

Júlio Delgado & Óscar Santos

Determinantes da Inflação em Cabo Verde

**Praia
2006**

Ficha Técnica

Título: **CADERNOS DO BANCO DE CABO VERDE**

Série: Working Papers, nº 4/2006

Editor: Banco de Cabo Verde

Avenida Amílcar Cabral, nº 27 • C.P. 101 • Praia • Cabo Verde

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

Paginação: DAG - Banco de Cabo Verde

Impressão: Gráfica da Praia

Tiragem: 100 Exemplares

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.

Resumo

Este artigo faz uma apreciação global dos determinantes da inflação em Cabo Verde, através da análise estatística de componentes principais, de testes de presença de efeitos sazonais e de modelos econométricos. Os resultados da aplicação do método da componente principal revelaram que as seis componentes justificam 82% dos co-movimentos dos índices. A primeira componente, que explica apenas 25%, apresenta uma correlação positiva significativa com um grupo reduzido de variáveis, não sendo, no caso de Cabo Verde, um indicador capaz de captar a tendência geral dos preços. Os testes de sazonalidade sugerem que o comportamento do índice está sujeito a variações de natureza sazonal. No modelo teórico aplicado, os resultados econométricos permitem-nos concluir que a variação da inflação cabo-verdiana é essencialmente determinada pela variação da massa monetária e pela inflação externa. A longo prazo, obtivemos uma relação entre a inflação, a massa monetária e o nível de preços externos, e a resposta de que a variação da inflação ao erro de equilíbrio é significativa. Concluímos que existe estabilidade do modelo corrector de erro da inflação. O estudo mostra a tendência decrescente da inflação, que se tem verificado após o Acordo de Cooperação Cambial, e o efeito sazonal, em linha com os resultados de outros estudos.

Capítulo I

1. Introdução

Desde 1960, que se iniciou a controvérsia entre os estruturalistas e os monetaristas. A natureza dos mecanismos explicativos da dinâmica da inflação nos países em desenvolvimento tem sido objecto de uma larga investigação empírica. Segundo *Montiel*, para ortodoxos monetaristas uma das causas principais da inflação nos países em desenvolvimento prende-se com o recurso sistemático à emissão monetária, pelos governos, face a alternativas limitadas, sejam internas ou externas, de financiamento do défice orçamental.

Uma posição orçamental favorável, contudo, não constitui em si uma garantia de que a inflação é baixa ou moderada, se a postura da autoridade monetária é acomodatória perante um excesso de demanda de crédito do sector privado ou se, ainda, admite um crescimento da massa monetária para níveis superiores ao necessário para suportar o crescimento económico. Alguns autores argumentam, no entanto, que uma diminuição sustentada da inflação pode ser identificada com uma melhoria a prazo da posição orçamental e com um ritmo da expansão monetária compatível com o crescimento do produto perto do seu potencial.

Recentemente, o debate tem-se centrado sobre o papel que os regimes cambiais e, em particular, os de taxa fixa, podem ter no controlo da inflação via o comprometimento com a estabilidade da taxa de câmbio, o que, por sua vez, exerce um efeito disciplinador sobre o ritmo de crescimento da massa

monetária e, indirectamente, sobre a política orçamental dos governos.

Em alternativa, o “inflation targeting” tem sido um instrumento amplamente utilizado para o objectivo da estabilidade de preços, nomeadamente nos países industrializados e em alguns países emergentes. Dada a complexidade inerente à utilização da meta de inflação, vários autores argumentam que, para os países em desenvolvimento, a política cambial deve ser direccionada para maior “rigidity” e, se possível, completa “fixity”, na medida em que os governos, com poder discricionário para alterar o valor nominal das taxas de câmbio, tendem a abusar desse poder, introduzindo um enviesamento inflacionário na economia.

Resultados de estudos empíricos não são, no entanto, conclusivos quanto ao papel dos regimes cambiais no combate à inflação. Algumas regressões mostram que a inflação é normalmente mais baixa nos regimes de taxas fixas do que nos de taxas flutuantes. Contudo, para *S. Edwards*, estes resultados são normalmente encontrados nos países que não estão sujeitos a ajustamentos frequentes, enquanto outros autores avançam que, no regime cambial de taxa fixa, o excesso da criação monetária resulta em défices na balança de pagamentos, na ausência de variações compensadoras nas taxas de câmbio.

Apesar desta controvérsia, a taxa de câmbio não deixa de ser um determinante importante da infla-

ção nos países em desenvolvimento, sem descurar que outros factores devem também ser levados em conta.

Em Cabo Verde, com a entrada em vigor, em 1998, do regime cambial de paridade fixa, a inflação tomou uma trajectória claramente descendente, com níveis comparáveis aos de Portugal, país com um peso preponderante nas importações de Cabo Verde, o que sugere que a taxa de câmbio tem funcionado como uma âncora nominal eficaz na promoção da estabilidade de preços. A análise comparativa das taxas de inflação com Portugal (uma “proxi” para a Zona Euro) revela uma tendência de estabilização da inflação, convergindo para a média da zona europeia, excluindo as situações de deflação de 2000 e 2004, que podem estar associadas ao bom ano agrícola. Outro motivo de

deflação em 2004 está relacionado com os efeitos da entrada em vigor do IVA, que incidiu principalmente sobre os bens alimentares, os quais têm um peso preponderante no cabaz.

Este artigo procura explicar o comportamento da inflação da seguinte forma: em primeiro lugar, no ponto 2, faz-se uma breve análise da evolução recente do Índice de Preços no Consumidor (IPC), no período antes e pós *peg*. De seguida, no ponto 3, utiliza-se o método das componentes principais para determinar em que medida a primeira componente explica a tendência de fundo da inflação. No ponto 4 é testada a sazonalidade do IPC e desenvolve-se, no ponto 5, um modelo simples dos determinantes da inflação em Cabo Verde. Por último, são apresentadas as principais conclusões.

Capítulo II

2. IPC em Cabo Verde

2.1 - Composição e Estrutura

O Índice de Preços no Consumidor (IPC) destina-se a medir as variações no custo de aquisição de um cabaz fixo de bens e serviços, representando um padrão de consumo médio durante um dado período de referência.

Em Cabo Verde, o IPC é um índice de âmbito nacional, construído a partir da agregação dos índices calculados para a Cidade da Praia, S. Vicente e Santa Catarina (esta última representativa das zonas rurais). Os preços de referência correspondem à média dos preços observados no ano de 1989 e os ponderadores resultaram do inquérito às Despesas das Famílias do mesmo ano. A recolha dos preços é mensal para a generalidade dos produtos que fazem parte do cabaz. Os preços por produtos são obtidos pela média aritmética simples dos preços observados. O índice do produto é obtido pelo rácio entre o preço do mês em referência e o preço do ano base. A agregação para níveis superiores, grupos e subgrupos, é obtida a partir da fórmula de *Laspeyres*.

O quadro 1 apresenta as componentes do IPC e os respectivos ponderadores. A alimentação representa uma maior parcela do cabaz, indicando que factores que afectam os preços da alimentação dominam as variações no IPC. Um desses factores pode ser as condições climáticas, como a pluviosimetria.

Tabela 1

Componentes e Ponderadores do IPC

Grupo	Ponderadores
Alimentação	53,95
Bebida	4,71
Tabaco e cigarros	0,53
Vestuário e calçado	8,89
Habituação e equip.de uso doméstico	19,71
Bens e serviços diversos	12,21
Saúde, higiene e cuidados pessoais	4,56
Transporte e comunicações	6,4

Algumas fragilidades importantes podem, desde já, ser identificadas na estrutura do IPC. Primeiro, o índice pode não estar a reflectir o padrão actual de consumo. Segundo, os ponderadores resultaram do inquérito às despesas de consumo de 1989 e, por isso, alguns *itens* do cabaz podem não estar a traduzir correctamente as preferências dos consumidores, tendo em atenção que a liberalização económica da década de 90 do século passado, bem como o aumento significativo que se verificou a partir dessa data no rendimento *per capita* dos cabo-verdianos, podem ter “deslocado” a curva de consumo para produtos não tradicionais, o que vai de acordo com a denominada curva de *Engel* com inclinação negativa, característica de alguns bens alimentares, quando o rendimento aumenta. Por

outro lado, os ponderadores utilizados para o cálculo da média nacional dão uma sobre-representação às zonas rurais, pois reflectem a distribuição territorial da população de 1990. Para além de se questionar a lógica económica da construção de ponderadores a partir da distribuição da população, dados do censo de 2000 indicam que a maioria da população passou a residir nos centros urbanos, em resultado da migração interna.

2.2 - Evolução - período antes e pós *peg*

A evolução da inflação em Cabo Verde pode ser analisada em dois períodos distintos – período antes do acordo de cooperação cambial assinado em Julho de 1998 (antes do *peg*) e período após o acordo - conforme se pode observar pelo comportamento dos gráficos das medidas de inflação, representados na Figura 1: taxa de variação em cadeia (TVC), taxa de variação homóloga (TVH) e taxa de variação média (TVM). Na tabela 2 apresenta-se as estatísticas descritivas das diferentes medidas.

Figura 1
Evolução dos indicadores de inflação

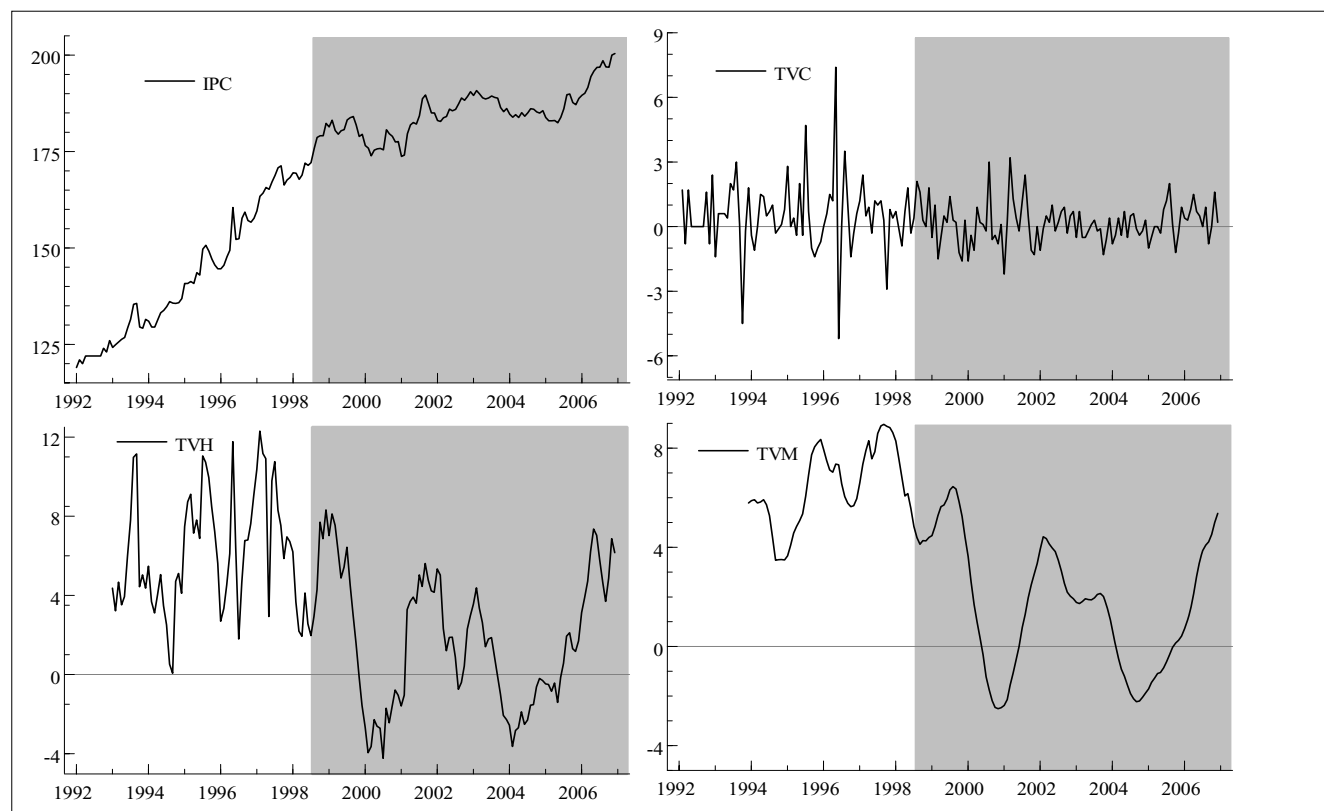


Tabela 2
Estatísticas das medidas de inflação para o período antes e pós *peg*

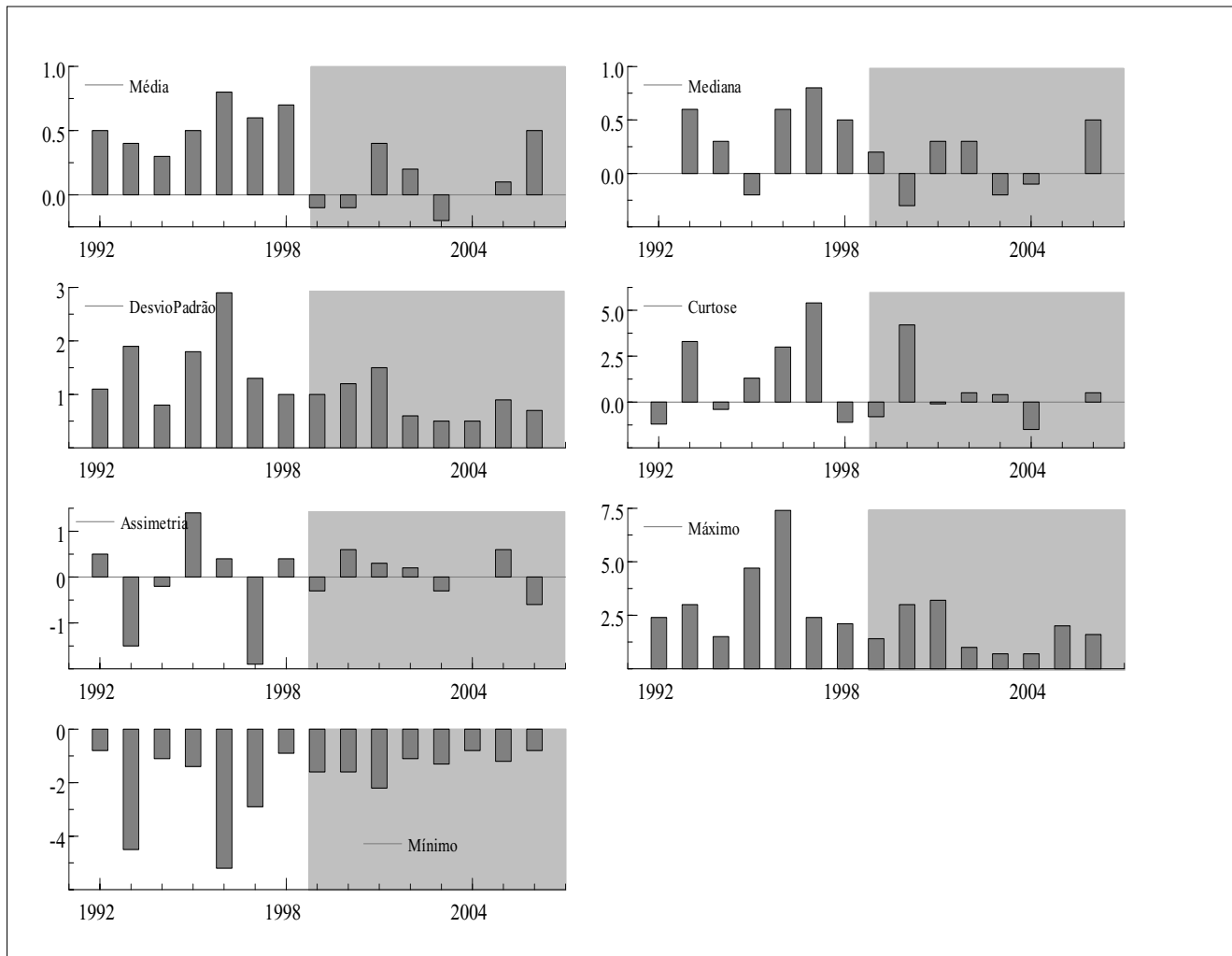
Estatística	Antes do <i>peg</i>			Pós <i>peg</i>		
	TVC	TVH	TVM	TVC	TVH	TVM
Média	0.49	6.11	6.45	0.2	1.8	1.7
Mediana	0.44	5.86	6.12	0.1	1.8	1.9
Desvio-padrão	1.67	3.03	1.57	0.9	3.3	2.6
Curtose	5.33	-0.79	-0.82	1.2	-1.1	-1.1
Assimetria	0.31	0.27	-0.22	0.5	0.1	0.0
Máximo	7.43	12.30	8.96	3.2	8.3	6.4
Mínimo	-5.17	0.07	3.48	-2.2	-4.2	-2.5

Podemos constatar que no período antes do *peg*, as medidas de inflação, após um curto período de perfil tendencialmente descendente do IPC, retomam um comportamento errático, no período de 1994 a 1997, o que pode ser explicado, em parte, pelo impacto do mau ano agrícola sobre os preços e pelo desequilíbrio orçamental de 1995/96, o que teria acentuado as restrições da oferta. Neste período as TVC, TVH e TVM atingem, em média, os 0.49%, 6.11% e 6.45%, respectivamente.

A partir de Julho de 1998, com a adopção do regime cambial de paridade fixa, a inflação apre-

senta uma tendência claramente descendente, sendo de destacar as “deflações” registadas em 2000 e 2004. Regista-se uma redução significativa da TVC, TVH e TVM que atingem, em média, os 0.2%, 1.8% e 1.7%, respectivamente. Nota-se que a mediana (valor central – uma medida alternativa da média), também se reduz substancialmente. As bandas de variação (máxima e mínima) também decresceram substancialmente de um período para o outro. Em geral, os resultados apontam para um período de maior estabilidade (menor variação) do IPC pós *peg*, visível na evolução gráfica das estatísticas da TVC.

Figura 2
Evolução Anual das Estatísticas da TVC



Capítulo III

3. Análise da Componente Principal

Em muitos estudos, a análise da evolução da inflação é feita através do método das componentes principais, uma técnica estatística que permite captar a tendência geral dos preços a partir da estimação da primeira componente principal. A análise de componentes principais é um método estatístico multivariado, que permite transformar um conjunto de variáveis iniciais, correlacionadas entre si, num outro conjunto de variáveis não correlacionadas (ortogonais), as chamadas componentes principais, que resultam de combinações lineares do conjunto inicial. As componentes principais são calculadas por ordem decrescente de importância, isto é, a primeira explica o máximo possível de variância dos dados originais, a segunda o máximo possível da variância ainda não explicada, e assim por diante. A última componente principal é aquela que tem menor contribuição na explicação da variância total dos dados originais.

A aplicação deste método à inflação homóloga revela que, durante o período em análise (Janeiro de 2000 a Janeiro de 2005), a primeira componente, surpreendentemente, justifica apenas 25% da variância das variações homólogas mensais do IPC (ver tabela 3). As três primeiras componentes explicam 58% dessa variância e as seis componentes 82%, o que demonstra que, em geral, os co-movimentos dos índices podem ser resumidos num número reduzido de vectores independentes.

Tabela 3
Componentes Principais

Component	Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %
1	6,095	25,396	25,396
2	4,673	19,469	44,865
3	3,383	14,095	58,960
4	2,350	9,790	68,750
5	1,807	7,530	76,280
6	1,446	6,024	82,305

A primeira componente apresenta uma correlação positiva significativa (ver anexo 1) com um grupo reduzido de variáveis (lácteos e ovos, açúcar e derivados, vestuário, calçado e telecomunicações) e é negativa ou insignificante para um grupo expressivo de produtos. Analisando as estimativas dos pesos de cada *item* no IPC, pode – se constatar que, em geral, a primeira componente principal atribui pesos maiores a bens alimentares transformados e a bens e serviços cujos preços são administrados (ver anexo 1).

Estes resultados mostram que, para o caso específico de Cabo Verde, a primeira componente principal não deve ser vista como um indicador da “core inflation” e, deste modo, interpretada como sendo uma tendência de evolução dos preços no longo prazo, calculada na ausência de choques de oferta.

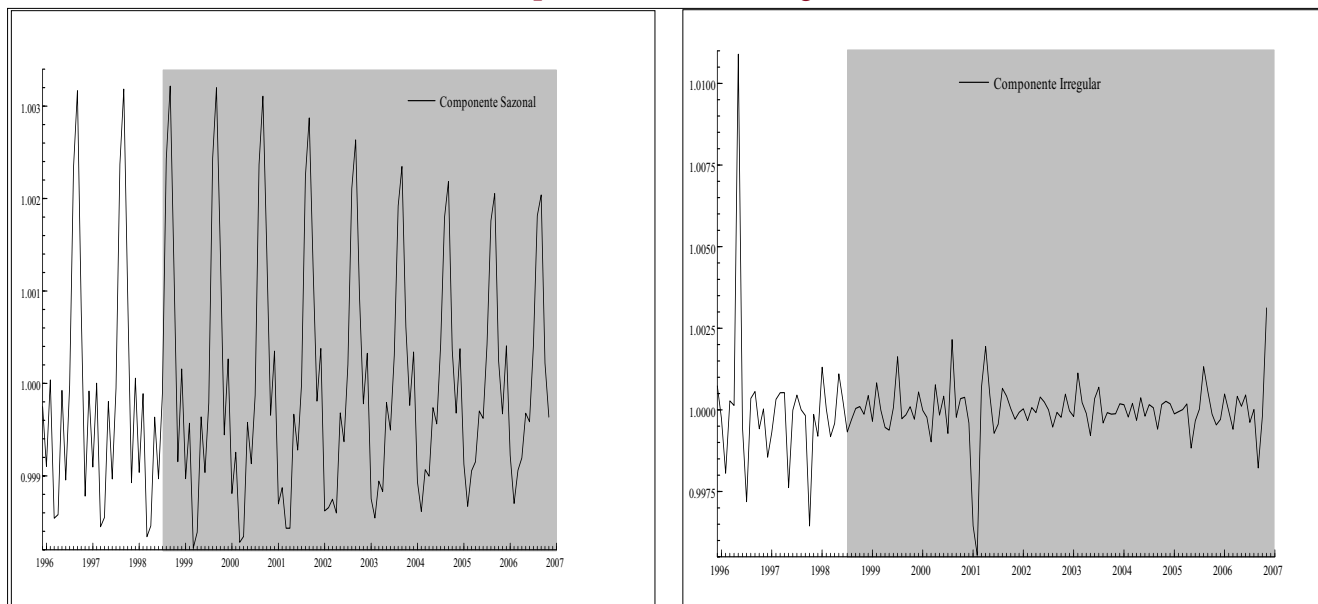
Capítulo IV

4. Análise da Sazonalidade do IPC

É muito comum, num conjunto significativo de séries económicas, verificar-se que a respectiva evolução (diária, mensal ou trimestral) é muito afectada por flutuações mais ou menos regulares e periódicas, i.e., de carácter sazonal, que podem dificultar a percepção de outros movimentos de curto prazo e da tendência, condicionando a respectiva análise económica.¹ O processo que consiste em estimar e remover os efeitos sazonais de uma série, normalmente pela decomposição da série em tendência (ou ciclo tendência), componente sazonal e resíduos (ou componentes irregulares), é designado de ajustamento sazonal ou decomposição sazonal (série dessazonalizada ou série ajustada sazonalmente).

O ajustamento das séries originais, retirando-lhes os efeitos sazonais, visa a obtenção de uma nova série, com menor dispersão que a original, permitindo uma avaliação mais correcta da fase do ciclo económico em que a economia se encontra, o que assume um papel fundamental na definição das políticas adequadas em tempo útil. Deste modo, a correcção de variações sazonais assume particular importância na análise das flutuações conjunturais da economia, na medida em que permite avaliar o que na variação das séries se deve a uma variação tendencial, e que poderá exigir uma intervenção, ou o que é uma mera variação de natureza conjuntural, que se ajustará automaticamente.

Figura 3
Componente sazonal e irregular



¹ Entre os diversos factores que poderão estar na origem das flutuações sazonais, destacam-se os de ordem natural (por exemplo, o clima), os de natureza institucional (por exemplo, o direito a um período de férias pagas, que tende a concentrar-se no Verão) e os relacionados com tradições sociais, culturais e religiosas (Natal, Páscoa, entre outros).

É importante identificar o comportamento sazonal do IPC, pois os factores sazonais são uma das possíveis fontes de perturbação de curto prazo nos índices de preços.² Por isso, fez-se uma aplicação da metodologia de decomposição sazonal (*ARIMA*) à série mensal do IPC agregado, para o período compreendido entre Dezembro de 1996 a Setembro de 2006 (teste de sazonalidade e decomposição sazonal). No anexo 2 apresenta-se os resultados de três testes de sazonalidade (*F-tests for Seasonality, Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability, Moving Seasonality Test*), donde se pode concluir pela existência de uma componente sazonal significativa e estável³. Nas figuras que se seguem, apresenta-se o aspecto gráfico das componentes sazonal e irregular.

Com base na figura, podemos constatar que a componente sazonal do IPC apresenta um comportamento (padrão) sazonal estável, embora móvel, a partir de 2001. A componente sazonal atinge os valores maiores nos meses de Agosto e Dezembro, o que pode estar associado à época que antecede o

resultado do ano agrícola e à época natalícia, respectivamente. Este comportamento sazonal poderá estar também associado ao aumento da circulação monetária neste período do ano. Verifica-se um comportamento contrário, nos meses de Outubro e Janeiro, quando a componente sazonal é menor, o que poderá estar associado a períodos após resultados do ano agrícola e pós época natalícia, respectivamente. Neste caso, conclui-se que as variações no nível de preços, nesses meses (períodos), parecem obedecer a um efeito sazonal.

Constata-se que, a partir de 2001, a magnitude da componente sazonal tem diminuído, embora seja estável. Verifica-se, também, que nos anos de 2002 a 2006 o comportamento da componente irregular foi relativamente estável. Saliente-se que este período coincidiu com a Assinatura do *PRGF* (*Poverty Reduction and Growth Facility*) e com a implementação de um conjunto de medidas de estabilização macroeconómica, com forte impacto sobre a procura.

² A identificação clara destes factores, bem como as suas magnitudes, permite identificar a presença de choques que poderiam, de forma errónea, ser atribuídos à sazonalidade. Diferentemente dos choques, o padrão sazonal das séries económicas, em particular, dos índices de preços, é presumivelmente antecipado pelos agentes económicos e, portanto, não deve suscitar alterações das políticas vigentes.

³ Os resultados dos testes foram obtidos directamente do *Software OxMetrics* (módulo X12- ARIMA).

Capítulo V

5. Modelo Econométrico de Determinantes de Inflação

5.1 - Especificação do Modelo e Metodologia

Em Cabo Verde, estudos sobre determinantes da inflação são ainda embrionários, pelo que nesta secção propomos desenvolver um modelo teórico simples, capaz de captar as causas de inflação de longo prazo, bem como a sua dinâmica no curto prazo.

É prática comum na literatura económica sobre determinantes da inflação, considerar três classes de modelos, definidos com base na teoria de *mark-up*, na teoria monetarista e na curva de *Phillips*. Neste contexto, pode-se obter uma equação explicativa da inflação (p) [equação (1)] em função da massa monetária (m), taxa de câmbio (s), salário nominal (w), nível da actividade económica - produto (y) e nível de preços externos (p_e) [Gordon (1985)]⁴:

$$p = f(m, w, s, y, p_e) [1]$$

No nosso estudo, dado algumas dificuldades, nomeadamente, a inexistência de séries longas em número de observações suficientes e em frequências desejáveis, propõe-se especificar a equação da inflação (2) através da seguinte relação funcional log – linear, simplificada:

$$p_t = a_0 + a_1 m_t + a_2 e_t + \varepsilon_t [2]$$

onde p_t representa o nível de preços (IPC), m_t a massa monetária e e_t o nível de preços externos expressos na nossa moeda; os parâmetros a_1 e a_2 representam as elasticidades da massa monetária e do nível de preços externos (espera-se que ambos sejam positivos).

Para investigar a relação de equilíbrio de longo prazo (relação de co-integração) entre as variáveis de séries temporais, diversos métodos econométricos têm sido propostos nas últimas duas décadas. Exemplos de co-integração univariada incluem o método de *Engle* e *Granger* (1990) e o procedimento *OLS* (*Ordinary Least Square*) completamente modificado de *Phillips* e *Hansen's*(1990). No caso de co-integração multivariada, existe o método de *Johansen* [ver *Johansen* (1988), *Johansen* e *Juselius* (1990) e *Johansen* (1996)].

Para o nosso estudo, vamos usar a metodologia econométrica recentemente desenvolvida por *Pesaran et al* (2001) - *Bound Test Approach* - que se baseia no modelo *ADRL* (*autoregressive distributed lag*). De acordo com *Mah* (2000) e *Pesaran et al* (2001), este método apresenta duas principais vantagens: primeiro, o procedimento *Bound Test*

⁴ Da revisão rápida à literatura económica, constatámos que, em geral, as seguintes variáveis são relacionadas com a inflação: o aumento dos lucros de empresas, a subida dos salários, os acréscimos dos preços dos produtos importados, a variação da taxa de câmbio, a variação dos “stocks” de moeda em circulação, as expectativas inflacionistas, o défice orçamental e/ou a variação do desemprego, choques exógenos de oferta, especialmente do preço do petróleo.

pode ser aplicado independentemente da ordem de integração das variáveis [em casos em que as variáveis explicativas são $I(0)$ ou $I(1)$]; segundo, a metodologia pode ser aplicada a estudos em que a amostra é de pequena escala, como é o caso do presente estudo.

A representação ADRL da Equação [2] pode ser formulada da seguinte forma:

$$\Delta p_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta e_{t-i} + a_4 p_{t-1} + a_5 m_{t-1} + a_6 e_{t-1} + trend + \varepsilon_t \quad [3]$$

A investigação da presença de relação de longo prazo entre as variáveis da Equação [2] é analisada por via do procedimento *Bound Test*. O procedimento *Bound Test* baseia-se nas estatísticas de *Wald* ou estatísticas *F* para testar a hipótese nula de não relação de co-integração ($H_0: a_4 = a_5 = a_6 = 0$) e é a primeira fase do método de co-integração ADRL. Uma vez que a distribuição assintótica da estatística *F* é não *standard*, sob a hipótese nula de não relação de co-integração, *Pesaran et al* (2001) calcularam dois conjuntos de valores críticos para um dado nível de significância. Um conjunto assume que as variáveis são $I(0)$ e outro conjunto que elas são todas $I(1)$. Se o valor da estatística *F* excede o valor crítico do limite superior (*upper critical bounds value*), então a hipótese nula é rejeitada. A estatística *F* inferior ao valor crítico do limite inferior (*lower critical bounds value*) implica a não relação de co-integração. Finalmente, se a estatística *F* estiver entre os limites inferior e superior o teste é inconclusivo.

Uma vez estabelecida a relação de co-integração, obtém-se a representação da equação [4], na sua forma de modelo corrector de erro:

$$\Delta p_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{2i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^k a_{3i} \Delta e_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + trend + u_t \quad [4]$$

onde λ é o parâmetro de velocidade do ajustamento e *ECM* (*Error Correction Model*) representa a relação de co-integração estimada a partir da equação [3].

5.2 - Resultados

No estudo empírico para Cabo Verde usámos dados trimestrais cobrindo o período de 1995 (4) – 2006 (3) (ver descrição dos dados no Anexo 3). Para estimar a função explicativa da inflação considerámos dois modelos: Modelo I (considerando os agregados monetários M1 e M2), com base na metodologia de *Pesaran et al* (2001) [método/procedimento de co-integração ADRL em duas fases].

Na primeira fase, para verificar a relação de co-integração entre as variáveis apresentadas na equação 2, usámos o *Bound Test Approach*. Na Tabela 4 são apresentados os resultados. Como se pode verificar, a estatística *F* confirma a relação de co-integração para os dois modelos (valor superior ao valor crítico do limite superior). Este resultado indica que a inflação e os seus determinantes – massa monetária e o nível de preços externos – são co-integrados.

Tabela 4
Bound Test

Test Statistic	Modelo I	Modelo II
F-statistic	6.897572	5.927753

Critical bounds's value at 5% - Lower: 4,87 and Upper: 5,85 (Two regressors unrestricted constant and unrestricted trends in the model) (Pesaran et al. (2001))

Para obter os coeficientes de longo prazo através do método de co-integração ADRL (parâmetros da Equação [2]), usámos o *usámos o Schwarz Criterion* (SC) na escolha da ordem máxima (óptima) de desfasamento das variáveis em níveis. Os resultados de longo prazo são apresentados na tabela 5, onde podemos constatar que os coeficientes (elasticidades) apresentam os sinais esperados e não diferem nos dois modelos.

Tabela 5
Resultados de longo prazo

Variável	Coeficientes	
	Modelo I	Modelo II
<i>m</i>	0.24	0.20
<i>e</i>	1.25	1.43

Uma vez obtida a equação de longo prazo para a inflação, prosseguiu-se investigando as propriedades dinâmicas de curto prazo. Para obter a forma final do modelo dinâmico de curto prazo (modelo corrector de erro), seguiu-se a abordagem do geral para o específico. Utilizando o *Pc-Gets* obteve-se os *ECMs* parcimoniosos, apresentados no anexo 4.

Os resultados indicam que, em ambos os modelos, o termo de valor desfasado da inflação aparece

na especificação final da dinâmica de curto prazo com sinal positivo, o que pode estar a reflectir uma certa persistência;

A variação da massa monetária tem efeitos na inflação ao fim do terceiro trimestre no caso do modelo I e tem efeitos contemporâneos e desfasados (até o terceiro trimestre), no caso do modelo II;

O nível de preços externos expressos na nossa moeda (taxa de câmbio real) apresenta efeitos contemporâneos e desfasados, positivos e significativos;

O ajustamento do preço é muito afectado pelo erro de equilíbrio de longo prazo, que é significativo, nos dois modelos;

A tendência apresenta um coeficiente negativo e é significativa nos dois modelos, reflectindo a tendência decrescente da inflação que se tem verificado após o Acordo de Cooperação Cambial;

No modelo II as variáveis sazonais revelam-se significativas na determinação da inflação no curto prazo.

Os modelos propostos sobreviveram a uma considerável bateria de testes de diagnóstico/especificação e de ajustamento (ver anexo 4). Os modelos ajustam-se bem. Os resíduos não estão auto-correlacionados, são homoscedásticos, normais e não rejeitam a correcta especificação. Os testes de *CUSUM* e *CUSUMSQ*, relativamente à estabilidade estrutural, não cruzam nenhuma das barras de significância a 5%, pelo que não permitem mudanças significativas dos coeficientes estimados (todos os coeficientes do modelo corrector de erro são estáveis).

Capítulo VI

6. Conclusões

Este trabalho teve como objectivo o estudo dos determinantes da inflação em Cabo Verde, através da análise estatística das componentes principais e da utilização de modelos econométricos, tendo-se recorrido ao método de co-integração, recentemente proposto por *Pesaran et al* (2001) – *Bound Test*.

Os resultados da aplicação do método da componente principal revelaram que as seis componentes justificam 82% dos co-movimentos dos índices. A primeira componente, que explica apenas 25%, apresenta uma correlação positiva significativa com um grupo reduzido de variáveis, não sendo, no caso de Cabo Verde, um indicador capaz de captar a tendência geral dos preços. Resultados empíricos na maior parte dos países revelam que esta componente traduz a tendência de fundo da inflação e, por isso, pode ser utilizada como uma medida da “core inflation”, a inflação que interessa à autoridade monetária seguir.

Através da decomposição sazonal da série do IPC, os testes de sazonalidade sugerem que as variações do índice estão sujeitas a variações nos factores de natureza sazonal. Foi possível verificar

que a variação do nível de preços, nos meses de Agosto e Dezembro (componente sazonal maior) e Outubro e Janeiro (componente sazonal menor), parecem obedecer a um efeito sazonal.

No modelo teórico aplicado, os resultados econométricos permitem-nos concluir que a variação da inflação cabo-verdiana é determinada pela variação da massa monetária e pela inflação externa. Em termos de longo prazo, obtivemos uma relação entre a inflação, a massa monetária e o nível de preços externos, e a resposta da variação da inflação ao erro de equilíbrio é significativa. Concluimos, também, que o modelo corrector de erro da inflação é estável. O estudo mostra a tendência decrescente da inflação, após o Acordo de Cooperação Cambial, e o efeito sazonal, em linha com os resultados de outros estudos.

Como passos de investigação futura, propõe-se, para além do melhoramento do modelo econométrico, uma análise de decomposição sazonal da série do IPC a nível desagregado, assim como a dos seus principais determinantes, a massa monetária e o nível de preços externos.

Capítulo VII

7. Anexos

Anexo 1

<i>Component Matrix</i>							<i>Component Score Coefficient Matrix</i>						
Variáveis	Componentes						Variáveis	Componentes					
	1	2	3	4	5	6		1	2	3	4	5	6
Cereais e derivados	-0,273	-0,038	0,847	-0,217	-0,183	0,235	Transportes	0,225	-0,036	-0,044	0,108	-0,016	-0,101
Lácteos e ovos	0,697	0,483	0,192	0,118	-0,419	-0,011	Lácteos e ovos	0,223	0,013	0,039	0,026	-0,093	-0,150
Óleos e gorduras	0,445	-0,561	0,043	0,471	0,056	0,040	Legumes secos e em conserva	0,180	0,150	-0,085	-0,094	0,102	-0,064
Carne	0,363	0,100	-0,159	-0,634	-0,006	0,562	Energia e água	0,163	-0,091	-0,031	-0,044	-0,025	0,086
Peixe	0,097	0,659	-0,286	0,403	0,201	0,267	Bebidas alcoólicas	0,102	0,003	0,090	-0,002	-0,080	-0,358
Legumes frescos	0,478	-0,167	0,642	0,337	0,156	0,241	Telecomunicações	0,100	-0,019	0,190	-0,026	0,061	-0,004
Legumes secos e em conserva	0,245	0,548	0,516	0,466	-0,013	0,126	Peixe	0,096	0,054	0,035	-0,017	0,298	0,015
Frutas	0,043	-0,101	0,601	-0,368	-0,273	-0,344	Serviços diversos	0,087	-0,093	-0,023	0,088	0,151	0,124
Açúcar e derivados	0,700	0,141	0,032	-0,300	0,551	-0,080	Vestuário	0,080	0,147	-0,026	0,174	0,018	-0,033
Alimentares diversos	-0,340	0,549	0,079	0,434	0,324	-0,293	Cereais e derivados	0,070	0,055	-0,277	0,125	-0,056	-0,080
Bebidas alcoólicas	0,008	-0,102	-0,081	0,358	-0,648	-0,010	Legumes frescos	0,059	0,263	-0,128	0,008	0,099	0,003
Bebidas não alcoólicas	-0,554	0,195	-0,125	0,531	-0,123	0,339	Calçado	0,049	0,038	0,145	0,116	-0,027	-0,067
Outras bebidas	0,677	0,332	0,130	-0,082	0,353	-0,391	Bebidas não alcoólicas	0,045	0,066	-0,033	0,002	0,263	-0,213
Tabaco e cigarros	-0,387	0,191	0,680	-0,198	0,201	0,216	Frutas	0,041	-0,068	-0,081	-0,051	-0,347	-0,010
Vestuário	0,887	-0,196	0,229	-0,005	-0,092	0,251	Carne	0,034	-0,058	-0,122	0,431	0,145	0,062
Calçado	0,855	-0,176	-0,320	0,021	-0,200	0,052	Outras bebidas	0,032	0,008	0,079	-0,182	-0,131	0,271
Energia e água	0,184	0,894	0,151	-0,133	0,008	-0,081	Tabaco e cigarros	0,023	0,046	-0,265	0,055	0,058	0,093
Serviços diversos	0,080	0,753	-0,223	-0,198	0,174	0,182	Alimentares diversos	0,022	0,017	0,037	-0,328	0,055	0,111
Equipamento e materiais	0,488	-0,626	-0,386	0,004	0,194	0,227	Higiene e cuidados pessoais	-0,018	0,187	-0,022	0,069	0,047	0,052
Saúde	-0,735	0,099	-0,109	-0,009	0,261	0,443	Açúcar e derivados	-0,032	0,036	0,008	0,001	0,009	0,352
Higiene e cuidados pessoais	0,644	-0,416	0,225	0,106	0,163	0,157	Óleos e gorduras	-0,042	0,211	0,073	-0,055	0,054	-0,064
Ensino, cultura e lazer	0,135	-0,376	0,496	0,430	0,350	-0,031	Ensino, cultura e lazer	-0,056	0,239	-0,061	-0,163	0,054	0,080
Transportes	0,450	0,691	0,202	-0,072	-0,333	0,148	Saúde	-0,067	0,004	-0,146	0,126	0,297	0,029
Telecomunicações	0,642	0,443	-0,496	0,208	-0,044	-0,047	Equipamento e materiais	-0,117	0,107	0,080	0,153	0,126	0,052

Anexo 2

Teste de Sazonalidade

Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability - é um teste baseado na ANOVA. O valor da estatística F , que testa a existência de sazonalidade estável, resulta do quociente de duas variâncias: a variância entre meses, devida a factores sazonais, e a variância residual, devida à componente irregular. A hipótese nula, de sazonalidade presente, é testada.

Moving Seasonality Test - é um teste de presença de sazonalidade móvel, baseado na ANOVA bi-variada. A existência de sazonalidade móvel é caracterizada por alterações na amplitude do movimento sazonal e não na fase. A estatística F resulta do quociente entre a variância entre anos e a variância residual, em que um alto valor é sintomático de sazonalidade móvel, situação em que os factores sazonais estimados perdem alguma credibilidade.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability e Combined Test for the Presence of Identifiable Seasonality - Um teste combinado à presença de sazonalidade identificável é realizado, combinando o teste anterior com o teste de sazonalidade estável e o teste de *Kruskal-Wallis* (um teste não paramétrico para detectar sazonalidade estável - **Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability**). Se existe pouca sazonalidade estável e muito móvel, quer dizer que não se consegue identificar o padrão sazonal. O teste é feito pela combinação da estatística F dos três testes. Existe ainda uma estatística de controlo, a estatística Q , que resulta da combinação de onze medidas e que pretende aferir a qualidade do ajustamento sazonal. Cada uma das medidas tem um intervalo de variação entre 0 e 3, com uma zona de aceitação entre 0 e 1. O ajustamento sazonal é aceite quando a estatística Q tem um valor inferior a 1.

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Degrees of freedom	Mean square	F-value
Between months	2.2189	11	0.20172	8.945**
Residual	2.7062	120	0.02255	
Total	4.9252	131		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

Kruskal-Wallis statistic	Degrees of freedom	Probability level
72.1092	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

	Sum of squares	Degrees of freedom	Mean square	F-value
Between Years	0.3140	9	0.034886	2.271
Error	1.5206	99	0.015360	

Moving seasonality present at the five percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY:

IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

F 3. Monitoring and Quality Assessment Statistics (LPcv)

The measures below are between 0 and 3; acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over three months span (F 2.B).	M1 = 0.482
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (F 2.F).	M2 = 0.060
3. The month to month change in the irregular compared to the month to month change in the trend-cycle (F2.H).	M3 = 0.000
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (F 2.D).	M4 = 0.457
5. The number of months it takes the change in the trend-cycle to surpass the change in the irregular (F 2.E).	M5 = 0.217
6. The year to year change in the irregular as compared to the year to year change in the seasonal (F 2.H).	M6 = 0.411
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable seasonality (F 2.I).	M7 = 0.879
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series.	M8 = 0.839
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series.	M9 = 0.489
10. Same as 8, calculated for recent years only.	M10 = 1.092
11. Same as 9, calculated for recent years only.	M11 = 0.988

ACCEPTED at the level 0.49

Check the 1 above measures which failed.

Q (without M2) = 0.54 ACCEPTED.

Anexo 3

Dados

A análise empírica usa dados trimestrais, cobrindo o período entre 1995:4 a 2006:3:

- saldos da massa monetária (agregados M1 e M2)
- índice de preços no consumidor (IPC)
- Para o nível de preços externos usou-se o IPC de Portugal e a taxa de câmbio do ECU.

Anexo 4

Resultados do Modelo I

Resultados da Estimação

Dependent Variable: DLPCV

Method: Least Squares

Date: 01/22/07 - Time: 08:34

Sample (adjusted): 1997:3 - 2006:3

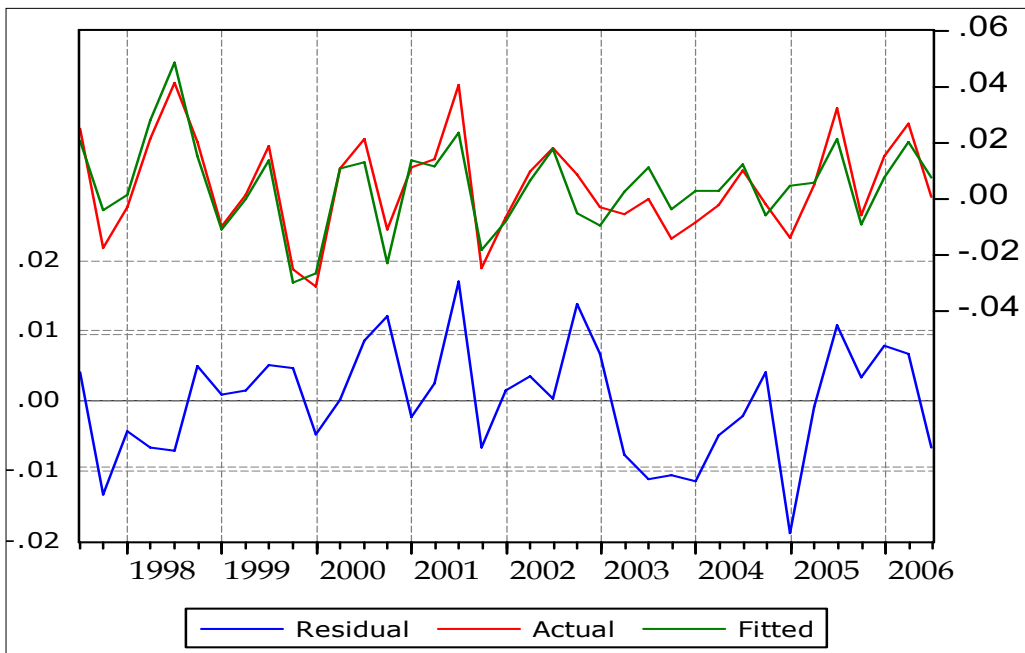
Included observations: 37 after adjusting endpoints

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
C	-3.426817	0.612185	-5.597685	0.0000
DLPCV(-2)	-0.259295	0.114008	-2.274347	0.0314
DLM1(-3)	0.140381	0.040245	3.488134	0.0017
DE	0.348278	0.183716	1.895747	0.0692
DE(-2)	0.361421	0.165802	2.179838	0.0385
DE(-3)	0.906553	0.183180	4.948985	0.0000
DE(-4)	0.475261	0.183020	2.596772	0.0153
DE(-5)	0.633871	0.181564	3.491167	0.0017
DE(-6)	0.670153	0.163775	4.091913	0.0004
ECM(-1)	-0.564574	0.101856	-5.542877	0.0000
@TREND	-0.004483	0.000901	-4.974444	0.0000
R-squared	0.794274	Mean dependent var		0.004442
Adjusted R-squared	0.715149	S.D. dependent var		0.017771
S.E. of regression	0.009485	Akaike info criterion		-6.236504
Sum squared resid	0.002339	Schwarz criterion		-5.757583
Log likelihood	126.3753	F-statistic		10.03817
Durbin-Watson stat	1.551786	Prob(F-statistic)		0.000001

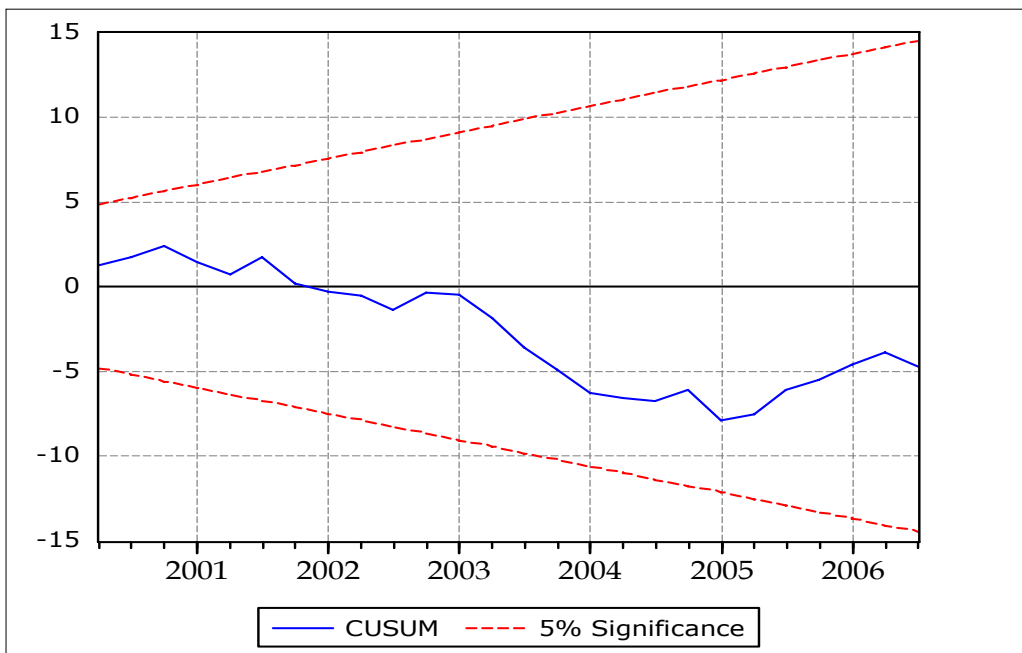
Teste Diagnóstico

AR 1-3 test:	F(3,21)	3.2878	[0.0408]
ARCH 1-3 test:	F(3,18)	1.2025	[0.3372]
Normality test:	Chi ² (2)	0.36109	[0.8348]
hetero test:	F(20,5)	0.27793	[0.9825]
RESET test:	F(1,23)	1.0660	[0.3126]

Ajustamento e Resíduo



Teste CUSUM



Teste CUSUMSQ



Resultados Modelo II

Resultados da Estimação

Dependent Variable: DLPCV

Method: Least Squares

Date: 01/22/07 Time: 08:49

Sample (adjusted): 1997:3 2006:3

Included observations: 37 after adjusting endpoints

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
C	-3.375343	0.629168	-5.364772	0.0000
DLPCV(-1)	0.281969	0.102482	2.751411	0.0105
DLM2	0.218373	0.103695	2.105912	0.0446
DLM2(-1)	0.283835	0.094752	2.995557	0.0058
DE	0.295517	0.167662	1.762580	0.0893
DE(-3)	0.669395	0.170960	3.915504	0.0006
@SEAS(2)	0.022451	0.004640	4.838833	0.0000
@SEAS(3)	0.025542	0.004447	5.743000	0.0000
ECMM2(-1)	-0.471888	0.088591	-5.326603	0.0000
@TREND	-0.005743	0.001082	-5.308166	0.0000
R-squared	0.812608	Mean dependent var		0.004442
Adjusted R-squared	0.750144	S.D. dependent var		0.017771
S.E. of regression	0.008883	Akaike info criterion		-6.383901
Sum squared resid	0.002130	Schwarz criterion		-5.948518
Log likelihood	128.1022	F-statistic		13.00923
Durbin-Watson stat	2.167281	Prob(F-statistic)		0.000000

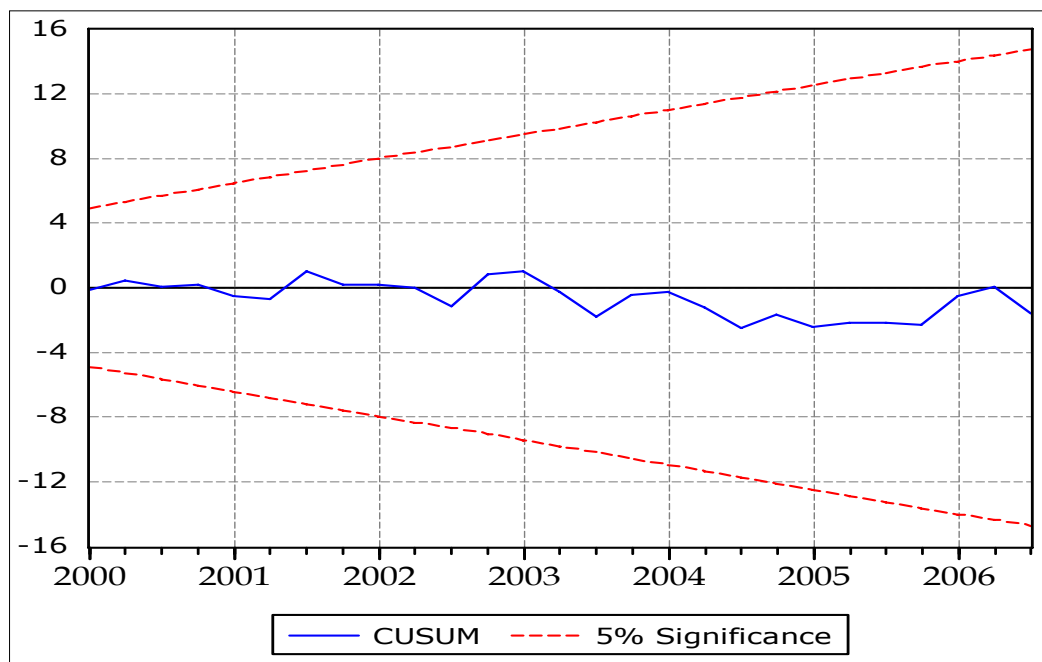
Teste Diagnóstico

AR 1-3 test:	F(3,24)	4.7000	[0.0102]*
ARCH 1-3 test:	F(3,21)	0.23883	[0.8683]
Normality test:	Chi ² (2)	5.4582	[0.0653]
hetero test:	F(16,10)	0.18367	[0.9986]
RESET test:	F(1,25)	0.067448	[0.7971]

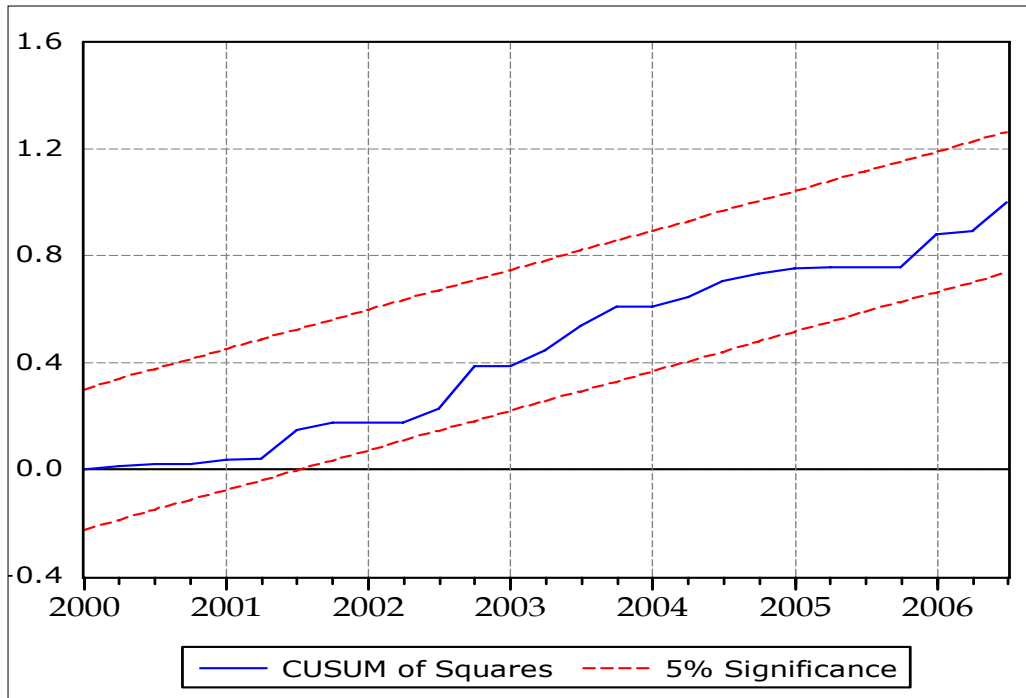
Ajustamento e Resíduo



Teste CUSUM



Teste CUSUMSQ



Bibliografia

- Chaudhary, M. Aslam, and Naved Ahmad, 1996, "Sources and Impacts of Inflation in Pakistan," *Pakistan Economic and Social Review*, Vol. 34, No. 1, pp. 21–39.
- Cointegration Test of the Monetary Theory of Inflation and Forecasting Accuracy of the Univariate and Vector ARMA Models of Inflation, Siddiqui, Anjum, 1990, "Money and Inflation in Pakistan: Some Tests," *Indian Economic Journal*, Vol. 38, No. 1, pp. 41–57.
- Dhokal, Dharmendra, and Magda Kandil, 1993, "The Inflationary Experience of Six Developing Countries in Asia: An Investigation of Underlying Determinants," *Applied Economics*, Vol. 25, pp. 413–25.
- Dickey, D., and W.A. Fuller, 1981, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49 (July), pp.1057–72.
- Engle, R. and Granger, C. (1987) 'Cointegration and error correction representation: estimation and testing', *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.251-276.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), pp. 251–276.
- Gordon, Robert J (1985): .Understanding inflation in the 1980s., *Brookings Paper on Economic Activity*, no 1, pp 263-302.
- Hansen, H. and Johansen, S. (1993) *Recursive Estimation in Cointegrated VAR Models*, Institute of Mathematical Statistics, preprint No.1, January 1993, University of Copenhagen.
- Johansen, S. (1988) 'Statistical analysis of cointegrating vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No. 2/3, pp.231-254.
- Johansen, S. (1996) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models* 2nd edn., Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990) 'Maximum likelihood estimation and inference on cointegration –with application to the demand for money', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, No.2, pp.169-210.
- Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12 (June–September), pp. 231-54.
- Kuijs, L., 1998, "Determinants of Inflation, Exchange Rate, and Output in Nigeria," IMF Working Paper 98/160 (Washington: International Monetary Fund).
- Pesaran, M. H. and Pesaran, B. (1997) *Microfit 4.0 Interactive Econometric Analysis*, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001) 'Bound Testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, No.3, pp.289-326.

- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999) An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. Chapter 11 in *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom, S. (ed.), Cambridge University Press, Cambridge.
- Phillips, P. and Hansen, B. (1990) 'Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) process', *Review of Economic Studies*, Vol.57, No.1, pp.99-125.
- Price, Simon, and Anjum Nasim, 1999, "Modeling Inflation and the Demand for Money in Pakistan: Cointegration and the Causal Structure," *Economic Modeling*, Vol. 16, pp. 87–103.

Índice

Resumo	5
1. Introdução	9
2. IPC em Cabo Verde	13
2.1 - Composição e Estrutura	13
2.2 - Evolução – período antes e pós <i>peg</i>	14
3. Análise da Componente Principal	19
4. Análise da Sazonalidade do IPC.....	23
5. Modelo Econométrico de Determinantes de Inflação	27
5.1 - Especificação do Modelo e Metodologia.....	27
5.2 - Resultados.....	28
6. Conclusões	33
7. Anexos.....	37
Bibliografia	47

