

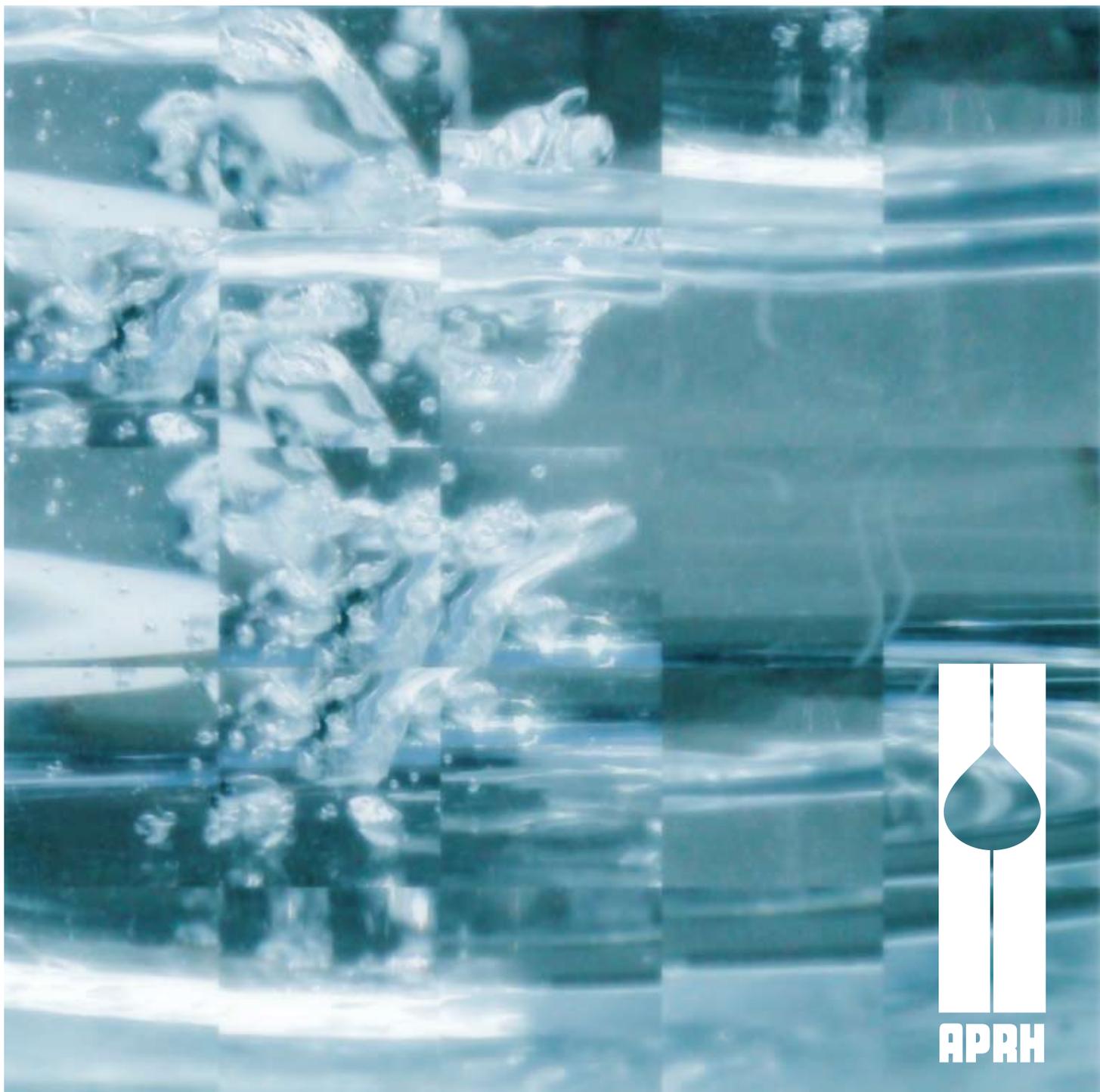
Recursos Hídricos

Revista da Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos

30 ANOS, 1980-2010

NOVEMBRO 2010

{vol.31#02}



Proprietário

Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos

Director

José Simão Antunes do Carmo

Subdirectora

Maria Manuela Portela

Conselho de Direcção

António Betâmio de Almeida
António de Carvalho Quintela
Luís Veiga da Cunha

Editores Científicos Associados

António Nascimento Pinheiro, IST, Portugal
João Paulo Lobo Ferreira, LNEC, Lisboa
João Soromenho Rocha, LNEC, Lisboa
José Manuel Pereira Vieira, UM, Portugal
Maria Manuela Portela, IST, Lisboa
Teresa Ferreira Cardoso, ISA, Portugal

Secretariado

Ana Estêvão
André Cardoso
Conceição Martins
Ana Carneiro

Redacção e Administração

Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos
a/c LNEC

Av. do Brasil, 101

1700-066 Lisboa

PORTUGAL

Telefone 21 844 34 28 Fax 21 844 30 17

Design

Flatland Design

Publicação Subsidiada pela Fundação para a Ciência e a Tecnologia

Registo de imprensa nº 106936

Depósito legal nº 5838/84

ISSN 0870-1741

RECURSOS HÍDRICOS

Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos

NOVEMBRO 2010

vol. 31#02

3

EDITORIAL

José Simão Antunes do Carmo

5

DISTRIBUIÇÃO SALINA NA EMBOCADURA E ESTUÁRIO DO RIO LIMA EM DIFERENTES REGIMES
HIDRODINÂMICOS

José M. P. Vieira // José L. S. Pinho

15

ANÁLISE DE FORMAS E PADRÕES COSTEIROS COMO INDICADORES DE EROÇÃO NA ZONA
COSTEIRA NOROESTE DE PORTUGAL

J. Pais Barbosa // F. Veloso Gomes // F. Taveira Pinto

27

GERAÇÃO DE SÉRIES SINTÉTICAS DE ESCOAMENTOS ANUAIS E MENSIS. APLICAÇÃO EXTENSIVA
A PORTUGAL CONTINENTAL

Artur Tiago Silva // Maria Manuela Portela

43

A APLICABILIDADE DE DISTRIBUIÇÕES BASEADAS EM LEIS DE POTÊNCIA NA AVALIAÇÃO DE
CAUDAIS DE CHEIA

Rui M. N. V. V. Apolinário

61

SISTEMAS DE ABASTECIMENTO DE ÁGUA - AVALIAÇÃO DA VULNERABILIDADE

Jorge Pinto // João Varajão // Humberto Varum // António Duarte // Isabel Bentes

73

COLABORADORES

Os artigos publicados são da exclusiva responsabilidade dos autores.

Discussões relativas a artigos publicados neste número deverão ser enviadas à APRH até 31 de Maio de 2011.

NORMAS PARA SUBMISSÃO DE ARTIGOS

Os autores interessados em publicar artigos técnico-científicos ou discussões de artigos anteriormente publicados na revista «Recursos Hídricos» deverão respeitar as seguintes normas:

1. Deve ser apresentado um original em papel A4 e em suporte informático do artigo redigido em língua portuguesa, utilizando a forma impressoal. O processador de texto a utilizar deverá ser Word (Microsoft). O título, o nome do(s) autor(es) e o texto do artigo devem ser guardados num ficheiro único e devidamente identificado (por exemplo, artigo.doc). As imagens devem ser entregues em separado (TIF ou GIF) com qualidade para impressão offset (300 dpi). O texto deve conter a indicação acerca da inserção das imagens. Os gráficos, esquemas e tabelas devem ser também apresentados em separado e editáveis, ou quando possível, no caso dos gráficos, devem ser apresentadas as tabelas numéricas que lhes deram origem. De preferência deve também ser apresentado um PDF do artigo completo de forma a esclarecer dúvidas face aos documentos recebidos.
2. O texto deve ser corrido a uma coluna, com espaçamento normal, e ter uma extensão máxima de 20 mil caracteres.
3. O título do artigo não deve exceder os 76 caracteres, devendo ser apresentado também em inglês.
4. A seguir ao título deve ser indicado o nome do(s) autor(es) e um máximo de 3 referências aos seus graus académicos ou cargos profissionais, assim como o número de associado, caso seja membro da APRH.
5. O artigo deverá ser antecedido de resumos em português e inglês (abstract) que não deverão exceder mil caracteres cada.
6. Devem ser indicados, de forma clara, os locais onde se pretendem inserir as figuras (desenhos ou fotografias, de preferência a cores). Os desenhos devem, de preferência, ser fornecidos em suporte magnético, em ficheiros individuais devidamente identificados (por exemplo, Figura1.doc, etc.) e numa cópia em papel A4. As fotografias devem ser enviadas no papel original ou em diapositivos, devidamente identificados.
7. As referências bibliográficas no meio do texto devem ser feitas de acordo com a norma portuguesa NP-405 de 1996, indicando o nome do autor (sem iniciais) seguido do ano de publicação entre parêntesis. No caso de mais de uma referência relativa ao mesmo autor e ao mesmo ano, devem ser usados sufixos a), b), etc.
8. Os artigos devem terminar por uma lista de referências bibliográficas organizada por ordem alfabética do nome (apelido) do primeiro autor, seguido dos nomes dos outros autores, caso os haja, do título da obra, editor, local e ano de publicação (ou referência completa da revista em que foi publicada).
9. Só serão aceites discussões de artigos publicados até dois meses após a publicação do número da revista onde esse artigo se insere. As discussões serão enviadas ao autor do artigo, o qual poderá responder sob a forma de réplica. Discussões e réplica, caso exista, serão, tanto quanto possível, publicados conjuntamente.
10. O título das discussões e da réplica é o mesmo do artigo original acrescido da indicação Discussão ou Réplica. Seguidamente, deve constar o nome do autor da discussão ou da réplica de acordo com o indicado no ponto 4.
11. As normas para publicação de discussões e réplicas são as mesmas do que para a publicação de artigos.
12. Os artigos e as discussões (texto, disquete e ilustrações respectivas) devem ser enviados para a sede da APRH

Secretariado da APRH
A/c LNEC – Av. do Brasil, 101
1700-066 Lisboa
Portugal

INSTRUÇÕES PARA APRESENTAÇÃO DE PUBLICIDADE

1. Só será aceite na revista Recursos Hídricos publicidade de entidades públicas ou privadas que exerçam actividades relacionadas com os recursos hídricos.
 2. Só serão aceites anúncios prontos para impressão, isto é, com a arte final preparada.
 3. A entidade anunciante poderá optar por anúncios de página inteira, cuja mancha útil conviria não exceder os 24,8 x 17,0 cm, ou meia página com uma mancha de preferência não superior a 12,0 x 17,0 cm.
 4. A responsabilidade da paginação dos anúncios a publicar cabe exclusivamente à APRH.
 5. Os preços a pagar pela entidade anunciante são os seguintes:
- | | |
|-------------------------------------|-------|
| ANUAL (três ou mais números) | |
| • A cores (3 cores) | |
| Página inteira..... | 500 € |
| Meia página..... | 420 € |
| • A preto e branco | |
| Página inteira..... | 240 € |
| Meia página..... | 180 € |
| AVULSO (um número) | |
| • A cores (3 cores) | |
| Página inteira..... | 330 € |
| Meia página..... | 250 € |
| • A preto e branco | |
| Página inteira..... | 125 € |
| Meia página..... | 100 € |

Estes preços poderão ser revistos anualmente.

EDITORIAL

A actual conjuntura económica é manifestamente desfavorável a investimentos que exijam avultados recursos financeiros; contudo, tal situação não deverá nem poderá constituir justificação suficiente para a implementação de medidas que agravam o crescente mal-estar vigente em Portugal, particularmente nos domínios do ensino e da investigação. Porventura com maior 'entusiasmo' nos últimos anos, é certo, mas com um passado igualmente pouco abonatório, vem-se assistindo a uma gradual redução da qualidade do ensino, a uma preocupante subtracção de responsabilidades, à multiplicação de 'desconfianças', à desvalorização de competências e à proliferação de arbitrariedades.

Para ultrapassar a presente situação difícil, com contornos ainda indefinidos e sem fim à vista, seria normal apelar ao exercício da cidadania, à instalação de um clima de confiança, à implementação de soluções com alargado apoio social, à promoção de critérios de qualidade e à valorização de competências e do mérito.

Contudo, a recente reforma no ensino superior em Portugal conduziu a uma desmotivante revisão dos Estatutos do ensino superior (Universitário e Politécnico), que além do mais não são cumpridos, a uma gestão institucional sem atractividade e pouco participada, à proliferação de asfixiantes regulamentos, a uma clara desvalorização das carreiras, com um sistema de avaliação profundamente desajustado e que paulatinamente vai conduzindo ao afastamento de muitos dos mais qualificados, e a uma profunda desvalorização dos graus académicos. Tudo isto contribui para a intranquilidade, a descrença e a desmotivação dos docentes e investigadores que no passado foram aliciados por carreiras exigentes e atractivas. As reformas levadas a cabo, particularmente nos domínios do ensino e da investigação, em nada têm contribuído para a manutenção de um ambiente académico saudável e construtivo nem geram a necessária motivação para o desenvolvimento de actividades promotoras de qualidade e valorativas das instituições.

Um sistema de avaliação que desvaloriza, ou simplesmente despreza, as publicações em língua portuguesa, conduzindo ao desaparecimento de livros e revistas científicas com um passado

comprovadamente muito rico, mas sem procura na actual conjuntura, jamais poderá ser considerado útil e benéfico para o nosso país. O actual quadro exige necessariamente correcções que se espera venham a ser brevemente introduzidas sob pena de se atingir uma situação irreversível e fortemente lesiva para Portugal e para a língua portuguesa.

Os cinco artigos publicados no presente número da *Recursos Hídricos* são reveladores da vitalidade e riqueza da investigação de qualidade que se produz em Portugal e divulgada em língua portuguesa.

No primeiro artigo é apresentada uma caracterização dos padrões de distribuição salina na embocadura do rio Lima resultantes das aflúências deste rio, recorrendo a um modelo matemático do estuário e da zona costeira adjacente. São ainda apresentadas as características de penetração da frente salina para o interior do estuário em função do regime de caudais e das características da maré.

No segundo artigo é proposta uma metodologia para a identificação e obtenção da dimensão e do espaçamento de diversos padrões morfológicos e hidrodinâmicos, bem como de linhas de vegetação históricas. Conclui este trabalho que as hidroformas e hidromorfologias poderão ser indicadores relevantes para um melhor entendimento do comportamento morfológico das praias e da sua dinâmica, bem como para a identificação de pontos com maior susceptibilidade, recuo da linha de costa, destruição de infraestruturas e ocorrências de galgamentos e inundações.

No artigo seguinte é desenvolvido e testado um procedimento integrado para gerar séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais, utilizando para o efeito um modelo probabilístico baseado na amostragem aleatória da lei *log Pearson III* ao nível anual e um modelo de desagregação ao nível mensal. É ainda desenvolvido e testado um procedimento de definição automática das classes de fragmentos, o que, segundo os autores, confere maior generalidade e robustez ao método.

São apresentadas no quarto trabalho as bases teóricas inerentes ao fenómeno natural de cheias, bem como a aplicabilidade de leis de potência na inferência estatística de caudais

de ponta de cheia. A metodologia proposta permite, segundo o autor, obter valores mais conservadores de caudais de cheia, para períodos de retorno elevados, relativamente às designadas 'distribuições clássicas' comumente aplicadas em projectos de obras hidráulicas.

No quinto e último artigo é apresentada uma teoria emergente, aqui designada por Teoria da Vulnerabilidade de Redes Hidráulicas de Abastecimento de Água, cuja aplicação permite identificar as partes mais vulneráveis de uma

rede hidráulica de abastecimento de água através de diversos cenários de dano vulneráveis.

Estamos cientes que os artigos publicados no presente número da *Recursos Hídricos* constituirão referências de qualidade nos domínios da Hidráulica, dos Recursos Hídricos e do Ambiente.

O Director da *Recursos Hídricos*

José Simão Antunes do Carmo

DISTRIBUIÇÃO SALINA NA EMBOCADURA E ESTUÁRIO DO RIO LIMA EM DIFERENTES REGIMES HIDRODINÂMICOS

SALT DISTRIBUTION IN RIVER LIMA ESTUARY FOR DIFFERENT HYDRODYNAMIC REGIMES

José M. P. Vieira

Professor Catedrático // Departamento de Engenharia Civil // Universidade do Minho; Braga // jvieira@civil.uminho.pt

José L. S. Pinho

Professor Auxiliar // Departamento de Engenharia Civil // Universidade do Minho; Braga // jpinho@civil.uminho.pt

RESUMO: A bacia do rio Lima apresenta uma forma alongada e é limitada a norte pela bacia hidrográfica do rio Minho, a leste pela do rio Douro e a sul pelas bacias dos rios Cávado e Âncora.

As disponibilidades hídricas desta bacia estão essencialmente dependentes da forma como a precipitação se distribui espacial e temporalmente, uma vez que os aquíferos têm uma baixa capacidade de armazenamento, o que faz com que o escoamento tenha uma resposta relativamente rápida à ocorrência de precipitação.

Este rio desagua no Oceano Atlântico junto da cidade de Viana do Castelo. O estuário desenvolve-se num vale relativamente estreito, sendo dominado pelo regime de marés (do tipo semi-diurno) e caudais fluviais. Estes sofreram alterações significativas com a construção do aproveitamento hidroeléctrico do Lindoso que permitiu o controlo de cheias na bacia, apresentando também alterações nas condições de penetração da frente salina para o interior do estuário. Neste artigo, apresenta-se uma caracterização dos padrões de distribuição salina na embocadura do rio Lima resultantes das afluências deste rio recorrendo-se a um modelo matemático do estuário e da zona costeira adjacente em função do regime de caudais e das características da maré.

Palavras-chave: distribuição salina, estuário, modelação, rio Lima.

ABSTRACT: The Portuguese northern river Lima basin has boundaries with four river basins: river Minho (North); river Douro (East); and rivers Cavado and Ancora (South).

Water availability in this river basin is mainly dependent from the precipitation distribution in time and space. Since the existing aquifers have a very limited storage capacity, rainfall produces a very fast runoff response.

The river mouth is in Atlantic Ocean near the city of Viana do Castelo. The estuary is a relatively narrow channel highly dependent on tidal regime (semi-diurnal type) and fluvial flows. River flows are significantly influenced by hydro power generation of Lindoso dam which allows flood control in the basin and determines salt intrusion patterns in the estuary.

Results from mathematical modeling application in characterizing salt distribution patterns in river Lima estuary are presented in this research work.

Keywords: salt distribution, estuary, modelling, river Lima.

1. INTRODUÇÃO

O estudo dos estuários apresenta uma elevada dificuldade uma vez que estes sistemas apresentam habitualmente complexas geometrias, hidrodinâmica e padrões de transporte de massa. De facto, a interface entre as águas doce e salgada forçada pelas descargas dos rios, das marés e do vento apresenta características específicas que afectam as propriedades de mistura das massas de água do estuário. Ocorre uma grande variabilidade nas propriedades dos estuários em função das diferenças nas marés, descargas fluviais e pela forma como esses factores interagem com topografia [Dyer, 1997].

A estrutura da salinidade dos estuários e das correntes fluviais podem ser modificadas por alterações do regime de caudais fluviais causada pela construção de barragens e pelas alterações batimétricas devido ou a variação dos fluxos de sedimentos ou à remoção de areias. Estas alterações podem afectar significativamente as utilizações da água estabelecidas como agricultura, abastecimento doméstico e industrial.

A extensão da intrusão salina depende do equilíbrio entre as descargas de água doce e do fluxo de água salgada do mar. Este fenómeno pode ser razoavelmente previsto recorrendo a modelos matemáticos construídos com base em dados monitorizados. Estas ferramentas podem ser usadas para quantificar o caudal de água doce que é necessária para contrabalançar a intrusão salina nas captações de água a montante ou estimar a extensão da pluma de água doce nas águas costeiras adjacentes à embocadura fluvial.

A bacia hidrográfica do rio Lima, situado na região norte de Portugal, tem uma superfície de aproximadamente 2450 km². A altitude média da bacia é de 447 m, sendo a Serra da Peneda e a Serra Amarela, os sectores mais elevados, respectivamente com 1416 e 1361 m. A região desta bacia é uma região de elevada pluviosidade, ocorrendo precipitação média anual entre 1300 e 4200mm.

No estuário do rio Lima, foram utilizadas ferramentas de modelação para a avaliação da intrusão salina nesta massa de água. As ferramentas incluem duas componentes principais: um modelo hidrológico da bacia do rio, e um modelo hidrodinâmico e de transporte de massa [WES-HL, 1996; WES-HL, 2000] do trecho final do rio. Este trabalho apresenta resultados obtidos a partir dos modelos matemáticos da segunda componente de modelação. A distribuição espacial de salinidade é caracterizada a partir de um conjunto de cenários estabelecidos de acordo com

as acções fundamentais que afectam a distribuição salina. O principal objectivo é a caracterização dos padrões de distribuição salina (presença de água doce) na zona costeira a norte da desembocadura do rio Lima resultantes das aflúncias deste rio. Para tal procedeu-se à caracterização sumária do regime de caudais do rio Lima, do regime de actuação de vento na zona de estudo e à avaliação dos padrões de circulação que determinam o transporte de água doce para norte.

2. METODOLOGIA

2.1. Formulações matemáticas

A análise de problemas de intrusão salina deve ser baseada em modelos dinâmicos. Na ausência de estratificação, o software RMA2/RMA4 [WES-HL, 1996, WES-HL, 2000] é uma excelente ferramenta para estimar as distribuições de salinidade. Em condições de estratificação vertical torna-se necessária uma abordagem a duas dimensões na direcção vertical ou a aplicação de ferramentas de modelação tridimensionais [Pinho, 2001].

Diferentes critérios, tais como o quociente entre os caudais ou o número do estuário [Dyer, 1997] podem ser usados para a antecipação das condições de estratificação da massa de água costeira. Estes critérios são geralmente baseado na relação entre os caudais fluviais e os caudais associados às correntes de maré. Para o rio Lima, a aplicação dos critérios acima mencionados, conduz a uma classificação de estuário estratificado, parcialmente estratificado ou bem misturado, dependendo do regime de caudais considerado. No entanto, as situações de estratificação ocorrem quase sempre nas zonas da embocadura mais profundas, ocorrendo situações em que o estuário se classifica de bem misturado quando se verificam episódios de acentuada intrusão salina, normalmente associados a períodos de baixos caudais fluviais. Neste trabalho o estuário e embocadura do rio Lima foi considerado bem misturado, uma vez que se pretendem caracterizar as distribuições de salinidade nas zonas de menor profundidade da embocadura do rio.

2.2. Modelo hidrodinâmico

No presente trabalho foi criado um modelo matemático bidimensional no plano horizontal [2DH] para simulação da hidrodinâmica e do transporte de sal

O texto deste artigo foi submetido para revisão e possível publicação em Fevereiro de 2010, tendo sido aceite pela Comissão de Editores Científicos Associados em Maio de 2010. Este artigo é parte integrante da *Revista Recursos Hídricos*, Vol. 31, Nº 2, 5-14, Novembro de 2010.
© APRH, ISSN 0870-1741

nas águas costeiras adjacentes à desembocadura do rio. Considera-se a hipótese de mistura vertical total na zona analisada.

O modelo hidrodinâmico foi implementado utilizando o software RMA2 que é baseado no método dos elementos finitos (WES-HL, 1996). A formulação matemática do modelo hidrodinâmico é baseada nas equações de conservação de massa e de conservação da quantidade de movimento:

$$\frac{\partial \eta}{\partial t} + \frac{\partial [(h+\eta)U]}{\partial x} + \frac{\partial [(h+\eta)V]}{\partial y} = 0 \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial t} + U \frac{\partial U}{\partial x} + V \frac{\partial U}{\partial y} = fV - g \frac{\partial \eta}{\partial x} - \frac{g}{\rho} \frac{\partial \rho}{\partial x} \frac{h+\eta}{2} + \\ + \frac{\rho_a k W_v^2 \cos \phi}{h+\eta} - \frac{g n^2 U \sqrt{U^2 + V^2}}{(h+\eta)^{4/3}} + \frac{\varepsilon}{\rho} \left(\frac{\partial^2 U}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 U}{\partial y^2} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial V}{\partial t} + U \frac{\partial V}{\partial x} + V \frac{\partial V}{\partial y} = -fU - g \frac{\partial \eta}{\partial y} - \frac{g}{\rho} \frac{\partial \rho}{\partial y} \frac{h+\eta}{2} + \\ + \frac{\rho_a k W_v^2 \sin \phi}{h+\eta} - \frac{g n^2 V \sqrt{U^2 + V^2}}{(h+\eta)^{4/3}} + \frac{\varepsilon}{\rho} \left(\frac{\partial^2 V}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 V}{\partial y^2} \right) \end{aligned} \quad (3)$$

onde, x e y são as coordenadas horizontais cartesianas [m]; t é o tempo [s]; U e V são a média vertical das componentes horizontais de velocidade [ms^{-1}]; $H \equiv h+\eta$ é a profundidade total [m]; $h(x,y)$ representa a elevação do fundo [m]; $\eta(x,y,t)$ é a elevação da superfície livre [m]; ρ_a é a massa volúmica do ar [kgm^{-3}]; W_v é a velocidade do vento [ms^{-1}]; f é o parâmetro de Coriolis [s^{-1}]; ϕ é a direcção do vento [-]; n é o coeficiente de Manning [$\text{m}^{-1/3}\text{s}$]; g é a aceleração da gravidade [ms^{-2}]; ε é o coeficiente de viscosidade turbulenta [$\text{kgm}^{-1}\text{s}^{-1}$].

2.3. Modelo de transporte

O software de modelação do transporte de massa, RMA4 (WES-HL, 2000) é aplicado para simular processos de advecção-difusão em ambientes aquáticos. Este software permite criar modelos que podem ser utilizados na avaliação da distribuição de qualquer substância conservativa dissolvida na água. Este software é baseado na forma bidimensional da equação de transporte de massa:

$$\frac{dc}{dt} + U \frac{dc}{dx} + V \frac{dc}{dy} - \frac{d}{dx} D_x \frac{dc}{dx} - \frac{d}{dy} D_y \frac{dc}{dy} - \sigma + kc + R(c) = 0 \quad (4)$$

em que, c é a concentração de sal [kgm^{-3}]; D_x e D_y são os coeficientes de difusividade turbulenta [m^2s^{-1}]; k é a taxa de decaimento/crescimento da substância [s^{-1}]; σ é o termo correspondente a fontes ou sumidouros da substância [$\text{kgm}^{-3}\text{s}^{-1}$]; $R(c)$ é a taxa de entrada/saída através da superfície livre (precipitação ou evaporação) [$\text{kgm}^{-3}\text{s}^{-1}$].

3. CASO DE ESTUDO

3.1. Localização

A zona de estudo situa-se na foz do rio Lima (Figura 1). Este rio nasce no monte Talariño, a uma altitude de 975 metros, na Serra de São Mamede, na província de Ourense em Espanha. Entra em Portugal nas proximidades de Lindoso e desagua em Viana do Castelo, apresentando uma extensão total de cerca de 108 km, dos quais 67 km em território português.

A bacia do rio Lima apresenta uma forma alongada e é limitada a norte pela bacia hidrográfica do rio Minho, a leste pela do rio Douro e a sul pelas bacias dos rios Cávado e Âncora. Tem uma superfície de aproximadamente 2450 km^2 . A altitude média da bacia é de 447 m, sendo a Serra da Peneda e a Serra Amarela, os sectores mais elevados, respectivamente com 1416 e 1361 m.

O clima da região deste rio resulta da sua posição geográfica e proximidade do Atlântico e é caracterizado como sendo do tipo marítimo.

As disponibilidades hídricas desta bacia estão essencialmente dependentes da forma como a precipitação se distribui espacial e temporalmente, uma vez que os aquíferos têm uma baixa capacidade de armazenamento, o que faz com que o escoamento tenha uma resposta relativamente rápida à ocorrência de precipitação. A região desta bacia é uma região de elevada pluviosidade, ocorrendo precipitação média anual entre 1300 e 4200mm.

O escoamento anual médio à entrada de Portugal é de 1598 hm^3 e na foz de 3304 hm^3 . De uma forma sintetizada esta bacia apresenta um clima bastante húmido e caracteriza-se por uma pequena deficiência de água no Verão e um excesso no Inverno.

A satisfação de pedidos de rega, de abastecimento e para produção de energia é conseguida a partir de volumes armazenados durante períodos húmidos. São dois os grandes aproveitamentos hidroeléctricos em funcionamento ao longo da bacia: Alto Lindoso e Touvedo (Figura 2).

A barragem do Alto Lindoso situa-se junto da fronteira com a Espanha, sendo o maior produtor hidroeléctrico de Portugal. Funciona como reguladora do caudal do rio Lima em conjunto com a barragem de Touvedo.



Figura 1 – Localização da zona de estudo.



Figura 2 – Localização das barragens de Touvedo e Alto Lindoso.

Touvedo situa-se 17 km a jusante da barragem do Alto Lindoso e além da produção de energia, tem como finalidade principal regular os elevados caudais provenientes do Alto Lindoso, para que não hajam variações muito bruscas de caudal na rede hidrográfica a jusante deste aproveitamento. O volume útil de armazenamento na bacia hidrográfica do rio Lima é de aproximadamente 353 hm³.

3.2. Implementação do modelo

O domínio modelado compreende todo o estuário do rio Lima entre o açude de Ponte de Lima e a zona costeira adjacente à sua foz (Figura 3). Este domínio foi discretizado por uma malha de elementos finitos com 8367 elementos triangulares quadráticos conforme se apresenta na Figura 4

A batimetria utilizada no modelo foi definida a partir

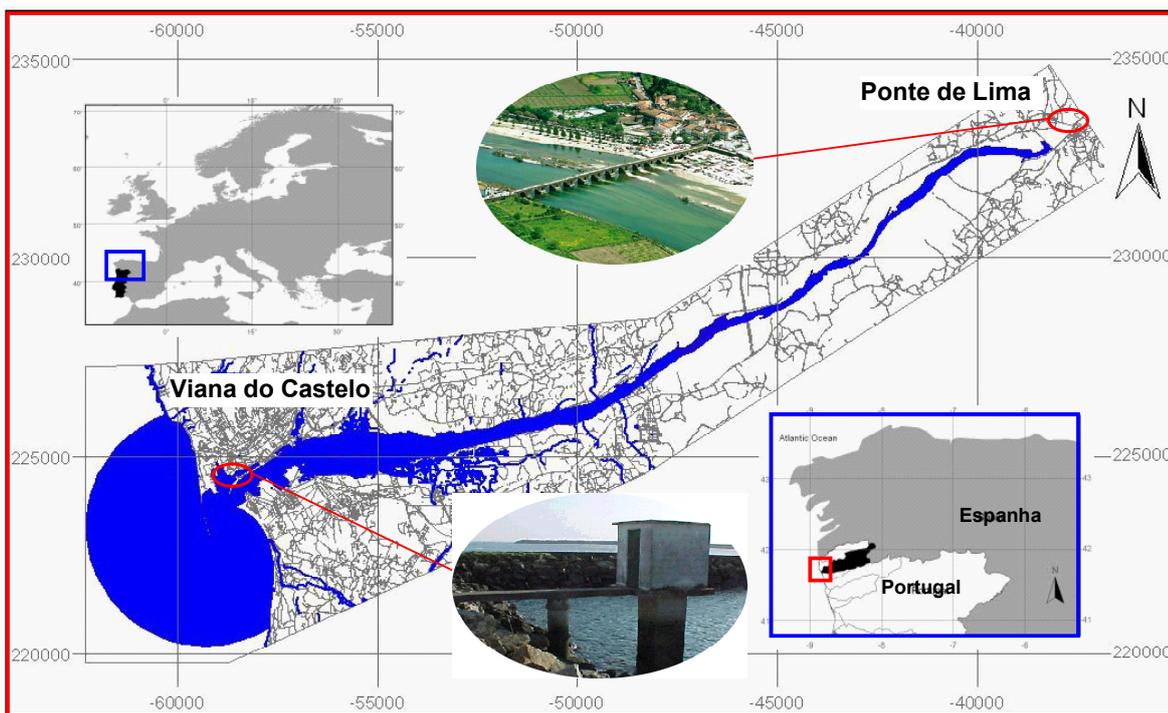


Figura 3 – Domínio do modelo.

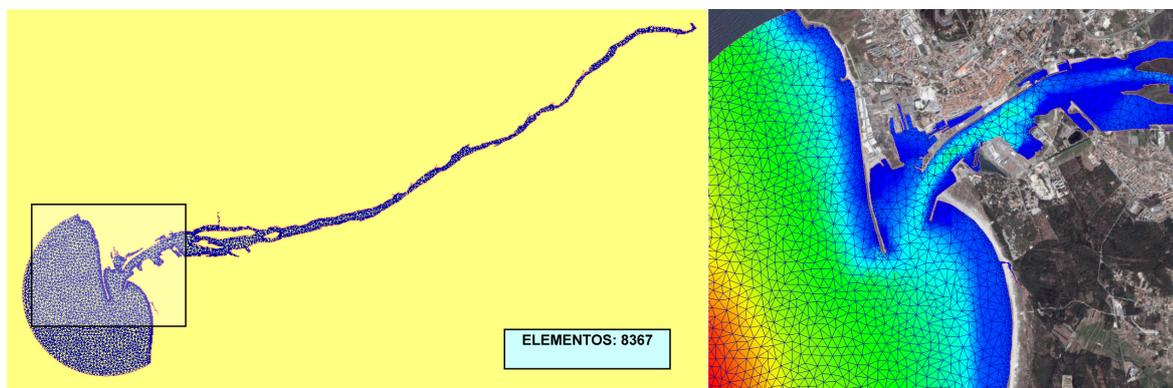


Figura 4 – Malha de elementos finitos.

da base de dados batimétricos ETOPO2 e de outra informação batimétrica relativa à zona da embocadura e ao longo do estuário. A profundidade referida ao nível médio da água do mar varia entre um mínimo de 2 m e cerca de 30 m no domínio considerado. Para a definição do regime de caudais a utilizar neste estudo recorreu-se aos dados disponíveis no SNIRH para as estações hidrométricas de Ponte da

Barca e Rabaçal (ambas localizadas a jusante da barragem de Touvedo). Estas estações apresentam-se relativamente próximas, tendo sido gerada uma série de caudais para o período de 1971 a 2007 a partir dos valores disponíveis para a estação de Ponte da Barca completada com os valores da estação do Rabaçal (Figura 5).

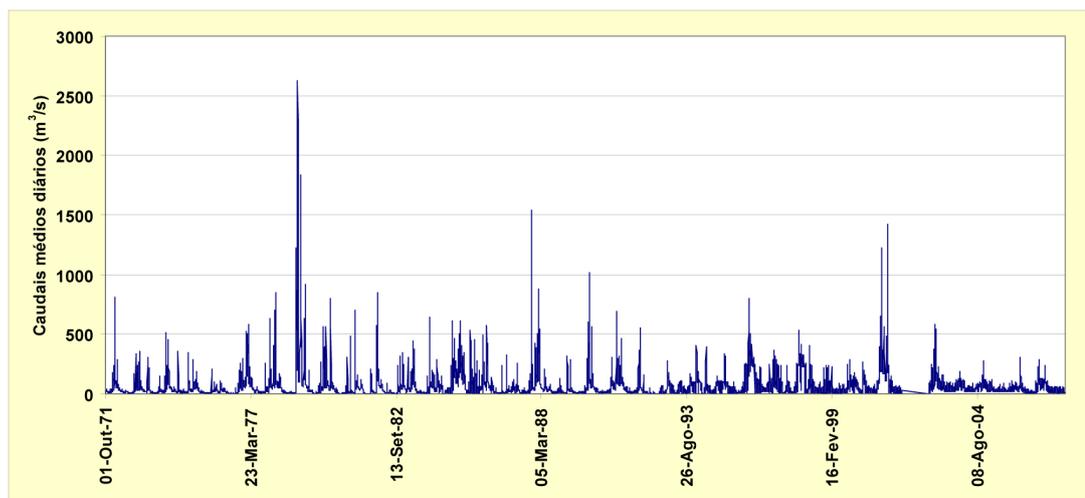


Figura 5 – Série de caudais médios diários do rio Lima entre 1971 e 2007 (estações hidrométricas de Ponte da Barca e Rabaçal).

A série de caudais foi dividida em dois períodos: de 1971 a 1992 e de 1993 a 2007. A partir das séries resultantes foram obtidas as correspondentes curvas de caudais classificados, conforme se apresenta na Figura 6.

Optou-se por efectuar esta divisão, uma vez que os caudais do rio Lima passaram a ser regularizados pelas barragens de Touvedo e Alto Lindoso a partir de 1993. Assim, foi utilizada a curva correspondente ao período mais recente para definir valores de caudais a considerar nas simulações de transporte de sal.

Das curvas anteriores verifica-se que, no período considerado (1971 a 2007) ocorreram cheias com caudal superior a 2400 m³/s.

Verifica-se, ainda, que o caudal médio diário nas estações consideradas é superior a 39 m³/s em 50% dos dias no período entre 1993 e 2007 e que só apresenta valores superiores a 170 m³/s em 10% dos dias no mesmo período.

A maré na zona de estudo é do tipo semi-diurno. Nas simulações realizadas em que foi considerada a acção da maré, adoptou-se uma altura [distância entre cavas/baixa-mar e cristas/preia-mar] de maré média de 2,76 m.

As características de actuação do vento foram estabelecidas a partir dos dados disponíveis para a estação meteorológica de Viana do Castelo. No Quadro 1 apresentam-se as probabilidades de actuação do vento para cada rumo e os valores das respectivas velocidades médias.

Nas simulações realizadas foi apenas considerada a actuação do vento de S, SW e SE. Em cada um dos casos foi adoptada a velocidade média máxima registada.

Os ventos têm uma variação de direcção sazonal: ventos de Noroeste durante a Primavera e Verão e ventos de Sudeste durante Outono e Inverno. Esta alteração da direcção dos ventos é preponderante para a direcção da corrente junto à costa continental portuguesa. A variabilidade do vento, quer em intensidade quer em direcção, origina mecanismos de circulação característicos de escalas temporais mais curtas do que as que anteriormente foram referidas.

As correntes de larga escala que poderão influenciar a área de estudo apresentam-se normalmente pouco intensas. Segundo Neves et al. (2007), em estudos realizados à escala da bacia do Atlântico Norte verifica-se que na região em estudo as correntes superficiais

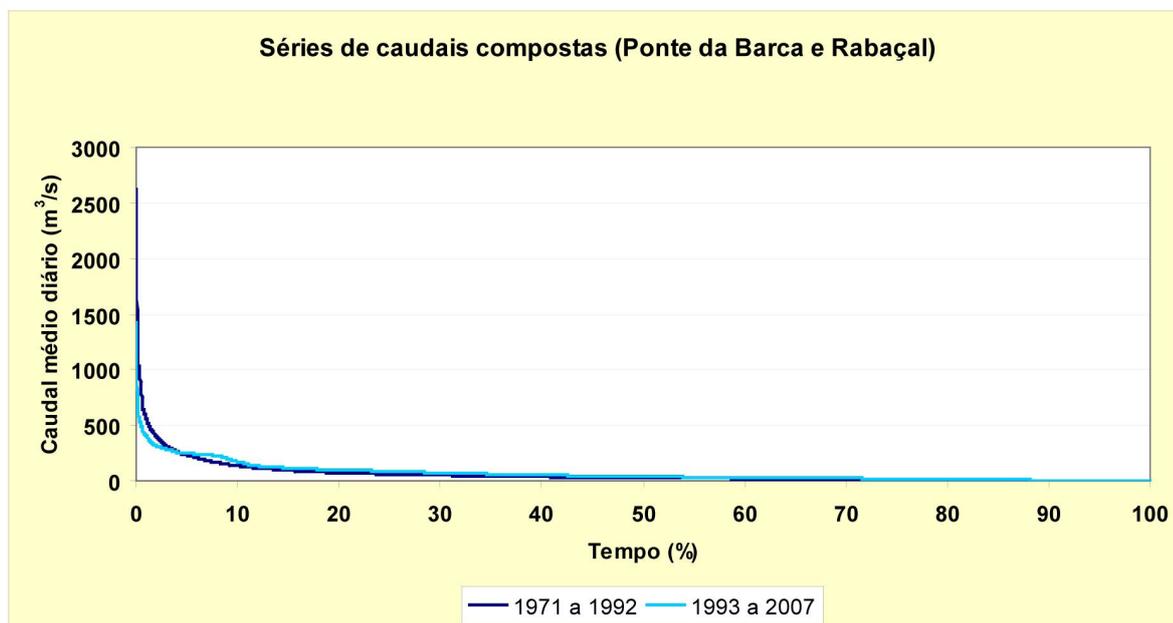


Figura 6 – Curvas de caudais classificados no rio Lima para os períodos de 1971 a 1992 e 1993 a 2007.

Quadro 1 - Características de actuação do vento na zona em estudo – Viana do Castelo.

Rumo

F- Frequência (%), V – Velocidade (km/h)

	N		NE		E		SE		S		SW		W		NW		Calma
	F	V	F	V	F	V	F	V	F	V	F	V	F	V	F	V	C
Janeiro	18.0	6.7	24.0	5.4	9.3	5.8	5.2	6.8	8.4	14.2	12.1	12.6	8.7	13.0	8.1	9.4	6.0
Fevereiro	15.6	6.6	19.2	5.6	7.0	5.8	3.7	8.4	11.8	17.1	17.0	15.1	11.7	14.0	10.0	9.6	4.0
Março	18.6	8.4	20.3	5.7	7.7	6.3	3.7	7.2	7.2	17.5	14.5	12.3	13.1	11.4	12.1	13.4	2.8
Abril	15.2	11.1	18.9	8.0	12.1	7.1	5.0	6.1	6.8	14.5	13.3	12.3	12.5	12.0	14.8	15.1	1.3
Maio	12.8	11.2	13.1	7.5	9.1	7.7	5.2	4.9	9.5	11.1	17.8	11.3	15.1	10.7	16.7	14.6	0.5
Junho	11.5	12.1	13.1	7.6	9.7	6.3	5.5	5.8	10.2	9.5	18.5	8.7	14.5	10.4	16.3	13.2	0.8
Julho	13.4	10.6	12.6	8.2	9.8	6.3	6.0	5.0	9.5	6.6	20.1	8.5	14.4	9.1	13.4	12.7	1.0
Agosto	15.0	10.6	14.0	7.4	9.6	5.5	4.6	4.4	7.5	7.0	16.2	7.4	13.5	10.0	17.3	12.4	2.3
Setembro	13.6	5.8	15.8	5.7	10.5	5.0	4.8	5.2	9.5	10.6	16.8	8.1	14.2	8.9	11.9	9.4	2.8
Outubro	17.9	4.8	18.9	4.4	9.0	5.8	6.2	6.2	10.4	13.9	13.4	10.4	10.0	10.5	11.2	9.2	3.1
Novembro	16.4	4.9	25.3	4.8	11.5	6.0	6.3	8.0	9.7	12.2	11.3	9.6	5.6	9.1	6.7	8.7	7.1
Dezembro	13.6	6.1	23.8	5.1	11.0	5.3	4.9	7.6	13.1	16.4	13.3	15.2	8.0	13.7	7.6	9.0	4.8
Ano	15.1	8.1	18.2	6.0	9.7	6.1	5.1	6.2	9.5	12.6	15.4	10.8	11.8	10.9	12.2	11.9	3.0

de larga escala são relativamente fracas (velocidades médias da ordem de $0,10 \text{ cms}^{-1}$). Deste modo, o recurso a um modelo hidrodinâmico constitui uma alternativa de enorme potencial na caracterização das correntes características da zona em estudo, dada a possibilidade de modelar separadamente cada um dos processos que estão na origem da sua formação. Os valores dos parâmetros de calibração do modelo foram estabelecidos usando valores determinados em estudos de intrusão salina para o interior do estuário (Pinho et al., 2007), os dados registados no marégrafo de Viana do Castelo e outros dados qualitativos observados no campo. Assim, foram adoptados valores de $40 \text{ m}^{1/3}\text{s}^{-1}$ para o coeficiente de Manning-Strickler e de $20 \text{ m}^2\text{s}^{-1}$ para o coeficiente de viscosidade turbulenta. O coeficiente de difusão é quantificado de modo automático de modo a conseguir-se que em todos os passos de integração temporal (0,5 horas) o valor do número de Peclet esteja próximo de um valor previamente especificado (WES-HL, 2000).

3.3. Cenários simulados

Foram considerados diferentes cenários de simulação hidrodinâmica envolvendo a consideração ou não da maré, diferentes valores de caudais fluviais e características de actuação do vento.

No Quadro 2 apresenta-se uma síntese dos valores adoptados para as variáveis envolvidas na definição de cenários de simulação.

Quadro 2 - Cenários de simulação.

Cenário	Caudal fluvial (m^3/s)	Vento Rumo (km/h)	Altura da maré (m)
C1	50	-	-
C2	500	-	-
C3	1500	-	-
C4	2400	-	-
C5	2400	-	2,76
C6	172	-	2,76
C7	172	S (17,5)	-
C8	172	SE (8,4)	-
C9	172	SW (15,2)	-
C10	100	SW (15,2)	-

As simulações foram realizadas separadamente para a hidrodinâmica e para o transporte de sal. No caso das simulações hidrodinâmicas sem acção da maré e vento foram consideradas situações de regime permanente, tendo sido imposto o caudal fluvial na fronteira aberta de montante e o nível médio da água do mar na fronteira oceânica. No caso de consideração da acção da maré o nível foi imposto na fronteira oceânica e considerou-se uma duração de simulação correspondente a dois períodos de maré. Apenas o último período foi utilizado nas simulações de transporte de sal.

Para as simulações que envolvem a acção do vento, foi imposta uma tensão superficial uniforme em todo o domínio cuja intensidade se fez variar desde um valor nulo até ao valor associado à velocidade máxima do vento para cada rumo. Só a solução hidrodinâmica correspondente ao equilíbrio dinâmico (último instante da simulação) foi considerada nas simulações de transporte de sal.

As simulações de transporte de sal foram realizadas partindo-se sempre de um valor de salinidade de 35‰ em todo o domínio e adoptando-se uma duração de simulação suficientemente longa (cerca de 100 horas para a generalidade das simulações) de forma a atingir-se uma distribuição salina correspondente a uma situação de equilíbrio dinâmico. Na fronteira aberta fluvial foi adoptada uma concentração salina de 0‰ e na fronteira oceânica de 35‰.

4. RESULTADOS

Nas Figuras 8 a 11 apresentam-se os resultados obtidos para as concentrações salinas na embocadura do rio Lima para alguns dos diferentes cenários considerados.

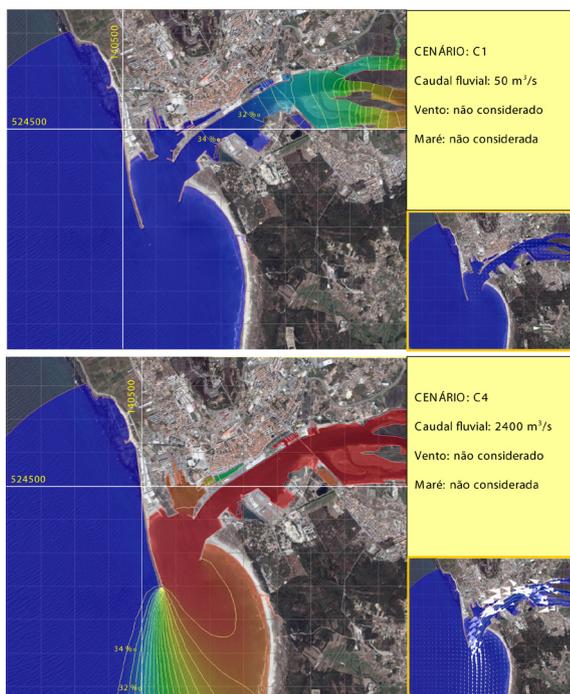


Figura 8 – Resultados da distribuição salina para os cenários C1 e C4, envolvendo diferentes valores dos caudais fluviais.

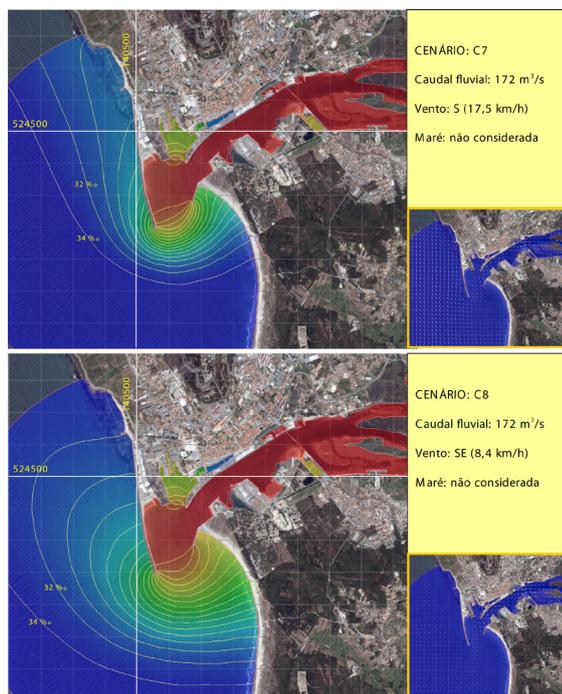


Figura 10 – Resultados da distribuição salina para os cenários C7 e C8, para diferentes regimes de actuação do vento.

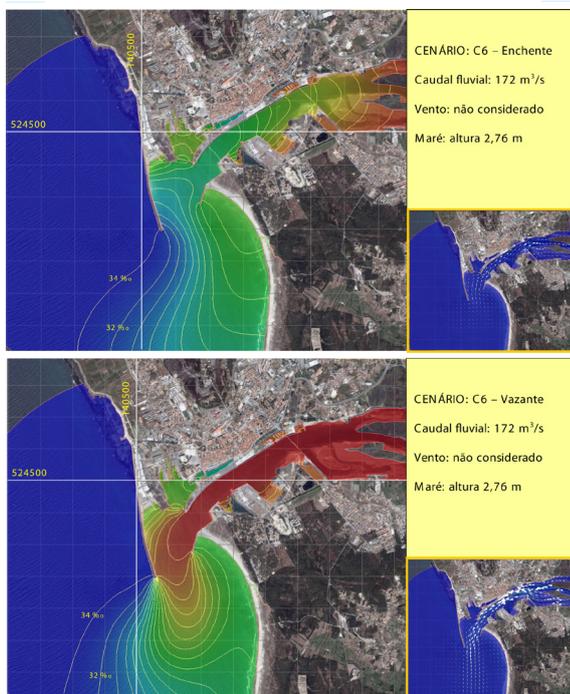


Figura 9 – Resultados da distribuição salina para o cenário C6, para estados diferentes do nível de maré.

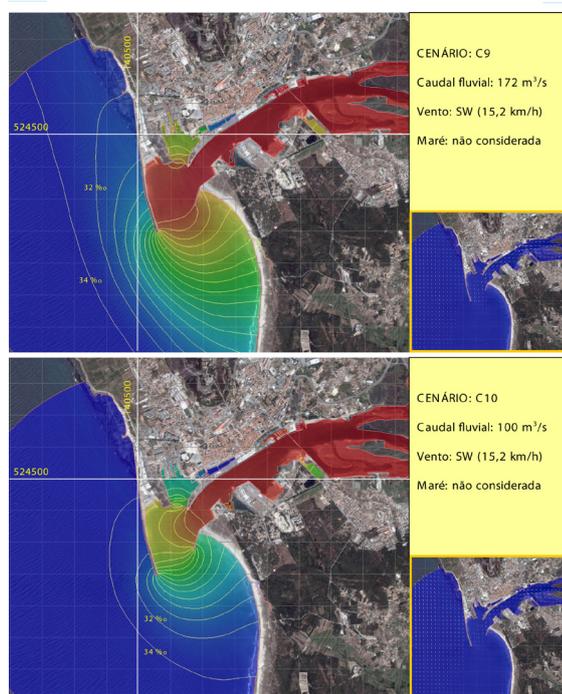


Figura 11 – Resultados da distribuição salina para os cenários C9 e C10, para diferentes regimes de actuação do vento.

5. CONCLUSÕES

As descargas de caudais fluviais do rio Lima na zona costeira adjacente ocorrem segundo o sentido Norte-Sul, na ausência de ventos do quadrante Sul, condicionadas pela configuração dos molhes do porto de Viana do Castelo. Para valores de caudal fluvial inferiores a 100 m³/s (valor ultrapassado em 19% dos dias no período de 1993 a 2007 na estação de Ponte da Barca) a transição entre a água salgada e água doce ocorre principalmente no interior do estuário (ver resultados dos cenários C1 e C10).

A acção da maré resulta em movimentos da pluma de água doce segundo a direcção perpendicular à costa (ver resultados dos cenários C5 e C6). A pluma de água doce desloca-se para norte quando existem ventos que originam correntes costeiras com sentido de Sul para Norte.

Para valores de caudal fluvial de 172 m³/s (valor ultrapassado em 10% dos dias no período de 1993 a 2007 na estação de Ponte da Barca) e actuação de vento de Sul a salinidade desce para cerca de 27‰ numa localização próxima do ponto de coordenadas 140500; 524500 (ver resultados do cenário C7). Para valores de caudal fluvial de 172 m³/s (valor ultrapassado em 10% dos dias no período de 1993 a 2007 na estação de Ponte da Barca) e actuação de vento de SE a salinidade desce para cerca de 30‰ numa localização próxima do ponto de coordenadas 140500; 524500 (ver resultados do cenário C8). Para valores de caudal fluvial de 172 m³/s (valor ultrapassado em 10% dos dias no período de 1993 a 2007 na estação de Ponte da Barca) e actuação de vento de SW a salinidade desce para cerca de 31‰ numa localização próxima do ponto de coordenadas 140500; 524500 (ver resultados do cenário C9). Para valores de caudal fluvial de 100 m³/s (valor ultrapassado em 19% dos dias no período de 1993 a 2007 na estação de Ponte da Barca) e actuação de vento de SW a pluma de água doce não atinge o ponto de coordenadas 140500; 524500 (ver resultados do cenário C10).

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem à Administração do Porto de Viana do Castelo pela cedência de dados batimétricos utilizados neste trabalho.

BIBLIOGRAFIA

- DYER, K.R. (1997). *Estuaries : a physical introduction*, Second Edition. J. Wiley and Sons Ltd., Chichester. 195pp.
- WES-HL (1996). *Users Guide To RMA2 Version 4.3*, US Army Corps of Engineers - Waterways Experiment Station Hydraulics Laboratory, Vicksburg, USA.
- WES-HL (2000). *Users Guide To RMA4 WES Version 4.5*, US Army Corps of Engineers - Waterways Experiment Station Hydraulics Laboratory, Vicksburg, USA.
- PINHO, J. L. S. (2001). *Mathematical modelling application to hydrodynamics and water quality studies of coastal zones*. PhD Thesis. University of Minho, Braga, Portugal (in Portuguese).
- PINHO, J.L.S. and VIEIRA, J.M.P. (2007). *Mathematical Modelling of Salt Water Intrusion in a Northern Portuguese Estuary*. In Lobo Ferreira & José Vieira (Eds.) *Water in Celtic Countries: Quantity, Quality and Climate Variability*. IAHS Publ. 310, 277-287.
- NEVES, D.R.C.B., PINHO, J.L.S.; VIEIRA, J.M.P. (2007). *Hidrodinâmica na Região Oceânica Adjacente à Península Ibérica*. CMNE CILAMCE Métodos Numéricos e Computacionais em Engenharia. Porto, Portugal. Junho, 2007.

ANÁLISE DE FORMAS E PADRÕES COSTEIROS COMO INDICADORES DE EROSIÃO NA ZONA COSTEIRA NOROESTE DE PORTUGAL

ANALYSIS OF COASTAL FEATURES AND PATTERNS AT THE NORTHWEST COAST OF PORTUGAL AS EROSION INDICATORS

J. Pais-Barbosa

Universidade do Porto, Faculdade de Ciências, Centro de Investigação em Ciências Geo-Espaciais // Rua do Campo Alegre nº 687, 4169-007 Porto, Portugal // jpbarbosa@fc.up.pt.

F. Veloso-Gomes

Universidade do Porto, Faculdade de Engenharia, Departamento de Engenharia Civil, Instituto de Hidráulica e Recursos Hídricos // Rua Dr. Roberto Frias, s/n 4200-465 Porto, Portugal // vgomes@fe.up.pt

F. Taveira-Pinto

Universidade do Porto, Faculdade de Engenharia, Departamento de Engenharia Civil, Instituto de Hidráulica e Recursos Hídricos // Rua Dr. Roberto Frias, s/n 4200-465 Porto, Portugal // fpinto@fe.up.pt

RESUMO: A análise de padrões morfológicos, morfodinâmicos e hidrodinâmicos na interface entre o mar e a terra e a sua correlação ao longo do tempo são de grande importância para a compreensão da evolução da zona costeira, bem como para a sua gestão e planeamento. A área de estudo situa-se entre a Barrinha de Esmoriz e o Furadouro, numa extensão de cerca de 11.5 km. O objectivo principal deste trabalho é a identificação e análise de formas/padrões morfológicos e hidrodinâmicos, assim como a classificação morfológica das praias e a sua relação com o processo erosivo. Neste sentido, foram recolhidos vários tipos de dados, nomeadamente fotografias aéreas, sedimentares, de níveis de maré e de agitação marítima, constatando-se a existência de diversas lacunas nos conjuntos de dados. A metodologia desenvolvida permitiu a identificação e obtenção da dimensão e do espaçamento de diversas formas/padrões morfológicos e hidrodinâmicos e linhas de vegetação históricas. Os resultados foram correlacionados com as condições de agitação e de nível de maré, verificando-se, em geral, uma correlação entre estes parâmetros e a dimensão e o espaçamento das hidroformas e hidromorfologias locais.

Palavras-chave: Hidroformas, hidromorfologias, erosão, zona costeira.

ABSTRACT: *The analysis of morphological, morphodynamic and hydrodynamic patterns at the interface between sea and land and their correlation over time are of great importance for understanding the evolution of the coastal zone, as well as their management and planning. The study area, with a length of 11.5 km, is located between the Barrinha de Esmoriz and Furadouro. The main objective of this work is the identification and analysis of hydrodynamic and morphological forms/patterns and beaches morphological classification and their relation with erosion process. Therefore, several types of data, including air-photography, sedimentary, tidal ranges and wave climate were collected. The methodology developed allowed the identification, sizing and spacing quantification of hydrodynamic and morphological forms/patterns and historical vegetation lines. The results were correlated with the wave climate and tidal level, showing in general, a good correlation between these parameters and the size and spacing of local hidroforms and hydromorphologies.*

Keywords: *Hydroforms, hydromorphologies, erosion, coastal zone.*

1. INTRODUÇÃO

A zona costeira portuguesa é formada essencialmente por três tipos de costas: arenosa, de arriba e rochosa (Figura 1). As zonas costeiras arenosas estão associadas a fontes sedimentares, destacando-se a influência dos rios na costa noroeste e das arribas na costa sudeste. A influência dos rios é observada especialmente a sul da embocadura do rio Douro onde as praias se estendem por cerca de 150 km, sendo interrompidas por um pequeno trecho de arriba designado por Cabo Mondego. A primeira parte do

sector é dominada pelo sistema lagunar da Ria de Aveiro. Para além deste sector há ainda a destacar dois outros sectores em que os rios são a principal fonte sedimentar localizados no sul de Portugal, próximo de Lisboa. Um desses sectores localiza-se na margem sul da embocadura do rio Tejo, a zona costeira da Costa da Caparica e o outro sector na margem sul da embocadura do rio Sado, a península de Tróia. No caso das arribas a sua influência é sobretudo notória na costa sudeste do Algarve, onde se encontra situado um importante ecossistema lagunar, a Ria Formosa, formado por ilhas barreira.

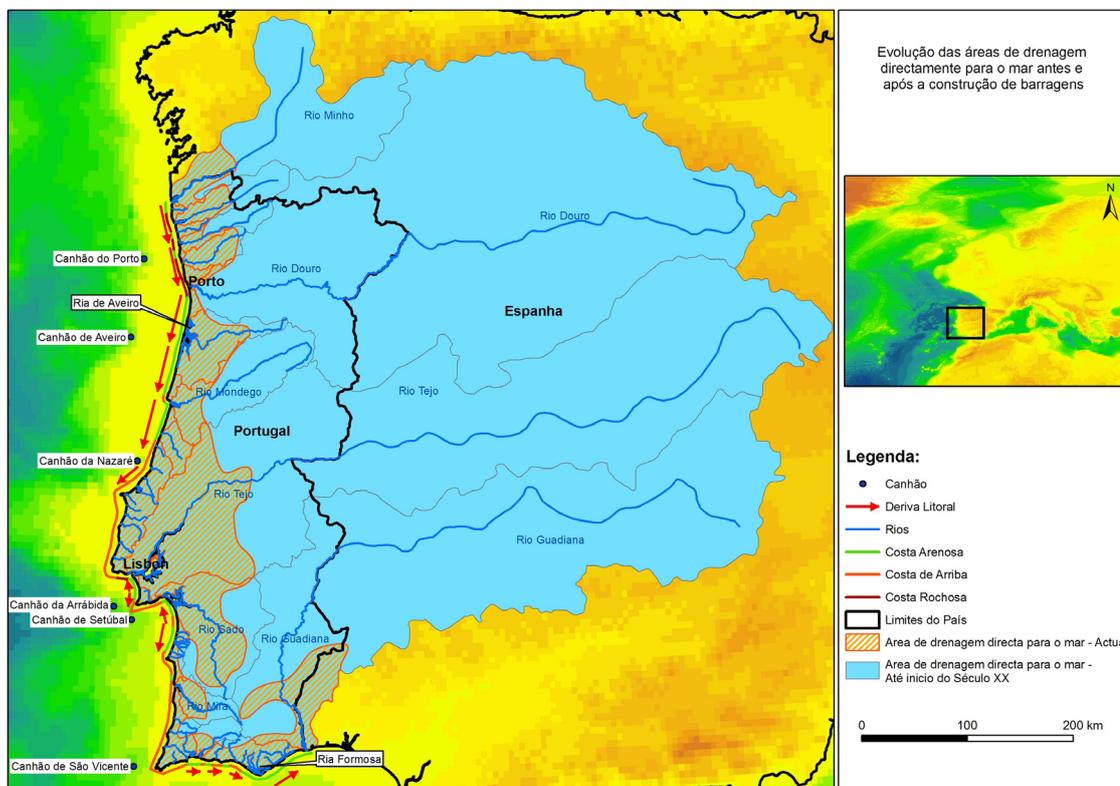


Figura 1 - Evolução das áreas drenadas antes e após a construção de barragens (Veloso-Gomes et al., 2006).

O texto deste artigo foi submetido para revisão e possível publicação em Fevereiro de 2010, tendo sido aceite pela Comissão de Editores Científicos Associados em Maio de 2010. Este artigo é parte integrante da *Revista Recursos Hídricos*, Vol. 31, Nº 2, 15-26, Novembro de 2010. © APRH, ISSN 0870-1741

Estes sectores estão actualmente sob um processo erosivo que importa compreender. No entanto, o processo erosivo do litoral português, tem-se manifestado desde o início do século XIX. O processo erosivo é traduzido pelo recuo da linha de costa e da duna frontal, inundações, destruição de infraestruturas e defesas costeiras, roturas e galgamento do cordão dunar (Taveira-Pinto et al., 2007).

A zona costeira está em constante mudança para escalas temporais de curta ou longa duração, devido a factores naturais e antropogénios. As razões apontadas e caracterizadas em diversos estudos (e.g. Veloso-Gomes et al., 2006) para a ocorrência deste processo são: a redução das fontes sedimentares como consequência da alteração do regime hidrológico causada pela construção de barragens (Figura 1), a dragagem de canais de navegação, a extracção de sedimentos, as obras de defesa transversais e as estruturas portuárias, a pressão urbana, entre outros. Analisando e comparando (Figura 1) a área de drenagem natural para o Oceano Atlântico no século XIX (sem barragens) e a área de drenagem natural actual (com barragens), observa-se que a área de drenagem natural ficou reduzida a apenas 13% da área inicial.

O entendimento da morfodinâmica e hidrodinâmica costeira, em particular o conhecimento das características e das hidroformas e das hidromorfologias, é essencial para compreender o comportamento da zona praia submersa e emersa. Este conhecimento poderá ser vital para a melhoria da gestão das zonas costeiras e definição de linhas orientadoras estratégicas a médio e a longo prazo. No entanto, a maioria dos estudos desenvolvidos estão relacionados com a costa e a praia, centrando-se essencialmente na quantificação do recuo da linha de costa, na evolução do perfil de praia e na localização e identificação de galgamentos de dunas.

Este trabalho tem como objectivo principal a introdução de uma nova abordagem de conhecimento do comportamento e dinâmica da praia submersa e emersa e a sua relação com a agitação local e o regime de maré, baseado em formas morfológicas e padrões hidrodinâmicos. Para identificar as formas morfológicas e padrões hidrodinâmicos foi desenvolvida uma metodologia de análise, recorrendo a um sistema de informação geográfica (SIG) e de detecção remota, que será sucintamente descrito.

2. ZONA DE ESTUDO

A metodologia desenvolvida foi aplicada ao sector Esmoriz-Furadouro, localizado na zona costeira noroeste de Portugal, caracterizada por uma elevada

dinâmica, constantemente em mudança. Este sector apresenta a norte um pequena lagoa designada por Barrinha de Esmoriz e a sul o aglomerado urbano do Furadouro, perfazendo uma extensão de cerca de 11.5 km (Figura 2). A zona de estudo é composta, d, por que variam muito rapidamente no tempo, ajustando-se à agitação local e regime de maré. Estas alterações podem ser profundas, conduzindo a que formas/padrões existentes possam ser substituídos por outros melhor adaptados às novas condições de agitação e de maré. A deriva litoral dominante apresenta a direcção norte-sul.

Relativamente à agitação, caracteriza-se por altura de onda significativa (H_s) de 2 a 3 m com o período a variar de 8 a 12 s, embora em eventos de tempestade a altura de onda significativa possa exceder os 8 m com o período a variar entre 16 e 18 s. A direcção da agitação apresenta frequências e intensidades mais elevadas do quadrante NW com 43.8 % das ocorrências, seguindo-se o quadrante WNW e NNW com 28.0% e 21.2%, respectivamente (Veloso-Gomes et al., 2006).

O regime de maré é do tipo semidiurno, com períodos de aproximadamente 12h25m, atingindo em preia-mar de águas vivas os 4.0 m (ZH). Deste modo, e de acordo com a classificação da zona costeira com base na maré, esta zona costeira é classificada como mesotidal (2 a 4 m de amplitude).

3. ENQUADRAMENTO

Nas últimas décadas diversos modelos e classificações morfológicas de praias foram apresentados por diversos autores como por exemplo Wright e Short (1984), Sunamura (1988), Lippmann e Holman (1990), Masselink e Short (1993), Masselink e Hegge (1995) e Short (1999 e 2006).

Wright e Short (1984), adaptaram o parâmetro de velocidade adimensional (Ω) ou parâmetro de Gourlay (1968) para classificar sistemas de praia microtidais do sudoeste Australiano. Este parâmetro combina a altura de onda na rebentação (H_b), o período de onda (T) e a velocidade de queda dos sedimentos (W_s) através da expressão:

$$\Omega = \frac{H_b}{W_s T} \quad [1]$$

Esta classificação agrupa os sistemas de praia em seis estados morfológicos (dois extremos e quatro intermédios). Quando $\Omega < 1$ as praias tendem a ser reflectivas (inclinadas e sem barras), quando se situa entre $2 < \Omega < 5$ são designadas por intermédias (uma ou

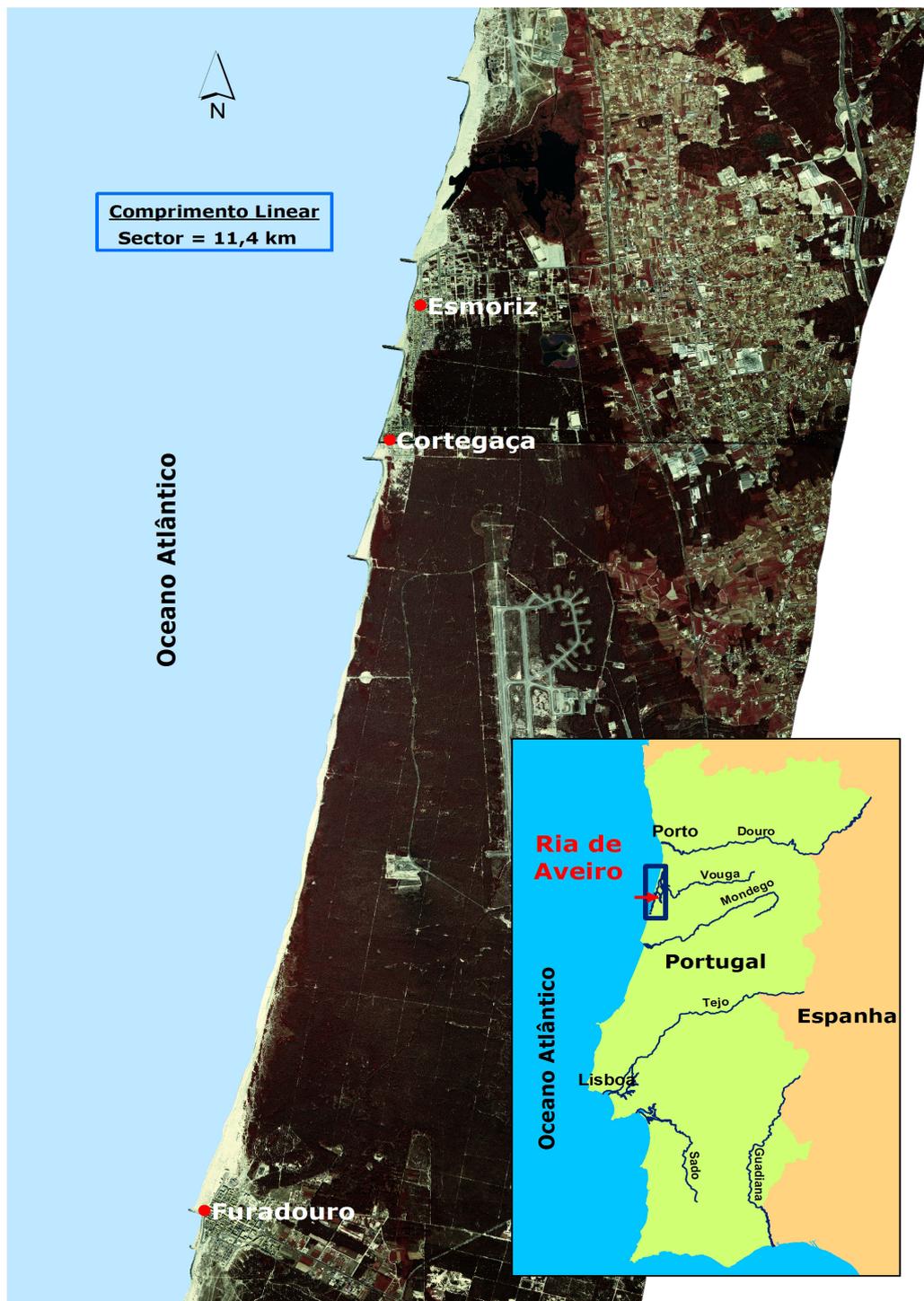


Figura 2 - Localização da área de estudo.

duas barras), e quando $\Omega \rightarrow 6$ tendem a ser dissipativas (inclinação reduzida e com múltiplas barras).

Short (1999) apresenta uma sequência tridimensional da mudança do estado morfológico de praia acrecivo e erosivo baseado nas condições de agitação apresentadas por Short (1979), Wright e Short (1984), Sunamura (1988), Lippmann e Holman (1990). Este modelo para além dos seis estados acrecivos do modelo de Wright e Short (1984), incorpora seis estados erosivos.

Short (2006) apresenta uma classificação global para a costa Australiana, incorporando todos os tipos de praias com base nas características da onda, marés e sedimentos. Esta classificação, de uma forma resumida, apresenta 15 estados morfológicos de praia, distribuídos por zonas costeiras dominadas pela maré (seis tipos de praia de Wright e Short (1984)), três tipos de maré modificada (três estados apresentados por Masselink e Short (1993)), quatro tipos em zonas costeiras dominadas pela maré, e dois tipos com planície rochosa ou planície de recife de coral que dominam a zona inter e subtidal.

Os modelos referidos anteriormente apresentam de uma forma geral parâmetros semelhantes, tais como H_b , TR, T, W_s ou d e ângulo de inclinação da face da praia β , para caracterizar os estados morfológicos das praias. Contudo, no caso da zona costeira portuguesa não existem muito dados dos parâmetros H_b , d e $\tan \beta$. Paralelamente, estes modelos são representados por ilustrações que caracterizam os vários estados morfológicos, recorrendo à tipologia de formas/padrões morfológicos e hidrodinâmicos, como por exemplo: barras submersas (transversais, crescênticas, descontínuas, anexas à zona costeira e paralelas), canais, crescentes de praia, crescentes de maré alta, megacrescentes, crescentes de erosão, mini e correntes de retorno, crista de bermas e berma de erosão entre outros.

Neste contexto, a análise morfológica baseada em fotografias aéreas de diferentes anos e a comparação das formas/padrões costeiros identificados com as ilustrações dos modelos é uma boa aproximação para classificar e perceber a morfologia e o comportamento (acrecivo ou erosivo) da praia ao longo da zona costeira em estudo.

As formas/padrões identificadas nas fotografias aéreas, serão elementos essenciais para a compreensão e identificação do processo erosivo, bem como para a localização de zonas potencialmente mais vulneráveis a episódios de galgamentos e roturas de dunas em períodos de tempestade.

Para atingir o objectivo proposto foi desenvolvido um Sistema de Informação Geográfica (SIG) e uma metodologia de análise de fotografias aéreas.

4. METODOLOGIA

4.1. Base de dados SIG – COMODY

Actualmente, os dados georreferenciados apresentam uma importância vital no estudo de fenómenos e processos naturais, estando intergrados numa plataforma de Sistemas de Informação Geográfica (SIG).

O SIG torna possível a realização de diversas análises espaciais, tais como o recuo da linha de vegetação, a evolução dos aglomerados urbanos, a identificação de formas/padrões morfológicos e hidrodinâmicos, a dimensão e a localização ao longo do tempo. Permite também a ampliação da área de estudo com elevada facilidade (em desenvolvimento), assim como a introdução de novos dados, sobrepor e comparar informação e dados. Na Figura 3 é apresentada uma ilustração simples da estrutura da base de dados de morfodinâmica costeira (Coastal Morfodynamic GIS - COMODY) desenvolvida.

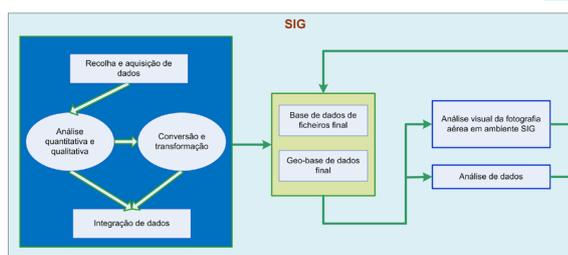


Figura 3 - Estrutura simplificada da base de dados COMODY.

A base de dados COMODY armazena vários conjuntos de dados vectoriais e raster, bem como informação alfanumérica tais como: fotografias aéreas; levantamentos topográficos de 1996 e 2001 à escala 1:2000; fotografias oblíquas de 2001 (dois levantamentos) e de 2002; dados de maré; dados de agitação ao largo (com falhas); granulometria dos sedimentos; inclinação das praias para 1996 e 2001; cartas militares e náuticas de 1974/1975 e 1998 (1:25000). Os dados resultantes da identificação visual em ambiente SIG foram também armazenados na base de dados COMODY.

A primeira tarefa efectuada consistiu na aquisição de dados, especialmente de fotografias aéreas, que se encontravam dispersas por diversas instituições, Tabela 1. Após uma análise quantitativa e qualitativa, concluiu-se que o número de levantamentos de fotografias aéreas seria razoável. No entanto, alguns levantamentos fotográficos apresentavam reduzida

qualidade/resolução, cobriam apenas parcialmente o sector em estudo e apresentavam diferentes formatos (digital e em papel). Esta análise revelou também, que os dados não possuíam o mesmo sistema de

coordenadas, não estando alguns georreferenciados, os pontos de controlo fornecidos apresentavam erros elevados e os parâmetros do voo e da câmara era desconhecidos.

Tabela 1 - Dados fotográficos adquiridos, características da maré e da agitação, relativos aos levantamentos fotográficos utilizados.

Data do Levantamento	Nível de Maré		Características da Agitação		
	Preia-mar (m)	Baixa-mar (m)	Altura (m)	Período (s)	Direcção (N)
13 de Junho, 1958	2.88 (12.20 h)	1.19 (17.47 h)	1.4<H _s <1.5	11.6<T _s <12.7	260<θ<280
11 de Outubro, 1967	2.73 (09.02 h)	1.29 (15.46 h)		Indisponível	
27 de Agosto, 1995	3.54 (15.31 h)	0.62 (09.14 h)	1.3<H _s <1.9	8<T _s <12.5	294<θ<332
29 de Setembro, 1996	3.68 (16.10 h)	0.4 (09.56 h)	1.9<H _s <2.7	10<T _s <12	300<θ<320
12 de Junho, 1998	3.40(16.16 h)	0.81 (09.58 h)	1.3<H _s <2.3	6.4<T _s <8.9	292<θ<316
17 de Setembro, 2001	3.83 (14.40 h)	0.38 (08.23 h)	1.2<H _s <1.8	8.8<T _s <10.1	316<θ<335
13 de Agosto, 2002	3.38 (05.59 h)	0.77 (11.58 h)	1.0<H _s <1.9	7.7<T _s <8.4	318<θ<331
28 de Outubro, 2002*	2.76 (06.46 h)	1.31(13.10 h)	2.3<H _s <4.1	6.7<T<11.5	-

*Estimado com base em dados do Cabo Silleiro, Espanha.

Para integrar e armazenar os levantamentos fotográficos em papel no SIG desenvolvido, procedeu-se à sua conversão para formato digital, sendo posteriormente georreferenciados. Após a georreferenciação os dados foram validados por comparação com dados georreferenciados e calculado o erro médio residual (RMS ± 3). Os dados em formato digital mas com um sistema de coordenadas diferente, sofreram um processo de conversão de coordenadas de referência do trabalho.

4.2. Interpretação da Fotografia Aérea

A fotografia regista, para um dado momento, um conjunto de informações, que no presente trabalho está relacionado com processos costeiros naturais, formas e padrões. Estas imagens de um instante têm uma importante função na compreensão de eventos que ocorreram no passado, dando linhas orientadoras para compreender o presente, assim como para se efectuarem previsões. As fotografias foram um elemento vital para o desenvolvimento do presente trabalho, contendo dados morfológicos e hidrodinâmicos importantes.

A classificação visual efectuada por Pais-Barbosa (2007) e Pais-Barbosa et al., (2007) permitiu a identificação de diversas formas costeiras como crescentes de praia/crescentes de preia-mar/crescentes de erosão ($\lambda < 100$), (em que λ representa o

comprimento da forma), megacrescentes de praia e megacrescentes ($100 < \lambda < 500$), gigacrescentes ($\lambda > 500$), bermas, bermas de erosão, arribas dunares, linha de vegetação, zona de rebentação/barras submersas (paralelas, crescenticas, transversais) mini e correntes de retorno, cabeças de retorno, canais transversais e longitudinais, linha máxima de espraiamento. Os dados resultantes foram armazenados na base de dados COMODY, tendo-lhes sido adicionado atributos. Posteriormente, as formas/padrões morfológicos e hidrodinâmicos foram submetidas a uma análise geométrica. Esta análise consistiu na medição das formas/padrões identificados, como por exemplo o tamanho das crescentes de praia, o espaçamento entre grupos de crescentes, o espaçamento entre correntes de retorno, o comprimento dos grupos das correntes de retorno, entre outras (Figura 4). Posteriormente, foi possível sobrepor e comparar dados de vários anos para determinar a evolução da linha de vegetação. Paralelamente foi analisado o crescimento das áreas urbanas, em especial nas áreas recentemente construídas. De salientar que as áreas urbanas da zona de estudo se encontram protegidas, da acção da agitação, por esporões (7) e obras aderentes (3 km).

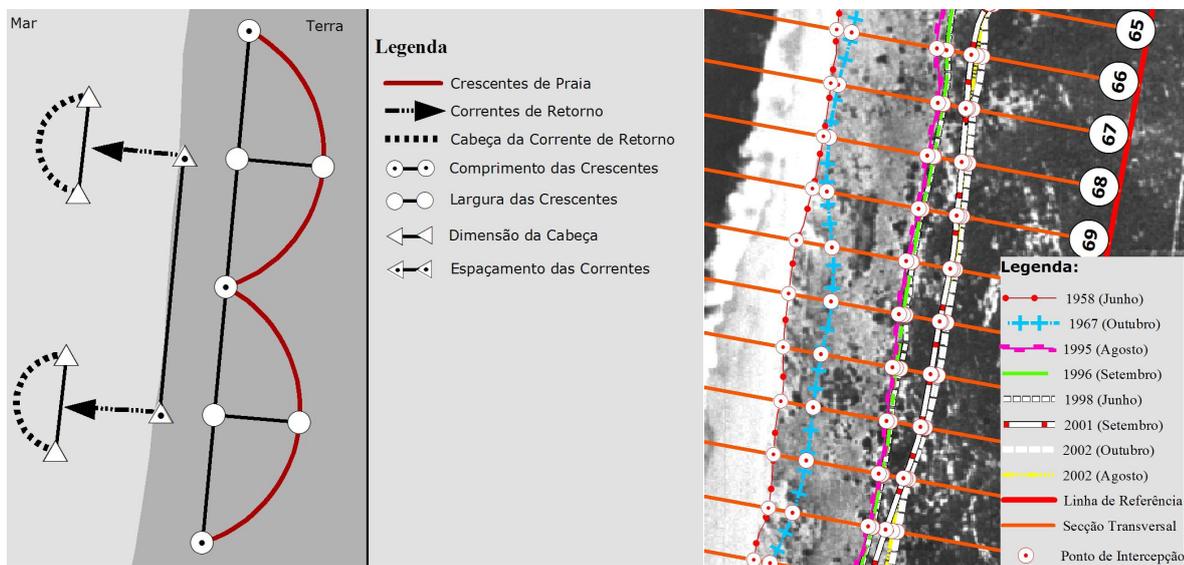


Figura 4 – Medição e análise histórica. (a) Medição das hidroformas e hidromorfologias; (b) Recuo da linha de vegetação.

5. ANÁLISE DE RESULTADOS E ANÁLISES

A metodologia de análise desenvolvida permitiu a obtenção de diversos tipos de resultados, como mapas morfológicos (Figura 5), recuo da linha de vegetação, inclinação da face da praia (para os levantamentos fotogramétricos de 1996 e 2001), dimensão das hidroformas e hidromorfologias e a sua relação com as condições de agitação e de maré.

Na Tabela 2 e na Tabela 3 são apresentados os resultados das dimensões das hidroformas e hidromorfologias identificadas, bem como a evolução da variação da linha de vegetação. Com base nos resultados obtidos constata-se um forte recuo imediatamente a sul de Cortegaça entre 1958 e 2002, com um recuo médio (R_t) de cerca de 115 m. Contudo, neste sector verifica-se que os valores de recuo não são uniformes apresentando valores superiores a 200 m imediatamente a sul do esporão sul de Cortegaça e a norte do Furadouro um avanço da linha de vegetação na direcção do mar da ordem da dezena de metros. Este facto explica uma rotação da linha de costa entre dois pontos fixos considerados como são as estruturas de defesas de Esmoriz/Cortegaça a norte e do Furadouro a sul.

Com base na classificação morfológica de praias (Wright e Short, 1984 e Short, 1999 e 2006) e nos resultados e análise das dimensões das formas/

padrões costeiros verifica-se que, para os levantamentos fotográficos com formas/padrões (crescentes de praia, megacrescentes e gigacrescentes, correntes de retorno) de maiores dimensões, estes são classificados num estados morfológicos mais energéticos resultando possivelmente em períodos de maior erosão e dinâmica costeira. Esta dinâmica está sobretudo associada às características de agitação marítima, verificando-se, de um modo geral, para os levantamentos fotográficos com maior altura de onda significativa (de acordo com dados registados na bóia ondógrafo de Leixões e Figueira da Foz) apresentavam hidroformas e hidromorfologias de maior dimensão (Tabela 1, Tabela 2 e Tabela 3).

Assim, de acordo com os resultados obtidos, o estado morfológico da praia em 1958, reflectivo, apresenta um potencial erosivo menor, caracterizando-se por pequenas correntes de retorno com um espaçamento (e) médio de 56 m e crescentes de praia com um comprimento (λ) e largura (ω) média de 48 m e 8 m, respectivamente.

Analisando os levantamentos de 1995 a 2002a (13 de Agosto de 2002), observa-se que todos se enquadram no mesmo estado morfológico, apresentando sensivelmente as mesmas hidroformas e hidromorfologias, nomeadamente, crescentes de praia, correntes de retorno, megacrescentes e gigacrescentes. De acordo com os resultados obtidos verifica-se que o comprimento e a largura

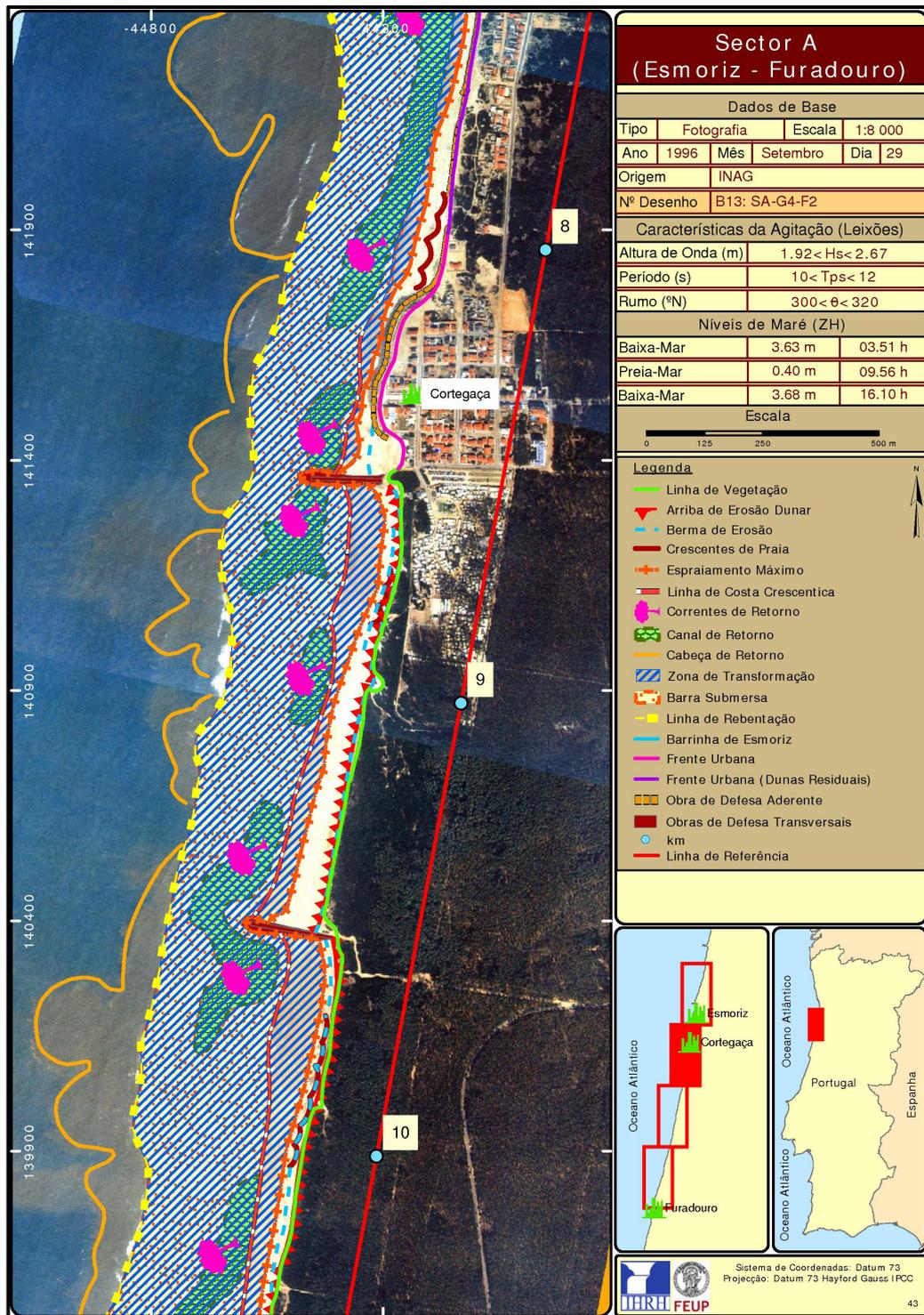


Figura 5 - Mapa morfológico obtido.

Tabela 2 - Hidroformas e hidromorfologias identificadas e dimensões para o sector Esmoriz-Furadouro.

	Data do levantamento																													
	13 de Junho de 1958					11 de Outubro de 1967					27 de Agosto de 1995					29 de Setembro de 1996														
	Hidroformas e hidromorfologias																													
	Ident					Rt (m)					Ident					Rt (m)					Ident					Rt (m)				
	Ident	no	λ	ω	ϵ	Ident	no	λ	ω	ϵ	Ident	no	λ	ω	ϵ	Ident	no	λ	ω	ϵ	Ident	no	λ	ω	ϵ					
Linha de vegetação	sim					0	sim					16	sim					86	sim					91						
Arriba dunar	não						sim						sim						sim											
Berma de erosão	sim						sim						sim						sim											
Berma	sim						sim						sim						sim											
Crescentes de praia/crescentes de preia-mar	sim	64	48	8		sim	214	41	9		sim	64	41	7		sim	60	50	11											
Megacrescentes de praia	sim	1	194	23		sim	4	123	12		não					não														
Megacrescentes	não					sim	7	406	17		sim	18	323	27		sim	13	286	28											
Gigacrescentes	não					sim	10	796	32		sim	4	631	23		sim	9	663	45											
Canal transversal	não					sim					sim					sim														
Canal longitudinal	não					não					não					não														
Barra anexa	não					não					sim	1	8000	165	465	sim	1	11500	235	480										
Barra transversal	não					não					não					não														
Barra crescentica	não					não					não					não														
Barra paralela	sim	1	87	67		sim	1	318	73		não					não														
Mini correntes de retorno	sim	56			51	sim	87		41		sim	19			42	não														
Correntes de retorno de fraca intensidade	não					não					não					sim														
Correntes de retorno	não					sim	11		421		sim	22			370	não	27							432						
Canal de retorno	não					sim					sim					sim														
Cabeças de mini correntes de retorno	sim	49		24		sim	25		23		não					não														
Cabeças de correntes de retorno de fraca intensidade	não					não					não					não														
Cabeças de correntes de retorno	não					sim	4		98		não					sim	27							366						
Estado morfológico	Reflectiva [1]					Barra-canal ou terraço de baixa-mar [2]					Barra transversal e retornos [3]					Barra transversal e retornos [3]														

Tabela 3 - Hidroformas e hidromorfologias identificadas e dimensões para o sector Esmoriz-Furadouro (cont).

	Data do levantamento																			
	12 de Junho de 1998					17 de Setembro de 2001					13 de Agosto de 2002					28 de Outubro de 2002				
	Hidroformas e hidromorfologias																			
	Ident	Rt (m)				Ident	Rt (m)				Ident	Rt (m)				Ident	Rt (m)			
		no	λ	ω	ϵ		no	λ	ω	ϵ		no	λ	ω	ϵ		no	λ	ω	ϵ
Linha de vegetação	sim		-			sim		108			sim		111			sim		115		
Arriba dunar	sim					sim					sim					sim				
Berma de erosão	sim					sim					sim					sim				
Berma	não					não					não					não				
Crescentes de praia/ crescentes de preia-mar	sim	70	46	8		sim	35	43	8		sim	75	35	6		sim	23	51	11	
Megacrescentes de praia	sim	1	103	8		sim	1	128	15		não					sim	1	117	20	
Megacrescentes	sim	9	430	21		sim	18	300	23		sim	23	321	50		sim	35	262	21	
Gigacrescentes	sim	3	706	31		sim	7	559	48		sim	4	678	60		sim	2	593	28	
Canal transversal	sim					sim					sim					não				
Canal longitudinal																sim	1	11500		
Barra anexa											sim	1	11500	175	484	não				
Barra transversal	sim	6	277			sim	13	195		855	não					não				
Barra crescentica	sim	3	391	144		não					não					sim	1	11500	92	
Barra paralela	sim	1	1110	140		sim	5	320	100		não					sim	1	8000	40	
Mini correntes de retorno	sim	74			44	não					não					sim	9			37
Correntes de retorno de fraca intensidade	não					não					não					sim	28			202
Correntes de retorno	sim	12			496	sim	28			408	sim	29			389	sim	34			343
Canal de retorno	sim					sim					sim					sim				
Cabeças de mini correntes de retorno	sim	39			31	não					não					não				
Cabeças de correntes de retorno de fraca intensidade	não					não					não					não				
Cabeças de correntes de retorno	sim	5			296	sim	27			260	sim	18			213	sim	29			288
Estado morfológico	Barra transversal e retornos (3)					Barra transversal e retornos (3)					Barra transversal e retornos (3)					Praia e barra dinâmica (4)				

das crescentes de praia variam entre 30-50 m e 7-11 m, que o comprimento das megacrescentes se situa entre 245-450 m e das gigacrescentes entre 550-700 m e o espaçamento entre correntes de retorno entre 350-500 m.

O último levantamento, 28 de Outubro de 2002, classifica-se no estado energético mais elevado do conjunto de levantamentos analisados, apresentando um valor de altura de onda mais elevado ($2.3 < H_s < 4.1$ m). Este levantamento distingue-se dos restantes por apresentar um barra longitudinal paralela/crescência, factor indicativo da elevada dinâmica da zona costeira no momento de aquisição dos registos fotográficos.

Este trabalho permitiu ainda uma análise da evolução dos aglomerados urbanos e ao número de estruturas de defesa costeira. Para este sector, verifica-se que a ocupação urbana apresenta uma evolução significativa entre 1958 e 2002, como por exemplo no caso do Furadouro em que a área urbana duplicou em apenas 30 anos. No que respeita às estruturas de defesa, verifica-se um crescimento significativo do número das obras de defesa de 1958, em que o sector não apresentava qualquer obra de defesa, a 2002, em que o sector apresentava 7 esporões e 3 km de estruturas de defesa aderente.

6. CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos conclui-se que o sector em estudo apresenta problemas de erosão significativos, podendo ser retiradas considerações de relevância. A erosão costeira é um problema grave e que provavelmente irá intensificar-se em resposta à redução contínua de sedimentos fluviais, às estruturas portuárias, à subida do nível médio da água do mar, as frentes urbanas e outros factores. Serão necessários novos sistemas de protecção e novas abordagens de planeamento e gestão para as frentes costeiras urbanas.

A base SIG COMODY permitiu a comparação e quantificação da evolução da linha de vegetação, bem como a quantificação da dimensão e espaçamento das hidroformas e hidromorfologias costeiras. De um modo geral, a maior dimensão destas formas/padrões estão associadas essencialmente a alturas de onda mais elevadas, enquadrando-se em estados morfológicos mais energéticos (estado intermédio – barra transversal e retornos ou praia e barra dinâmica) podendo associar-se a processo erosivo de maior intensidade e mais significativo, traduzido na diminuição da largura de praia e no recuo da linha de costa. Como base nos resultados obtidos, pode-se concluir que as hidroformas e hidromorfologias poderão ser indicadores relevantes, para um melhor

entendimento do comportamento da morfologia de praias, da sua dinâmica e localização/identificação de pontos com maior susceptibilidade, recuo da linha de costa, destruição de infraestruturas (e.g. transporte de sedimentos para *offshore* pelas correntes de retorno), de perigo de ocorrência de galgamentos e inundações (e.g. localização de canais e baías das megacrescentes e gigacrescentes), recuo da linha de costa, inundações e destruição de infraestruturas.

Actualmente, os resultados apresentados estão a ser validados com outras metodologias de análise de fotografia aérea recorrendo, nomeadamente, à classificação e à segmentação de imagem.

AGRADECIMENTOS

Instituto de Hidráulica de Recursos Hídricos da Faculdade de Engenharia da Universidade do Porto; Instituto Geográfico Português; Instituto da Água; FCT-SFRH / BD / 8706 / 2002 - POCI 2010.

BIBLIOGRAFIA

- LIPPMANN, T. C. e HOLMAN, R. A. (1990). The spatial and temporal variability of sand bar morphology. *Journal Geophysic Research*, 95 (C1), 11575-11590.
- PAIS-BARBOSA, J.; VELOSO-GOMES, F., e TAVEIRA-PINTO, F. (2007). Coastal features in the energetic and mesotidal west coast of Portugal, *Journal of Coastal Research*, Special Issue No. 50, pp 459-463.
- PAIS-BARBOSA, J. (2007). *Hidroformas e Hidromorfologias costeiras locais* (in Portuguese). Faculty of Engineering of Porto University, PhD Thesis, 2 Vol.
- MASSELINK, G. e SHORT, A. D. (1993). The effect of tide range on beach morphodynamics and morphology: A conceptual beach model. *Journal of Coastal Research*, 9, 785-800.
- MASSELINK, G. e HEGGE, B. (1995). Morphodynamics of meso and macrotidal beaches: Examples from central Queensland, Australia. *Marine Geology*, 129, 1-23.
- SHORT, A. D. (1991). Macro-meso tidal beach morphodynamics - An overview. *Journal of Coastal Research*, 7(2), 417-436.
- SHORT, A. D. e AAGAARD, T. (1993). Single and Multi-bar beach change models. *Journal of Coastal Research*, Special Issue No 15, 141-157.
- SHORT, A. D. (ed.) (1999). *Beach and Shoreface Morphodynamics*. Chichester, United Kingdom: John Wiley e Sons, 379p.

- SHORT, A. D. (2006). Australian beach systems – nature and distribution. *Journal of Coastal Research*, 22(1), 11-27.
- SUNAMURA, T. (1988). Beach morphologies and their change. In: Horikawa, K. (ed.), *Nearshore Dynamics and Coastal Processes*. University of Tokyo Press, pp. 136-166.
- TAVEIRA-PINTO, F.; VELOSO-GOMES, F; e PAIS-BARBOSA, J. (2007). Evolution of Coastal Dune Fields in the West Coast of Portugal, in relation to Erosion Phenomena, ICCD2007 International Conference on Management and Restoration of Coastal Dunes.
- VELOSO-GOMES, F.; TAVEIRA-PINTO, F.; DAS NEVES, L., e PAIS-BARBOSA, J. (2006). EUrosion - A European Initiative for Sustainable Coastal Erosion. Pilot Site of River Douro - Cape Mondego and Case Studies of Estela, Aveiro, Caparica, Vale do Lobo and Azores, Porto, Portugal, 317 p.
- WRIGHT, L. D. e SHORT, A. D. (1984). Morphodynamic variability of surf zones and beaches: a synthesis. *Marine Geology*, 56, 93-118.

GERAÇÃO DE SÉRIES SINTÉTICAS DE ESCOAMENTOS ANUAIS E MENSASIS. APLICAÇÃO EXTENSIVA A PORTUGAL CONTINENTAL

GENERATION OF SYNTHETIC ANNUAL AND MONTHLY STREAMFLOW SERIES. EXTENSIVE APPLICATION IN MAINLAND PORTUGAL

Artur Tiago SILVA

Mestre em Engenharia Civil // IST // Av. Rovisco Pais, 1094-001, Lisboa // artur.tiago.silva@gmail.com

Maria Manuela PORTELA

Professora auxiliar // DECivil, IST // Av. Rovisco Pais, 1094-001, Lisboa // mps@civil.ist.utl.pt

RESUMO: O recurso a séries sintéticas de escoamento constitui uma ferramenta importante em estudos de planeamento de sistemas de recursos hídricos. Com efeito, a utilização de tais séries permite reduzir a incerteza associada aos fenómenos hidrológicos naturais. Mediante o tratamento estatístico dos resultados que assim se obtêm torna-se ainda possível associar critérios probabilísticos ao cumprimento das metas traçadas para os sistemas em cuja análise se recorreu à geração de séries sintéticas.

Neste artigo apresenta-se um procedimento para gerar séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais, que utiliza um modelo probabilístico baseado na amostragem aleatória da lei log-Pearson III ao nível anual e um modelo de desagregação, designadamente o método dos fragmentos, ao nível mensal. Para o efeito, foi desenvolvido e testado um procedimento de definição automática das classes de fragmentos que reduz a intervenção subjectiva do modelador, conferindo, deste modo, maior generalidade e robustez ao método.

O conjunto dos dois modelos foi testado tendo por base 54 amostras de escoamentos relativas a 53 estações hidrométricas, regularmente distribuídas por Portugal Continental. Para tanto e a partir de cada amostra, geraram-se 1200 séries sintéticas com dimensão igual à da amostra. Para averiguar em que medida as séries sintéticas preservam as características estatísticas das amostras compararam-se, por meio de intervalos de confiança, algumas das estatísticas amostrais com as médias dessas mesmas estatísticas estimadas a partir das séries sintéticas.

Palavras-chave: geração de séries sintéticas, modelos de desagregação, método dos fragmentos, definição de classes de fragmentos, lei log-Pearson III.

ABSTRACT: Synthetic time series generation has long been an important tool for planning and designing of water resource systems. This technique allows for a significant reduction of the uncertainty associated with hydrological phenomena. By means of statistical analysis it also makes possible to assign probabilistic criteria to the performance of the systems in which design synthetic flow series were applied.

In this article a procedure is proposed for generating synthetic series of annual and monthly flows using a probabilistic model based on the random sampling of the log-Pearson III law at the annual level, and a disaggregation model, namely the method of fragments, at the monthly level. For this purpose, a procedure was developed and tested for the automatic definition of the classes of fragments, aiming at reducing the need for intervention of the user, resulting in a more general and robust method.

The combination of the two models was tested based on 54 stream flow samples from 53 stream gauging stations, geographically spread over Mainland Portugal. For each gauging station, 1200 synthetic series were generated, each with a length equal to that of the corresponding sample. The quality of the generated series was evaluated by their capacity to preserve the most significant statistical characteristics of the samples. Confidence intervals were used for this evaluation. The results show that the statistics of the samples are nearly always contained within such intervals.

Keywords: generation of synthetic series, disaggregation models, method of fragments, definition of classes of fragments, log-Pearson III law.

1. INTRODUÇÃO E OBJECTIVO

A utilização de séries sintéticas de escoamentos é uma ferramenta importante no planeamento de sistemas de recursos hídricos. Com efeito, no entendimento de que uma amostra de registos consubstancia apenas um acontecimento, designadamente, o histórico, as séries sintéticas de escoamentos obtidas a partir dessa amostra representam acontecimentos alternativos com probabilidade de ocorrência que se admite igual à do acontecimento histórico. A utilização de séries sintéticas permite, assim, quantificar a incerteza associada aos fenómenos naturais, em geral, e ao regime de escoamentos, em particular. Mediante o tratamento estatístico dos resultados a que conduzem, torna-se ainda possível associar critérios probabilísticos ao cumprimento das metas traçadas para os sistemas em cuja análise se recorreu à geração de séries sintéticas.

A geração pode processar-se de modo combinado a diferentes intervalos de tempo, ou níveis temporais, mediante o recurso a técnicas de desagregação. Estas técnicas consistem, em linhas gerais, na repartição de cada valor referente a um dado intervalo de tempo em valores referentes a intervalos de tempo menores, com preservação das características estatísticas exibidas pelas amostras relativas aos diferentes níveis temporais em presença, tais como médias, desvios-padrão e assimetrias. A geração de séries sintéticas de escoamentos mensais utiliza normalmente um modelo de geração ao nível anual combinado com um modelo de desagregação para escoamentos mensais.

A selecção do modelo de geração atende às características dos dados disponíveis. No caso de estar em causa uma variável intrinsecamente aleatória, pode ser utilizado um modelo probabilístico, baseado na identificação da função de distribuição de probabilidade que melhor se ajusta à amostra daquela variável. Havendo correlação temporal, importa não só considerar a aleatoriedade do fenómeno, mas também preservar a estrutura de dependência, sendo necessário recorrer a modelos estocásticos de geração.

O presente artigo aborda o desenvolvimento de uma metodologia para gerar séries sintéticas de escoamentos mensais com generalidade e robustez elevadas, tendo em vista a sua aplicação a um número elevado de amostras com dimensão e características estatísticas diferentes, e procurando reduzir a necessidade de intervenção do modelador na aplicação da metodologia. Para tanto, foram utilizadas

54 amostras de escoamentos anuais e mensais disponíveis em estações hidrométricas de Portugal Continental (casos de estudos).

2. METODOLOGIA PROPOSTA

2.1. Considerações gerais

As técnicas de desagregação têm ampla divulgação na geração de séries sintéticas de variáveis hidrológicas fundamentalmente por permitirem preservar a diferentes níveis (espaciais ou temporais) as características estatísticas exibidas pelas correspondentes amostras. Quando aplicadas a séries temporais, tais técnicas pressupõem normalmente a utilização combinada de dois modelos, um, de geração de valores da variável hidrológica a um nível superior (por exemplo, ano ou mês) e, outro, de desagregação desses valores para um nível inferior (por exemplo, mês ou dia). A utilização a que se refere o presente artigo inseriu-se no âmbito da geração de séries sintéticas de escoamentos mensais por desagregação de escoamentos anuais.

Ao nível anual utilizou-se um modelo probabilístico, visto estar-se em presença de uma variável que se espera intrinsecamente aleatória, designadamente, quando referida ao ano hidrológico. Para o efeito seleccionou-se a lei log-Pearson III a qual, tomando valores apenas entre 0 e ∞ , assegura a não geração de escoamentos anuais negativos, os quais ocorrem na generalidade dos demais modelos em consequência da acentuada variabilidade temporal dos escoamentos anuais. Como a respectiva função distribuição de probabilidade depende da assimetria da amostra, está também assegurado o tratamento de amostras com assimetria não desprezável [CHOW, *et al.*, 1988, p. 375], embora no campo das transformadas logarítmicas dos escoamentos anuais.

A desagregação dos escoamentos anuais em escoamentos mensais utilizou o método dos fragmentos, apresentado por Svanidze em 1961 (in SANTOS, 1983, p. 19). Em linhas muito gerais, tal método admite como pressuposto fundamental que a distribuição dos escoamentos mensais é idêntica em anos com escoamentos anuais próximos.

Importa registar que a investigação subjacente ao presente artigo se inseriu no âmbito de um estudo amplo com o objectivo de desenvolver critérios de projecto a aplicar no dimensionamento de volumes úteis de albufeiras localizadas em Portugal Continental. Tal enquadramento condicionou, desde

O texto deste artigo foi submetido para revisão e possível publicação em Junho de 2010, tendo sido aceite pela Comissão de Editores Científicos Associados em Setembro de 2010. Este artigo é parte integrante da *Revista Recursos Hídricos*, Vol. 31, Nº 2, 27-41, Novembro de 2010.
© APRH, ISSN 0870-1741

logo, alguns dos critérios aplicados na geração de séries sintéticas, designadamente, o que respeita ao número de séries sintéticas, M , a gerar a partir de cada amostra com dimensão N , o qual foi fixado em 1200, em conformidade com o que GUIMARÃES, 2005, p. 175, indica quando estão em causa estudos de dimensionamento de volumes úteis de albufeiras.

Deste modo, a partir de cada uma das 54 amostras de escoamentos que constituem os casos de estudo, geraram-se $M=1200$ séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais, cada uma com dimensão N igual ao número de anos com registos aí disponíveis.

2.2 .Geração de escoamentos anuais

De modo a sustentar a aplicação de um modelo probabilístico a nível anual, houve que confirmar a independência temporal dos escoamentos anuais para o que se utilizou o coeficiente de autocorrelação de incremento k , r_k , definido por (SALAS *et al.*, 1980, p. 38):

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{N-k} (X_i - \bar{X})(X_{i+k} - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \tag{1}$$

em que X_i representa o escoamento no ano i , N é a dimensão da amostra de escoamentos anuais e \bar{X} , a média dessa amostra.

Se o escoamento anual for temporalmente independente, as autocorrelações para incremento diferente de zero serão nulas - $r_k = 0$ para $k \neq 0$. No entanto, devido à variabilidade intrínseca de cada amostra, esperam-se valores de r_k não propriamente nulos, mas suficientemente próximos de zero, havendo que recorrer a critérios estatísticos para apreciar se tais valores são ou não significativamente diferentes de zero. Para o nível de confiança de 95%, ANDERSON, 1941 [*in* SALAS *et al.*, 1980, p. 49] propõe os seguintes limites do intervalo de confiança, $r_k(95\%)$, tais que, inserindo-se r_k no seu interior, se considera estar em presença de uma variável aleatória independente:

$$r_k(95\%) = \frac{1 \pm 1.96\sqrt{N-k-1}}{N-k} \tag{2}$$

Confirmada a independência temporal dos escoamentos anuais em cada um dos casos de estudo, aplicou-se a tais escoamentos a seguinte transformação:

$$W_i = \ln(X_i + c) \tag{3}$$

em que W_i é a série dos logaritmos naturais dos escoamentos anuais, X_i , adicionados de uma constante c cuja consideração tem por objectivo único impedir a ocorrência de escoamentos nulos insusceptíveis de permitirem a aplicação da transformação logarítmica, (RIBEIRO, 1996, ARSÉNIO, 2003, GUIMARÃES, 2005). A constante c deve ter um valor muito pequeno para que o seu efeito nas características estatísticas das amostras seja desprezável. Nas aplicações efectuadas adoptou-se $c = 0,0001$.

Tanto na equação precedente, como na generalidade das que se seguem, i é um índice de ano, variando entre 1 e a dimensão N da amostra de escoamentos anuais - $i = 1, 2, \dots, N$.

Uma vez que o modelo ao nível temporal superior se baseia na amostragem aleatória da lei log-Pearson III, a geração dá-se no campo dos logaritmos dos escoamentos anuais, W_i , aos quais se referem os parâmetros do modelo, designadamente, a média, \bar{W} , o desvio-padrão, s_w e o coeficiente de assimetria, g_w . O cálculo destes parâmetros utilizou o método dos momentos com recurso, no caso das duas últimas estatísticas amostrais, aos estimadores com correcção do viés.

A geração de séries sintéticas de N logaritmos de escoamentos anuais, \hat{W}_i , utilizou a seguinte equação:

$$\hat{W}_i = \bar{W} + \zeta_i \cdot s_w \tag{4}$$

em que ζ_i é o factor de probabilidade da distribuição Pearson III que pode ser estimado por aplicação da transformação de Wilson-Hilferty (ARSÉNIO, 2003, p. 50; NAGHETTINI e PINTO, 2007, p. 321) de acordo com a seguinte equação, na qual i varia entre 1 e N , conforme explicitado:

$$\zeta_i = \left\{ \left[\frac{g_w}{6} \left(z_i - \frac{g_w}{6} \right) + 1 \right]^3 - 1 \right\} \frac{2}{g_w} \quad (i=1, 2, \dots, N) \tag{5}$$

Na anterior equação, z_i designa a realização de ordem i da variável aleatória Z normalmente distribuída, com média nula e variância unitária:

$$z \sim Normal(0,1) \tag{6}$$

A obtenção dos valores Z_i utilizou um gerador de números pseudo aleatórios (GNPA), designadamente, o algoritmo "zigurate" de Marsaglia (MATHWORKS, 2008)¹. A sequência de números pseudo aleatórios gerados por um GNPA é determinada pelo estado inicial do gerador, que pode ser definido por um número – a semente –, sendo que uma dada semente conduz a uma mesma sequência. Nas aplicações efectuadas atribuiu-se a cada amostra de escoamentos anuais uma semente específica, de modo a permitir a reprodutibilidade de resultados a esse nível temporal. Importa referir que para assimetrias nulas, ζ é dado por z , isto é, a distribuição log-Pearson III assume localmente a forma da distribuição log-Normal, característica que garante o tratamento de amostras com assimetria nula.

Em cada caso de estudo, o procedimento anteriormente descrito foi repetidamente aplicado resultando em $M=1200$ séries sintéticas de escoamentos anuais, cada uma com a dimensão N .

2.3. Desagregação mensal dos escoamentos

Como antes mencionado, o método dos fragmentos considera que a repartição dos escoamentos mensais é idêntica em anos com escoamentos anuais próximos. Expressando num dado ano k os escoamentos mensais em fracção do correspondente escoamento anual, X_k , as doze fracções que assim se obtêm constituem o fragmento relativo a esse ano, ϕ_k , ou seja:

$$\phi_k = \frac{X_{k,1}}{X_k}, \frac{X_{k,2}}{X_k}, \dots, \frac{X_{k,11}}{X_k}, \frac{X_{k,12}}{X_k} \quad (7)$$

em que $X_{k,j}$ designa os escoamentos mensais ($j = 1, 2, \dots, 12$).

Tendo por base uma dada amostra de escoamentos anuais e dos correspondentes escoamentos mensais, a aplicação do método requer a constituição prévia dos fragmentos e o seu agrupamento em classes. Para o efeito e tendo-se ordenado previamente os escoamentos anuais por valores crescentes, constitui-se o vector dos fragmentos, $[\phi]$:

$$[\phi] = \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \vdots \\ \phi_k \\ \vdots \\ \phi_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{X_{1,1}^*}{X_1^*} & \dots & \frac{X_{1,12}^*}{X_1^*} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{X_{k,1}^*}{X_k^*} & \dots & \frac{X_{k,12}^*}{X_k^*} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{X_{N,1}^*}{X_N^*} & \dots & \frac{X_{N,12}^*}{X_N^*} \end{bmatrix} \quad (8)$$

1- Implementado do programa MatLab.

em que X_k^* representa o escoamento anual de ordem k tal que $X_{k-1}^* \leq X_k^* \leq X_{k+1}^*$ e $X_{k,j}^*$ os escoamentos mensais nesse ano.

Na Figura 1 apresenta-se um fragmento exemplificativo, em termos de variabilidade intra-anual, em Portugal Continental, sendo evidente que a soma dos valores que o constituem é igual à unidade.

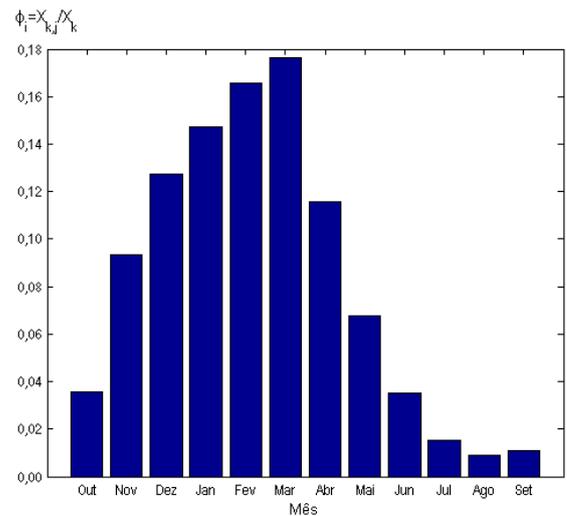


Figura 1 - Fragmento exemplificativo.

As classes de fragmentos são definidas por agrupamento dos fragmentos relativos a anos com escoamentos anuais próximos sendo que podem ter ou não amplitude constante. No estado da arte envolvendo o método dos fragmentos, não é conhecida uma qualquer regra sobre o número e a amplitude das classes a adoptar, o que introduz alguma ambiguidade ou mesmo indefinição na utilização do método.

ARSÉNIO, 2003, utilizou o método dos fragmentos para gerar séries sintéticas de escoamentos diários, tendo efectuado uma análise de sensibilidade envolvendo os intervalos de classes. Em resultado, sugeriu que a definição das classes de fragmentos fosse feita por tentativas até se encontrar o conjunto de fragmentos que conduza a melhores resultados, em termos de preservação das estatísticas das amostras (ARSÉNIO, 2003, p. 84). Tal orientação não foi, contudo, aplicada no âmbito da investigação a que se refere o presente artigo, não só por obrigar a realizar uma análise individual para cada uma das mais de cinquenta estações hidrométricas objecto de obtenção de séries sintéticas de escoamento, com a morosidade que o procedimento implicaria, mas muito especialmente por, em termos práticos, corresponder a utilizar diferentes definições de classes quando o que se entendeu por desejável e correcto foi sujeitar todas as

amostras a um único procedimento bem determinado e averiguar globalmente a eficácia do mesmo. Após ensaio de outros procedimentos e comparação dos respectivos resultados, desenvolveu-se o procedimento que se descreve de seguida e que, no essencial, define as classes de fragmentos assimilando-as a intervalos de probabilidade:

1. Consideração de nove probabilidades ($m=1, \dots, 9$) de não-excedência do escoamento anual, F_m , igualmente espaçadas de 10%, ou seja: $F_1 = 10\%$; $F_2 = 20\%$; ...; $F_9 = 90\%$.
2. Por inversão da função de distribuição de probabilidade da lei log-Pearson III, tendo em conta as características estatísticas de cada amostra – equações (4) e (5) – seguida de inversão da transformação logarítmica, estimação dos escoamentos anuais, \hat{X}_m , correspondentes às anteriores probabilidades de não-excedência. Resultam, assim, dez classes equiprováveis com limites definidos por $[0; \hat{X}_1[$, $[\hat{X}_1; \hat{X}_2[$, ..., $[\hat{X}_8; \hat{X}_9[$, $[\hat{X}_9; +\infty[$.
3. Distribuição dos fragmentos pelas sucessivas classes, verificando-se, simultaneamente, se ocorrem classes vazias, ou seja, sem fragmentos. Não ocorrendo classes vazias o processo de definição das classes está completo, prosseguindo-se para a desagregação mensal dos escoamentos. Caso contrário, aplica-se o passo suplementar seguidamente descrito.
4. Redefinição das classes vazias:
 - Caso a primeira classe seja vazia, inclusão dessa classe na seguinte, por alteração do limite superior para o valor de $[0; \hat{X}_2[$. Continuando a classe vazia, inclusão na classe que lhe sucede e assim sucessivamente.
 - Caso a última classe seja vazia, inclusão dessa classe na classe anterior, por alteração do seu limite inferior para o valor de $[\hat{X}_8; +\infty[$. Continuando a classe vazia, inclusão na classe que a antecede e assim progressivamente.
 - Caso a classe vazia seja intermédia, $[\hat{X}_m; \hat{X}_{m+1}[$, atribuição de metade do incremento de probabilidade que define a classe às duas classes imediatamente anterior e posterior. Resulta, assim, a substituição das três classes iniciais $[\hat{X}_{m-1}; \hat{X}_m[$, $[\hat{X}_m; \hat{X}_{m+1}[$, $[\hat{X}_{m+1}; \hat{X}_{m+2}[$ pelas seguintes duas novas $[\hat{X}_{m-1}; \hat{X}_o[$ e $[\hat{X}_o; \hat{X}_{m+2}[$ em que \hat{X}_o é a estimativa do escoamento anual para a probabilidade de não-excedência igual à média das

probabilidades de não excedência que definem os limites da classe eliminada. Continuando a classe vazia, repetição do processo atribuindo às classes limítrofes metade da amplitude do intervalo de probabilidade da classe a eliminar, com consequente redefinição dos limites das classes limítrofes, e assim sucessivamente.

Definidas as classes de fragmentos e tendo-se previamente gerado os escoamentos anuais, o método de geração de escoamentos mensais prossegue com a identificação, para cada escoamento anual gerado, \hat{X}_i , da classe de fragmentos em que esse escoamento se insere – classe $m+1$ tal que $\hat{X}_i \in [\hat{X}_m; \hat{X}_{m+1}[$. Seguidamente é seleccionado o fragmento ϕ_i a utilizar na desagregação de \hat{X}_i . Se a anterior classe só tiver um fragmento, aplica-se esse fragmento. Caso contrário, a selecção do fragmento é aleatória, processando-se de acordo com o seguinte procedimento que pressupõe que a classe possui n_{frags} fragmentos, estando esses fragmentos ordenados por ordem crescente dos escoamentos anuais a partir dos quais foram calculados:

- i. Geração de um número, ε , aleatório uniformemente distribuído entre 0 e 1, $\varepsilon \sim U(0,1)$, para o que se utilizou o algoritmo de geração “Mersenne Twister” de Nishimura e Matsumoto² (MATHWORKS, 2008). Nas aplicações efectuadas optou-se por definir o estado inicial deste GNPA pela mesma semente utilizada no modelo de geração de escoamento anuais nesse caso de estudo.
- ii. Adopção do fragmento cujo número de ordem é dado pela parte inteira do resultado da seguinte operação: $\varepsilon n_{frags} + 1$.

A selecção aleatória de fragmentos numa classe com mais do que um fragmento é feita sem reposição. Uma vez esgotados os fragmentos de uma classe procede-se à reposição dos mesmos.

Por fim, o escoamento anual gerado é desagregado em doze escoamentos mensais de acordo com o seguinte sistema:

$$[\hat{X}_{i,1} \ \hat{X}_{i,2} \ \dots \ \hat{X}_{i,11} \ \hat{X}_{i,12}] = \left[\frac{X_{i,1}}{X_i} \ \frac{X_{i,2}}{X_i} \ \dots \ \frac{X_{i,11}}{X_i} \ \frac{X_{i,12}}{X_i} \right] \hat{X}_i \tag{9}$$

² Implementado do programa MatLab.

que, para simplificar a notação, será também designado por:

$$\hat{X}_{i,j} = \varphi_i \hat{X}_i \quad (10)$$

em que $i = 1, 2, \dots, N$ e $j = 1, 2, \dots, 12$.

O procedimento de desagregação é repetido até se obterem M séries sintéticas de escoamentos mensais em N anos:

$$\hat{X}_{i,j}^{(m)} = \varphi_i^{(m)} \hat{X}_i^{(m)} \quad (11)$$

em que, tal como anteriormente, os índices i e j se referem ao ano e ao mês, respectivamente; $\hat{X}_i^{(m)}$ representa a m -ésima série sintética de escoamentos anuais; $\hat{X}_{i,j}^{(m)}$, a correspondente série sintética de escoamentos mensais; e $\varphi_i^{(m)}$, o fragmento utilizado na desagregação de $\hat{X}_i^{(m)}$, sendo que, em qualquer caso, $m = 1, 2, \dots, M$. Como foi anteriormente referido, o número total, M , de séries sintéticas de escoamentos mensais em N anos tem de ser muito grande, sendo que nas aplicações efectuadas se adoptou $M = 1200$ (GUIMARÃES, 2005, p. 175).

Reconhece-se uma limitação do método dos fragmentos: quando se pretende desagregar um escoamento sintético anual inferior ao menor escoamento registado ou superior ao maior escoamento registado, os fragmentos passíveis de serem utilizados são os disponíveis na primeira e na última classe, respectivamente, circunstância que poderá reduzir a variabilidade da distribuição intra-anual das séries sintéticas de escoamentos mensais (GUIMARÃES, 2005, p. 46).

2.4. Verificação da preservação das estatísticas amostrais

A avaliação do desempenho de modelos de geração do tipo dos descritos nos itens 2.2 e 2.3 incide sobre a capacidade de os modelos preservarem as características estatísticas das amostras aos diferentes níveis temporais em presença. Tal pode ser feito mediante a comparação entre características estatísticas das séries sintéticas e das amostras.

Como referido, admite-se que cada série sintética com a dimensão de N anos representa uma sequência alternativa à da amostra e com igual probabilidade de ocorrência, desde que as características estatísticas mais relevantes desta última série sejam preservadas (GUIMARÃES, 2005, p. 81).

Tendo por base M séries sintéticas de N anos de escoamentos, a comparação de uma estatística θ da série histórica (como sejam a média, o desvio-padrão ou o coeficiente de assimetria) com as estatísticas $\hat{\theta}^{(m)}$

($m = 1, 2, \dots, 1200$), que decorrem das mencionadas séries sintéticas, pode ser feita mediante o cálculo da média ($\bar{\theta}$) e do desvio-padrão ($s_{\hat{\theta}}$) das M estatísticas $\hat{\theta}^{(m)}$ e da confirmação de que a estatística está compreendida no intervalo de confiança que assim é definido, ou seja:

$$\theta \in \left[\bar{\theta} - z_{1-\alpha/2} s_{\hat{\theta}}; \bar{\theta} + z_{1-\alpha/2} s_{\hat{\theta}} \right] \quad (12)$$

em que $z_{1-\alpha/2}$ é o quantil $1-\alpha/2$ da distribuição Normal padrão, e $\bar{\theta}$ e $s_{\hat{\theta}}$ são calculados de acordo com as seguintes equações:

$$\bar{\theta} = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \hat{\theta}^{(m)} \quad (13)$$

$$s_{\hat{\theta}} = \sqrt{\frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M (\hat{\theta}^{(m)} - \bar{\theta})^2} \quad (14)$$

em que M é o número total de séries geradas e α o nível de significância (teste bilateral). Considera-se que a estatística θ da amostra foi preservada uma vez que pertença ao intervalo de confiança.

3. RESULTADOS

3.1. Dados de base. Verificação da independência temporal dos escoamentos anuais

A metodologia brevemente descrita foi aplicada às amostras de escoamento anual e mensal nas 53 estações hidrométricas esquematicamente localizadas na Figura 2 e identificadas no Quadro 1.

Dada a existência de uma falha de registo com extensão considerável (entre 1959/60 e 1975/76) na estação hidrométrica do Moinho do Bravo (25G/02), foram aí utilizados de modo separado os escoamentos antecedendo aquela falha e seguindo-se à mesma. Resultaram, assim, 54 amostras contínuas de escoamentos anuais e mensais, com dimensão variando entre 11 e 73 anos. De modo a facilitar a apresentação de resultados foi atribuído a cada amostra um número de ordem, conforme se indica no Quadro 1.

Antecedendo a aplicação dos modelos de geração de séries sintéticas, averiguou-se a hipótese de independência temporal dos escoamentos anuais. Para o efeito, estimaram-se os coeficientes de correlação de incremento 1 e 2 ($k = 1$ e $k = 2$), com obtenção dos resultados apresentados no Quadro 2 que inclui a explicitação dos limites dos intervalos de confiança de 95%, de acordo com a equação (2) (ANDERSON,

1941). De modo a permitir uma caracterização breve dos casos de estudos, optou-se por incluir no Quadro 2 a indicação das médias, dos desvios-padrão e dos coeficientes de assimetria dos escoamentos anuais em cada uma das amostras analisadas.

Para $k = 1$, na estação hidrométrica de Pte. Vale Maior, e $k = 2$, na de Odivelas (números de ordem 42 e 26), os valores r_k estão ligeiramente fora dos respectivos intervalos de confiança. Contudo, dada a proximidade entre tais valores e os limites dos intervalos de confiança, admitiu-se que as correspondentes amostras de escoamentos anuais podiam ser muito razoavelmente consideradas como temporalmente independentes. Os valores de r_k relativos às demais estações estão sempre compreendidos nos respectivos intervalos de confiança de 95%.

Confirma-se, assim, que, em Portugal Continental, o escoamento anual em ano hidrológico constitui uma variável não-correlacionada no tempo, sendo portanto possível proceder à geração de séries sintéticas de escoamentos anuais por aplicação do modelo probabilístico apresentado no item 2.2.

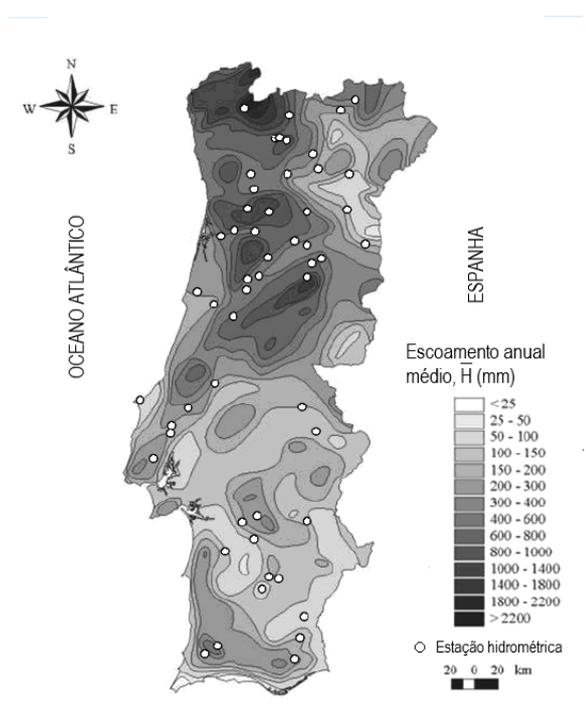


Figura 2 – Mapa do escoamento anual médio em Portugal Continental contendo a localização esquemática das 53 estações hidrométricas utilizadas no estudo (figura adaptada de PORTELA; QUINTELA, 2002).

3.2. Geração de escoamentos. Preservação das estatísticas amostrais

3.2.1. Considerações prévias

Para cada amostra identificada no Quadro 1 foram geradas 1200 séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais com dimensão igual à da amostra. Atendendo a que a dimensão média das amostras é próxima de 35 anos, em média foram gerados em cada estação hidrométrica 550 000 escoamentos anuais e mensais, num total próximo de 30 milhões de valores para o conjunto das amostras. As sementes utilizadas para definir os estados iniciais dos geradores de números pseudo-aleatórios foram também incluídas no Quadro 1.

Os resultados dos modelos de geração aos dois níveis temporais em presença foram caracterizados em termos de preservação das características estatísticas das correspondentes amostras, designadamente, médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria, por recurso a intervalos de confiança, em conformidade com o critério subjacente à equação (12).

Para o efeito, obtiveram-se diagramas contendo a representação dos valores das anteriores estatísticas estimados a partir das amostras disponíveis e dos limites dos intervalos de confiança. Anota-se que o ponto médio de qualquer intervalo de confiança coincide com a média da estatística em apreço no conjunto das $M = 1200$ séries sintéticas.

3.2.2. Resultados a nível anual

A geração de escoamentos anuais processou-se no campo das transformadas logarítmicas às quais se referem as características estatísticas a preservar, bem como os intervalos de confiança que lhes estão associados.

A Figura 3 contém a representação daqueles intervalos, conjuntamente com os valores das estatísticas avaliados a partir das amostras. Para simplificar, tais valores foram referenciados na legenda por valores históricos. Na figura as amostras são identificadas em abcissas pelos números de ordem que lhes correspondem no Quadro 1.

A análise da Figura 3 evidencia que, para todas as amostras, as correspondentes estatísticas (assinaladas pelas marcas a vermelho) estão compreendidas nos respectivos intervalos de confiança.

Não obstante se terem obtido diagramas equivalentes aos da anterior figura no campo dos escoamentos propriamente ditos (por inversão da transformação logarítmica) tais diagramas não são apresentados pois a grande amplitude dos valores dos escoamentos observados e gerados no conjunto das estações analisadas não permite a leitura de resultados num

Quadro 1 - Estações hidrométricas analisadas, correspondentes períodos de registos e sementes utilizadas nos algoritmos de geração de números aleatórios.

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica			Período de registos (dimensão da amostra em anos)	Semente utilizada na geração
	Código	Nome	Bacia hidrográfica principal/curso de água		
1	11H/03	Açude Samilo	Mondego/Dão	1939/40 - 1974/75 (36)	836139
2	26J/01	Albernoa	Guadiana/Terges	1970/71 - 1994/95 (25)	535646
3	24L/01	Amieira	Guadiana/Degebe	1944/45 - 1990/91 (47)	359503
4	31K/03	Bodega	Algarve/Rib ^a de Alportel	1952/53 - 1988/89 (37)	297686
5	07I/04	Cabriz	Douro/Rib ^a S. Paio	1966/67 - 1996/97 (31)	142423
6	10L/01	Caldas S. Gemil	Mondego/Dão	1952/53 - 1989/90 (38)	762340
7	06M/01	Castanheiro	Douro/Tua	1958/89 - 2003/04 (46)	342669
8	10P/01	Castelo Bom	Douro/Côa	1957/58 - 2003/04 (47)	144756
9	08J/01	Castro Daire	Douro/Pavia	1945/46 - 2003/04 (59)	281855
10	08O/02	Cidadelhe	Douro/Côa	1955/56 - 2003/04 (49)	459484
11	18L/01	Couto de Andreiros	Tejo/Rib ^a de Seda	1974/75 - 1992/93 (19)	590645
12	03H/04	Covas	Cávado/Homem	1955/56 - 1973/74 (19)	344959
13	04J/04	Cunhas	Douro/Beça	1949/50 - 2005/06 (57)	661656
14	06K/01	Ermida - Corgo	Douro/Corgo	1956/57 - 2005/06 (50)	927758
15	23I/01	Flor da Rosa	Sado/Xarrama	1934/35 - 1965/66 (32)	967751
16	08H/02	Fragas da Torre	Douro/Pavia	1945/46 - 2005/06 (61)	163983
17	13H/03	Louçainha	Mondego/Simonte	1959/60 - 1983/84 (25)	279357
18	11L/01	Manteigas	Tejo/Zêzere	1948/49 - 1995/96 (48)	451579
19	25G/02	Moinho do Bravo (1)	Sado/Rib ^a Corona	1934/35 - 1958/59 (25)	178293
20	25G/02	Moinho do Bravo (2)	Sado/Rib ^a Corona	1976/77 - 1989/90 (14)	226977
21	19M/01	Monforte	Tejo/Rib ^a de Avis	1955/56 - 1988/89 (34)	342105
22	27J/01	Monte da Ponte	Guadiana/Cobres	1959/60 - 1993/94 (35)	379587
23	29L/01	Monte dos Fortes	Guadiana/Rib ^a Odeleite	1961/62 - 1992/93 (32)	913973
24	30G/01	Mte. dos Pachecos	Algarve/Rib ^a de Odelouca	1961/62 - 1982/83 (22)	633042
25	05M/01	Murça	Douro/Tinhela	1970/71 - 2003/04 (34)	994234
26	24I/01	Odivelas	Sado/Rib ^a de Odivelas	1934/35 - 1969/70 (36)	863914
27	11M/01	Pai Diz	Mondego/Mondego	1973/74 - 1995/96 (23)	114505
28	09H/01	Pedre Ribeiradio	Vouga/Vouga	1962/63 - 1979/80 (18)	901758
29	12E/01	Pte. Azenha Nova	Mondego/Rib ^a de Foja	1975/76 - 1987/88 (13)	710596
30	19C/02	Pte. Barnabé	Tejo/Alenquer	1979/80 - 1991/92 (13)	351194
31	06I/02	Pte. Canavezes	Douro/Tâmega	1955/56 - 1986/87 (32)	813847
32	13F/02	Pte. Casével	Mondego/Ega	1975/76 - 1989/90 (15)	581073
33	04J/05	Pte. Cavez	Douro/Tâmega	1957/58 - 2005/06 (49)	99434
34	19D/04	Pte. da Ota	Tejo/Rib ^a de Ota	1979/80 - 1989/90 (11)	257589
35	18E/01	Pte. Freiria	Tejo/Maior	1976/77 - 1989/90 (14)	298262
36	10L/01	Pte. Juncais	Mondego/Mondego	1918/19 - 1990/91 (73)	520968
37	12H/03	Pte. Mucela	Mondego/Alva	1938/39 - 1989/90 (52)	223848
38	17F/02	Pte. Nova	Tejo/Almonda	1976/77 - 1989/90 (14)	813399

Quadro 1 - Estações hidrométricas analisadas, correspondentes períodos de registos e sementes utilizadas nos algoritmos de geração de números aleatórios (*Continuação*).

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica			Período de registos (dimensão da amostra em anos)	Semente utilizada na geração
	Código	Nome	Bacia hidrográfica principal/curso de água		
39	21C/01	Pte. Pinhal	Tejo/Rib ^a de Loures	1977/78 - 1988/89 (12)	717723
40	10K/01	Pte. Sta Clara-Dão	Mondego/Dão	1921/22 - 1988/89 (68)	517609
41	11I/06	Pte. Tábua	Mondego/Mondego	1937/38 - 1978/79 (42)	796525
42	09G/01	Pte. Vale Maior	Vouga/Caima	1935/36 - 1972/73 (38)	687465
43	09I/02	Pte. Vouzela	Vouga/Vouga	1956/57 - 1973/74 (18)	701025
44	06O/03	Q. das Laranjeiras	Douro/Sabor	1942/43 - 2005/06 (64)	147535
45	08L/01	Quinta do Rape	Douro/Távora	1976/77 - 2003/04 (28)	904016
46	03N/01	Rebordelo	Douro/Rabaçal	1955/56 - 2002/03 (48)	145591
47	05K/01	S. Marta do Alvão	Douro/Louredo	1955/56 - 2005/06 (51)	726129
48	24H/01	S. Domingos	Sado/Rib ^a Algalé	1934/35 - 1958/59 (25)	293555
49	24H/03	Torrão do Alentejo	Sado/Xarrama	1961/62 - 1989/90 (29)	606021
50	03K/01	Vale Giestoso	Douro/Beça	1957/58 - 2005/06 (49)	36539
51	28L/02	Vascão	Guadiana/Rib ^a Vascão	1960/61 - 1982/83 (23)	250960
52	10M/03	Videmonte	Mondego/Mondego	1975/76 - 1996/97 (22)	849561
53	30F/02	Vidigal	Algarve/Rib ^a do Farelo	1938/39 - 1963/64 (26)	145024
54	03P/01	Vinhais - Qt. Ranca	Douro/Tuela	1955/56 - 1996/97 (42)	389499

Quadro 2 – Principais características estatísticas e coeficientes de autocorrelação de incrementos k=1 e k=2 das amostras de escoamentos anuais.

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Escoamento anual				
	Código	Nome	Média (dam ³)	Desvio-padrão (dam ³)	Coeficiente de assimetria (-)	Autocorrelação anual ⁽¹⁾	
						Incremento 1, r ₁	Incremento 2, r ₂
1	11H/03	Açude Samilo	868884	400606	0,643	-0.0452 [-0.3551 - 0.2980]	-0.2056 [-0.3606 - 0.3017]
2	26J/01	Albernoa	16002	18402	1,869	0.0720 [-0.4333 - 0.3500]	0.0883 [-0.4432 - 0.3562]
3	24L/01	Amieira	214233	209450	0,995	0.1386 [-0.3076 - 0.2641]	-0.1758 [-0.3111 - 0.2667]
4	31K/03	Bodega	30852	22401	0,617	0.0431 [-0.3499 - 0.2943]	-0.3253 [-0.3551 - 0.2980]
5	07I/04	Cabriz	13155	5738	0,677	-0.0125 [-0.3852 - 0.3185]	-0.0608 [-0.3921 - 0.3231]
6	10L/01	Caldas S. Gemil	293547	166582	0,663	0.0646 [-0.3449 - 0.2908]	0.0239 [-0.3499 - 0.2943]
7	06M/01	Castanheiro	1401978	895045	1,069	-0.1164 [-0.3111 - 0.2667]	0.1188 [-0.3148 - 0.2694]
8	10P/01	Castelo Bom	311726	187310	0,456	-0.0919 [-0.3076 - 0.2641]	0.0929 [-0.3111 - 0.2667]
9	08J/01	Castro Daire	214396	114522	0,891	-0.1014 [-0.2724 - 0.2379]	0.0314 [-0.2749 - 0.2398]
10	08O/02	Cidadelhe	506950	336010	0,386	-0.0731 [-0.3008 - 0.2591]	0.1122 [-0.3041 - 0.2616]
11	18L/01	Couto de Andreiros	46749	44017	0,802	0.2917 [-0.5045 - 0.3934]	-0.1894 [-0.5200 - 0.4024]

Quadro 2 – Principais características estatísticas e coeficientes de autocorrelação de incrementos $k=1$ e $k=2$ das amostras de escoamentos anuais (*Continuação*).

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Escoamento anual				
	Código	Nome	Média (dam ³)	Desvio-padrão (dam ³)	Coeficiente de assimetria [-]	Autocorrelação anual ⁽¹⁾	
						Incremento 1, r_1	Incremento 2, r_2
12	03H/04	Covas	256832	108713	0,132	0.2572 [-0.5045 - 0.3934]	0.1956 [-0.5200 - 0.4024]
13	04J/04	Cunhas	278348	140064	0,711	-0.0385 [-0.2774 - 0.2417]	0.0981 [-0.2801 - 0.2437]
14	06K/01	Ermida - Corgo	258443	126489	0,823	-0.0471 [-0.2975 - 0.2567]	0.0094 [-0.3008 - 0.2591]
15	23I/01	Flor da Rosa	73727	54052	0,204	-0.0894 [-0.3786 - 0.3140]	-0.3140 [-0.3852 - 0.3185]
16	08H/02	Fragas da Torre	656081	331357	0,944	-0.0510 [-0.2676 - 0.2343]	0.0049 [-0.2699 - 0.2360]
17	13H/03	Louçainha	3917	1490	0,267	0.0482 [-0.4333 - 0.3500]	-0.1096 [-0.4432 - 0.3562]
18	11L/01	Manteigas	57638	20145	0,899	0.0648 [-0.3041 - 0.2616]	0.0275 [-0.3076 - 0.2641]
19	25G/02	Moinho do Bravo [1]	36389	24346	0,158	-0.1284 [-0.4333 - 0.3500]	-0.3573 [-0.4432 - 0.3562]
20	25G/02	Moinho do Bravo [2]	41624	32048	0,110	0.1173 [-0.5992 - 0.4454]	0.0549 [-0.6250 - 0.4584]
21	19M/01	Monforte	31387	23590	0,645	0.0479 [-0.3663 - 0.3057]	-0.0768 [-0.3723 - 0.3098]
22	27J/01	Monte da Ponte	89087	85245	1,068	0.0897 [-0.3606 - 0.3017]	-0.1033 [-0.3663 - 0.3057]
23	29L/01	Monte dos Fortes	74632	52283	0,692	0.1809 [-0.3786 - 0.3140]	-0.1509 [-0.3852 - 0.3185]
24	30G/01	Mte. dos Pachecos	128046	111015	0,919	0.3175 [-0.4650 - 0.3698]	-0.2390 [-0.4772 - 0.3772]
25	05M/01	Murça	106080	78831	1,768	-0.1033 [-0.3663 - 0.3057]	0.0519 [-0.3723 - 0.3098]
26	24I/01	Odivelas	78752	57575	0,352	-0.0246 [-0.3551 - 0.2980]	-0.3860 [-0.3606 - 0.3017]
27	11M/01	Pai Diz	45485	20079	-0,007	-0.0344 [-0.4537 - 0.3628]	-0.2009 [-0.4650 - 0.3698]
28	09H/01	Pedre Ribeiradio	903007	471998	0,567	-0.1136 [-0.5200 - 0.4024]	0.0862 [-0.5369 - 0.4119]
29	12E/01	Pte. Azenha Nova	10739	5903	0,364	-0.1104 [-0.6250 - 0.4584]	-0.0820 [-0.6544 - 0.4726]
30	19C/02	Pte. Barnabé	18513	14672	0,931	0.1695 [-0.6250 - 0.4584]	-0.0745 [-0.6544 - 0.4726]
31	06I/02	Pte. Canavezes	2195048	1057224	0,774	0.0147 [-0.3786 - 0.3140]	-0.1201 [-0.3852 - 0.3185]
32	13F/02	Pte. Casével	53988	33202	0,451	0.1141 [-0.5762 - 0.4333]	-0.0278 [-0.5992 - 0.4454]
33	04J/05	Pte. Cavez	1012890	633543	1,198	-0.0133 [-0.3008 - 0.2591]	0.0177 [-0.3041 - 0.2616]
34	19D/04	Pte. da Ota	8428	6645	0,709	-0.1736 [-0.6880 - 0.4880]	-0.0419 [-0.7271 - 0.5049]
35	18E/01	Pte. Freiria	63111	43887	0,515	0.2670 [-0.5992 - 0.4454]	0.2275 [-0.6250 - 0.4584]
36	10L/01	Pte. Juncais	285150	172424	1,287	-0.0055 [-0.2433 - 0.2155]	-0.0731 [-0.2450 - 0.2169]
37	12H/03	Pte. Mucela	404554	208138	0,360	0.2310 [-0.2914 - 0.2521]	-0.0930 [-0.2944 - 0.2544]
38	17F/02	Pte. Nova	116204	53017	-0,489	-0.0435 [-0.5992 - 0.4454]	-0.1072 [-0.6250 - 0.4584]
39	21C/01	Pte. Pinhal	29749	21149	1,388	0.1520 [-0.6544 - 0.4726]	-0.2658 [-0.6880 - 0.4880]
40	10K/01	Pte. Sta Clara-Dão	75824	51469	1,668	0.0197 [-0.2526 - 0.2227]	0.0690 [-0.2546 - 0.2243]
41	11I/06	Pte. Tábuas	654987	339001	0,543	0.0297 [-0.3267 - 0.2780]	-0.0793 [-0.3310 - 0.2810]
42	09G/01	Pte. Vale Maior	117572	70235	1,220	0.2998 [-0.3449 - 0.2908]	0.0852 [-0.3499 - 0.2943]

Quadro 2 – Principais características estatísticas e coeficientes de autocorrelação de incrementos k=1 e k=2 das amostras de escoamentos anuais (*Continuação*).

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Escoamento anual				
	Código	Nome	Média (dam³)	Desvio-padrão (dam³)	Coeficiente de assimetria (-)	Autocorrelação anual ⁽¹⁾	
						Incremento 1, r ₁	Incremento 2, r ₂
43	09I/02	Pte. Vouzela	511352	258679	1,144	-0.0204 [-0.5200 - 0.4024]	-0.0756 [-0.5369 - 0.4119]
44	06O/03	Q. das Laranjeiras	851107	640723	1,087	-0.0540 [-0.2608 - 0.2291]	0.0190 [-0.2630 - 0.2308]
45	08L/01	Quinta do Rape	90343	56082	0,388	0.0287 [-0.4072 - 0.3331]	-0.0564 [-0.4154 - 0.3385]
46	03N/01	Rebordelo	512542	302796	1,030	-0.1034 [-0.3041 - 0.2616]	0.0696 [-0.3076 - 0.2641]
47	05K/01	S. Marta do Alvão	47996	21222	0,884	-0.0928 [-0.2944 - 0.2544]	0.0063 [-0.2975 - 0.2567]
48	24H/01	S.Domingos	7761	5694	0,324	-0.0958 [-0.4333 - 0.3500]	-0.3942 [-0.4432 - 0.3562]
49	24H/03	Torrão do Alentejo	68809	56304	0,572	0.1378 [-0.3994 - 0.3280]	-0.0561 [-0.4072 - 0.3331]
50	03K/01	Vale Giestoso	54215	33159	1,152	-0.0418 [-0.3008 - 0.2591]	0.0814 [-0.3041 - 0.2616]
51	28L/02	Vascão	119459	92449	0,674	0.3201 [-0.4537 - 0.3628]	-0.1256 [-0.4650 - 0.3698]
52	10M/03	Videmonte	89107	46952	0,055	-0.0143 [-0.4650 - 0.3698]	-0.1468 [-0.4772 - 0.3772]
53	30F/02	Vidigal	4318	2614	0,275	0.0418 [-0.4241 - 0.3441]	-0.3654 [-0.4333 - 0.3500]
54	03P/01	Vinhais - Qt.Ranca	360177	157043	0,568	-0.1009 [-0.3267 - 0.2780]	0.0045 [-0.3310 - 0.2810]

(1) Os valores entre parênteses representam os limites do intervalo de confiança de Anderson a 95%

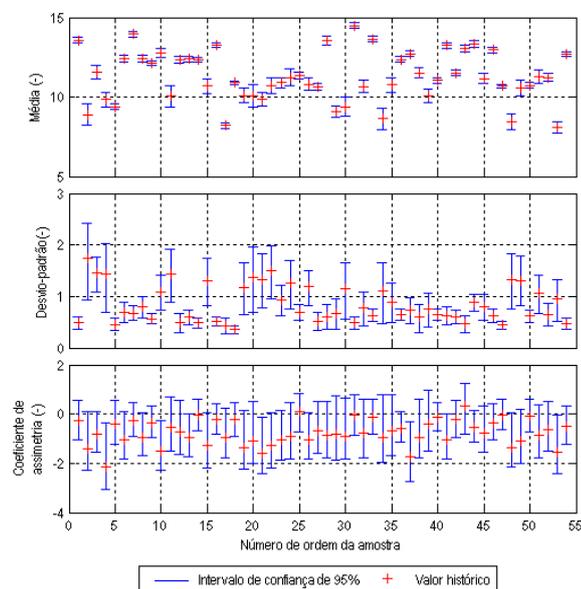


Figura 3 – Intervalos de confiança de 95% da média, do desvio-padrão e do coeficiente de assimetria dos logaritmos dos escoamentos anuais.

gráfico conjunto, designadamente, no que respeita a médias e a desvios-padrão.

Anota-se, contudo, que a apreciação da preservação das características estatísticas antes identificadas mas referidas aos escoamentos anuais permitiu concluir que a inversão da transformação logarítmica não comprometeu a preservação das médias, dos desvios-padrão e mesmo dos coeficientes de assimetria daqueles escoamentos. Com efeito, apenas no caso da estação hidrométrica de Flor da Rosa (com o número de ordem 15) tal coeficiente não foi preservado.

Os anteriores resultados, como os que se lhes seguem, estão resumidos no Quadro 4 que, para os dois níveis temporais analisados, explicita as estações hidrométricas, identificadas pelos respectivos números de ordem, em que os modelos de geração não conduziram à preservação das características estatísticas das respectivas amostras.

3.2.3. Resultados a nível mensal

As estatísticas analisadas ao nível mensal respeitaram as médias, os desvios-padrão e os coeficientes de assimetria dos escoamentos mês a mês nos diferentes casos de estudo.

Menciona-se que nem sempre foi possível proceder

ao cálculo dos coeficientes de assimetria mensal, em virtude de algumas amostras apresentarem meses com escoamentos sempre nulos. Estão nestas circunstâncias as amostras de escoamentos nas estações hidrométricas de Couto de Andreiros e Vidigal (números de ordem 11 e 53) nos meses de Setembro e Agosto, respectivamente, para os quais não se procedeu à análise do desempenho dos modelos a nível mensal. Também no decurso do processo de geração resultaram sequências de N anos com escoamentos sempre nulos num dado mês, sendo igualmente impossível especificar o correspondente coeficiente de assimetria. Mesmo que tal facto ocorra apenas numa das 1200 séries sintéticas de N anos

geradas a partir da amostra de escoamentos numa dada estação hidrométrica, de modo a uniformizar procedimentos, optou-se por também não especificar o intervalo de confiança do coeficiente de assimetria dos escoamentos nesse mês e, conseqüentemente, por não analisar a preservação da estatística em menção. Os meses, num total de 16, em que tal aconteceu estão identificados no Quadro 3. Importa anotar que, exceptuando a assimetria, a análise da preservação das médias e dos desvios-padrão incidiu sobre $54 \times 12 = 148$ amostras de escoamentos mensais, número que, no caso daquele coeficiente, se reduziu, portanto, para 632.

Quadro 3 – Amostras em que não se analisou a preservação do coeficiente de assimetria dos escoamentos em um ou mais meses.

Número de ordem da amostra	Estação hidrométrica		Meses em que não se analisou a preservação do coeficiente de assimetria ⁽¹⁾
	Código	Nome	
4	31K/03	Bodega	Setembro
11	18L/01	Couto de Andreiros	Julho; Agosto; Setembro
19	25G/02	Moinho do Bravo (1)	Julho; Agosto
23	27J/01	Monte da Ponte	Agosto
23	29L/01	Monte dos Fortes	Setembro
24	30G/01	Mte. dos Pachecos	Agosto; Setembro
26	24I/01	Odivelas	Agosto; Setembro
49	24H/03	Torrão do Alentejo	Agosto
51	28L/02	Vascão	Setembro
53	30F/02	Vidigal	Agosto ; Setembro

(1) A negrito: os meses com registos de escoamento sempre nulos

Ao nível mensal, a aplicação dos modelos demonstrou que, no conjunto das 54 amostras analisadas, houve sempre preservação das médias dos escoamentos mensais sendo que os desvios-padrão e os coeficientes de assimetria não foram preservados em apenas três e dez meses, respectivamente.

A título de exemplo baseado nas estações hidrométricas de Açude Saimilo, Albernoa e Covas (números de ordem 1, 2 e 12, respectivamente), obtiveram-se as Figuras 4, 5 e 6 contendo a representação gráfica dos valores das estatísticas das amostras de escoamentos mensais e dos respectivos intervalos de confiança. Tais estações foram seleccionadas porque lhes correspondem alturas do escoamento anual médio de algum modo representativas dos valores extremos e intermédios em Portugal Continental: 634, 90 e 2214 mm, respectivamente. Os restantes resultados da análise a nível mensal foram

também resumidos no Quadro 4 que contém a identificação, pelos números de ordem atribuídos pelo Quadro 1, das amostras em que não houve preservação de estatísticas, com explicitação dos meses em que tal ocorreu, no total, antes referido, de três meses, no que respeita ao desvio-padrão, e de dez meses, relativamente ao coeficiente de assimetria. Importa esclarecer que os meses em que não se procedeu à apreciação da preservação do coeficiente de assimetria (Quadro 3) não intervêm na análise subjacente ao Quadro 4.

4. CONCLUSÕES

Foi desenvolvido e testado um procedimento integrado para gerar séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais. A aplicação do procedimento teve por base 54 amostras de escoamentos anuais e mensais, relativas a 53 estações

hidrométricas regularmente distribuídas por Portugal Continental. O modelo probabilístico utilizado na geração dos escoamentos anuais, baseado numa amostragem aleatória da distribuição de probabilidade da lei log-Pearson III, provou ser robusto na modelação de escoamentos anuais. Com efeito, a aplicação do modelo conduziu à preservação das estatísticas amostrais, apesar de as 54 amostras sobre as quais incidiu poderem exibir características estatísticas bastante diversas. Tal deve-se à versatilidade da lei log-Pearson III, conferida pelos seus três parâmetros. Uma vez que a modelação de escoamentos anuais se processa no campo das suas transformadas logarítmicas, é naturalmente

evitada a geração de escoamentos negativos. O método dos fragmentos também provou ser adequado para desagregar escoamentos anuais em mensais. O procedimento desenvolvido para definir automaticamente as classes de fragmentos, que provou conduzir a resultados muito bons, elimina totalmente qualquer incerteza no estabelecimento daquelas classes, aumentando assim a robustez e a generalidade do modelo de desagregação. O facto de os critérios de preservação das estatísticas amostrais terem sido cumpridos na quase totalidade das amostras indica claramente a adequação dos procedimentos propostos para gerar séries sintéticas de escoamentos anuais e mensais.

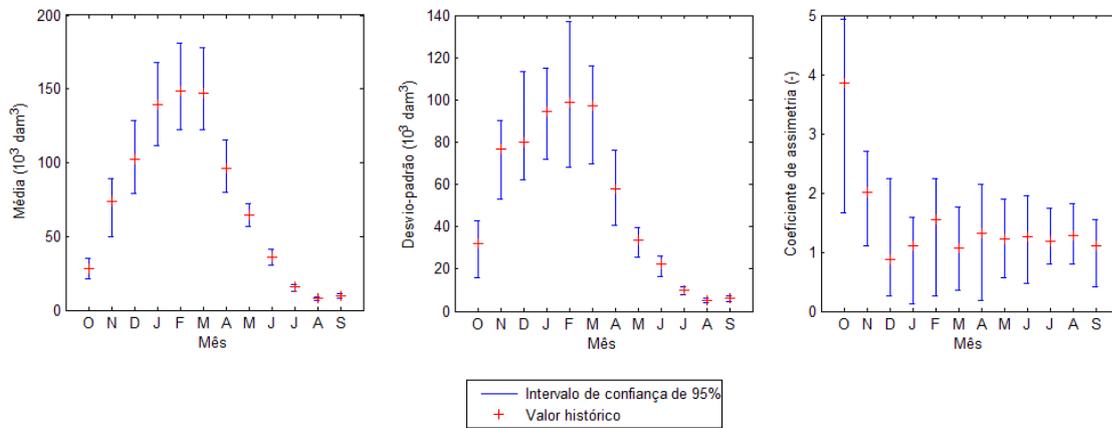


Figura 4 – Intervalos de confiança de 95% das médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria dos escoamentos mensais em Açude Saimilo (número de ordem 1).

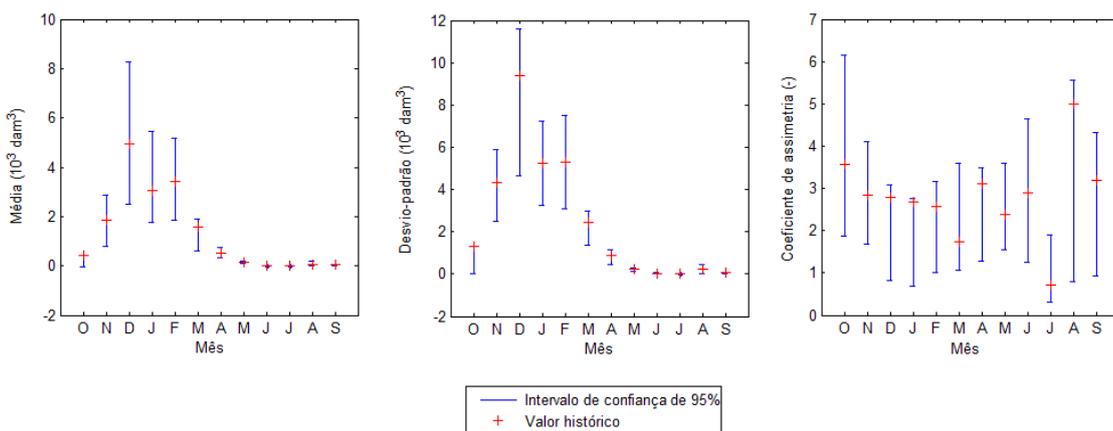


Figura 5 – Intervalos de confiança de 95% das médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria dos escoamentos mensais em Albernoa (número de ordem 2).

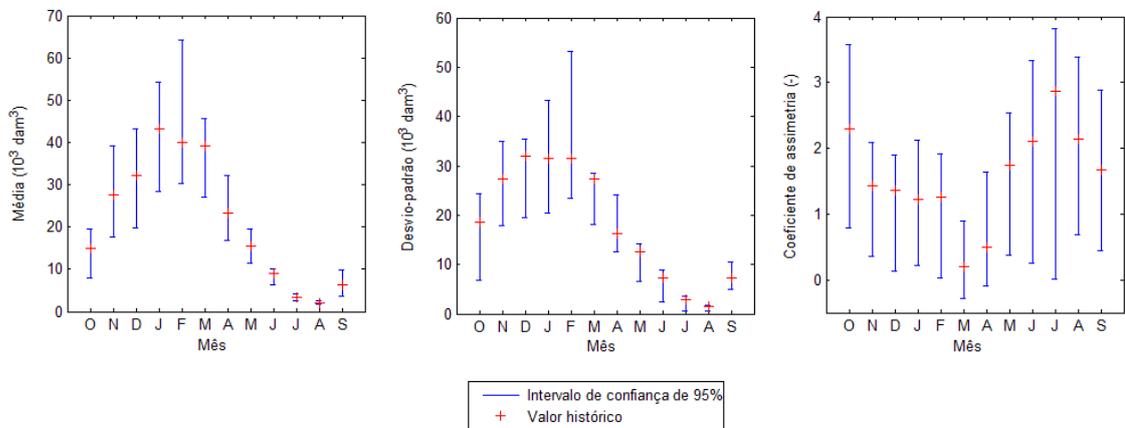


Figura 6 - Intervalos de confiança de 95% das médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria dos escoamentos mensais em Covas (número de ordem 12).

Quadro 4 - Resumo dos resultados da análise da preservação das estatísticas das amostras: números de ordem das amostras cujas médias, desvios-padrão e coeficientes de assimetria não foram preservados pelas respectivas séries sintéticas.

Estatística	Mês												Ano	
	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Logaritmo do escoamento	Escoamento
Média	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Desvio-padrão	19; 37	--	--	--	--	--	--	--	--	--	15	--	--	--
Coeficiente de assimetria	23	--	4	36; 37	--	--	54	10; 26	--	--	--	8; 10; 16	--	15

SIMBOLOGIA

Alfabeto latino

c	constante utilizada na transformação logarítmica
F	probabilidade de não-excedência
F_m	probabilidade de não-excedência limite de classe de fragmento
g_w	coeficiente de assimetria do logaritmo do escoamento anual
i	índice de ano
j	índice de mês
k	índice de ano; incremento de correlação
\ln	logaritmo natural
m	índice de série sintética; índice de classe de probabilidade
M	número de séries sintéticas geradas a partir de cada amostra

N	número de anos (das amostras e das séries sintéticas)
n_{frags}	número de fragmentos de uma classe de fragmentos
r_k	correlação de incremento k
s_w	desvio-padrão do logaritmo do escoamento anual
$s_{\hat{\theta}}$	desvio-padrão dos M valores de $\hat{\theta}^{(m)}$
W	logaritmo do escoamento anual
\bar{W}	média do logaritmo do escoamento anual
X	escoamento anual
\bar{X}	média do escoamento anual
\hat{X}	escoamento anual estimado
X_i	escoamento anual no ano i
X_k^*	escoamento anual de ordem k (ordenação por valores crescentes)
$\hat{X}_i^{(m)}$	escoamento no ano i da m -ésima série sintética

$X_{i,j}$	escoamento mensal no mês j do ano i
$X_{k,j}^*$	escoamento mensal no ano X_k^*
$\hat{X}_{i,j}^{(m)}$	escoamento no mês j do ano i da m -ésima série sintética
z	variável aleatória <i>Normal</i> (0,1)
$z_{1-\alpha/2}$	quantil $1-\alpha/2$ da distribuição Normal padrão

Alfabeto grego

α	nível de significância
ε	variável aleatória $U(0,1)$
ζ	factor de probabilidade da distribuição log-Pearson III
θ	estatística genérica de uma amostra
$\hat{\theta}^{(m)}$	estatística genérica da m -ésima série sintética
$\bar{\theta}$	média dos M valores de $\hat{\theta}^{(m)}$
ϕ	fragmento
ϕ_k	fragmento aplicável ao ano k
$\phi_i^{(m)}$	fragmento aplicável ao ano i da m -ésima série sintética.

BIBLIOGRAFIA

- ANDERSON, R.L. (1941). "Distribution of the serial correlation coefficients". *Annals of Math. Statistics*, 8(1), 1-13.
- ARSÉNIO, J.J.G. (2003). *Gestão de albufeiras: avaliação do potencial dos sistemas com recurso a séries sintéticas de escoamentos*, Lisboa (Portugal), Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa, Dissertação de Mestrado.
- CHOW, V.T., MAIDMENT, D.R., MAYS, L.W. (1988). *Applied Hydrology*, Singapore (Singapura), McGraw-Hill International Editions.
- GUIMARÃES, R.C.P.C. (2005). *Simulação no dimensionamento e gestão de sistemas de recursos hídricos. Geração de séries sintéticas de escoamento*, Évora (Portugal), Universidade de Évora, Dissertação de Doutoramento.
- MATHWORKS (2008). *MATLAB: the language of technical computing. Desktop tools and development environment, version 7*, EUA, The MathWorks.
- NAGHETTINI, M., PINTO, E.B.A. (2007). *Hidrologia estatística*, Belo Horizonte (Brasil), CPRM Serviço geológico do Brasil.
- PORTELA, M.M., QUINTELA, A.C. (2002). "Evaluation of the water resources in Portuguese watersheds without streamflow data", *Conferencia Internacional de organismos de Cuenca (International Conference of Basin Organizations)*, 6 p., Madrid, Espanha.
- RIBEIRO, P.J.S.F. (1996). *Dimensionamento do volume útil de albufeiras*, Lisboa (Portugal), Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa, Dissertação de Mestrado.
- SALAS, J.D., DELLEUR, J.W., YEVJEVICH, V., LANE, W.L. (1980). *Applied Modeling of Hydrologic Time Series*, Colorado (EUA), Water Resources Publications.
- SANTOS, E.G. (1983). *Disaggregation Modeling of Hydrologic Time Series*, Colorado State University, Fort Collins, Colorado (EUA), Dissertação de Doutoramento.

A APLICABILIDADE DE DISTRIBUIÇÕES BASEADAS EM LEIS DE POTÊNCIA NA AVALIAÇÃO DE CAUDAIS DE CHEIA

THE APPLICABILITY OF DISTRIBUTIONS BASED ON POWER-LAW STATISTICS FOR FLOOD FLOWS ASSESSMENT

Rui M. N. V. V. Apolinário

Engenheiro Civil. COBA – Consultores para Obras, Barragens e Planeamento, S.A. // Av. 5 de Outubro, 323, 1649-011 Lisboa // rva@coba.pt

RESUMO: Na avaliação de caudais de ponta de cheia várias vias têm sido seguidas, em função das circunstâncias da informação disponível, dos objectivos de análise e da amplitude da extrapolação que tem de ser levada a cabo. Quando se tem acesso a registos de caudais máximos históricos é procedimento comum estimar os caudais de dimensionamento, para períodos de retorno T elevados, utilizando o melhor ajuste dos valores a funções de distribuição estatísticas teóricas. O presente artigo apresenta uma via alternativa em que se ajustaram leis de potência a valores observados de séries de duração parcial de caudais médios diários elevados, Q , e deste modo inferir acerca da sua frequência, em funções do tipo $Q \sim T^\alpha$. As leis de potência são casos particulares das distribuições de Lévy-estável e apresentam caudas “grossas” para valores de α inferiores a 2. Aplicou-se esta metodologia a cinco rios portugueses com bacias de drenagem variando entre 140 e 91 500 km². Obtiveram-se valores de α entre 0.48 e 0.73.

Palavras-chave: Caudais de cheia, Inferência estatística; Leis de potência; Objectos fractais; Distribuições de Levy-estável; Caudas grossas.

ABSTRACT: *The correct assessment of floods is vital for planning and construction of hydraulic structures. In the peak flows assessment many different methods have been utilized, according to the available data, the purposes of the analysis and the amplitude of the extrapolation that should be carried out. When it is available historical records of peak floods, it is a common procedure to assess the design peak floods using known theoretical statistical distributions for large return periods, T . The present paper presents an alternative procedure in which the historical data of partial duration of daily peak flows, Q , are adjusted to power laws and then can be inferred it's frequency using an expression of the type $Q \sim T^\alpha$. Power laws are particular cases of Lévy-stable distributions and they present heavy tails for α values minor to 2. We have applied this procedure in five portuguese rivers with catchments areas between 140 and 91 500 km². We have obtained α values between 0.48 and 0.73.*

Keywords: *Flood flows; Statistical inference; Power laws; Fractals; Levy-stable distributions; Heavy tails.*

1. INTRODUÇÃO

As cheias são um fenómeno complexo envolvendo processos hidro-meteorológicos, sendo em alguns casos também influenciadas pela actividade antropogénica. As suas consequências podem acarretar perdas de vidas humanas e danos económicos elevados, pelo que a sua correcta avaliação é de importância vital para o planeamento e construção de infra-estruturas hidráulicas.

Na avaliação de caudais de ponta de cheia várias vias têm sido seguidas, em função das circunstâncias da informação disponível, dos objectivos de análise e da amplitude da extrapolação que tem de ser levada a cabo. De um modo geral, sempre que o objectivo da análise é o dimensionamento de uma infra-estrutura hidráulica para um risco de insucesso reduzido, devido aos custos financeiros inerentes e eventuais perdas de vida humanas que lhe estariam associados, pretende estimar-se caudais de ponta de cheia para frequências de excedência muito reduzidas (ou períodos de retorno muito elevados), normalmente muito inferiores às frequências empíricas dos valores observados e disponíveis (SERRA, 2000).

O período de retorno T , ou a probabilidade de ocorrência associada à cheia de projecto $F(x) = 1 - (1/T)^r$ são determinados pelo risco - ou probabilidade de insucesso r - aceite para o tempo de vida V de determinada estrutura e relacionam-se por: $r = 1 - (1 - 1/T)^V$. A fixação do valor de T , para determinada infra-estrutura hidráulica a projectar, depende assim dos valores fixados para r e V .

É bastante frequente fixarem-se períodos de retorno T de 100, 500, 1000 e mesmo até de 10 000 anos para o dimensionamento de obras hidráulicas, nomeadamente de barragens, diques, açudes, etc.

Assim, o problema de extrapolação de valores está presente em praticamente todos os modelos estatísticos desenvolvidos com vista à estimação de caudais de ponta de cheia. Situação esta, que se deve ao facto de se terem dados hidro-meteorológicos registados e disponíveis, na melhor das hipóteses, com cerca de 100 anos, sendo o mais frequente dispor-se de amostras com períodos históricos bastante menos longos. Apenas os modelos que incorporam informação paleontológica estarão isentos de erros de extrapolação, sendo porém afectados por outros erros, como sejam os associados à avaliação de caudais por métodos indirectos e à incerteza quanto à sua datação.

Os modelos mais habitualmente utilizados em inferência sobre caudais de ponta de cheia, baseiam-se na análise estatística das séries de valores de caudais máximos (cheias) observados numa dada secção de uma linha de água.

Alguns destes modelos utilizam caudais de cheia máxima anual e baseiam-se na teoria paramétrica assintótica de valores extremos, na designada família GEV (*General Extreme-Value*), que sofreu um forte impulso com o trabalho de GUMBEL (1960), constituídas pelas designadas distribuições de Fisher-Tippett, divididas nos seguintes tipos:

- Tipo I – Distribuição de Gumbel
- Tipo II – Distribuição de Fréchet
- Tipo III – Distribuição de Weibull

A função de distribuição GEV generalizada é dada por:

$$F(x) = e^{-\left[1 - k\left(\frac{x-u}{\alpha}\right)\right]^{1/k}} \quad (\text{para } k \neq 0) \quad (1)$$

Em que u , k e α representam, respectivamente, um parâmetro de localização, de forma e de escala.

De notar que a distribuição de Gumbel (Tipo I) se obtém quando $k = 0$. Para $k < 0.3$ a forma geral da distribuição GEV é semelhante à de Gumbel, embora a cauda direita da função seja mais «grossa» se $k < 0$ e mais «fina» para $k > 0$.

Para $k > 0$, a distribuição GEV tem uma fronteira superior limitada em $u + \alpha/k$ e corresponde à distribuição do Tipo III. Para $k < 0$, a distribuição apresenta uma cauda direita «grossa» que corresponde à distribuição do Tipo II. Quando $k = 1$ a equação anterior transforma-se numa distribuição exponencial inversa, ou seja, $1 - F(x)$ será a função de distribuição cumulativa da distribuição exponencial (HOSKING e WALLIS, 1997).

Outra família de funções de distribuição, que são também comumente utilizadas, é a baseada na distribuição Gama, dadas pelas distribuições de Pearson e log-Pearson do tipo III. Esta última é, aliás, o modelo recomendado oficialmente nos EUA e na Austrália, para a análise da distribuição de frequências de caudais de cheia, sendo a sua função de densidade de probabilidade dada por:

$$f(x) = \frac{(\log x - c)^{\beta-1} e^{-\left[\frac{(\log x - c)}{\alpha}\right]}}{x \alpha^{\beta-1} \Gamma(\beta)} \quad (2)$$

O texto deste artigo foi submetido para revisão e possível publicação em Julho de 2010, tendo sido aceite pela Comissão de Editores Científicos Associados em Outubro de 2010. Este artigo é parte integrante da *Revista Recursos Hídricos*, Vol. 31, Nº 2, 43-59, Novembro de 2010. © APRH, ISSN 0870-1741

Sendo c , α e β parâmetros de localização, escala e forma, respectivamente, no espaço da variável transformada de $\log x$ e $\Gamma(\cdot)$ representa a função Gama. Para $\alpha > 0$ e limite inferior $c=0$ a distribuição de Pearson tipo III reduz-se à distribuição Gama. Por vezes utiliza-se a distribuição de Pearson com $\alpha < 0$ dando uma assimetria negativa à função com limite superior c .

Para uma média e variância fixada, no limite, quando o coeficiente de forma β tende para infinito (e o coeficiente de assimetria tende para zero), a distribuição de Pearson tipo III tende para a distribuição Normal. Para $\beta < 1$ e coeficiente de assimetria superior a 2, a função densidade de probabilidade tende para infinito na cauda esquerda. Para $\beta=1$ e coeficiente de assimetria igual a 2, obtém-se a função exponencial de dois parâmetros (STEDINGER et al., 1993).

Outra família de distribuições também largamente utilizada baseia-se na distribuição normal, sendo as mais utilizadas a log-normal de 2 parâmetros (Hazen) e a log-normal de 3 parâmetros (Galton).

As funções de densidade de probabilidade são dadas, respectivamente, por:

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\left[\frac{(\log x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right]} \quad (3)$$

$$f(x) = \frac{1}{(x-c)\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\left[\frac{(\log(x-c) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right]} \quad (4)$$

Em que c representa um parâmetro de localização e μ e σ são, respectivamente, a média e o desvio padrão. Entretanto, nos últimos anos, tem-se também aplicado a distribuição generalizada de Pareto (GPD) a séries parciais de caudais acima de um determinado valor limite pré-fixado, na designação anglo-saxónica, Peak Over Threshold (POT). A expressão da função de densidade de probabilidade desta última família de modelos de distribuição é dada por:

$$f(x) = \left(\frac{1}{\alpha}\right) \left[1 - k \frac{(x-u)}{\alpha}\right]^{1/k-1} \quad (\text{para } k \neq 0) \quad (5)$$

Em que u , k e α representam um parâmetro de localização, de forma e de escala, respectivamente. Para $k = 0$ a distribuição anterior transforma-se na distribuição exponencial de dois parâmetros; para $k = 1$ será a distribuição uniforme no intervalo $u \leq x \leq u + \alpha$ (HOSKING e WALLIS, 1997).

Importa, neste fase do artigo, demonstrar a importante relação existente entre a distribuição

generalizada de Pareto (GPD), quando usada para modelar as excedências sobre um caudal limiar (POT) e a distribuição GEV, como resultante do modelo de distribuição anual com mesmo valor do parâmetro de forma k da GPD.

Suponha-se que uma GPD descreve a distribuição $G(x)$ da magnitude de eventos superiores a um dado valor limite x_0 , tal que:

$$G(x) = 1 - \left[1 - k \frac{(x-x_0)}{\alpha}\right]^{1/k} \quad (\text{para } k \neq 0) \quad (6)$$

Para $k > 0$, a distribuição anterior é limitada superiormente por: $x_{\max} = x_0 + \alpha/k$; para $k < 0$ a distribuição apresenta uma cauda «grossa» não limitada; com $k = 0$ obtém-se uma distribuição exponencial de dois parâmetros.

Admite-se que as séries de duração parcial são supostas realizações de um processo marcado de Poisson, com taxa ou intensidade média λ (número médio anual de eventos), com distribuição de probabilidade denotada por $G(x)$, dada pela expressão anterior. Para se obter a distribuição anual $F_a(x)$, a função $G(x)$ deverá ser objecto da seguinte transformação (STEDINGER et al., 1993):

$$F_a(x) = \exp\{-\lambda [1 - G(x)]\} \quad (7)$$

A equação anterior revela a relação existente entre a função cumulativa dos máximos anuais com a taxa de ocorrência da distribuição dos valores máximos de duração parcial, isto é, existe uma relação entre distribuição generalizada de Pareto (GPD), quando usada para modelar as excedências sobre um caudal limiar (POT) e a distribuição GEV.

Assim, quando se substitui a Equação 6 na anterior, obtém-se a distribuição GEV para séries de máximos anuais superiores a x_0 (se $k \neq 0$):

$$F_a(x) = \exp\left[-\left(1 - k \frac{x-u}{\alpha}\right)^{1/k}\right] \quad (\text{para } k \neq 0) \quad (8)$$

É de notar que, quando $k = 0$, obtém-se a distribuição de Gumbel:

$$F_a(x) = \exp\left[-\left(1 - \frac{x-u}{\alpha}\right)\right] \quad (9)$$

Quando $x \geq x_0$ os parâmetros transformados u e α^* são definidos por:

$$u = x_0 + \frac{\alpha(1 - \lambda^{-k})}{k} \quad (\text{para } k \neq 0) \quad (10)$$

$$u = x_0 + \ln(\lambda) \quad (11)$$

$$\alpha^* = \alpha \lambda^{-k} \quad (12)$$

Se a probabilidade anual de excedência, $1 - F_a(x)$, for representada por $1/T_a$, para um período de retorno anual T_a , e a correspondente probabilidade de excedência $[1 - G(x)]$ para um nível x na série de duração parcial denotado por q_e , então a Equação 7 poder ser escrita na forma:

$$\frac{1}{T_a} = 1 - \exp(-\lambda q_e) = 1 - \exp\left(-\frac{1}{T_p}\right) \quad (13)$$

Em que $T_p = 1/\lambda q_e$ representa a média do período de retorno para o nível x . A equação anterior pode então ser resolvida para T_p , obtendo-se:

$$T_p = -\frac{1}{\ln\left(1 - \frac{1}{T_a}\right)} \quad (14)$$

De notar que T_p será menor que T_a porque mais do que um evento poderá ocorrer por ano numa série de duração parcial. A equação anterior transforma a taxa média de ocorrência λq_e para eventos maiores do que x , em probabilidades anuais de excedência $1/T_a$ nas séries de máximos anuais. Para níveis de x com $T_a > 10$, correspondentes já a eventos de reduzida frequência, a probabilidade de excedência anual $1/T_a$ tenderá para a taxa média de ocorrência: $\lambda q_e = \lambda[1 - G(x)]$ da série de duração parcial, de modo que: $T_a = T_p$ [STEDINGER *et al.*, 1993].

Outras distribuições teóricas têm sido aplicadas por diversos autores em inferência estatística para a estimação de caudais de cheia, tais como as distribuições de Lambda, Wakeby, Kappa, Johnson, etc.

De uma maneira geral, é mais ou menos aceite implicitamente pela comunidade técnico-científica que as quatro famílias enunciadas atrás serão as mais «apropriadas» para a inferência estatística de caudais de ponta de cheia. No entanto, sai fora do

presente artigo aprofundar a discussão e revisão das distribuições estatísticas referidas acima para análise de frequências de cheias, podendo o leitor interessado consultar, por exemplo, os trabalhos de RAO e HAMED [2000] ou KATZ *et al.* [2002].

Após a selecção do(s) modelo(s) a aplicar, o passo seguinte passa pela estimação dos parâmetros das respectivas distribuições a partir da amostra disponível. Os métodos habitualmente utilizados (RODRIGUES, 1990) são o:

- Método dos mínimos quadrados.
- Método dos momentos.
- Método da máxima verossimilhança.
- Método dos quantis.
- Método da máxima entropia.

A escolha do método, ou dos métodos mais adequados, listados acima, depende do tipo de distribuição teórica adoptada, sendo que em algumas famílias de distribuições não existem um, ou mais, dos métodos enunciados.

O passo seguinte consiste no ajustamento dos dados observados às distribuições teóricas seleccionadas, verificando a qualidade do seu ajustamento, que pode ser avaliada pelo teste paramétrico estatístico do Qui-Quadrado, ou pelos testes não-paramétricos de Kolgomorov-Smirnov, Filiben, Anderson-Darling, Cramer-Von Mises, etc.

Refira-se que estes testes estatísticos não discriminam entre modelos, servindo apenas para aceitar (ou não) a hipótese nula para um determinado nível de significância (normalmente de 5%), de que a amostra em análise tenha sido extraída de uma população descrita pelo modelo sob premissa.

Os modelos que consigam «passar» pelos testes de hipóteses acima referidos, para os níveis de significância adoptados, são depois normalmente colocados em conjunto com os valores observados, de modo a se efectuar uma inspecção visual e seleccionar então o modelo que melhor se ajusta à série observada.

Finalmente, após a selecção da função de distribuição teórica que melhor se ajusta aos valores observados, podem obter-se as estimativas dos caudais para as probabilidades de excedência (períodos de retorno) pretendidas.

Assim, na maior parte das vezes, a inferência estatística é realizada para um modelo pré-determinado, em função de critérios que podem ir desde a simples opção do executante até à necessidade de se observar um regulamento em vigor.

Como se pode constatar de seguida, existem diversos erros e incertezas associadas à inferência estatística de caudais extremos, pela metodologia referida atrás. YEN [2000] propôs um esquema hierárquico dos tipos de incertezas associadas à

metodologia de avaliação de caudais extremos, que se apresenta na seguinte Tabela 1.

Tabela 1 – Esquema de incertezas hierárquicas (adaptado de YEN, 2002).

Tipo de incerteza	Sensível a
1. Incerteza natural	Condições de não estacionariedade
2. Incerteza do modelo	Escolha do modelo
3. Incerteza dos parâmetros	Técnica de ajustamento; testes de qualidade do ajustamento
4. Incerteza nos dados	Escolha de dados; acuidade dos dados observados
5. Incerteza operacional	Erros humanos; decisões

De uma forma geral, seja qual a for a distribuição teórica adoptada, a informação total sobre caudais de cheia existentes para a secção em análise é várias vezes utilizada na inferência, o que faz com que seja inevitavelmente dominada pela informação disponível para as ocorrências centrais da amostra, sendo frequente observar-se um afastamento importante entre a distribuição empírica dos valores extremos da amostra e a distribuição que àqueles caudais estaria atribuída pelo modelo.

Tal como referido atrás, o planeamento de recursos hídricos dirige-se mais frequentemente para a estimação de caudais de cheia de muito reduzida probabilidade de excedência. No entanto, ainda quando o interesse incida sobre os valores excepcionais de caudais, aquilo que ocorre é trabalhar com a totalidade da amostra disponível para a secção de interesse.

A situação anterior prende-se com duas ordens de razão: razão conceptual, porque se admite que a distribuição é única e por isso toda a informação sobre os valores centrais também é elucidativa sobre o comportamento das caudas das distribuições; a segunda por razões práticas, porque normalmente não se possui senão um número muito reduzido de observações excepcionais fazendo com que a amostra seja muito curta.

Refira-se, contudo, que existem vários autores, nomeadamente SMITH (1989), que descrevem métodos de análise de frequência de caudais de ponta onde empregam apenas as estatísticas de ordem superior, em detrimento e até exclusão das ocorrências centrais da amostra.

O afastamento tantas vezes observado entre a

distribuição empírica dos valores observados das caudas da amostra ordenada e a distribuição estimada pelo modelo é atribuído à aleatoriedade do processo, que teria gerado umas quantas observações excepcionais naquele período curto, ou o inverso, ambas as hipóteses perfeitamente plausíveis e insusceptíveis de comprovação.

Quando o nosso interesse na modelação consiste precisamente na estimação de valores excepcionais, o que presume uma extrapolação importante sobre a dimensão da amostra, este tipo de raciocínio não pode deixar de ser apontado como contraditório. Por exemplo, quando alguns autores (e.g.: HENRIQUES, 1990) apontam para o facto de não se dever extrapolar valores para períodos de retorno 3 a 4 vezes superiores à dimensão da amostra, como é que, na maioria das situações, em que os períodos de registos não têm dimensão superior a 30 anos, se podem extrapolar caudais de cheia para um período de retorno de, por exemplo, 1000 anos?

Acrescente-se ainda o facto de não haver um consenso geral na comunidade técnico-científica de qual a «melhor» função de distribuição a adoptar para a inferência estatística de caudais de ponta de cheia numa determinada linha de água, constatando-se que uma ou outra das funções teóricas referidas atrás se ajustam melhor ou pior, em função dos dados registados para cada caso analisado.

Esta situação prende-se com o facto de, nas ciências hidrológicas, como em outras áreas das ciências naturais, nunca se conhecer a priori a população mas apenas algumas amostras, mais ou menos representativas da mesma. A questão central que assim se poderá colocar será: poderemos alguma vez conhecer a população e, assim, com base na função de distribuição «real» desta, poder estimar com elevada segurança os valores pretendidos? É nesta direcção que o presente artigo pretende dar um pequeno contributo, como se exporá adiante.

Conforme referido atrás, o conhecimento da cauda superior da distribuição de frequências tem um papel fundamental na análise de inferência estatística de valores extremos. Com efeito, desde o trabalho de BRYSON (1974), que se debruçou sobre a questão da modelação das caudas de distribuições estatísticas a partir dos valores extremos observados, em que assinalou que não ser possível usar com eficiência o teste do Qui-Quadrado, por escassez de dados sobre eventos extremos, nem o teste de Kolgomorov-Smirnov, por ser a distribuição empírica dos valores extremos muito próxima de 1 ou 0, não se podendo retirar assim quaisquer conclusões minimamente válidas.

Este autor introduziu ainda o conceito muito importante de função de distribuição com cauda «grossa», sendo

aquela que converge para zero mais lentamente do que uma função exponencial, tendo assinalado que a cauda de várias funções de distribuição se comportam como exponenciais (cauda «fina»), uma vez que a sua componente polinomial se torna então menos importante.

Apresenta-se, resumidamente na Tabela 2, o «peso» da cauda superior de algumas distribuições referidas atrás.

Tabela 2 – Peso das caudas superiores de algumas distribuições comuns (adaptado de HOSKING e WALLIS, 1997).

Forma de f(x) para x elevado	Distribuições
x^{-A}	GEV; GPD, com parâmetro de forma $k < 0$
$x^{-A \log x}$	Log-normal, com assimetria positiva
$\exp(-x^A)$, $0 < A < 1$	Weibull, com parâmetro $\lambda < 1$
$x^A e^{-Bx}$	Pearson Tipo III, com assimetria positiva
$\exp(-x)$	Exponencial ; Gumbel
$\exp(-x^A)$, $A > 1$	Weibull, com parâmetro $\lambda > 1$
Limite superior finito	GEV;GPD, com parâmetro de forma $k > 0$ Log-normal; Pearson tipo III com assimetria negativa

Notas: Os «pesos» das caudas superiores estão ordenados das caudas mais «grossas» para as caudas mais «finas». A e B denotam constantes positivas arbitrárias.

A questão da selecção de funções de distribuição não é trivial em inferência estatística de caudais extremos, dado que se ajustarmos uma distribuição de cauda «grossa» aos dados observados, os valores extrapolados serão superiores aos do ajustamento por uma distribuição do tipo exponencial (cauda «fina»). Será esta a questão central do presente artigo, onde se propõe a introdução de uma função de distribuição do tipo lei de potência (cauda «grossa»), para a estimação de caudais de cheia, conforme se exporá nos capítulos seguintes.

2. A GEOMETRIA FRACTAL APLICADA AO ESTUDO DE FENÓMENOS NATURAIS

2.1. Objectos fractais, auto-semelhança e leis de potência

Antes de se prosseguir, torna-se necessário fazer uma breve apresentação do conceito de objectos fractais, das leis de potência e das suas consequentes aplicações ao estudo de fenómenos naturais, área esta em profundo desenvolvimento nos últimos anos.

O conceito de geometria fractal surgiu com os trabalhos pioneiros do matemático francês (de origem polaca) Benoît Mandelbrot durante a década de 60. Com efeito, no primeiro artigo referente à geometria fractal, MANDELBROT (1967), este autor apresentou os importantes conceitos de dimensão fractal e de auto-semelhança ao estudar o comprimento da linha de costa da Grã-Bretanha.

Resumidamente, a dimensão fractal representa uma dimensão fraccionária, sendo a geometria inerente aos objectos naturais, ao contrário das dimensões inteiras provenientes da geometria clássica, que representam apenas objectos artificiais concebidos pelo Homem. A auto-semelhança deve-se à segunda propriedade extremamente importante dos objectos fractais, ou seja, não mudarem de aspecto com o efeito de escala, apresentando assim a mesma estrutura independentemente da mudança de escala.

Na geometria fractal o comprimento de uma curva suave pode ser medida pela subdivisão da mesma utilizando uma régua de tamanho r . O tamanho da curva será assim aproximadamente $L(r) = Nr$, em que N é o número de intervalos de divisão. Quando a sinuosidade da curva aumenta, será necessário diminuir a dimensão da régua, r , de modo a permitir aumentar a acuidade da medição do comprimento da curva. De facto, à medida que o intervalo r tende para zero, converge-se para o comprimento correcto da curva, de tal modo que:

$$L = \lim_{r \rightarrow 0} L(r) = \lim_{r \rightarrow 0} Nr \quad (15)$$

Foi possível, com base no estudo do comprimento de linhas de costa, demonstrar que:

$$\lim_{r \rightarrow 0} N(r)r^D = cte \quad (16)$$

Em que a notação $N(r)$ foi adoptada para enfatizar a dependência do número de intervalos no tamanho de cada subdivisão. A equação (16) implica que para valor pequenos de r tem-se que:

$$N(r) \propto r^{-D} \quad (17)$$

$$L(r) \propto r^{1-D} \tag{18}$$

Em que D representa, nas expressões anteriores, o expoente crítico ou dimensão fractal. Equivalentemente tem-se, pela definição de dimensão fractal D (MANDELBRÖT, 1991), que:

$$D = \lim_{r \rightarrow 0} \frac{\log N(r)}{\log(1/r)} \tag{19}$$

Implícito à definição dada no início do capítulo, um fractal é assim um conjunto (objecto, construção geométrica, etc.) cujas partes são de alguma forma congruentes com elas próprias sob determinadas transformações de afinidade. Estas transformações são definidas como operações geométricas sob as quais o conjunto é transformado numa cópia de si mesmo, eventualmente por operações de translação, rotação ou ampliação. Assim, escolhendo um ponto arbitrário de coordenadas vectoriais x pertencentes ao conjunto, um ponto de afinidade y define-se pela seguinte relação matricial (RODRÍGUEZ-ITURBE e RINALDO, 2001):

$$y = A(\lambda, \theta) + T \tag{20}$$

A matriz A representa a ampliação do parâmetro λ e a rotação do parâmetro θ ; T é um operador de translação. É de notar que são as propriedades do parâmetro λ que identificam o comprimento característico da transformação.

Em particular, seja um conjunto fractal identificado por uma propriedade média, digamos S, de um subconjunto G' de um conjunto total, designado de G. É possível determinar as propriedades médias de qualquer subconjunto relativamente ao seu todo. Assim, uma propriedade importante de um objecto fractal G é a validade de uma relação funcional que relacione a sua propriedade média S do tipo (RODRÍGUEZ-ITURBE e RINALDO, 2001):

$$S(G) = f(\lambda) S(\lambda G') \quad \forall G' \subset G \tag{21}$$

Sendo f uma função apropriada. Note-se assim que, se a propriedade média S é dependente de apenas uma variável, digamos q, descrevendo o conjunto (e.g. volume, área, etc.), então temos que $S(G) = S(q(G))$; assim pela validade da expressão anterior, requer que a função S(q) seja uma lei de potência, ou seja:

$$S(q) = cq^\alpha \tag{22}$$

Em que c e α são coeficientes apropriados. Designa-se, para estes casos, que o conjunto S é de escala e que a sua propriedade obedece a uma lei de potência, implicando a sua propriedade fractal intrínseca de auto-semelhança, isto é, invariância à mudança de escala. Assim, uma expressão do tipo (22) possui invariância de escala (auto-semelhança), dado que quando q é escalado pela multiplicação por uma constante, S(q) continua a ser proporcional a q^α .

É de referir que as leis de potência poderão ter, ou não, natureza estatística, mas em muitos casos reflectem fenómenos de auto-semelhança (RODRÍGUEZ-ITURBE e RINALDO, 2001).

2.2. Funções de distribuição Levy-estáveis

Tal como referido atrás, as leis de potência do tipo da expressão (22) apresentam cauda «grossa» e fazem parte de um caso especial da família de funções de distribuição designadas por Levy-estáveis, cujas principais propriedades que apresentam são precisamente as referidas caudas «grossas» e a assimetria, pertencendo assim a uma família diferente das distribuições normais (de Gauss).

As distribuições de Lévy-estáveis foram introduzidas pelo matemático francês Paul Lévy (LÉVY, 1925), aquando da sua investigação sobre o comportamento da soma de variáveis aleatórias independentes. A ausência de formas fechadas para as funções de densidade de probabilidade, excepto para três casos particulares de distribuições: Gauss, Cauchy e Lévy levou a que a sua utilização prática tenha sido pouco frequente pela comunidade técnica.

Uma distribuição de Lévy-estável necessita de quatro parâmetros para a descrever: um índice de estabilidade (índice de cauda, expoente de cauda ou expoente característico) $\alpha \in [0, 2]$, um parâmetro de assimetria $\beta \in [-1, 1]$, um parâmetro de escala $\sigma > 0$ e um parâmetro de localização $\mu \in \mathfrak{R}$.

O expoente de cauda, α , é o parâmetro mais importante, dado que determina a forma (taxa de variação) da cauda da distribuição. Assim, para o caso particular de $\alpha = 2$ obtém-se a distribuição de Gauss e quando $\alpha < 2$ a variância é infinita. Quando $\alpha > 1$ a média da distribuição existe e será igual a μ (MEERSCHAERT e SCHEFFLER, 2003).

Em geral, o momento de ordem p de uma distribuição de Levy-estável é finito se $p < \alpha$. Quando o parâmetro de assimetria β é positivo, a distribuição será assimétrica para a direita, e para a esquerda em caso contrário. Quando $\beta = 0$, a distribuição é simétrica relativamente a μ . Assim, quando α se aproxima de 2, o parâmetro β perde o seu efeito e a distribuição aproxima-se de uma de Gauss (excepto em β). Os últimos dois parâmetros

μ e σ determinam a largura e o pico (moda) da distribuição, respectivamente.

Devido à ausência de fórmulas fechadas das funções de densidade de probabilidade, as distribuições de Lévy-estáveis são mais convenientemente descritas através da sua função característica $\phi(t)$, que representa a inversa da transformada de Fourier da função de densidade de probabilidade.

A parametrização mais popular da função característica $\phi(t)$ de uma distribuição de Lévy-estável $X \sim S_\alpha(\sigma, \beta, \mu)$ é dada pela seguinte expressão (WERON, 2001):

$$\log \phi(t) = \begin{cases} -\sigma |t|^\alpha \left\{ 1 - i\beta \operatorname{sign}(t) \operatorname{tg} \frac{\pi\alpha}{2} \left[(\sigma |t|^{1-\alpha} - 1) \right] \right\} + i\mu_0 t, & \alpha \neq 1 \\ -\sigma |t| \left\{ 1 + i\beta \operatorname{sign}(t) \frac{\pi}{2} \log(\sigma |t|) \right\} + i\mu_0 t, & \alpha = 1 \end{cases} \quad (23)$$

Lévy demonstrou ainda que quando $\alpha < 2$, a cauda das distribuições de Lévy-estáveis são assintoticamente equivalentes a uma lei de Pareto (LÉVY, 1925). Nomeadamente, se $X \sim S_{\alpha < 2}(\sigma, \beta, 0)$, então, quando $x \rightarrow \infty$, tem-se que:

$$\begin{aligned} P(X > x) = 1 - F(x) &\rightarrow C_\alpha (1 + \beta) x^{-\alpha} \\ P(X < x) = F(-x) &\rightarrow C_\alpha (1 - \beta) x^{-\alpha} \end{aligned} \quad (24)$$

Em que:

$$C_\alpha = \left(2 \int_0^\infty x^{-\alpha} \sin x dx \right)^{-1} = \frac{1}{\pi} \Gamma(\alpha) \sin \frac{\pi\alpha}{2} \quad (25)$$

A convergência da cauda de uma lei de potência varia assim para diferentes valores de α e decairá para zero tão mais devagar quanto menor for o índice de cauda, ou seja, quanto menor for o valor de α , mais «grossa» será a cauda da distribuição, tal como se apresenta na seguinte figura.

Face ao acima exposto, pode dizer-se que uma variável aleatória X segue uma distribuição de cauda «grossa» (lei de potência), com índice de cauda α , se: em que C é uma constante positiva. A expressão

$$P[X \geq x] \sim Cx^{-\alpha}, \text{ quando } x \rightarrow \infty, 0 < \alpha < 2 \quad (26)$$

anterior é um caso particular das distribuições de Lévy-estáveis ($\beta = 0$), pelo que a variância é infinita e, se $\alpha \leq 1$, a média é também infinita (CROVELA e TAQUU, 1998).

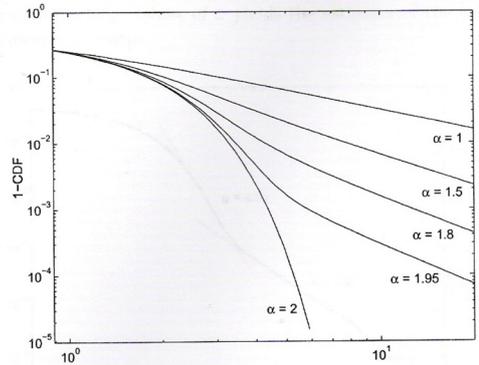


Figura 1 – Plotagem, em escala logarítmica, das caudas direitas de funções de distribuição Lévy-estáveis para valores de $\alpha = 2.0, 1.95, 1.8, 1.5$ e 1.0 . Pode verificar-se que, quanto menor for o valor de α , menos forte é o decaimento da cauda.

2.3. Estimação do índice de cauda das leis de potência

O método mais simples e eficaz de estimar o parâmetro α é a examinação dos dados directamente, através da plotagem da função de distribuição complementar $\bar{F}(x) = 1 - F(x) = P[X > x]$, num gráfico de eixos logarítmicos. Desta forma, as leis de potência apresentam a seguinte propriedade importante (NOLAN, 2005):

$$\frac{d \log \bar{F}(x)}{d \log x} \sim -\alpha \quad (27)$$

para valores elevados de x . O comportamento linear num gráfico da cauda de uma lei de potência é evidente apenas por observação visual. Caso exista essa evidência, pode estimar-se o valor de α por observação no gráfico seleccionando um valor mínimo x_0 de x acima do qual o gráfico pareça ser linear. O valor estimado de α é assim o declive da recta obtida graficamente.

Em alternativa, poder-se-á aplicar o estimador de Hill (HILL, 1975), que permite a estimação de α em função dos k maiores elementos da série, definido por:

$$H_{k,n} = \left(\frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} (\log X_{(n-i)} - \log X_{(n-k)}) \right)^{-1} \quad (28)$$

onde $X_{(1)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ denotam as estatísticas de ordem, isto é, os índices de dados ordenados de acordo com o seu tamanho. Na prática, o estimador de Hill é plotado em relação a valores crescentes de k , quando o estimador estabiliza para um valor consistente então obtém-se uma estimativa de α .

Uma alternativa mais fácil de aplicar será uma fórmula equivalente ao estimador de Hill acima apresentado, sendo obtido pelo método da máxima verossimilhança. Deste modo, pode demonstrar-se que o estimador de α pode ser calculado pela seguinte fórmula (CLAUSET et al. 2009):

$$\hat{\alpha} = 1 + n \left[\sum_{i=1}^n \ln \frac{x_i}{x_{\min}} \right]^{-1} \quad (29)$$

Em que x_i , $i = 1 \dots n$ são os valores observados de x tal que $x_i \geq x_{\min}$.

2.4. Aplicação de leis de potência ao estudo de fenómenos naturais

Veremos de seguida que nos últimos anos, vários investigadores detectaram que as relações do tipo lei de potência surgem abundantemente para explicar fenómenos naturais em geral e, em particular, na hidrologia e na geomorfologia de bacias hidrográficas (RODRÍGUEZ-ITURBE e RINALDO, 2001).

De facto, segundo estes últimos autores, a topologia das bacias hidrográficas, bem como a geometria hidráulica da rede de drenagem e a própria resposta hidráulica das bacias a diferentes tipos de precipitação são bem caracterizadas por leis de potência entre as variáveis envolvidas na sua descrição.

A lei de potência, talvez mais conhecida, é a designada distribuição de Richter-Guttenberg, da distribuição da frequência da magnitude de sismos por ano que ocorrem no sul da Califórnia (TURCOTTE, 1992, HOOGE et al., 1994, LOVEJOY, 2003), que é dada por uma função de distribuição do tipo:

$$P[X \geq x] \propto x^{-\alpha} \quad (30)$$

Repare-se na semelhança entre a expressão anterior e a Equação (26).

MANDELBROT (1974) demonstrou que o *input* de energia uniforme em sistemas dissipativos frequentemente resulta numa distribuição espacial do tipo lei de potência, para a energia guardada e uma consequente dissipação fractal da mesma. Dá-se a este fenómeno o termo de «relaxamento» e, de acordo com PETERS e CHRISTENSEN (2002), a precipitação poderá ser também um fenómeno de «relaxação» de energia que obedecerá a uma lei semelhante à de Richter-Guttenberg para os sismos, de acordo com a expressão (30), sendo estes últimos também fenómenos de «relaxamento» de energia.

De facto, a interpretação fractal da precipitação foi já uma ideia amplamente desenvolvida por diversos

autores, nomeadamente BENDJOURI et al. (1997), HUBERT et al. (2000 e 2002) que relacionaram as curvas de intensidade-duração-frequência (IDF) com invariâncias de escala (objectos fractais), sendo também bem explicadas por leis do tipo potência.

Assim, dado a precipitação parecer ser um fenómeno de «relaxamento» de energia e, conseqüentemente, obedecer a leis de potência, é natural conjecturar que o escoamento (energia dissipada) em bacias hidrográficas - à parte de todas as transformações complexas ocorridas entre precipitação/escoamento - possa obedecer também a leis de potência nas suas variações espaciais do tipo da expressão (30).

Com efeito, foi com base neste pressuposto que TURCOTTE (1992) analisou os objectos fractais e sua aplicação ao estudo de fenómenos geológicos e geofísicos. Mais tarde, TURCOTTE e GREEN (1993) estudaram a eventual possibilidade de invariantes de escala na análise de frequência de cheias e, conseqüentemente, TURCOTTE (1994) aplicou leis de potência para a estimação de caudais de cheias.

MALAMUD e TURCOTTE (1996) estudaram a grande cheia do rio Mississippi, ocorrida em 1993, com base numa comparação da aplicação da distribuição de log-Pearson III (Equação 2) com uma função de distribuição do tipo lei de potência. Assim, comparando registos geológicos de paleocheias do Mississippi puderam aferir que a lei de potência se ajustava mais correctamente na cauda da distribuição aos valores históricos observados face à primeira distribuição.

Mais recentemente, KISDSON e RICHARDS (2005) fizeram uma síntese dos principais modelos para estimação de caudais de ponta de cheia, onde referem a viabilidade da aplicação de leis de potência.

Finalmente, MALAMUD e TURCOTTE (2006) estudaram novamente a aplicabilidade da utilização de leis de potência na análise de frequências de cheias em alguns rios dos Estados Unidos.

O presente artigo segue a linha de raciocínio dos autores referidos, tendo-se analisado, para alguns rios portugueses, a aplicabilidade das leis de potência para a avaliação de caudais de cheia. A metodologia adoptada será explanada no capítulo seguinte.

3. METODOLOGIA PROPOSTA E RESULTADOS OBTIDOS

3.1. Séries de caudais de ponta de cheia anuais e de duração parcial

Uma série temporal de registos de caudais de um rio exhibe normalmente uma componente cíclica anual. Daí ser procedimento normal em estudos hidrológicos ter-se em atenção o uso do designado «ano hidrológico»

que, em Portugal, é definido como um período de 12 meses, começando no primeiro dia de Outubro de cada ano e terminando a 30 de Setembro do próximo.

Uma cheia anual corresponde à descarga máxima (de pico) registada de todos os valores de um ano hidrológico. Normalmente, na inferência estatística de caudais de ponta cheia toma-se em consideração apenas o máximo de cada ano hidrológico, em que se garante à partida que os valores da amostra aleatória seleccionada serão independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.).

Contudo, a questão da hipótese das cheias máximas anuais serem identicamente distribuídas poderá não estar totalmente garantida, caso exista mais do que um mecanismo causador da inundação no rio (e.g.: precipitação e degelo). Existem abordagens que modelam as vazões máximas por misturas de distribuições: uma para a cauda inferior e outra para a superior, como a TCEV (ROSSI et al., 1984), pressupondo serem oriundas de diferentes mecanismos geradores de enchentes.

No presente artigo admite-se, por simplificação e por que se julga não comprometer os resultados obtidos, que existe apenas um mecanismo gerador de cheias, que serão as precipitações intensas ocorrentes nas bacias hidrográficas, independentemente do mecanismo meteorológico gerador das mesmas (e.g.: tempestades provenientes de superfícies frontais, convectivas, etc.). Sendo assim, admite-se que todas as cheias ocorridas nos rios analisados no presente artigo sejam identicamente distribuídas.

Um dos problemas da análise de cheias é que podem ocorrer várias cheias num ano hidrológico e que poderão ser maiores que as de outro ano hidrológico, não se tomando, portanto, em consideração, estes valores intermédios que poderão ter influência na inferência estatística a realizar.

Uma forma de se colmatar esta dificuldade é a de se considerar séries de caudais de ponta de cheia de duração parcial, entrando-se assim em linha de conta com as várias cheias que poderão ocorrer ao longo de um ano hidrológico.

No presente artigo adoptaram-se séries de cheias de duração parcial, em que os valores seleccionados se encontram separados por um determinado valor de tempo, de forma a evitar que estes valores estejam correlacionados, ou seja, sejam consideradas «cheias independentes». Não há, contudo um consenso geral na escolha deste intervalo mínimo de tempo, sendo que o objectivo é determinar um intervalo mínimo que seleccione apenas «cheias independentes».

Para grande parte dos sistemas fluviais, pequenas bacias de drenagem geralmente correspondem a um menor tempo entre «cheias independentes». De acordo com MALAMUD e TURCOTTE (1999), para um intervalo

de separação de 30 dias a estimação de frequência de cheias é já relativamente robusta. De acordo ainda com estes autores, as séries de duração parcial não são totalmente não correlacionadas, contudo são suficientemente independentes para o objectivo em questão.

De notar que existem outras definições para séries de cheias de duração parcial, nomeadamente HIPEL (1994) que definiu séries de caudais de duração parcial baseadas no critério que o caudal deve baixar, digamos de 50% da cheia de caudal Q , antes que outra cheia seja seleccionada. Outra aproximação é usar os valores máximos acima de um determinado valor limite (POT), tipicamente de 1 a 5 picos por ano hidrológico. De acordo novamente com MALAMUD e TURCOTTE (2006), as diferenças de resultados entre os métodos POT e da separação das cheias parciais por 30 dias é mínima.

O presente artigo segue a linha de pensamento destes últimos autores, pelo que se adoptaram séries de caudais de duração parcial separadas por um intervalo mínimo de 30 dias.

De modo a construir séries de durações parciais de caudais de cheia para cada rio analisado, começou-se por obter dados de séries históricas de caudais médios diários, para cada série hidrométrica seleccionada.

Para cada série, seleccionou-se o caudal Q_1 , correspondente ao máximo valor de caudal médio diário (cheia) desse período, eliminando-se os restantes valores registados dentro do intervalo de 30 dias (anteriores e posteriores) relativamente ao valor Q_1 seleccionado. Este valor Q_1 representará assim a maior cheia registada durante esse período considerado. De seguida, encontra-se o valor Q_2 , correspondente ao máximo valor de caudal médio diário, para os restantes valores da série, eliminando-se novamente os 30 dias de intervalo relativamente ao valor Q_2 . Este procedimento dá-nos o segundo maior valor de cheia ocorrida durante o período considerado.

O processo continua até se obterem as N maiores cheias para o período em causa, em que N_{AH} representa o número de anos hidrológicos da série histórica seleccionada. Assim, a série de duração parcial de caudais de cheia será constituída pelos maiores valores Q_i de todos os N_{AH} da série histórica.

Os N valores Q_i de caudal seleccionados, associados a cada cheia parcial i , são ordenados de forma descendente ($i = 1, 2, 3, \dots, N$).

Des seguida, calcula-se o período de retorno, T , associado a cada caudal de cheia Q_i seleccionado. Assim, para o cálculo da probabilidade de excedência, como não se conhece *a priori* a função de distribuição, torna-se necessário recorrer a fórmulas de distribuições empíricas da amostra o menos enviesadas possíveis. Existem várias fórmulas empíricas, umas melhores

que outras, em função do tipo de função de distribuição teórica que se pretende ajustar (CHOW, 1988). No presente artigo aplicou-se a fórmula de CUNNANE, que é uma fórmula que dá valores praticamente não enviesados (STEDINGER et al., 1993), sendo dada por:

$$P(X \geq x_i) = \frac{i - 0.40}{N + 0.20} \quad (31)$$

Com base na metodologia e expressão anterior foi possível construir a função de distribuição (cumulativa) empírica associada a cada estação hidrométrica analisada e o período de retorno, T_r , associado a cada caudal Q_i estimado por:

$$T_r = \frac{1}{P(X < x_i)} = \frac{N + 0.20}{i - 0.40} \quad (32)$$

Refere-se que o conceito de tempo de retorno referido atrás, corresponde ao inverso da probabilidade de excedência anual.

Dentro do contexto de séries de duração parcial, que o presente artigo se encontra a analisar, tornou-se necessário então relacionar o tempo de retorno anual (T_a) com o tempo de retorno associado a séries de duração parcial (T_p), aplicando a transformação apresentada na Equação 7 às séries de duração parcial seleccionadas:

$$\lambda = \frac{N}{N_{AH}} \quad (33)$$

3.2. A distribuição de frequências de cheias por leis de potência

A descarga $q(t)$ numa determinada secção de um rio é geralmente uma série temporal contínua. Estando-se interessado em estimar os valores extremos desta série e definir $Q(T)$ como o máximo de caudal associado a um determinado período de retorno, T . Define-se assim que, por exemplo, $Q(100)$ será o máximo caudal (de cheia) que tem um período médio de retorno de 100 anos, ou seja, pela definição atrás referida, haverá 1% de hipótese de se igualar ou exceder aquele caudal $Q(100)$.

Face ao exposto, a inversa da função acumulada de caudais de ponta de cheia terá a seguinte forma geral (cf. Equação 26):

$$Q(T) = CT^\alpha \quad (34)$$

Em que C e α são os coeficientes estimados pela metodologia exposta no Ponto 2.3, sendo o coeficiente C

obtido pela ordenada na origem do gráfico logarítmico (ver figuras seguintes) e o coeficiente α estimado com base na Equação 29.

A variável T , na equação anterior, corresponde ao período de retorno T_p associado às séries de duração parcial, tendo sido estimado pela metodologia exposta no ponto anterior.

A equação anterior também se pode escrever da seguinte forma:

$$N \sim Q^{\frac{1}{\alpha}} \sim Q^{a\alpha} \quad (35)$$

Esta forma é assim muito similar à Lei de Richter-Gutenberg para a distribuição de frequência de magnitude de sismos e é o inverso de uma lei de potência entre a função de distribuição (cumulativa) e a magnitude dos eventos considerados.

Conforme a metodologia atrás exposta, aplicando logaritmos em ambos os lados da Equação 34, obtém-se a seguinte equação de recta:

$$\log Q(T) = \alpha \log T + \log C \quad (36)$$

Em que o parâmetro α é o declive da recta de $\log(Q)$ versus $\log(T)$ num gráfico logarítmico, sendo $\log(C)$ a ordenada correspondente ao tempo de retorno $T = 1$.

Uma formulação alternativa à equação anterior introduz um factor F de frequência de cheias, definido como o rácio entre o caudal de ponta para um período de retorno de 10 anos sobre um caudal com um 1 ano de período de retorno. Devido à invariância de escala (auto-semelhança) das leis de potência (cf. Capítulo 2), o factor F também é o rácio de um caudal de ponta de 100 anos de período de retorno para o de 10 anos, tal que:

$$F = \frac{Q(10)}{Q(1)} = \frac{Q(100)}{Q(10)} = cte. \quad (37)$$

Os parâmetros F e α estão relacionados pela substituição da Expressão 34 na equação anterior, obtendo-se:

$$F = 10^\alpha \quad (38)$$

Se o factor F de frequência de cheias é elevado, o rácio entre as cheias de 10 e 1 anos é também elevado, e, inversamente, se F for reduzido também será o rácio. Este factor F estará directamente relacionado com o tipo de clima: para climas marítimos F será relativamente reduzido e para climas áridos ou semi-áridos o factor F será relativamente alto (TURCOTTE, 1994).

3.3. Análise de dados

De forma a ilustrar a utilização de leis de potência na estimação de frequência de caudais de ponta de cheia, aplicou-se a metodologia a 5 estações hidrométricas de Portugal Continental, cujos dados (caudais médios diários) foram descarregados directamente do SNIRH (2007).

Na selecção das estações hidrométricas procurou-se abranger o máximo possível a grandezas de áreas de drenagem, que vão desde 140 km² até mais 91 000 km², com períodos de registos relativamente longos.

Na Tabela 3 apresentam-se as principais características das estações seleccionadas.

3.4. Resultados obtidos

Com base na metodologia exposta nos pontos anteriores e nas séries históricas seleccionadas estimaram-se os valores obtidos para cada linha de água estudada.

Os gráficos logarítmicos log T – log Q, para cada estação hidrométrica analisada, apresentam-se nas figuras seguintes e o resumo dos resultados obtidos apresentam-se na Tabela 4.

Obtiveram-se assim as seguintes equações de ajustamento a leis de potência dos caudais de ponta de cheia nas secções das linhas de água estudadas:

Rib.^a Avis (Monforte):

$$Q = 13.16.T^{0.50} \quad (39)$$

Rib.^a Tera (Pavia):

$$Q = 36.48.T^{0.48} \quad (40)$$

Rio Sorraia (Ponte Coruche):

$$Q = 51.95.T^{0.62} \quad (41)$$

Rio Tejo (Vila Velha Ródão):

$$Q = 458.04.T^{0.73} \quad (42)$$

Rio Douro (Régua):

$$Q = 856.05.T^{0.70} \quad (43)$$

Pela observação dos valores da Tabela 4, constata-se haver uma variabilidade razoável entre as linhas de água estudadas quer no parâmetro α como no factor F.

O expoente da lei de potência, α , estimado para cada linha de água estudada varia sensivelmente entre 0.48 e 0.73.

Esta variabilidade poderá dever-se a factores fisiográficos (área, forma da bacia, rede de drenagem, etc.), bem como aos factores climáticos associadas a cada bacia hidrográfica. Pela observação da Tabela 4 parece observar-se um aumento do coeficiente α directamente proporcional à área da bacia de drenagem; no entanto, a

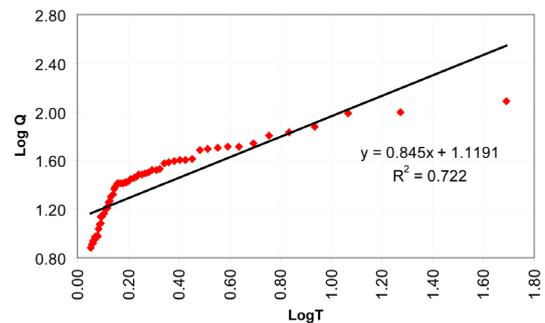


Figura 2 – Relação dos caudais de ponta de cheia observados Q_p , associados ao períodos de retorno estimados T_p , para a estação hidrométrica de Monforte (Ribeira de Avis).

Tabela 3 – Características das 5 estações hidrométricas seleccionadas (fonte: SNIRH, 2007).

Nome	Código	Latitude	Longitude	Rio	Bacia Hidrográfica	Área drenada (km ²)	Período de registos disponíveis	Nº anos hidrológicos, N_{AH}
Monforte	19M/01H	39°03'9"N	7°26'46"W	Rib. ^a Avis	Rio Tejo	141	1961/62 - 1989/90	29
Pavia	20I/04H	38°53'45"N	8°00'10"W	Rib. ^a Tera	Rio Tejo	616	1958/59 - 1991/92	34
Ponte Coruche	20F/02H	38°51'21"N	8°32'44"W	Rio Sorraia	Rio Tejo	5 847	1912/13 - 1979/80	68
Vila Velha Ródão	16K/01H	39°39'48"N	7°40'40"W	Rio Tejo	Rio Tejo	59 247	1903/04 - 1973/74	71
Régua	07K/01H	41°09'4"N	7°46'55"W	Rio Douro	Rio Douro	91 506	1939/40 - 1966/67	28

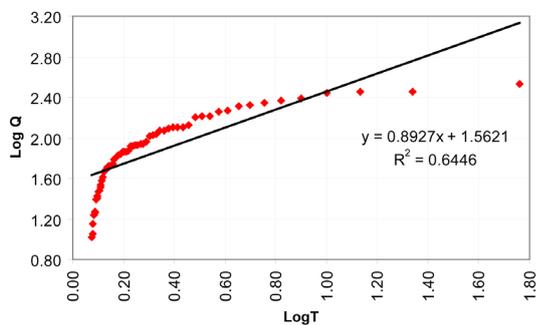


Figura 3 – Relação dos caudais de ponta de cheia observados Q_p , associados ao períodos de retorno estimados T_p , para a estação hidrométrica de Pavia (Ribeira de Tera).

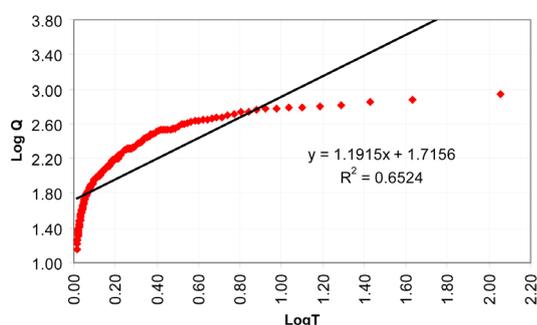


Figura 4 – Relação dos caudais de ponta de cheia observados Q_p , associados ao períodos de retorno estimados T_p , para a estação hidrométrica de Ponte Coruche (Rio Sorraia).

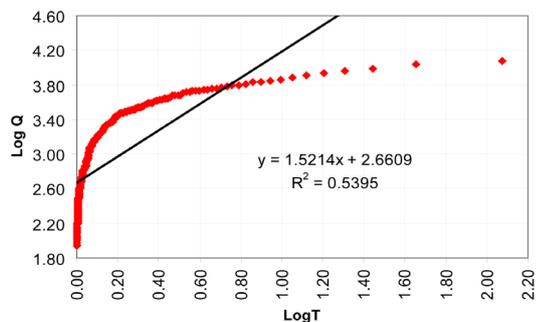


Figura 5 – Relação dos caudais de ponta de cheia observados Q_p , associados ao períodos de retorno estimados T_p , para a estação hidrométrica de Vila Velha de Ródão (Rio Tejo).

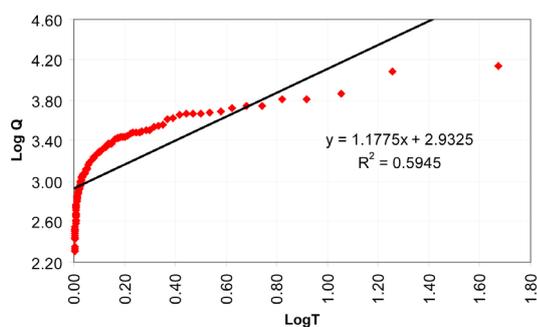


Figura 6 – Dependência Relação dos caudais de ponta de cheia observados Q_p , associados ao períodos de retorno estimados T_p , para a estação hidrométrica de Régua (Rio Douro).

Tabela 4 – Parâmetros obtidos da metodologia exposta para as 5 estações hidrométricas seleccionadas.

Nome	Código	Rio	Nº de caudais "máximos", seleccionados, N	Intensidade média cheias, λ	Expoente da lei de potência, α	Parâmetro da lei de potência, C	Factor de frequência de cheias, F	$q_0 = -1/\alpha$
Monforte	19M/01H	Rib.ª Avis	64	64/29 = 2.21	0.50	13.16	3.31	-1.92
Pavia	20I/04H	Rib.ª Tera	63	63/34 = 1.85	0.48	36.48	2.99	-2.10
Ponte Coruche	20F/02H	Rio Sorraia	221	221/68 = 3.25	0.62	51.95	4.15	-1.62
Vila Velha Ródão	16K/01H	Rio Tejo	393	393/71 = 5.53	0.73	458.04	5.42	-1.36
Régua	07K/01H	Rio Douro	132	132/28 = 4.71	0.70	856.05	5.01	-1.43

análise da variação da dependência do factor α em função dos factores geomorfoclimáticos requer uma investigação mais aprofundada, extravazando o âmbito do presente artigo.

Com a finalidade de comparar as leis de potência obtidas com a função de distribuição de Pareto utilizada em séries de duração parcial (cf. Cap. 1), apresentam-se nas figuras seguintes os ajustamentos das séries de duração parcial (valores observados) às Leis de Pareto e de Potência obtidas nas equações anteriores.

Pela observação dos gráficos anteriores pode constatar-se que as leis de potência se ajustam relativamente bem aos valores observados apenas para períodos de retorno elevados (na cauda direita das funções), sendo que se obtêm maiores valores de caudais de ponta de cheia para

períodos de retorno elevados, em comparação com o ajustamento pela Lei de Pareto, nos casos das estações hidrométricas de Régua, Vila Velha de Ródão e Monforte.

Por outro lado, para as frequências elevadas (períodos de retorno muito reduzidos) a Lei de Pareto ajusta-se bastante melhor aos valores observados, sendo que a Lei de Potência não se ajusta aos valores observados.

Assim sendo, as equações apresentadas de (39) a (43), só terão validade para períodos de retorno $T \geq 10-20$ anos, podendo ser adequadas para estimar caudais de cheia para frequências muito reduzidas e, conseqüentemente, poderem também ser úteis em estudos e projectos de engenharia hidráulica (cf. Cap. 1).

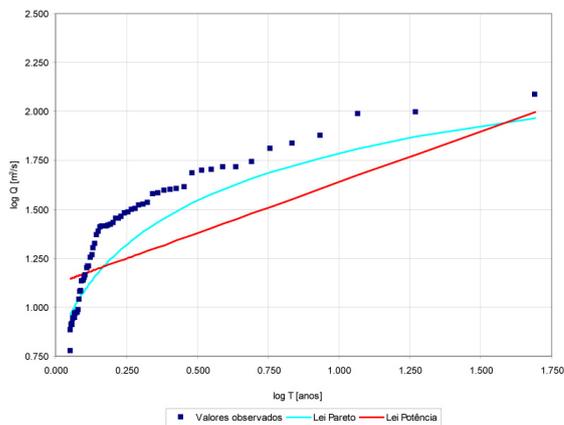


Figura 7 – Ajustamento dos valores observados de caudal de ponta de cheia Q , associados ao período de retorno T , para a estação hidrométrica de Monforte (Rib.^a Avis).

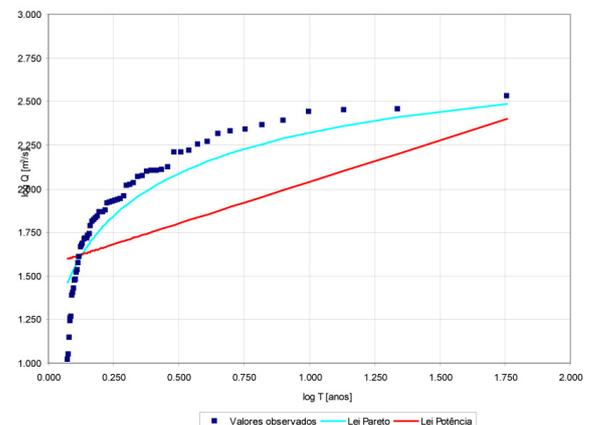


Figura 8 – Ajustamento dos valores observados de caudal de ponta de cheia Q , associados ao período de retorno T , para a estação hidrométrica de Pavia (Rib.^a Tera).

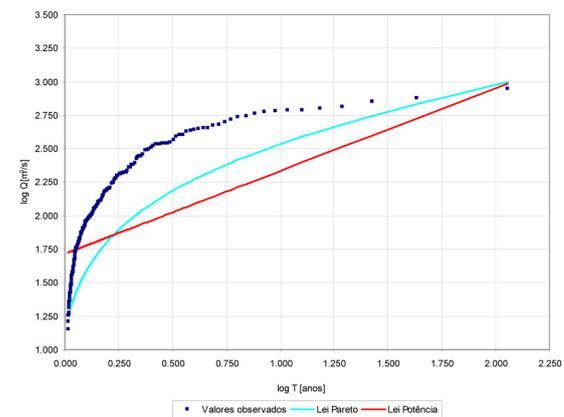


Figura 9 – Ajustamento dos valores observados de caudal de ponta de cheia Q , associados ao período de retorno T , para a estação hidrométrica de Ponte Coruche (Rio Sorraia).

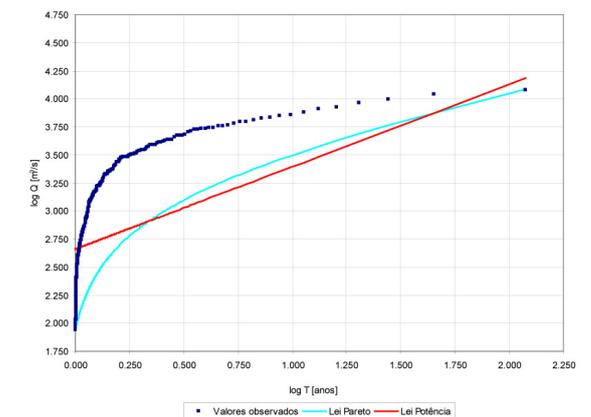


Figura 10 – Ajustamento dos valores observados de caudal de ponta de cheia Q , associados ao período de retorno T , para a estação hidrométrica de Vila Velha de Ródão (Rio Tejo).

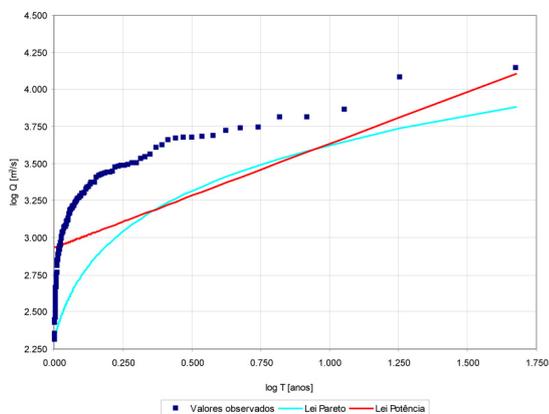


Figura 11 – Ajustamento dos valores observados de caudal de ponta de cheia Q , associados ao período de retorno T , para a estação hidrométrica de Régua (Rio Douro).

4. DISCUSSÃO

Embora o presente artigo discuta a favor da aplicação de distribuições de leis de potência na avaliação de caudais de cheia, deve ser realçado que a sua aplicabilidade é, na melhor das hipóteses, uma aproximação. Com efeito, a maior incerteza é a própria variabilidade climática, quer de origem natural e/ou de origem antropogénica.

Sendo assim, é discutível afirmar que a inferência estatística de caudais de cheia através de leis de potência é preferível a outras distribuições estatísticas «clássicas». No entanto, as leis de potência são, tal como se verificou no capítulo anterior, uma aproximação mais conservadora. De facto, a cauda «grossa» das leis de potência providenciará, de uma forma consistente, maiores valores estimados de caudais de cheia para frequências muito reduzidas, relativamente aos valores estimados usando distribuições de cauda «fina».

É actualmente já reconhecido pela comunidade técnico-científica que as cheias centenárias parecem ocorrer mais frequentemente que o estimado por análises de frequências de cheias do tipo *standard*. Estas grandes cheias são normalmente atribuídas ao fenómeno das «Alterações Climáticas», concomitantemente com outros efeitos de origem antropogénica, tais como: impermeabilização de bacias, canalização de linhas de água, desflorestação de bacias hidrográficas, etc..

Sendo assim, poder-se-ia aplicar qualquer distribuição estatística que tivesse um comportamento assintótico similar às leis de potência (tal como a GPD ou a GEV, com parâmetro de forma $k < 0$). Mas, dado que se podem obter resultados semelhantes (e eventualmente até mais conservadores) em relação

a essas distribuições, no extremo da cauda direita, utilizando uma lei de potência de 2 parâmetros, julga-se que poderá não haver razões para seleccionar distribuições que introduzem mais parâmetros e, como consequência, maior complexidade à análise.

Refira-se ainda que muitos estudos de análise de frequência de distribuições de caudais de cheia têm sido de natureza estritamente estatística. Uma panóplia de distribuições estatísticas têm sido utilizadas sem, no entanto, terem uma justificação física consistente por trás.

A questão importante é saber se existe, de facto, uma base física para a aplicação de leis de potência à análise de distribuições de caudais de cheia. O presente artigo apresentou nos primeiros capítulos as bases teóricas que poderão estar inerentes ao fenómeno natural de cheias, bem como se referiu a aplicabilidade - com bons resultados - de leis de potência a diversos fenómenos naturais, tais como sismos, deslizamentos de terras, fogos florestais, entre outros.

Com efeito, modelos simples de célula-autómato têm sido propostos como análogos ao observado comportamento de leis de potência associadas aos fenómenos naturais atrás referidos. O comportamento destes modelos pode ser melhor interpretado em termos da designada cascata inversa de auto-similaridade (GABRIELOV et al., 1999; TURCOTTE, 1999; TURCOTTE et al., 1999), que exhibe uma coalescência do tipo lei de potência de aglomerados metaestáveis. O comportamento destas cascatas é mais facilmente explicável em termos de incêndios florestais, quer o modelo, como os fogos reais (TURCOTTE e MALAMUD, 2004). Assim, os aglomerados metaestáveis são as regiões inflamáveis das árvores que começarão a arder assim que o fogo é accionado. Quanto mais árvores crescem, mais os aglomerados se expandem e coalescem. Em média, uma cascata de árvores dos pequenos para os grandes aglomerados são destruídos quando os últimos ardem. Utilizando secções cruzadas para a coalescência de aglomerados é possível mostrar que o número e tamanho dos aglomerados obedecem a uma lei de potência. Assim, a distribuição de frequência de fogos florestais, quer no modelo como os reais, são leis de potência. Os mesmos argumentos são aplicáveis quer a deslizamento de terras, quer a sismos. Para o primeiro, a região metaestável corresponde à área de início de propagação do deslizamento provocado por um tremor de terra. Para o caso dos sismos, a região metaestável corresponde à área de propagação da ruptura assim que iniciada.

Continua por se mostrar se a distribuição de caudais de cheia pode ser atribuída a uma cascata de aglomerados metaestáveis. Contudo, tal como se referiu no presente artigo, a precipitação parece

exibir nitidamente um comportamento estatístico do tipo leis de potência numa variedade de formas. A associação de distribuições de leis de potência de caudais de cheia com distribuições de leis de potência de precipitação mantém-se ainda no campo da especulação. A precipitação está associada a regiões metaestáveis na atmosfera (designadas de células), porém a coalescência destas regiões para formar grandes eventos de precipitação (e consequentes cheias) necessita ainda de ser convincentemente demonstrada.

O presente artigo teve assim por objectivo alertar a comunidade técnico-científica para a aplicabilidade de leis de potência – distribuições de cauda «grossa» – na inferência estatística de caudais de ponta de cheia.

Propôs-se uma metodologia bastante simples, que permite obter valores mais conservadores de caudais de cheia para períodos de retorno elevados, relativamente às designadas distribuições «clássicas» comumente aplicadas em projectos de obras hidráulicas.

Tal como foi referido, a aplicabilidade de leis de potência à distribuição de caudais de cheia é ainda matéria especulativa. De acordo com a diversa investigação realizada nos últimos anos, parece haver um consenso geral de que muitos fenómenos naturais obedecem a leis de potência, pelo que não será de estranhar que eventos extremos de precipitação-caudal possam também obedecer a estas mesmas leis. Além do mais, a aplicação de leis de potência terá assim uma base física explicativa de fundo, em contraste com os métodos tradicionais de inferência, que são puramente estatísticos sem terem, portanto, uma base de suporte física do fenómeno.

A aplicabilidade de leis de potência a caudais de cheia carece ainda de muita pesquisa. Considera-se que uma das vias possíveis de se poder demonstrar, de uma forma mais convincente, o comportamento de leis de potência da distribuição de caudais de cheia será através do estudo de paleocheias em diversos rios. Contudo, parece haver alguma controvérsia e falta de consenso na literatura recente sobre este aspecto, nomeadamente pela eventual presença de não-estacionariedade em séries constituídas por dados sistemáticos e não-sistemáticos, ao longo do período do Holoceno (e.g. KNOX e KUNDZEWICZ, 1997).

Para terminar, embora este seja um caminho interessante e promissor, dever-se-á ter ainda alguma cautela na aplicabilidade de leis de potência no estudo de caudais de cheia, sendo necessário mais investigação em torno desta temática.

BIBLIOGRAFIA

- BENDJOUDI, H., HUBERT, P. e SCHERTZER, D. (1997) – “Interprétation multifractale des courbes intensité-durée-fréquence des précipitations”. C.R. Acad. Sci. Paris, 325, Série II, pp. 323-326.
- BRYSON, M. C. (1974) – “Heavy-tailed distribution: properties and tests”. *Technometrics*, Vol. 16(1), pp. 61-68.
- CHOW, V. T., MAIDMENT, D. R. e MAYS, L. W. (1988) – “Applied Hydrology”. Ed. McGraw-Hill, International Edition, Civil Engineering Series.
- CLAUSET, A., SHALIZI, C.R. e NEWMAN, M. E. J. (2009) – “Power-law distributions in empirical data”. Disponível em arXiv.org → physics → arXiv: 0706.1062v2, pp. 1-43.
- CROVELA, M. E. e TAQQU, M. S. (1998) – “Estimating the heavy tail index from scaling properties”. *Methodology and Computing in Applied Probability*, Vol. 1, No. 1, pp. 1-22.
- GABRIELOV, A., NEWMAN, W.I. e TURCOTTE, D. L. (1999) – “Exactly soluble hierarchical clustering model: inverse cascades, self-similarity and scaling”. *Physical Review E*, Vol.60, pp.5293-5300.
- GUMBEL, E. J. (1960) – “Statistics of Extremes”. Columbia University Press.
- HENRIQUES, A.N.F.G. (1990) – “Modelos de distribuição de frequência de caudais de cheia”. Tese de Doutoramento, Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa.
- HILL, B. (1975) – “A Simple General Approach to Inference About the Tail of a Distribution”. *Ann. Statist.* Vol.3(5), pp.1163-1174.
- HIPEL, K. W. (1994) - “Stochastics and Statistical Methods in Hydrology and Environmental Engineering Extreme Values: Flood and Droughts” Part II. *Partial-Duration Series*, Vol.1, Kluwer Academic Publishers, pp. 73-121.
- HOOGE, C., LOVEJOY, S., SCHERTZER, D., MALOUIN, J.F. e SCHMITT, F. (1994) – “Multifractal phase transitions: the origin of self-organized critically in earthquakes”. *Nonlinear Processes in Geophysics*. Vol.1, pp.191-197.
- HOSKING, J. R. M. e WALLIS, J. R. (1997) - “Regional Frequency Analysis - an approach based on L moments”. 1st Ed., Cambridge University Press, Cambridge.
- HUBERT P., JAVELLE P., BENDJOUDI H., LANG M., SCHERTZER D. e TCHIGUIRINSKAIÀ I. (2000) - “Deux modélisations invariantes d'échelle des courbes QdF”. *Colloque PNRH 2000*, Toulouse, 16-17 mai 2000.
- HUBERT P., TCHIGUIRINSKAIÀ I., BENDJOUDI H., SCHERTZER D. & KATZ, R.W. (2002) – “Do weather or climate variables and their impacts have

- heavy-tailed distributions?”. Proceedings of the 13th Symposium on Global Change and Climate Variations.
- KATZ, R.W., PARLANGE, M. B. e NAVEAU (2002) – “Statistics of extremes in hydrology”. *Advances in Water Resources*, Vol. 25, pp. 1287- 1384.
- KIDSON, R. e RICHARDS, K. S. (2005) – “Flood frequency analysis: assumptions and alternatives”. *Progress in Physical Geography*, Vol. 29, No. 3, pp. 392-410.
- KNOX, J.C. e KUNDZEWICZ, Z.W. (1997) – “Extreme hydrological events, palaeo-information and climate change”. *Hydrological Sciences*, Vol.42(5) pp.765-779.
- LEVY, P. (1925) – “Calcul des probabilités”. Gauthier Villar, Paris.
- LOVEJOY S. (2003) – “Multifractal modelling of floods, Paleofloods, Historical Floods and Climatic Variability”. Application in Flood Risk Assessment, Thorndycraft V.R., Benito G., Barriendas M & Llasat M.C editors, Proceedings of the PHEFRA Workshop, Barcelona 16-19th October 2002, CSIC, Madrid, pp.256-260.
- MALAMUD, B.D. e TURCOTTE, D.T. (1996) – “The 1993 Mississippi river flood: a one hundred or a one thousand year event?”. *Environmental & Engineering Geoscience*, Vol. II (4), pp. 479-486.
- MALAMUD, B.D. e TURCOTTE, D.T. (1999) – “Self-affine time series I: generation and analyses”. *Advances in Geophysics*, Vol. 40, pp. 1-90.
- MALAMUD, B.D. e TURCOTTE, D.T. (2003) – “Shelf record of climatic changes in flood magnitude and frequency, north-coastal California: Comment”. *Geology*, Vol. 31 (3), pp. 288.
- MALAMUD, B.D. e TURCOTTE, D.T. (2006) – “The applicability of power-laws frequency statistics to floods”. *Journal of Hydrology*, Vol. 332, pp. 168-180.
- MANDELBROT, B. B. (1967) – “How long is the coast of Britain? Statistical self-similarity and fractional dimension”. *Science*, Vol. 156, pp.636-638.
- MANDELBROT, B. B. (1974) – “Intermittent turbulence in self-similar cascades: divergence of high moments and dimension of the carrier”. *Journal of Fluid Mechanics*, Vol. 62, pp.331-358.
- MANDELBROT, B. B. (1991) – “Objectos Fractais”. Ed. Gradiva, Coleção Ciência Aberta.
- MEERSCHAERT, M.M. e SCHEFFLER, H.P (2003) – “Nonparametric methods for heavy tailed vector data: A survey with applications from finance and hydrology”. *Recent advances and trends in nonparametric statistics*, Ed. M. G. Akritas and D.N. Politis, Eds., Elsevier Science, pp. 265-279.
- NOLAN, J. P. (2005) – “Stable Distributions. Models for Heavy Tailed Data”. Ed. Birkhauser.
- PETERS, O. e CHRISTENSEN, K. (2002) – “Rain: relaxations in the sky”. *Physical Review E*, vol. 66, Issue 3.
- RAO, A.R. e HAMED, K.A. (2000) – “Flood Frequency Analysis”. CRC press LLC.
- RODRÍGUEZ-ITURBE I. e RINALDO, A. (2001) – “Fractal River Basins. Chance and Self-Organization”. Cambridge University Press, UK.
- ROSSI, F., FIORENTINO, M. e VERSACE, P. (1984). “Two-component extreme value distribution for flood frequency analysis”. *Water Resources Research*, 20(7), pp.847-856.
- SERRA, P. (2000) – “Caudais de cheia excepcionais do Rio Douro na Régua”. Comunicação apresentada no 5º Congresso da Água.
- SMITH, J. A. (1989) – “Regional flood frequency analysis using extreme order statistics of the annual peak record”. *Water Resources Research*, 25 (2), pp. 311-317.
- SNIRH (2007) – “Sistema Nacional de Informação de Recursos Hídricos”. Instituto da Água. Base de dados disponível em <http://snirh.pt/>
- STEDINGER, J.R., VOGEL, R.M. e FOUFOULA-GEORGIOU, E. (1993) – “Frequency analysis of extreme events”. In Maidment, D. editor, *Handbook of Hydrology*, Ed. McGrawHill, New York.
- TURCOTTE, D. L. e MALAMUD, B (2004) – “Landslides, forest fires and earthquakes: examples of self-organized critical behaviour”. *Physica A*, Vol.340(4), pp.580-589.
- TURCOTTE, D. L., MALAMUD, B.D., MOREIN, G. e NEWMAN, W. (1999) – “An inverse-cascade model for self-organized critical behavior”. *Physica A*, Vol.268, pp.629-643.
- TURCOTTE, D. L. (1999) – “Self-organized critically”. *Reports on Progress in Physics*, Vol.62, pp.1377-1429.
- TURCOTTE, D. L. (1994) – “Fractal theory and the estimation of extreme floods”. *Journal of Research of the National Institute of Standards and Technology*, Vol.99, pp.377-389.
- TURCOTTE, D. L. e GREENE, L. (1993) – “A scale-invariant approach to flood-frequency analysis”. *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, Vol.7, pp.33-40.
- YEN, B. (2002) – “System and component uncertainties in water resources”. In Bogardi, J.J. and Kundzewicz, Z. W., editors, *Risk, reliability, uncertainty and robustness of water resources systems*, Cambridge University Press, pp.42-133.
- WERON, R. (2001) – “Levy-stable distributions revisited: tail index $\rightarrow 2$ does not exclude the Levy-stable regime”. *International Journal of Modern Physics*, Vol. 12, No. 2, pp. 209-223.

SISTEMAS DE ABASTECIMENTO DE ÁGUA – AVALIAÇÃO DA VULNERABILIDADE

WATER PIPE NETWORKS - VULNERABILITY ASSESSMENT

Jorge Pinto

Prof. Auxiliar // DE, ECT, UTAD // tiago@utad.pt

João Varajão

Prof. Auxiliar // DE, ECT, UTAD // jvarejao@utad.pt

Humberto Varum

Prof. Associado // DECivil, UA // hvarum@ua.pt

António Duarte

Prof. Auxiliar // DEC, UM // aduarte@civil.uminho.pt

Isabel Bentes

Profa. Associada // DE, ECT, UTAD // ibentes@utad.pt // Sócia APRH nº 1318

RESUMO: O objectivo deste trabalho de investigação é apresentar a Teoria da Vulnerabilidade de Redes Hidráulicas de Abastecimento de Água (TVRHAA) e, em particular, os seus principais fundamentos teóricos. Esta teoria preconiza que quanto maior for a qualidade de forma de uma rede menor será a sua vulnerabilidade. O conceito de vulnerabilidade é aqui traduzido pela desproporcionalidade existente entre um esforço e o dano resultante numa rede hidráulica de abastecimento de água (RHAA). A aplicação desta teoria permite identificar as partes mais vulneráveis de uma RHAA através de diversos cenários de dano vulneráveis nomeadamente o cenário de dano de colapso total, o cenário de dano de máxima vulnerabilidade, o cenário de dano de mínima vulnerabilidade, o cenário de menor esforço para haver dano e qualquer cenário de dano de interesse específico para o utilizador.

Esta teoria poderá ser aplicada como suporte ao projecto de RHAA, pretendendo-se desta forma obter RHAA mais robustas, reforçando ou redimensionando as zonas da RHAA estruturalmente ou hidraulicamente mais vulneráveis. Por outro lado, entende-se que esta ferramenta também poderá apoiar na gestão destes sistemas tornando-os mais seguros e eficientes.

Palavras-chave: teoria da vulnerabilidade, gestão de redes, cenários de dano, sistemas de abastecimento de água.

ABSTRACT: The main objective of this research work is to introduce the emerging theory of vulnerability of water pipe networks (TVWPN) and, in particular, its theoretical concepts. This theory considers that the vulnerability decreases when the quality of form increases. The vulnerable concept is associated to the possible existence of a disproportionately between failure demand and failure consequence of water pipe network (WPN). This theory allows figuring out the most vulnerable parts of a WPN by identifying different vulnerable failure scenarios, such as the total, maximum, minimum, minimum demand and interesting failure scenarios. The fundamental contribution of this theory is to design water pipes networks (WPN) more robust by reinforcing or redesign the parts of a WPN which were identified as being vulnerable. On the other hand, the application of this theory may also give guidance to achieve a more efficient management of this type of system.

Palavras-chave: redes hidráulicas, teoria da vulnerabilidade, gestão de redes, cenários de dano, sistemas de abastecimento de água.

Keywords: theory of vulnerability, systems management, failure scenarios, water pipes networks.

1. INTRODUÇÃO

A Teoria da Vulnerabilidade Estrutural tem vindo a ser desenvolvida na Universidade de Bristol, no Reino Unido, Wu et al. (1993) e Pinto et al. (2002). Esta teoria identifica as partes mais vulneráveis de uma estrutura através de cenários de dano. O conceito de vulnerabilidade está associado à desproporcionalidade passível de existir entre esforço e o dano estrutural resultante. Uma estrutura é mais vulnerável quando um pequeno esforço provoca um grande dano estrutural. No contexto das estruturas, a acção que origina esse esforço pode ser de qualquer tipo, desde as acções permanentes, as decorrentes da sua utilização, ou as que resultam de situações excepcionais como erros humanos, acções criminosas, ou acções naturais como os sismos.

Neste contexto, tem vindo a ser desenvolvido na Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro (UTAD) um trabalho de investigação que tem como objectivo principal extrapolar os fundamentos teóricos da Teoria da Vulnerabilidade Estrutural, aplicando-os às redes hidráulicas de abastecimento de água (RHAA) resultando, deste modo, uma teoria emergente designada por Teoria da Vulnerabilidade de Redes Hidráulicas de Abastecimento de Água (TVRHAA). Diversos trabalhos de investigação têm sido realizados de forma a estimar a probabilidade de ocorrência de danos em RHAA (Kleiner e Rajani 2000), outros consistiram na realização de uma abordagem da vulnerabilidade de RHAA através de uma análise fuzzy (Zidko e Ramos, 2009). Contudo, a TVRHAA proposta neste trabalho efectua uma análise da vulnerabilidade de RHAA de uma forma mais abrangente, considerando-se que poderá ser uma ferramenta útil para o dimensionamento e a gestão destas redes.

Esta teoria preconiza que quanto maior for a qualidade de forma de uma rede menor será a sua vulnerabilidade. A aplicação desta teoria permite identificar as partes mais vulneráveis de uma RHAA, bem como diversos cenários de dano vulneráveis nomeadamente o cenário de dano de colapso total, o cenário de dano de máxima vulnerabilidade, o cenário de dano de mínima vulnerabilidade, o cenário de menor esforço para haver dano e qualquer cenário de dano de interesse específico para o utilizador.

Neste artigo apresenta-se a TVRHAA, são identificados e descritos os seus fundamentos teóricos, a sua aplicação às RHAA é detalhadamente explicada e complementada com recurso a um exemplo simples de uma RHAA. Para tornar a aplicação da TVRHAA mais expedita procedeu-se à elaboração de um programa

de cálculo automático, designado por VRHAA, e que também será sucintamente descrito.

2. FUNDAMENTOS TEÓRICOS DA TVRHAA

Para melhor entender a TVRHAA apresentam-se sucintamente os conceitos e definições que suportam ou estão relacionados com a base teórica desta teoria e no contexto dos sistemas de abastecimento de água do tipo RHAA, Figura 1-a:

Sub-RHAA primitiva é constituída por um troço (ramo) e os seus respectivos nós.

Sub-RHAA é entendida como sendo um agrupamento de pelo menos dois troços adjacentes e dos respectivos nós de ligação, Figura 1-b.

Sub-RHAA de referência é o reservatório. Por questões de simplificação das aplicações aqui expostas é admitido que a sub-RHAA de referência não sofre qualquer dano.

A sub-RHAA de origem entende-se como sendo toda a RHAA, incluindo o reservatório.

Anel de RHAA é a forma abstracta de representar uma RHAA e entende-se como sendo a forma mais simples de representar uma RHAA, dois troços e nó de ligação, Figura 1-c.

Dano de RHAA, ou evento de deterioração, corresponde a uma deterioração da RHAA que pode impossibilitar o abastecimento de água entre pontos dessa RHAA. Um dano de RHAA é causado por uma determinada acção, podendo ser de diversos tipos tal como excesso de pressão hidráulica, velocidade de escoamento excessiva, assentamento de terreno ou vibrações deste, erro humano na fase de projecto, na fase de construção, na fase de gestão e/ou na fase de manutenção, acto de sabotagem, entre outros. Nesta fase, por simplificação, o dano de RHAA é considerado como sendo a perda de um tubo da RHAA. Contudo, este conceito poderá ser muito mais abrangente porque pode incluir aspectos do tipo desgaste dos tubos, obstruções, falta de qualidade da água, entre os utros.

Qualidade de forma é o indicador da boa forma de uma RHAA ou de uma sub-RHAA.

Conexão nodal é o indicador da interligação de uma sub-RHAA à restante RHAA.

Capacidade resistente ao dano é a grandeza que é directamente proporcional ao esforço necessário para a ocorrência de um determinado dano na

O texto deste artigo foi submetido para revisão e possível publicação em Novembro de 2010, tendo sido aceite pela Comissão de Editores Científicos Associados em Setembro de 2010. Este artigo é parte integrante da *Revista Recursos Hídricos*, Vol. 31, Nº 2, 61-71, Novembro de 2010. © APRH, ISSN 0870-1741

RHAA.

Cenário de dano é uma sequência ordenada de danos de RHAA (ou de eventos de deterioração) através dos quais o desempenho da RHAA se degrada.

Capacidade resistente ao dano relativa é entendida como sendo a relação entre o esforço requerido para a ocorrência de um determinado cenário de dano e o esforço necessário para a ocorrência do dano total da RHAA.

Perda de RHAA é uma grandeza relativa à parte de uma RHAA que fica inoperável resultante da ocorrência de um cenário de dano.

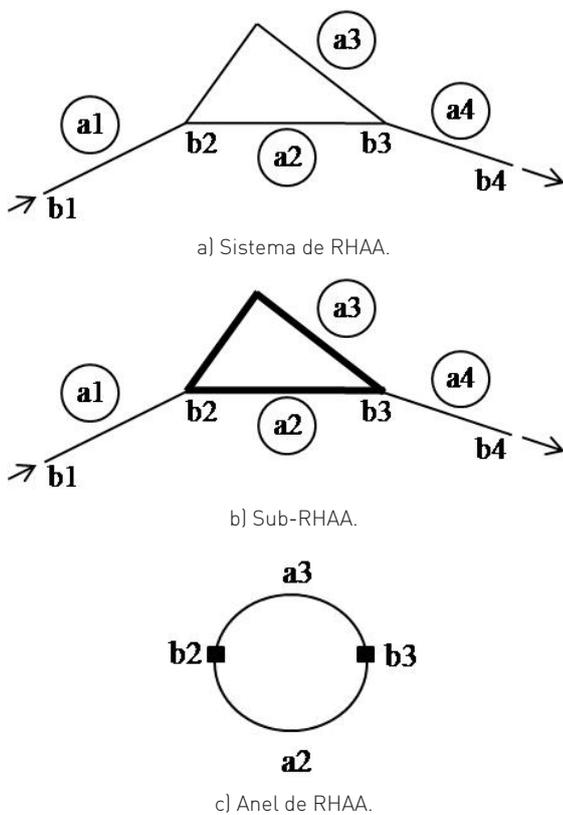


Figura 1 - Alguns conceitos e terminologia nas RHAA.

2.1. Qualidade de forma

A qualidade de forma avalia, como o próprio nome indica, a qualidade da forma geométrica de uma sub-RHAA. Esta grandeza é influenciada pelos seguintes aspectos: rigidez dos tubos (Figura 2-a), tipo de uniões entre troços (Figura 2-b), orientação relativa entre troços (Figura 2-c), quantidade de ligações (Figura 2-d).

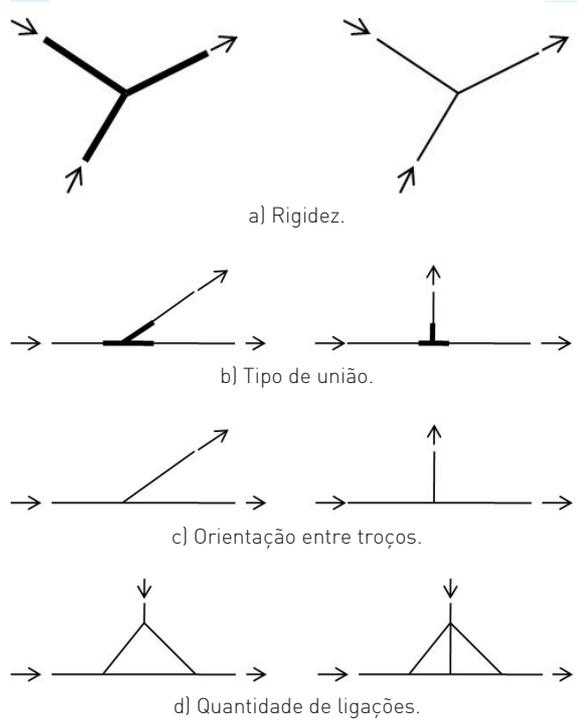


Figura 2 - Factores que influenciam a qualidade de forma de uma RHAA.

Após uma análise exaustiva de todas as variáveis intervenientes no dimensionamento hidráulico de uma RHAA (Bastos, 2008), propôs-se a perda de carga (ΔH_T) como sendo a variável que melhor avalia a qualidade de forma de uma RHAA. Deste modo, considera-se que a qualidade de forma de uma sub-RHAA ou de uma RHAA pode ser quantificada através da Expressão 1.

$$\Delta H_T = \sum_{j=1}^p \Delta H_j + \sum_{i=1}^u \Delta H_{Li} \quad (1)$$

em que: ΔH_T é a perda de carga total de uma RHAA ou de uma sub-RHAA (m); ΔH é a perda de carga numa sub-rede primitiva (m); ΔH_L é a perda de carga localizada (m); p é o número de troços existentes na RHAA ou na sub-RHAA; u é o número de perdas de carga localizadas existentes na RHAA ou na sub-RHAA.

Com esta hipótese, admite-se que quanto menor for a perda de carga total de uma RHAA ou de uma sub-RHAA melhor será a qualidade de forma dessa RHAA ou sub-RHAA.

2.2. Capacidade resistente ao dano

De acordo com a própria definição, um elevado valor da capacidade resistente ao dano indica que a RHAA ou sub-RHAA é menos susceptível de se deteriorar. Bastos (2008) considerou que a área da secção transversal dos troços que constituem uma RHAA ou sub-RHAA é directamente proporcional a essa susceptibilidade e, como tal, propôs que a capacidade resistente ao dano de uma RHAA ou de uma sub-RHAA poderia ser quantificada através do somatório da área da secção transversal dos tubos que formam essa RHAA ou sub-RHAA (solução adoptada neste trabalho), expressa em mm². Contudo, essa proposta apresenta como limitação o facto de RHAA ser construída com o mesmo tipo de material. De forma a contornar esta situação poderá considerar-se que a capacidade resistente ao dano seja quantificada através da pressão nominal. Contemplando que um dano possa ser uma obstrução, o desgaste do material ou a perda de qualidade da água as considerações anteriores ainda não permitem ser totalmente abrangentes no que respeita à quantificação da capacidade resistente ao dano e, como tal, será necessário desenvolver ainda mais trabalho de investigação neste sentido.

2.3. Conexão nodal

De acordo com a definição anterior, a conexão nodal (η) traduz a interligação que uma sub-RHAA tem com a restante RHAA ou as alternativas possíveis de abastecimento de água na zona da RHAA relativa a essa sub-RHAA. Representa também a capacidade que essa sub-RHAA tem de formar anéis de RHAA com outras sub-RHAA. No caso mais simples (Figura 3), a sub-RHAA constituída pelo troço 1 e os nós 1 e 2 apresenta uma conexão nodal η correspondente ao somatório das sub-RHAA primitivas que convergem para os nós 1 e 2 (troços 2, 3, 4, 5 e 6) e, por isso, é igual a 5.

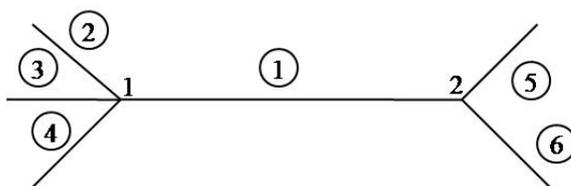


Figura 3 - RHAA para exemplificação da quantificação da conexão nodal.

2.4. Distância ao reservatório

A distância ao reservatório (DIS) é a menor distância que a água tem que percorrer entre o reservatório e a sub-RHAA em análise e por isso é o menor valor do somatório dos comprimentos dos troços constituintes de cada um dos diferentes caminhos alternativos existentes na RHAA que permitem o transporte da água entre o reservatório e a sub-RHAA em análise, expresso em m.

2.5. Capacidade resistente ao dano relativa

De acordo com o referido anteriormente, a capacidade resistente ao dano relativa (E_r) pode ser quantificada através da Expressão 2.

$$E_r = \frac{E}{E_{total}} \quad (2)$$

em que: E_r é a capacidade resistente ao dano relativa; E é a capacidade resistente a um dano parcial; E_{total} é a capacidade resistente ao dano para a ocorrência do dano total da RHAA.

2.6. Perda de rede

Tendo em consideração o referido anteriormente relativo à perda de RHAA (γ) em que esta grandeza traduz numericamente a parte de uma RHAA que fica inoperável devido à ocorrência de um determinado cenário de dano, propõe-se a Expressão 3 para a sua quantificação. Quando $\gamma=0$ admite-se que toda a RHAA está operacional, $\gamma=1$ corresponde a uma RHAA completamente inoperável e não é possível abastecer de água nenhum ponto da zona.

$$\gamma = \frac{\Delta H_T(S')}{\Delta H_{total}} \quad (3)$$

em que: γ é a perda de rede; $\Delta H_T(S')$ é a perda de carga das sub-RHAA que ficam inutilizadas (S'); e ΔH_{total} representa a perda de carga total de toda a RHAA.

2.7. Índice de vulnerabilidade

A vulnerabilidade de uma RHAA em relação a um determinado cenário de dano é quantificada através do índice de vulnerabilidade (φ), adimensional. Este índice corresponde à desproporção existente entre a perda de RHAA γ e a capacidade resistente ao dano relativa (E_r), e pode ser traduzido pela Expressão 4.

$$\varphi = \frac{\gamma}{E_r} \quad (4)$$

em que: ϕ é o índice de vulnerabilidade; γ é a perda de RHAA; E_r é a capacidade resistente ao dano relativa. Um elevado valor deste índice, relativo a um determinado cenário de dano, representa que a RHAA é vulnerável em relação a esse cenário de dano porque o valor do esforço necessário para a ocorrência de dano é desproporcional à parte da RHAA que fica inoperacional.

3. APLICAÇÃO DA TVRHAA

A aplicação da TVRHAA a uma RHAA é composta essencialmente por três etapas, à semelhança da aplicação da teoria da vulnerabilidade estrutural às estruturas. A primeira etapa consiste no processo de aglutinação, a segunda etapa é a representação da RHAA ou da sub-RHAA através de um modelo hierárquico e, a terceira e última etapa é relativa ao processo de desaglutinação desse modelo hierárquico. O processo de aglutinação é um processo progressivo e selectivo. O primeiro passo consiste na identificação dos primeiros candidatos de sub-RHAA primitivas a serem aglutinados entre si de forma a gerar o primeiro anel de RHAA. O segundo passo consiste na selecção de novos candidatos de sub-RHAA primitivas que possam ser aglutinados entre si, ou à sub-RHAA formada no passo anterior. Este processo desenvolve-se sucessivamente até que toda a RHAA, incluindo o reservatório, esteja toda aglutinada, o que corresponde a ser representada por um único anel de RHAA. O processo de selecção de candidatos do processo de aglutinação recorre a cinco critérios de selecção que serão seguidamente descritos. A formação do modelo hierárquico de uma RHAA recorre à informação resultante do processo de aglutinação dessa RHAA e é fundamental para a realização do processo de desaglutinação. É através do processo de desaglutinação do modelo hierárquico que os cenários de dano vulneráveis da RHAA são identificados e, é através destes, que a parte ou as partes mais vulneráveis de uma RHAA são localizadas.

3.1. Processo de aglutinação da TVRHAA

Tal como foi referido anteriormente, o processo de aglutinação da TVRHAA é iterativo e selectivo. A selecção de candidatos de sub-RHAA a ser aglutinados entre si recorre a cinco critérios de selecção e que são os seguintes por ordem decrescente de importância:

- a) Menor perda de carga total [ΔH_{min}]: O critério de menor perda de carga total é o primeiro critério de selecção a ser aplicado no processo de aglutinação. A perda de carga total traduz a qualidade de forma da RHAA. Para o efeito,

do conjunto de sub-RHAA candidatas a ser aglutinadas deve-se seleccionar o candidato que apresente o menor valor de perda de carga total porque se assume que quanto menor for a perda de carga total de uma RHAA, maior será a sua qualidade de forma. Quando este critério não for suficiente para seleccionar os candidatos a aglutinar então será necessário recorrer ao segundo critério de selecção que é a máxima capacidade resistente ao dano.

- b) Máxima capacidade resistente ao dano [E_{max}]: A máxima capacidade resistente ao dano é o segundo critério de selecção do processo de aglutinação da TVRHAA. Quanto maior for a capacidade resistente ao dano de uma RHAA ou sub-RHAA maior será o esforço requerido para haver dano nessa RHAA ou sub-RHAA e, por isso, a RHAA ou sub-RHAA é menos susceptível de se deteriorar. Neste contexto os candidatos a seleccionar para sofrer aglutinação que apresentam maior capacidade resistente ao dano serão escolhidos. Caso este critério não seja suficiente, então, terá que se recorrer ao terceiro critério de selecção que é a máxima conexão nodal.
- c) Máxima conexão nodal [η_{max}]: A máxima conexão nodal é o terceiro critério de selecção e apenas deverá ser usado quando os dois anteriores não forem suficientes na decisão dos candidatos a seleccionar para uma aglutinação. Este critério consiste em seleccionar os candidatos que conduzem ao maior valor de conexão nodal.
- d) Máxima distância ao reservatório [DIS_{max}]: A máxima distância ao reservatório é o quarto critério, e consiste em escolher os candidatos que quando aglutinados entre si apresentam a maior distância ao reservatório. Considera-se que o facto de uma sub-RHAA estar afastada do reservatório corresponde a essa sub-RHAA ser, de alguma forma, menos vulnerável.
- e) Escolha Livre (Fc): Quando os quatro critérios de selecção anteriores não forem suficientes para seleccionar dois candidatos de sub-RHAA a aglutinar então recorre-se ao último critério de selecção que é a simples escolha livre. Neste caso, todos os candidatos quando aglutinados entre si dois a dois apresentam as mesmas características de vulnerabilidade, como tal, serão escolhidos aleatoriamente.

3.2. Formação do modelo hierárquico

Após a RHAA estar toda aglutinada e, por isso, poder ser representada por um único anel de RHAA, o processo de aglutinação termina. Com base na informação obtida

através deste processo é possível formar o modelo hierárquico dessa RHAA. Tal como já foi referido, o modelo hierárquico de uma RHAA corresponde a uma representação abstracta dessa RHAA em que as sub-RHAA estão arrumadas em termos da sua qualidade de forma. A Figura 4 apresenta um exemplo de um modelo hierárquico de uma RHAA.

Neste modelo, as sub-RHAA primitivas (troços) são representadas por círculos cinzentos. A sub-RHAA de referência (reservatório) é representada por um rectângulo cinzento. As restantes sub-RHAA resultantes do processo de aglutinação são

representadas por círculos brancos. Cada uma destas sub-RHAA tem associado o respectivo anel de RHAA com a indicação do critério de selecção que foi aplicado aquando do processo de aglutinação. A leitura de um modelo hierárquico de uma RHAA deve ser feita de baixo para cima. A sub-RHAA do topo superior de um modelo hierárquico de uma RHAA é aquela que foi a última a ser definida no processo de aglutinação e representa toda a RHAA, incluindo o reservatório (sub-RHAA de origem). No caso do modelo hierárquico da Figura 4 corresponde à sub-RHAA 9.

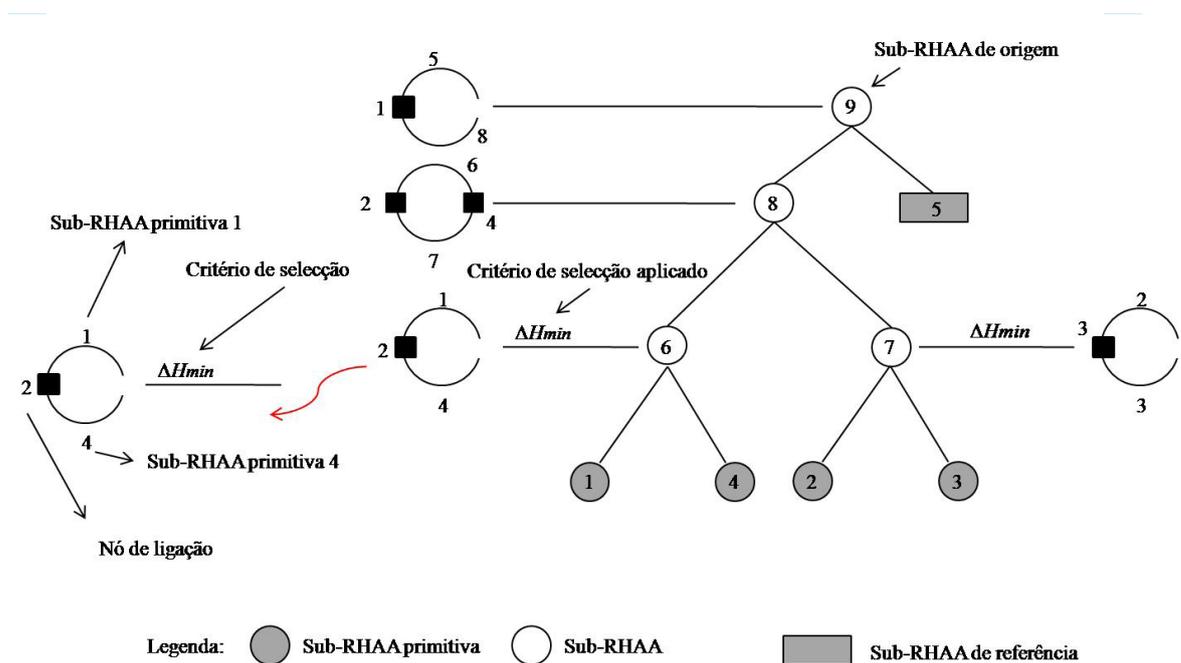


Figura 4 - Modelo hierárquico de uma RHAA.

3.3. Processo de desaglutinação

O processo de desaglutinação corresponde à terceira e última etapa da aplicação da TVRHAA a uma RHAA. É através deste processo, que os cenários de dano vulneráveis de uma RHAA são identificados. Este processo tem como base o modelo hierárquico da RHAA pré-definido.

A desaglutinação ou desmembramento do modelo hierárquico de uma RHAA é processado no sentido descendente e tem início na última sub-RHAA definida no processo de aglutinação, procurando em cada anel de rede um possível evento de dano. À semelhança do processo de aglutinação também o processo de desaglutinação assenta num conjunto de critérios

de selecção. Estes critérios são os seguintes, por ordem decrescente de importância: a sub-RHAA não é uma sub-RHAA de referência (N_R); a sub-RHAA está ligada directamente à sub-RHAA de referência (C_D); seleccionar uma sub-RHAA primitiva (troço) em detrimento de uma sub-RHAA (L_C); sub-RHAA apresenta o maior valor de perda de carga total ($S_{\Delta H}$); a sub-RHAA tem o menor valor de capacidade resistente ao dano (S_E); a sub-RHAA foi aglutinada posteriormente (C_L); escolha livre (F_C).

Quando um evento de dano de RHAA é identificado através deste processo é necessário verificar se a sub-RHAA em análise ou a RHAA tem capacidade de abastecer água. Caso uma das condições anteriores

seja cumprida então este processo decorre na busca de outros eventos de dano da sub-RHAA, até que a sub-RHAA em análise ou a RHAA deixem de ter capacidade de abastecer água. Nesta fase, é identificado um cenário de dano vulnerável da RHAA, relativo à sequência ordenada dos eventos de dano detectados. Contudo, o processo de desaglutinação prossegue até que todas as sub-RHAA definidas no processo de aglutinação (círculos brancos da Figura 4) sejam desaglutinadas.

3.4. Cenários de dano vulneráveis

Os cenários de dano vulneráveis identificados através da aplicação da TVRHAA a uma RHAA são os que se identificam e que se descrevem seguidamente.

Cenário de dano de colapso total: é o cenário de dano que corresponde à perda da totalidade de uma RHAA. A RHAA fica incapacitada de abastecer água a qualquer ponto. O cenário de dano de colapso total será aquele que, dentro dos cenários de dano de colapso total, apresenta o maior valor de índice de vulnerabilidade ϕ .

Cenário de dano de máxima vulnerabilidade: é aquele que apresenta maior desproporcionalidade entre perda de RHAA e esforço, e por isso apresenta o maior valor de ϕ . Está associado à parte mais vulnerável da RHAA.

Cenário de dano de mínima vulnerabilidade: é o cenário de dano que conduz à menor perda da RHAA, e geralmente corresponde ao dano da última sub-RHAA primitiva que foi aglutinada.

Cenário de menor esforço para haver dano: é aquele que corresponde ao elemento da RHAA que requer o menor esforço para sofrer dano de RHAA.

Cenário de dano de interesse: é um cenário de dano de interesse específico do utilizador.

4. PROGRAMA DE CÁLCULO AUTOMÁTICO

Para RHAA complexas a aplicação analítica da TVRHAA poderá ser morosa e, como tal, procedeu-se à elaboração de um programa de cálculo automático que se designou por Vulnerabilidade de Redes Hidráulicas de Abastecimento de Água (VRHAA), de modo a facilitar a aplicação da TVRHAA.

O programa de cálculo automático VRHAA foi desenvolvido em linguagem C (GCC, versão 4.2, 2000). De forma muito sucinta, este programa pode-se dividir em quatro blocos. O primeiro bloco é referente à introdução dos dados (INPUT), o segundo bloco é relativo ao processo de aglutinação, o terceiro bloco elabora o processo de desaglutinação e o quarto bloco

é relativo ao tratamento e apresentação dos resultados (OUTPUT). Os resultados são apresentados sob a forma de tabelas assim como graficamente através de ficheiros em formato Excel (*.xls) e Drawing Exchange Format (*.dxf). A Figura 5 representa o fluxograma base do VRHAA.

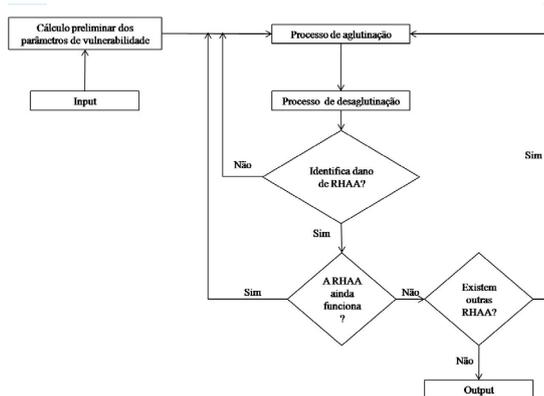


Figura 5 - Fluxograma do VRHAA.

5. APLICAÇÃO DA TVRHAA A UMA RHAA

De forma a exemplificar a aplicação da TVRHAA estudou-se a RHAA simples representada na Figura 6. Esta rede é formada por 4 troços, 4 nós e pelo reservatório. O material da tubagem e dos acessórios é o policloreto de vinil (PVC), com uma rugosidade de 0.01 mm. O valor da pressão de serviço adoptada para esta RHAA foi de 6 kgf/cm². Não se apresenta, neste trabalho, o dimensionamento hidráulico da RHAA por simplificação. Algumas características geométricas e hidráulicas principais da RHAA são apresentadas no Quadro 1.

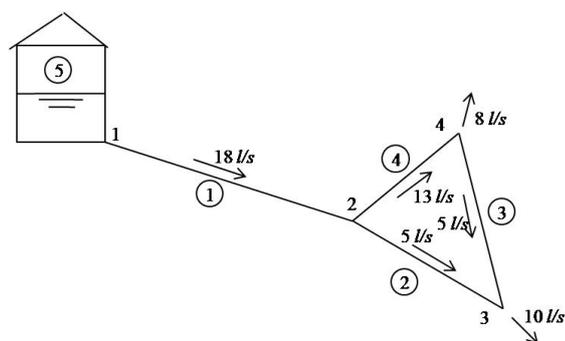


Figura 6 - RHAA adoptada como caso de estudo.

Quadro 1 - Características geométricas e hidráulicas da RHAA.

Sub-Rede Primitiva	Nós	Comprimento (m)	Diâmetro comercial (mm)	Espessura (mm)	Caudal (l/s)	Perda de carga (m)
1	1; 2	500	200	5.9	18.0	0.995
2	2; 3	300	110	3.2	5.0	1.054
3	3; 4	300	110	3.2	5.0	1.054
4	2; 4	300	160	4.7	13.0	0.972

5.1. Processo de aglutinação

No 1º passo existem cinco candidatos da sub-RHAA, a serem aglutinados entre si e que estão identificados na 1ª coluna do Quadro 2. Para cada um destes candidatos a formar uma nova sub-RHAA foram determinadas as grandezas de ΔH_T , E , η e DIS . Aplicando-se os critérios de selecção do processo de aglutinação da TVRHAA conclui-se que o primeiro candidato a ser aglutinado é formado pelos troços 1 e 4 e, porque é o que apresenta menor valor de perda de carga total, ΔH_{min} .

Quadro 2 - 1º passo do processo de aglutinação.

Candidatos	ΔH_T (m)	E (mm²)	η	DIS (m)	Nova sub-RHAA
1+2	2.049	4671.28	2	0	--
1+4	1.967	5890.66	2	0	6
2+3	2.108	2147.29	3	500	--
2+4	2.108	3366.67	3	500	--
3+4	2.026	3366.67	3	500	--

No Quadro 2 apresentam-se os valores das grandezas relativamente a todos os candidatos. Refere-se que tal não é necessário atendendo a que quando um dos candidatos não é seleccionado não é preciso quantificar essas grandezas por razões de tempo de análise. Após esta aglutinação forma-se a sub-RHAA 6 e dá-se início ao 2º passo. No 2º passo, identificam-se novamente as sub-RHAA candidatas a serem aglutinadas e que neste caso correspondem a 2+3, 2+6 ou 3+6, tal como se mostra no Quadro 3. Para cada um dos candidatos quantificam-se as grandezas que aparecem nesse quadro. Baseado nessas grandezas e usando os critérios de selecção do processo de aglutinação verifica-se que as sub-RHAA 2+3 são

aquelas de deverão ser aglutinadas dando origem à nova sub-RHAA 7 e o critério de selecção adoptado foi novamente o ΔH_{min} .

Quadro 3 - 2º passo do processo de aglutinação.

Candidatos	ΔH_T (m)	E (mm²)	η	DIS (m)	Nova sub-RHAA
2+3	2.1080	2147.29	2	500	7
2+6	3.0210	--	--	--	--
3+6	3.0210	--	--	--	--

Como a totalidade da RHAA deste exemplo ainda não está totalmente aglutinada então este processo continua e, de forma análoga ao descrito anteriormente, sendo 6+7 o único candidato possível de sub-RHAA a ser aglutinado de modo a formar a nova sub-RHAA 8. O processo de aglutinação termina quando se aglutina 8 com o reservatório dando origem à sub-RHAA 9, que é a sub-RHAA de origem.

5.2. Formação do modelo hierárquico

Com base na informação obtida através do processo de aglutinação obtém-se o modelo hierárquico representado na Figura 7 para a RHAA apresentada na Figura 6.

5.3. Processo de desaglutinação

Baseado no modelo hierárquico da Figura 7, e recorrendo aos critérios de selecção do processo de desaglutinação, obtém-se o seguinte desenvolvimento tendo em conta que a primeira sub-RHAA a ser desaglutinada é a que surge no topo do modelo

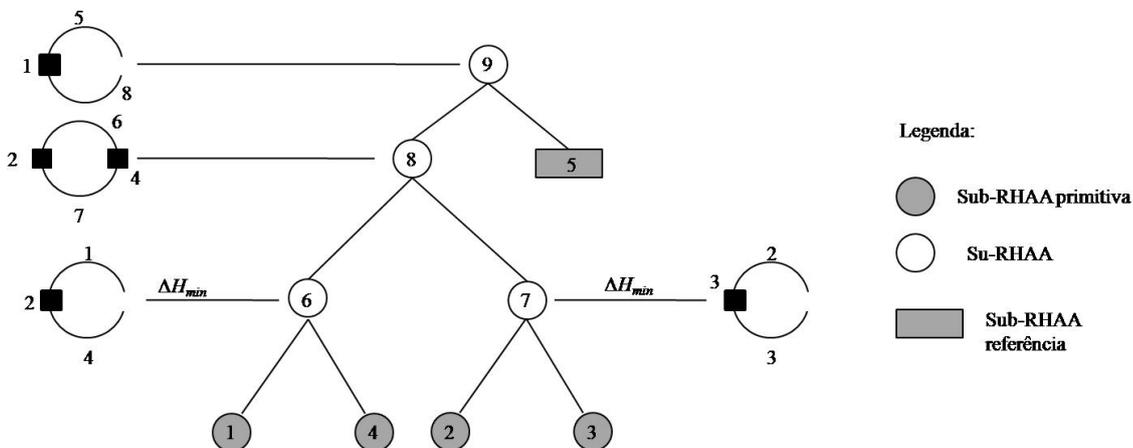


Figura 7 - Modelo hierárquico da RHAAs no caos de estudo apresentado.

hierárquico e que é a sub-RHAA 9: Como a sub-RHAA 5 é o reservatório selecciona-se a sub-RHAA 8 para ser desaglutinada e por isso o critério usado foi N_R . A sub-RHAA 8 é formada pelas sub-RHAAs 6 e 7. Como a sub-RHAA 6 (1+4) está ligada directamente ao reservatório (ver Figura 6), então é a seleccionada (C_D). Analisando a sub-RHAA 6 observa-se que esta é formada pelas sub-RHAA primitivas 1 e 4. A sub-RHAA primitiva 1 é a seleccionada como a que poderá potencialmente sofrer dano porque está directamente

ligada ao reservatório (C_D), Figura 6. Quando a sub-RHAA primitiva 1 (troço 1) sofre dano, então a RHAAs em estudo (Figura 6) fica impedida de efectuar qualquer abastecimento de água. Desta forma, o processo de desaglutinação da sub-RHAA termina. O primeiro cenário de dano vulnerável identificado corresponde ao dano no troço 1 (T1). A Figura 8 representa esquematicamente o processo de desaglutinação da sub-RHAA 9.

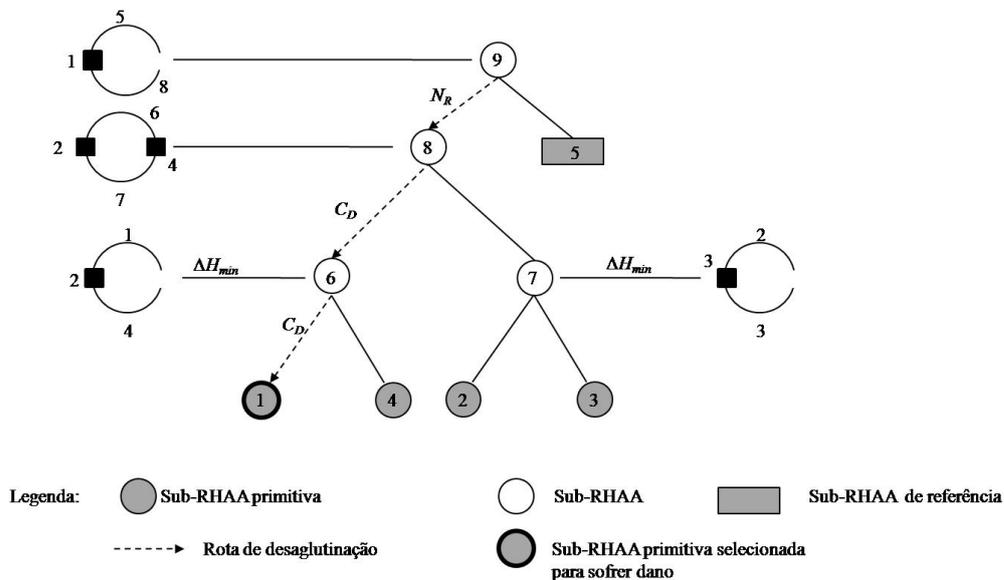


Figura 8 - Desaglutinação da sub-RHAA 9.

Associado a este cenário de dano são quantificados os parâmetros de vulnerabilidade de γ , E_r e ϕ , que se apresentam no Quadro 4.

As sub-RHAA do modelo hierárquico a serem desaglutinadas seguidamente são a 8, 7 e 6, Figura 7. Apenas a desaglutinação da sub-RHAA 7 poderá conduzir a um cenário de dano vulnerável diferente do identificado anteriormente.

A sub-RHAA 7 é vista como sendo uma RHAA autónoma, Figura 9 logo será necessário recorrer ao processo de aglutinação desta nova RHAA. A exemplificação deste processo não será aqui apresentada por razões de simplificação, sendo apenas apresentado o seu modelo hierárquico resultante, Figura 9.

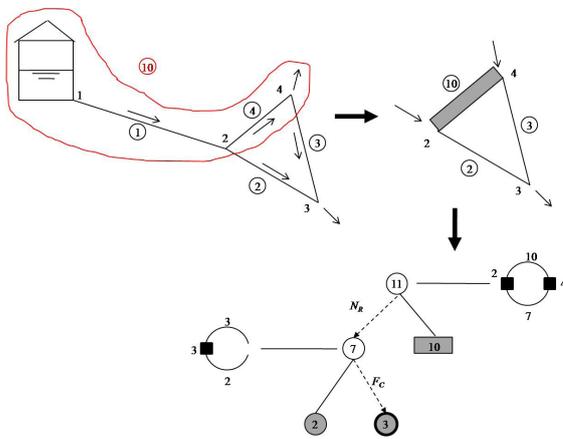


Figura 9 - Sub-RHAA 7.

A sub-RHAA 10, Figura 9 representa o efeito da restante RHAA na sub-RHAA 7 e que aqui se designa por extensão da sub-RHAA de referência.

A aplicação do processo de desaglutinação à sub-RHAA 7 (Figura 9 tem início na sub-RHAA que surge no topo superior do modelo hierárquico, sub-RHAA 7 (Figura 9, e obtém-se o seguinte desenvolvimento: A sub-RHAA 7 é constituída pelas sub-RHAAs primitivas 2 e 3. Como ambas apresentam as mesmas características de vulnerabilidade, a selecção para haver dano é efectuada através do último critério de selecção, que é a escolha livre (Fc) resultando no cenário da sub-RHAA primitiva 3 sofrer dano.

Estando o troço 3 inoperacional então a sub-RHAA 7 ainda desempenha a função de RHAA logo, o processo de desaglutinação da sub-RHAA 7 prossegue.

A sub-RHAA 7 é agora apenas formada pela sub-RHAA 2, tal como se ilustra na Figura 10.

Como nesta fase a sub-RHAA 7 é apenas formada pela sub-RHAA primitiva 2 então, esta é seleccionada para

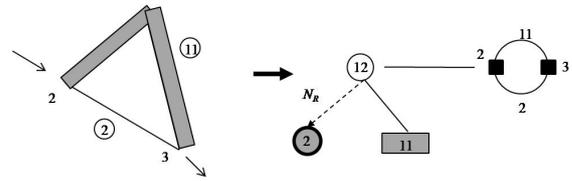


Figura 10 - Sub-RHAA 7 sem a sub-RHAA primitiva 3.

sofrer dano. Deste modo, o processo de desaglutinação da sub-RHAA termina. O cenário de dano vulnerável identificado consiste na sequência ordenada de dois eventos de dano que são: danificar o troço 3 seguido do dano no troço 2, T3+T2. Os parâmetros de vulnerabilidade associados a este cenário de dano apresentam-se no Quadro 4.

Após esta análise o processo de desaglutinação da RHAA usada neste exemplo de cálculo termina.

Quadro 4 - Cenários de dano vulneráveis identificados na RHAA usada como exemplo.

Cenário de Dano	γ	E_r	ϕ
T1	1	0.448	2.232
T3+T2	0.517	0.267	1.936

Face aos resultados apresentados no Quadro 4 e à informação obtida durante a aplicação da TVRHAA à RHAA usada como caso de estudo, verifica-se que o cenário de dano de colapso total corresponde ao troço 1 sofrer dano (T1), porque implica a incapacidade da RHAA efectuar qualquer abastecimento de água ($\gamma=1$). O cenário de dano de colapso total também é o cenário de máxima vulnerabilidade, neste caso porque T1 é o cenário de dano vulnerável que apresenta o maior valor de ϕ , Quadro 4. Trata-se de uma coincidência em vez de uma condição. O cenário de dano de mínima vulnerabilidade corresponde a haver dano na sub-RHAA primitiva 2 ou 3 e, porque ambas foram as últimas sub-RHAA primitivas a serem aglutinadas, Quadro 3 e Figura 7.

O cenário de menor esforço para haver dano corresponde a haver dano nas sub-RHAA primitivas 2 ou 3 porque são aquelas que apresentam o menor valor de E.

A ocorrência do cenário de dano T3+T2, Quadro 4, resulta na perda de cerca de 50% da RHAA porque $\gamma=0.517$ e apresenta uma vulnerabilidade ligeiramente inferior à correspondente ao cenário de dano de colapso total.

Os resultados de vulnerabilidade obtidos neste exemplo são em parte os esperados, o que permite demonstrar a validade desta teoria. No entanto, em RHAA reais, mais complexas, a aplicação da TVRHAA poderá dar informação acerca da vulnerabilidade dessas RHAA, onde não é tão intuitiva a sua dedução, sendo útil no dimensionamento e gestão das redes.

6. PRINCIPAIS CONCLUSÕES

A TVRHAA é uma teoria emergente que tem vindo a ser desenvolvida na UTAD. A sua aplicação poderá contribuir para a obtenção de RHAA mais robustas atendendo a que a(s) parte(s) mais vulnerável(eis) de RHAA complexas poderão ser facilmente identificadas.

Os fundamentos teóricos da TVRHAA foram apresentados neste trabalho e resultam da extrapolação dos fundamentos teóricos da teoria da vulnerabilidade estrutural usada no contexto das estruturas e já estabelecida e testada em diversas aplicações.

A aplicabilidade da TVRHAA foi demonstrada com o recurso a uma RHAA simples e as suas potencialidades evidenciadas.

O programa de cálculo automático VRHAA foi desenvolvido para agilizar a aplicação da TVRHAA a sistemas complexos de RHAA.

BIBLIOGRAFIA

- BASTOS C.A. (2008). Aplicação da teoria da vulnerabilidade estrutural às redes hidráulicas de abastecimento de água - Tese de Mestrado em Engenharia Civil, Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Vila Real.
- KLEINER Y., RAJANI B. - Considering time-dependent factors in the statistical prediction of water main breaks - American water works association: Infrastructure Conference, pp. 1-12, Baltimore, Maryland, 12 a 15 de Março de 2000.
- PINTO J.T., BLOCKLEY D.I., WOODMAN N. (2002). The risk of a vulnerable failure - Journal of Structural Safety, Vol. 24, pp. 107-122.
- WU X., BLOCKLEY D.I., WOODMAN N.J. (1993) Vulnerability analysis of structural systems, Part I: Rings and clusters, Part II: Failure scenario - Journal of Civil Engineering Systems, Vol. 10, pp. 301-333.
- ZIDKO V., RAMOS H. - Fuzzy model in the vulnerability assessment of water supply systems - Revista Recursos Hídricos, Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos, Vol. 30-1, pp. 5-25, Maio de 2009.

COLABORADORES

A APRH e a direcção da *Recursos Hídricos* agradecem o apoio dos seguintes colaboradores na revisão de artigos submetidos para possível publicação nesta revista durante o ano de 2010.

André Bustorff Fortunato

Laboratório Nacional de Engenharia Civil

António Jorge Monteiro

Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa

António Nascimento Pinheiro

Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa

João Paulo Lobo Ferreira

Laboratório Nacional de Engenharia Civil

João Soromenho Rocha

Laboratório Nacional de Engenharia Civil

José Pereira Vieira

Escola de Engenharia, Universidade do Minho

José Alfeu Sá Marques

Faculdade de Ciências e Tecnologia, Universidade de Coimbra

José Simão Antunes do Carmo

Faculdade de Ciências e Tecnologia, Universidade de Coimbra

Luís Ribeiro

Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa

Margarida Cardoso da Silva

Laboratório Nacional de Engenharia Civil

Maria Manuela Portela

Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa

Maria Teresa Ferreira

Instituto Superior de Agronomia, Universidade Técnica de Lisboa

Mauro da Cunha Naghettini

Escola de Engenharia, Universidade Federa de Minas Gerais, Brasil

Ramiro Joaquim de Jesus Neves

Instituto Superior Técnico, Universidade Técnica de Lisboa



ASSOCIAÇÃO
PORTUGUESA
DOS RECURSOS HÍDRICOS

Avenida do Brasil, 101
1700-066 Lisboa /// Portugal
Tel.: +351 21 844 34 28 /// Fax: +351 21 844 30 17
E-Mail: aprh@aprh.pt /// Web: www.aprh.pt