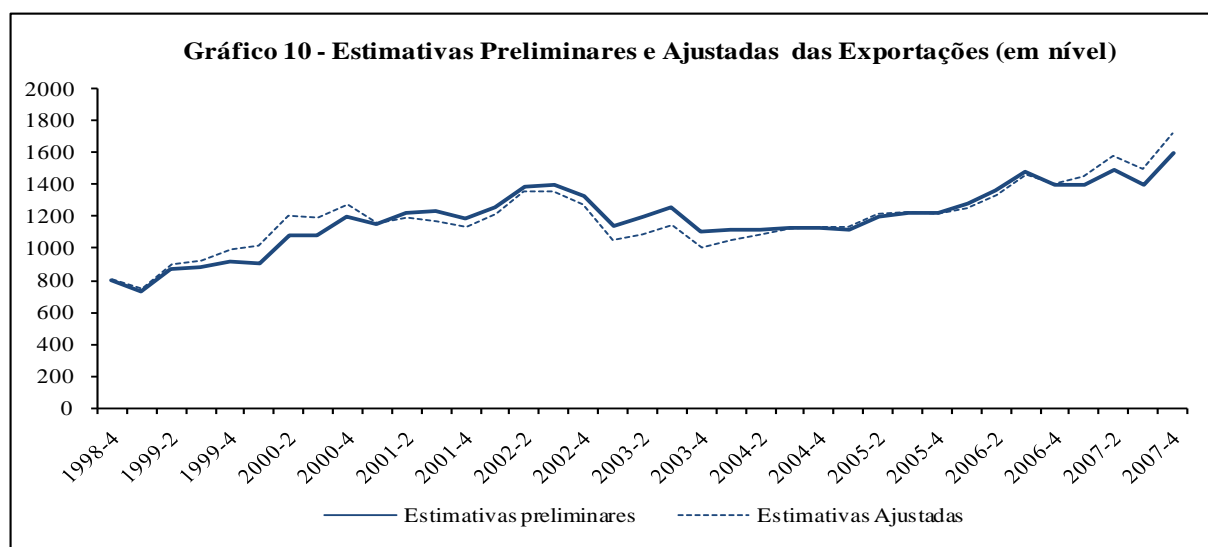
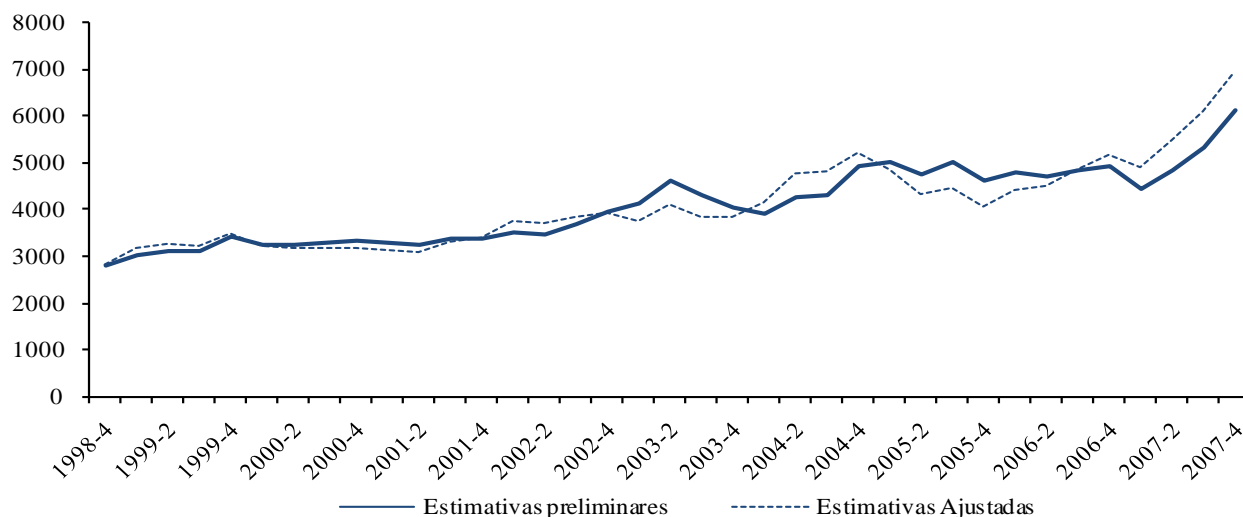
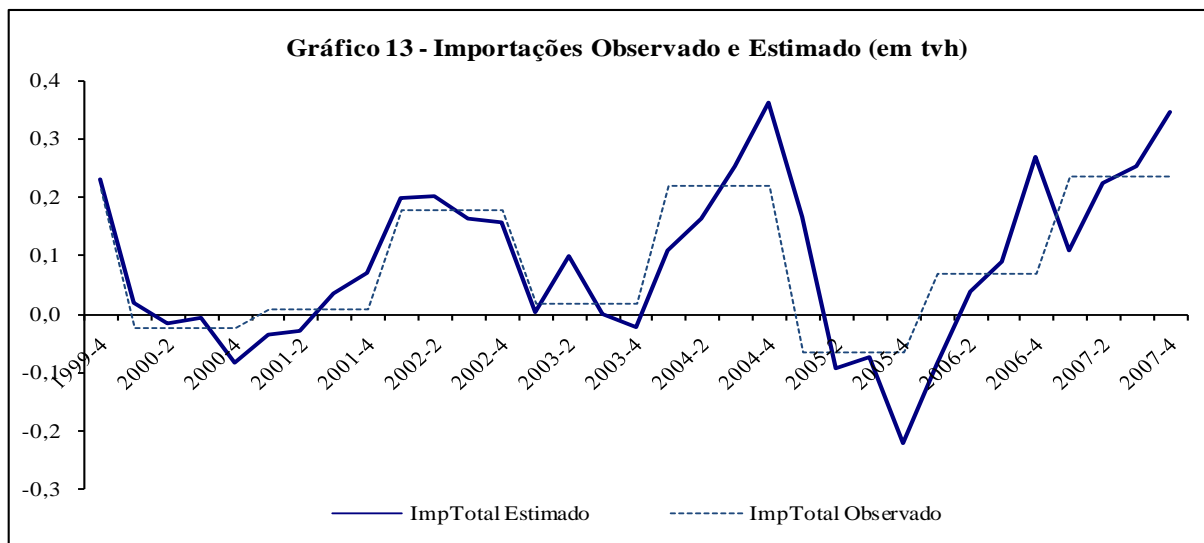
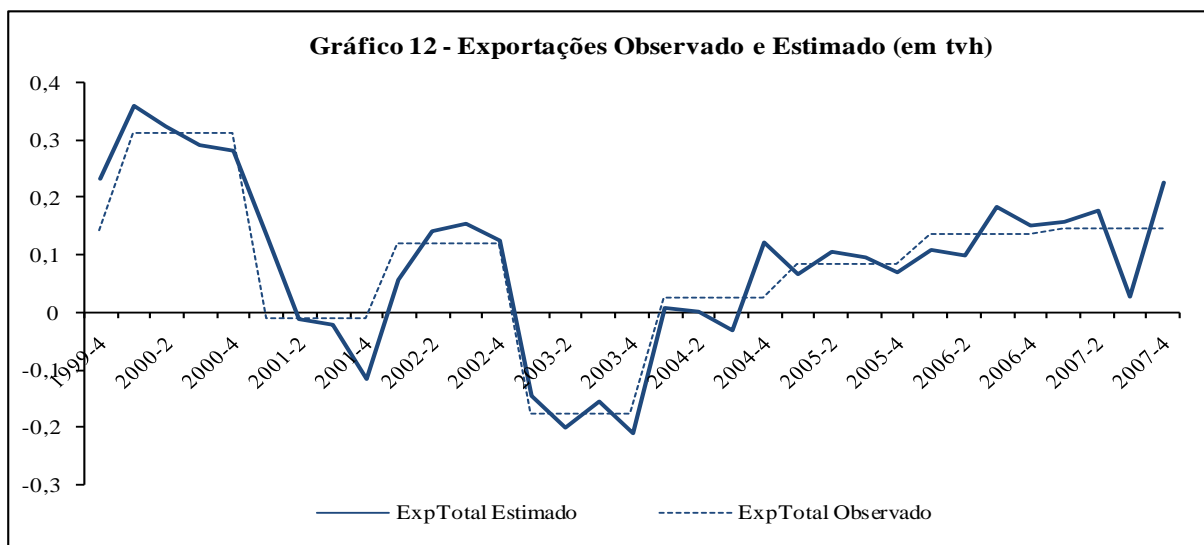


Gráfico 11 - Estimativas Preliminares e Ajustadas das Importações (em nível)



Finalmente, os gráficos 12 e 13 comparam a evolução em volume das séries trimestrais com as séries anuais para os mesmos agregados das contas nacionais divulgadas pelo INE. Mais uma vez, verifica-se que as diferenças são mínimas, reflectindo o facto dos valores anuais de referência estarem relativamente próximos dos valores anuais implícitos nesses valores trimestrais. Essas diferenças são mais visíveis nas importações, com os valores da série a evidenciarem taxas de variação homólogas muito mais voláteis, o que reflecte a elevada volatilidade que caracteriza em geral a evolução das importações de bens. Em Anexo 2, apresentam-se as séries com os valores trimestrais estimados para as exportações e importações.



C. Trimestralização sem Recurso a Indicadores Associados

No caso do Consumo Público e da Variação de Existências, considerou-se um método sem recurso a indicadores associados, ou seja, o método de desagregação temporal de Boot, Feibes e Lisman (1967), um processo em que se pretende essencialmente que a série trimestral não apresente grandes irregularidades, ou seja, em que os valores trimestrais são obtidos através de um processo de alisamento que minimiza o somatório dos quadrados das suas segundas diferenças. Assim, tendo em conta este método, obtiveram-se as estimativas das séries trimestrais em níveis do consumo público e da variação de existências, que se apresentam nos gráficos 14 e 15. No gráfico 16, compara-se a evolução em volume da série trimestral do consumo público com a série anual para o mesmo agregado das contas nacionais divulgadas pelo INE. Em Anexo 2, apresentam-se também as séries com os valores trimestrais estimados para o Consumo Público e a Variação de Existências.

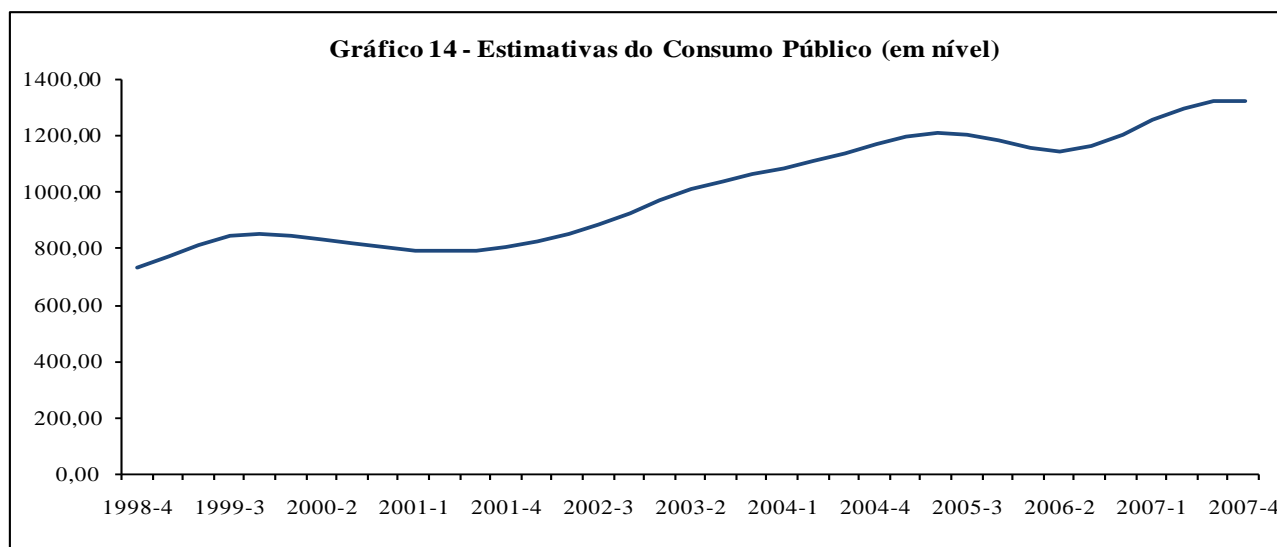


Gráfico 15 - Variação de Existências (em nível)

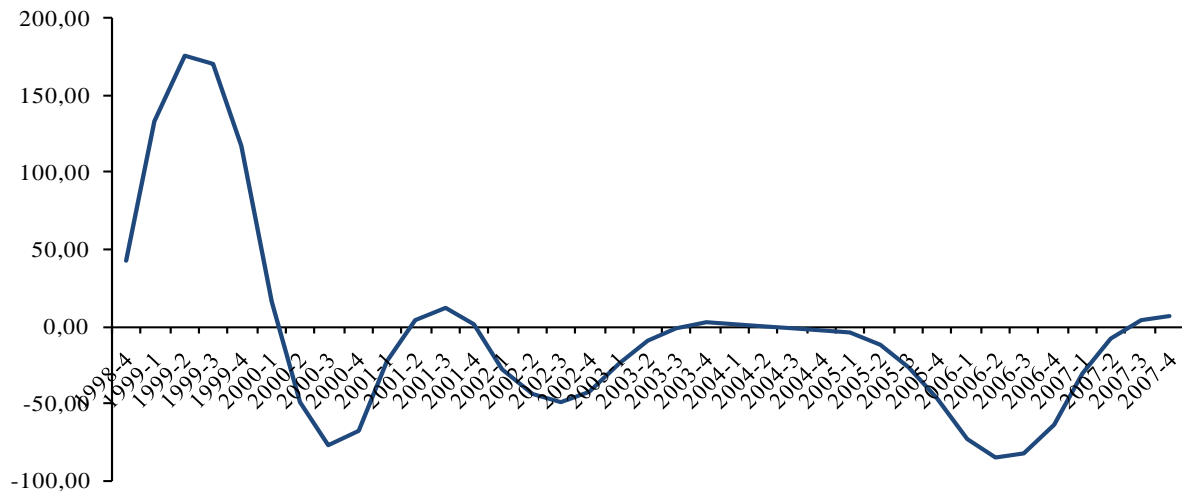
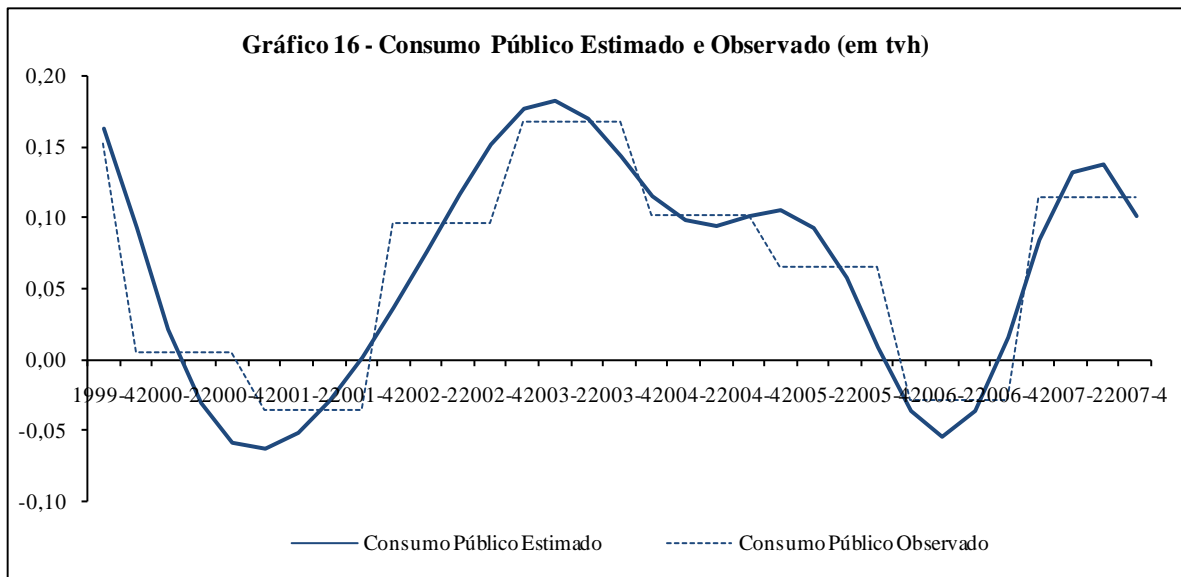


Gráfico 16 - Consumo Público Estimado e Observado (em tvh)



V. Considerações Finais

Este trabalho teve como principal objectivo trimestralizar os principais agregados das Contas Nacionais Anuais de Cabo-Verde, na óptica da despesa, com base em métodos de desagregação temporal com e sem recurso a indicadores associados. Dos vários métodos propostos na literatura, a escolha recaiu sobre o método de Litterman, por ser aplicável a variáveis não estacionárias e por ser o que mais se ajustou aos dados e com o qual se obteve melhores resultados ao nível dos modelos trimestrais estimados. A selecção dos indicadores associados teve por base, essencialmente, o facto de estarem correlacionados com os agregados a trimestralizar.

Neste trabalho, deparou-se com duas grandes limitações: (i) A reduzida dimensão da amostra (de apenas 10 anos) e consequente escassez de graus de liberdade e, (ii) o problema de *missing values* e de *outliers*. A primeira limitação foi resolvida utilizando a análise factorial, uma técnica de análise estatística multivariada, com o objectivo de condensar (reduzir) o número de variáveis explicativas (ou indicadores associados) em apenas uma componente principal, que explicasse uma proporção significativa da variância total dos dados. A segunda limitação foi solucionada com base no Algoritmo EM na versão de Stock e Watson, um procedimento iterativo que estima os *Missing Values* de forma fácil e eficaz.

Apesar destas limitações, os resultados encontrados foram em geral satisfatórios, já que em todos os modelos estimados os coeficientes foram positivos e significativos e os parâmetros de autocorrelação foram, como esperado, inferiores a um. Para terminar, realça-se que este trabalho não é o fim mas o começo e o ponto de partida para novas e futuras pesquisas neste domínio.

Anexos

Anexo 1 - Variáveis Quantitativas e Qualitativas Consideradas

Variáveis	Abreviaturas	Fontes
<i>Indicadores Quantitativos</i>		
Importações Totais de Bens	ImpBens	Direcção Geral das Alfândegas
Importações de Bens de Consumo	ImpBensCons	idem
Importações de Bens de Consumo Duradouros	ImpBeConsDur	idem
Importações de Bens de Consumo Não Duradouros	ImpBeConsNDur	idem
Importações de Bens de Construção	ImpBensConst	idem
Importações de Bens de Equipamentos	ImpBensEquip	idem
Importações de Materiais de Transporte	ImpMatTransp	idem
Importações de Bens de Equipamentos e Materiais de Transporte	ImpEquipMatTr	idem
Importações de Bens de Construção, Equipamentos e Materiais de Transporte	ImpCoEqMatTr	idem
Importações de Cimento, Ferro e Aço	ImpCimFerrAço	idem
Importações Totais excluindo os bens energéticos	ImpTotS/Energ	idem
Importações de Bens Energéticos	ImpEnerg	idem
Exportações Totais de Bens	ExpBens	idem
Exportações de Bens Tradicionais	ExpBeTrad	Banco de Cabo Verde
Exportações de Bens Transformados	ExpBeTransf	Banco de Cabo Verde
Crédito Serviços BP	CredServBP	Banco de Cabo Verde
Débito Serviços BP	DebServBP	Banco de Cabo Verde
Exportações de Bens Transformados mais Crédito Transportes BP	ExpBeTServTransp	Banco de Cabo Verde
Importações de Bens mais Débito Serviços BP	ImpBeServ	Banco de Cabo Verde
Vendas de Electricidade, Gás e Água	VendElecGas	Banco de Cabo Verde
<i>Indicadores Qualitativos</i>		
Vendas no subsector do Comércio a Retalho	VendComRet	Instituto Nacional de

		Estatística
Actividade no sector da Construção	ActConst	idem
Actividade no subsector da Construção de Habitação	ActHab	idem
Actividade no subsector da Construção de Edifícios não Residenciais	ActEdif	idem
Actividade no subsector da Construção de Obras Públicas	ActObras	idem
Carteira de Encomendas no sector da Construção	CartEncConst	idem
Carteira de Encomendas no subsector da Construção de Habitação	CartEncHab	idem
Carteira de Encomendas no subsector da Construção de Edifícios não Residenciais	CartEncEdif	idem
Carteira de Encomendas no subsector da Construção de Obras Públicas	CartEncObras	idem
Previsão para os próximos três meses da Actividade no sector da Construção	ActPreConst	idem
Previsão para os próximos três meses da Actividade no subsector da Construção de Habitação	ActPreHab	idem
Previsão para os próximos três meses da Actividade no subsector da Construção de Edifícios não Residenciais	ActPreEdif	idem
Previsão para os próximos três meses da Actividade no subsector da Construção de Obras Públicas	ActPreObras	idem
Previsão para os próximos três meses das Encomendas no subsector do Comércio a Retalho	EncPreComRet	idem
Volume de Negócios no sector do Turismo	VolNegTur	idem
Actividade no sector do Turismo	ActTur	idem
Previsão para os próximos três meses da Actividade no sector do Turismo	ActPreTur	idem
Previsão para os próximos três meses do Volume de negócios no sector do Turismo	VolNegPreTur	idem

Anexo 2 - Estimativas Trimestrais para os Principais Agregados das Contas Nacionais na Óptica da Despesa

Data	Principais Componentes								PIB			
	ConsPriv	ConsPubl	FBCFTotal	FBCFPriv	FBCFPubl	VarExist	ExpTotal	ImpTotal	Valor Estimado	tvc	tvh	tva
1998-4	3.665,05	733,40	1.503,91	1.044,63	459,27	41,71	801,93	2.818,41	3.927,59			
1999-1	3.783,75	775,67	1.672,78	1.074,15	598,63	132,58	748,32	3.161,25	3.951,86	0,6		11,9
1999-2	3.903,55	815,84	1.813,03	1.151,76	661,27	175,38	904,64	3.247,23	4.365,21	10,5		11,9
1999-3	3.967,96	843,30	1.765,02	1.176,13	588,89	170,09	925,40	3.199,80	4.471,97	2,4		11,9
1999-4	4.027,14	853,49	1.787,16	1.183,86	603,31	116,73	990,25	3.464,12	4.310,65	-3,6	9,8	11,9
2000-1	4.172,12	847,94	1.679,99	1.208,05	471,94	15,29	1.018,89	3.224,59	4.509,64	4,6	14,1	7,3
2000-2	4.160,67	834,22	1.603,22	1.204,25	398,97	-49,43	1.200,19	3.188,74	4.560,12	1,1	4,5	7,3
2000-3	4.268,50	818,27	1.568,29	1.225,93	342,37	-77,42	1.196,28	3.179,75	4.594,17	0,7	2,7	7,3
2000-4	4.317,61	804,38	1.522,30	1.228,48	293,83	-68,69	1.271,45	3.168,81	4.678,23	1,8	8,5	7,3
2001-1	4.315,33	795,21	1.573,67	1.231,11	342,56	-23,24	1.153,30	3.107,95	4.706,32	0,6	4,4	6,1
2001-2	4.366,00	791,78	1.692,36	1.302,45	389,91	3,61	1.186,54	3.092,84	4.947,45	5,1	8,5	6,1
2001-3	4.419,09	795,01	1.795,80	1.386,78	409,02	11,83	1.173,50	3.293,32	4.901,90	-0,9	6,7	6,1
2001-4	4.484,58	805,71	1.878,07	1.428,06	450,01	1,45	1.128,15	3.385,58	4.912,38	0,2	5,0	6,1
2002-1	4.589,03	824,61	2.000,85	1.498,85	502,00	-27,55	1.218,90	3.721,99	4.883,85	-0,6	3,8	5,3
2002-2	4.635,78	852,31	1.993,53	1.490,52	503,00	-44,58	1.357,10	3.717,01	5.077,12	4,0	2,6	5,3
2002-3	4.716,02	887,86	2.112,04	1.499,12	612,93	-49,63	1.356,91	3.831,15	5.192,06	2,3	5,9	5,3
2002-4	4.833,36	928,73	2.271,08	1.641,91	629,17	-42,70	1.272,59	3.919,55	5.343,51	2,9	8,8	5,3
2003-1	4.903,97	970,80	2.169,43	1.668,51	500,92	-23,80	1.045,68	3.730,42	5.335,66	-0,1	9,3	4,7
2003-2	5.011,12	1.008,40	2.076,47	1.631,93	444,54	-10,01	1.088,19	4.087,57	5.086,59	-4,7	0,2	4,7
2003-3	5.126,55	1.038,91	2.002,96	1.603,21	399,75	-1,32	1.150,38	3.827,74	5.489,74	7,9	5,7	4,7
2003-4	5.210,57	1.062,79	2.089,14	1.653,67	435,47	2,28	1.006,95	3.827,28	5.544,45	1,0	3,8	4,7
2004-1	5.350,33	1.083,57	2.339,09	1.887,22	451,87	0,76	1.056,25	4.136,17	5.693,83	2,7	6,7	4,3
2004-2	5.458,43	1.107,85	2.618,69	2.137,33	481,36	-0,67	1.091,74	4.746,17	5.529,87	-2,9	8,7	4,3
2004-3	5.531,74	1.137,65	2.722,75	2.207,68	515,06	-2,04	1.117,59	4.794,59	5.713,10	3,3	4,1	4,3
2004-4	5.651,61	1.170,42	2.695,98	2.149,37	546,61	-3,33	1.133,02	5.209,77	5.437,92	-4,8	-1,9	4,3
2005-1	5.442,25	1.199,02	2.538,60	1.932,41	606,19	-4,55	1.127,71	4.828,51	5.474,52	0,7	-3,9	6,5
2005-2	5.617,50	1.211,73	2.416,45	1.746,51	669,94	-12,18	1.208,96	4.309,28	6.133,18	12,0	10,9	6,5
2005-3	5.588,81	1.204,74	2.363,05	1.680,36	682,69	-26,21	1.228,08	4.444,59	5.913,87	-3,6	3,5	6,5
2005-4	5.649,14	1.182,11	2.368,90	1.637,92	730,98	-46,65	1.213,35	4.054,72	6.312,13	6,7	16,1	6,5
2006-1	5.781,35	1.155,82	2.545,58	1.747,59	797,98	-73,50	1.252,46	4.411,82	6.249,88	-1,0	14,2	10,1
2006-2	5.827,80	1.145,73	2.745,37	1.919,63	825,73	-85,40	1.331,92	4.476,00	6.489,42	3,8	5,8	10,1
2006-3	6.127,48	1.161,22	2.968,57	2.147,47	821,10	-82,35	1.456,55	4.833,80	6.797,67	4,7	14,9	10,1
2006-4	6.122,27	1.201,23	3.201,19	2.434,40	766,79	-64,35	1.398,58	5.144,98	6.713,93	-1,2	6,4	10,1
2007-1	6.151,15	1.254,22	3.417,16	2.702,95	714,20	-31,40	1.452,43	4.882,22	7.361,34	9,6	17,8	8,6
2007-2	6.157,46	1.298,19	3.723,07	3.033,54	689,53	-8,67	1.572,58	5.478,12	7.264,51	-1,3	11,9	8,6
2007-3	6.220,31	1.321,54	4.110,54	3.443,23	667,30	3,84	1.499,46	6.060,35	7.095,34	-2,3	4,4	8,6
2007-4	6.215,17	1.323,05	4.455,74	3.902,48	553,26	6,14	1.715,73	6.915,62	6.800,21	-4,2	1,3	8,6

Referências Bibliográficas

- Amengual, D. e Watson, M.W. (2007), Consistent Estimation of the Number of Dynamic Factors in a Large N and T Panel, *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, pp.91-96.
- Angelini, E, Henry, J. e Marcellino, M. (2006), Interpolation and Backdating with a large information set, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 30, pp.2693-2724.
- Dempster, A.P., Laird, N.M. and Rubin, D.B. (1977), Maximum Likelihood from Incomplete Data Via the EM Algorithm, *Journal of Royal Statistical Society*, Vol.39, nº1, pp.1-38.
- Bai, J. e Ng, S. (2002), Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models, *Econometrica*, Vol. 70, No.1, pp.191-221.
- Boot, J.C.G, Feibes, W. e Lisman, J.H.C. (1967), Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data, *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 36, pp.539-546.
- Chow, G.C. e Lin, A.L. (1976), Best Linear Unbiased Estimation of Missing Observations in an Economic Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, 71, pp.719-721.

- Connor, G. e Korajczyk, R.A. (1986), Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Financial Economics*, 15, pp.373-394.
- Connor, G. e Korajczyk, R.A. (1993), A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model, *Journal of Finance*, 48, pp.1263-1291.
- Connor, G. e Korajczyk, R.A. (1988), Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology, *Journal of Financial Economics*, 21, pp.255-289.
- Denton, F.T. (1971), Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization, *Journal of the American Statistical Association*, 66, pp.99-102.
- Di Fonzo, T. (2003), Temporal Disaggregation of Economic Time Series: Towards a Dynamic Extension, *EUROSTAT*, Luxembourg.
- Fernández, R. B. (1981), A Methodological Note on the Estimation of Time Series, *The Review of Economics and Statistics*, 63, pp.471-476.
- Lisman, J.H.C. e Sandee, J. (1964), Derivation of Quarterly Figures from Annual Data, *Applied Statistical*, 13, pp.87-90.
- Litterman (1983), A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, pp.169-173.
- Proietti, T. (1999), Distribution and Interpolation Revisited: a Structural Approach, *Statistica*, 58, pp.411-432.
- Santos, E.A. (1986), “Inquéritos de Conjuntura – Transformação de Saldos de Respostas Extremas em índices”, *Boletim Trimestral do Banco de Portugal*, Vol. 8, N°2, Junho de 1986.

Stock, J. H. e Watson, M. W. (1998), Diffusion Indexes, Working Paper 6702, National Bureau of Economic Research (NBER).

Stock, J.H., e Watson, M.W. (2002a), Macroeconomic Forecasting using diffusion indexes, *Journal of Business and Economic Statistics* 20, pp.147-162.

Stock, J.H., e Watson, M.W. (2002b), Forecasting using principal components from a large number of predictors, *Journal of the American Statistical Association*, 97, pp.1167-1179.

Stock, J.H., e Watson, M. W. (2004), Forecasting with many predictors, Survey prepared for the Handbook of Economic Forecasting.