

JOSÉ FERNANDO ALVES TEIXEIRA

BIOGEOGRAFIA DE SALAMANDRA-LUSITÂNICA,
Chioglossa lusitanica

Utilização de Sistemas de Informação Geográfica
na modelação da distribuição

Dissertação de Mestrado em Ecologia
Aplicada apresentada à Faculdade de
Ciências da Universidade do Porto

PORTO, 1999

“Pity the poor frog, his behaviour and physiological problems are so complicated and interrelated, it is amazing that we can understand them and he is alive at all!”

Bayard H. Brattstrom (1979)

“Há espécies como a *Chioglossa*, criadas pelo homem (...) à maneira do que se pratica com as raças de animais domésticos. [...] Se a introdução de *Chioglossa* foi bem sucedida, deve-se isso à solidariedade dos novos construtores - os biólogos, os ferroviários”

Maria Estela Guedes e Marques Peiriço (1998)
in: “Carbonários. Operação Salamandra”.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, gostaria de expressar o meu profundo reconhecimento ao meu orientador, Prof. Dr. Nuno Ferrand de Almeida, por todo o apoio, críticas e sugestões, bem como pela revisão cuidada deste manuscrito, que em muito contribuíram para a sua forma final. Agradeço-lhe, ainda, todo o empenho e dedicação colocado na criação de uma equipa de trabalho em anfíbios no Centro de Estudos de Ciência Animal (no ICETA - Universidade do Porto), que se revelou fundamental para a realização deste trabalho.

Ao Dr. Jan W. Arntzen (Pim) agradeço sinceramente todos os ensinamentos que me transmitiu sobre a utilização de Sistemas de Informação Geográfica e a modelação da distribuição das espécies. Agradeço-lhe particularmente a sua orientação científica, paciência, disponibilidade e apurado sentido crítico que em muito valorizaram esta tese.

Ao Prof. Dr. Raimundo Real, da Universidade de Málaga, agradeço a co-orientação deste trabalho, as suas sugestões e interesse demonstrado.

Ao Pedro Segurado agradeço a preciosa ajuda na realização das árvores de classificação. Agradeço-lhe, ainda, a cedência de bibliografia, partilha de ideias e paciência para me fazer sempre “mais uma análise”.

Ao Zé Carlos Brito queria agradecer todo o debate de ideias que mantivemos nos últimos anos sobre a problemática da modelação da distribuição das espécies.

Ao Dr. Gonçalo Vieira, do Centro de Estudos Geográficos da Universidade de Lisboa, agradeço as suas informações e bibliografia sobre as glaciações do Pleistoceno em Portugal.

Ao Dr. William Black, da Louisiana State University, agradeço a sua ajuda no esclarecimento de dúvidas sobre a análise discriminante.

Ao Dr. Mike Hulme, da Climatic Research Unit da University of East Anglia, agradeço as indicações sobre as alterações climáticas previstas para o próximo século.

À Dra. Carolina Martin, do Museo Nacional de Ciencias Naturales, agradeço a pesquisa e envio de informação ambiental referente a Espanha.

Ao Fernando Sequeira, João Alexandrino, Helena Gonçalves, Bárbara Fráguas, Carla Cardoso, Catarina Magalhães e restante equipa do projecto *Chioglossa* queria agradecer o empenho na realização do trabalho de distribuição que esteve na origem deste estudo e a partilha desta fantástica experiência. Ao João Alexandrino agradeço ainda as sugestões dadas a este trabalho.

Ao Dr. Graham Austin agradeço a gentileza envio da sua tese de doutoramento.

À Fundação para a Ciência e Tecnologia agradeço a atribuição de uma Bolsa de Mestrado no âmbito do projecto PRAXIS XXI.

Aos meus amigos Sara Mata, Ana Sara e Fernando Sequeira agradeço a preciosa ajuda que deram na “noitada” de impressão da tese.

À minha companheira Helena agradeço todo o apoio, interesse, sugestões, encorajamento, paciência e amor.

Por fim queria expressar o meu profundo reconhecimento aos meus pais por todo o apoio e encorajamento que me deram ao longo de todo o percurso que me permitiu atingir esta etapa.

ÍNDICE

RESUMO

ABSTRACT

1 - INTRODUÇÃO	1
1.1- Introdução à Biogeografia	1
1.2- Modelação Ambiental e Sistemas de Informação Geográfica	3
1.3 - A espécie em estudo	7
1.4 - Biogeografia de salamandra-lusitânica, <i>Chioglossa lusitanica</i>	8
1.4.1 - Biogeografia histórica	8
1.4.2 - Biogeografia actual	10
2 - METODOLOGIA	14
2.1 - Dados de distribuição	14
2.2 - Dados ambientais	15
2.2.1 - Escolha das variáveis	15
2.2.2 - Incorporação e manipulação das variáveis nos SIG	17
2.2.3 - Elaboração da matriz de dados	21
2.3 - Análise exploratória dos dados	21
2.4 - Modelos de distribuição	22
2.4.1 - Escolha das técnicas	22
2.4.2 - Regressão Logística	22
2.4.3 - Análise Discriminante	24
2.4.4 - Árvores de Classificação	26
2.4.5 - Análise de Sobreposição	27
2.5 - Representação geográfica dos modelos de distribuição	28
2.6 - Aplicações dos modelos	29
2.6.1 - Extrapolação dos modelos para Espanha	29
2.6.2 - Simulação do efeito do Último Máximo Glaciar na biogeografia histórica de <i>C. lusitanica</i>	29
2.6.3 - Previsão do efeito do aquecimento global na distribuição de <i>C. lusitanica</i>	31

3 - RESULTADOS	33
3.1 - Análise exploratória dos dados	33
3.1.1 - Correlação entre as variáveis	33
3.1.2 - Distribuição das variáveis	34
3.2 - Modelos de Regressão Logística	40
3.2.1 - Modelo ajustado com a totalidade dos dados	40
3.2.2 - Modelos ajustados com 20% dos dados	42
3.3 - Modelos de Análise Discriminante	49
3.4 - Modelos baseados em Árvores de Classificação	51
3.5 - Modelos de Análise de Sobreposição	55
3.6 - Extrapolação dos modelos para Espanha	58
3.6.1 - Modelos de Regressão Logística	58
3.6.2 - Modelos de Análise Discriminante	59
3.6.3 - Modelos baseados em Árvores de Classificação	60
3.6.4 - Modelos de Análise de Sobreposição	62
3.7 - Simulação do efeito do Último Máximo Glaciar na biogeografia histórica de <i>C. lusitanica</i>	63
3.8 - Previsão do efeito do aquecimento global na distribuição de <i>C. lusitanica</i> em Portugal	65
3.8.1 - Aplicação do modelo de regressão logística	65
3.8.2 - Aplicação do modelo de análise discriminante	66
4 - DISCUSSÃO	68
4.1 - Análise comparativa dos modelos de distribuição	68
4.2 - Interpretação ecológica dos modelos	71
4.3 - Interpretação biogeográfica dos modelos	73
4.4 - Aplicações dos modelos de distribuição	76
5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS	79
6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	81

RESUMO

A salamandra-lusitânica (*Chioglossa lusitanica*) é uma espécie endémica do Noroeste da Península Ibérica que ocupa habitats muito restritos, normalmente junto a pequenos ribeiros de água limpa e corrente.

No intuito de analisar e descrever a distribuição da espécie e identificar os principais factores ambientais que a condicionam, foram utilizadas diferentes técnicas de modelação da distribuição: regressão logística, análise discriminante, árvores de classificação e análise de sobreposição. Os resultados obtidos evidenciaram um elevado sucesso na modelação de *C. lusitanica* (apresentando a maioria dos modelos taxas de classificação correcta superiores a 90%) e demonstraram que a sua distribuição é condicionada, em grande medida, por variáveis ambientais, tais como a precipitação, o declive, a temperatura média de Julho e as características do solo.

A análise comparativa dos métodos de modelação mostrou que as técnicas de regressão logística e de análise discriminante produziram mapas preditivos mais ajustados à distribuição conhecida de *C. lusitanica*, sugerindo, também, maiores potencialidades de manuseamento e interface com os Sistemas de Informação Geográfica (SIG).

A indicação consistente de algumas regiões favoráveis à ocorrência da espécie fora da sua área de distribuição conhecida contribuiu para uma melhor compreensão da história das suas populações.

A extrapolação dos modelos para Espanha, onde o conhecimento da distribuição da salamandra-lusitânica é ainda reduzido, forneceu indicações importantes para a análise da sua biogeografia naquele país e serviu como teste externo aos próprios modelos.

Foram, ainda, exploradas algumas aplicações dos modelos de distribuição em ambientes SIG para o estudo da biogeografia da espécie, nomeadamente através da simulação do efeito das condições climáticas do Último Máximo Glaciar na sua biogeografia histórica e da previsão do impacto do aquecimento global previsto para o próximo século na sua distribuição potencial.

Palavras chave: biogeografia, *Chioglossa lusitanica*, técnicas de modelação, distribuição, SIG.

ABSTRACT

The Golden-striped Salamander (*Chioglossa lusitanica*) is an endemic species of the Northwest Iberian Peninsula which occupies restricted habitats along small brooks with clean, fast running water.

Different techniques of distribution modelling, namely logistic regression, discriminant analysis, classification trees and overlap analysis were performed with Geographic Information Systems (GIS) in order to analyse and describe the distribution of the species and the factors limiting its range. The results showed a high success in modelling *C. lusitanica* distribution by most techniques and indicated that the species distribution is largely explained by the environmental parameters precipitation, slope, mean temperature of July and various soil characteristics.

The comparative analysis of modelling techniques showed that logistic regression and discriminant analysis models produced predictive maps with higher accuracy and precision and better potential for manipulation with GIS.

The model classified consistently some areas outside its known distribution as potential areas for the species which give some important indication about its historical biogeography.

The extrapolation of the models to Spain, where the salamander distribution is not well documented, helps to understand the biogeography of the species and was used as an external test for the models derived from Portuguese data only.

Some applications of the use of distribution models and GIS for the study of the biogeography of species were explored, namely simulating the effect of Pleistocene climatic conditions to the historical biogeography of the species and the possible impact of global warming.

Key words: biogeography, *Chioglossa lusitanica*, distribution, modelling techniques, GIS

1 - INTRODUÇÃO

1.1 - INTRODUÇÃO À BIOGEOGRAFIA

A Biogeografia é a ciência que procura documentar e compreender os padrões espaciais de distribuição dos seres vivos e de variação da biodiversidade na superfície terrestre (Brown & Lomolino, 1998). O seu objecto de estudo centra-se, assim, na análise da distribuição das espécies e na identificação dos processos causais que estão na sua origem.

Os limites de distribuição das espécies e os padrões de abundância verificados dentro da sua área de ocorrência reflectem a influência das condições ambientais na sobrevivência, reprodução e dispersão dos indivíduos (Brown & Lomolino, 1998). Deste modo, as características do meio vão condicionar grandemente a dinâmica e estrutura populacional das diferentes espécies. Numa situação em que a área de habitat adequado é contínua, os indivíduos de uma espécie encontrar-se-ão distribuídos por toda a região e poderão movimentar-se livremente, formando uma única população. Pelo contrário, quando os habitats adequados se encontram muito dispersos, os indivíduos vão estar concentrados em pequenas manchas sem contacto entre si, formando um conjunto de populações isoladas. Entre estas duas situações extremas surge o conceito de metapopulação, que integra o conjunto de populações locais ou sub-populações que, apesar de espacialmente fragmentadas, podem comunicar entre si através da dispersão de indivíduos (Forman, 1995; Hanski & Simberloff, 1997).

A área de ocupação de uma espécie raramente corresponde à representação simples de uma mancha homogénea definida apenas pelos limites geográficos conhecidos. Pelo contrário, a distribuição de uma espécie é frequentemente heterogénea e apresenta uma estrutura em mosaico que reflecte a alternância de parcelas de diferentes características ambientais (Rotenberry & Wiens, 1980; Mader, 1988; Forman, 1995). Os anfíbios são um exemplo típico desta situação, demonstrando uma tendência natural para a fragmentação das populações, devido à sua forte dependência de condições ambientais específicas e da proximidade de meios aquáticos com características apropriadas para a reprodução (Duellman & Trueb, 1986; Beebee, 1996).

A capacidade de se detectar a heterogeneidade interna da distribuição das espécies depende essencialmente da escala a que os estudos são efectuados (Phipps, 1975). De um modo geral, os estudos de carácter local enquadram-se no conceito de selecção de habitat ou de micro-habitat. Neste domínio, Gonçalves *et al.* (1998), num estudo realizado num bosque do Noroeste de Portugal, detectaram uma elevada heterogeneidade da distribuição espacial de salamandra-lusitânica (*Chioglossa lusitanica*) na área de estudo, condicionada essencialmente por características de micro-habitat, como a abundância de árvores e a distância a muros e ao curso de água mais próximo. A uma escala nacional ou continental, a resolução de amostragem e representação da distribuição das espécies é obrigatoriamente menor, diluindo significativamente a sua heterogeneidade interna (veja-se por exemplo Real, 1991).

De igual forma, a determinação dos processos causais que estão na origem dos padrões de distribuição depende, em grande medida, da resolução espacial do estudo. A uma escala ampla, os padrões de distribuição são condicionados, essencialmente, por factores climatéricos e históricos, enquanto que a uma escala local passam a ser mais condicionados por factores bióticos (Antúñez & Mendoza, 1992). Deste modo, as conclusões efectuadas a uma determinada escala geográfica não podem ser directamente extrapoladas para outras escalas (Turner *et al.*, 1989).

As áreas de distribuição modificam-se ao longo do tempo, devido a factores inerentes à biologia da própria espécie, como a sua capacidade de dispersão, e à variação dos factores bióticos ou abióticos. O clima, por exemplo, é considerado um factor instável que varia continuamente ao longo de todas as escalas temporais (Delcourt & Delcourt, 1991). O homem tem também provocado fortes modificações no meio que o rodeia através de variadas formas, que incluem, nomeadamente, a alteração e fragmentação dos habitats, a introdução de espécies exóticas, e a alteração do próprio clima através do efeito colateral da emissão de poluentes para a atmosfera. A distribuição de cada espécie corresponde, assim, a uma imagem instantânea da sua relação com condições ambientais temporalmente localizadas. O estudo da evolução espacial das espécies pode ser efectuado a diferentes escalas temporais e enquadra-se num ramo da biogeografia conhecido como biogeografia histórica. O seu principal objectivo é prever e explicar a evolução da biogeografia de espécies actuais ou extintas, baseando-se, para tal, em fenómenos paleogeográficos, paleoclimáticos e evolutivos (Vargas, 1991).

Sobrepostos a toda esta variação espacial e temporal da distribuição das espécies, existem padrões de abundância comuns a vários grupos taxonómicos. O padrão mais

simplista evidencia valores de abundância baixos na periferia das áreas de distribuição e valores altos no seu centro, o que pode ser explicado porque a distribuição da abundância de uma espécie ao longo de um gradiente ambiental segue frequentemente uma distribuição normal (Brown & Lomolino, 1998). Contudo, este padrão pode seguir uma distribuição bimodal, multimodal ou mesmo linear, caso a variável condicionante da sua distribuição não varie sob a forma de gradiente ou existam interações de variáveis bióticas e/ou abióticas limitantes (Antúnez & Mendoza, 1992).

Os factores que determinam a área de distribuição de uma espécie são diversos e englobam frequentemente a associação de diferentes variáveis. De um modo geral, os factores mais frequentemente apontados como condicionantes para a distribuição das espécies são: (1) variáveis climáticas, (2) disponibilidade de habitats adequados, (3) existência de barreiras físicas, (4) interacção com outros organismos, (5) capacidade de dispersão, (6) factores históricos e (7) alteração antropogénica do meio (Antúnez & Mendoza, 1992; Brown & Lomolino, 1998).

A evolução da estatística espacial e dos sistemas informáticos que permitem analisar uma grande quantidade de dados tornou possível a identificação das variáveis que melhor explicam e/ou descrevem a distribuição das espécies. A possibilidade de descrever a distribuição espacial de uma espécie recorrendo a modelos matemáticos fez, assim, emergir uma nova área científica na biogeografia: a modelação ambiental.

1.2 - MODELAÇÃO AMBIENTAL E SISTEMAS DE INFORMAÇÃO GEOGRÁFICA

Os processos ambientais são intrinsecamente complexos, multidimensionais e variam ao longo das diferentes escalas temporais. O estudo desta complexidade baseia-se frequentemente na definição de leis ou assunções sobre o funcionamento destes processos, que podem ser expressas sob a forma de relações matemáticas ou lógicas, designadas na sua globalidade como modelos ambientais (Steyaert, 1993).

De um ponto de vista pragmático, a modelação ambiental é desenvolvida com dois propósitos: compreender melhor os processos ecológicos e ajudar a elaborar medidas de gestão sobre os recursos naturais (Hunsaker *et al.*, 1993).

O estudo dos factores condicionantes da distribuição das espécies e a elaboração de modelos descritivos destas relações teve um grande impulso nos últimos tempos, com a

generalização da utilização de Sistemas de Informação Geográfica (SIG) (veja-se por exemplo Walker, 1990; Pereira & Itami, 1991; Austin *et al.*, 1996).

Os SIG são avançados sistemas de informáticos concebidos para armazenar, transformar, combinar e representar informação com uma forte componente espacial (Goodchild, 1993).

Existem basicamente duas formas de incorporação da informação nos SIG: os sistemas vectorial e *raster*.

Nos mapas vectoriais, os limites de cada classe são constituídos por uma série de pontos georeferenciados (i.e., codificados com um par de valores correspondentes às suas coordenadas X e Y) que, quando unidos em linha recta, definem uma área ou isolinha. Os atributos referentes a cada uma destas áreas encontram-se associados a bases de dados que podem conter informação de índole muito diversa. Este sistema é considerado o mais adequado para o armazenamento de informação espacial (Eastman, 1997).

Nos sistemas *raster*, a representação gráfica das diferentes características e o armazenamento da informação correspondem a um ficheiro de dados único. Neste ficheiro, a área de estudo encontra-se dividida numa grelha de células, correspondendo a cada célula um número, representativo de um valor quantitativo ou de um código qualitativo da variável. Na representação gráfica do ficheiro, os valores de cada célula são representados por *pixels* com uma determinada cor, consoante o seu valor e a paleta de cores escolhida, que formam no seu conjunto, o mapa da variável. Tipicamente, os sistemas *raster* ocupam mais espaço de memória, uma vez que os ficheiros possuem informação para cada célula. No entanto, este sistema possui muito maior poder analítico para variáveis que mudam continuamente ao longo do espaço, como é o caso das variáveis ambientais. Além disso, os sistemas *raster* tendem a ser muito mais rápidos nas operações que envolvam combinações matemáticas de várias variáveis (que, na linguagem SIG, são tratadas como *layers*). Deste modo, os sistemas *raster* são considerados ideais para efeitos de modelação (Eastman, 1997).

A modelação da distribuição das espécies recorrendo à utilização de SIG baseia-se fundamentalmente em duas técnicas distintas: a modelação dedutiva e a modelação indutiva (Austin, 1992).

A modelação dedutiva pressupõe um conhecimento prévio dos requisitos das espécies e utiliza os SIG para identificar as regiões onde ocorrem os habitats com as características identificadas como importantes.

Saxon (1983) utilizou a classificação de uma imagem de satélite LANDSAT para localizar os habitats adequados para a re-introdução de uma espécie de lebre ameaçada na

Austrália (*Lagoschestes hirsutus*). Palmeirim (1988) recorreu a um SIG para classificar uma imagem de satélite e identificar os habitats potenciais para a avifauna do estado americano do Kansas.

Estes modelos, também conhecidos como modelos cartográficos, apresentam várias limitações, uma vez que se baseiam no conhecimento prévio, frequentemente empírico, sobre a biogeografia das espécies. Além disso, encaram a relação das espécies com o ambiente de um modo simplista, não dando importância à interação entre variáveis.

A modelação indutiva assenta no estabelecimento de relações estatísticas ou regras entre a área de ocorrência das espécies e a distribuição de variáveis ambientais, fornecendo a probabilidade de presença da espécie em unidades discretas. Numerosos estudos têm vindo a ser desenvolvidos no âmbito da aplicação dos SIG à modelação da distribuição das espécies através deste procedimento.

As técnicas estatísticas mais utilizadas para modelar variáveis categóricas, como é o caso da distribuição, incluem-se nos denominados modelos lineares generalizados (GLM), de onde se destacam a regressão logística multivariada e a análise discriminante.

A análise discriminante tem sido utilizada extensivamente em estudos ecológicos nas últimas décadas (Williams, 1983), nomeadamente em estudos de selecção de habitat (Reinert, 1984; Beebee, 1985; Pavignano *et al.*, 1990; Ildos & Ancona, 1994) e modelação da distribuição (Dubuc *et al.*, 1990; Livingstone *et al.*, 1990; Fielding & Haworth, 1995; Austin *et al.*, 1996).

A regressão logística multivariada, quando comparada com a análise discriminante, apresenta as vantagens de não assumir a normalidade das variáveis e homogeneidade entre os grupos definidos (Hosmer & Lemeshow, 1989) e fornecer, frequentemente, modelos mais precisos e robustos (Austin *et al.*, 1996). Não admira, por isso, que a regressão logística multivariada tenha sido, nos últimos tempos, uma técnica amplamente adoptada para este tipo de estudo (veja-se Pereira & Itami, 1991; Osborne & Tigar, 1992; Fielding & Haworth, 1995; Austin *et al.*, 1996; Brito *et al.*, 1996; Romero & Real, 1996; Mladenoff & Sickley, 1998).

Outras técnicas de modelação incluem as árvores de classificação (Walker, 1990; Grub & King, 1991; Smith *et al.*, 1997; Segurado, 1998), regressão linear múltipla (Morrison *et al.*, 1987; Green, 1996; Gonçalves *et al.*, 1998), modelos bioclimáticos gerados pelo programa BIOCLIM (Sutherst, 1995; Sutherst *et al.*, 1995; McGuigan *et al.*, 1998; Summer & Dickman, 1998), distância de Mahalanobis (Knick & Dyer, 1997), análise canónica de correspondência (Hill, 1991), modelos baseados no teorema de Bayes (Aspinal & Veitch, 1993; Andries *et al.*, 1994), redes neurais artificiais (Guégan *et al.*, 1998) e análise de sobreposição (Brito *et al.*, *in press* a).

Os modelos de distribuição têm sido amplamente utilizados para o conhecimento e descrição da distribuição das espécies e dos seus factores condicionantes (veja-se por exemplo Dubuc *et al.*, 1990; Livingstone *et al.*, 1990; Walker, 1990; Pereira & Itami, 1991; Austin *et al.*, 1996; Brito *et al.*, 1996; Romero & Real, 1996). Contudo, as aplicações práticas desta técnica não se esgotam nestas áreas e numerosas novas aplicações têm vindo a ser desenvolvidas.

Vários modelos têm sido elaborados no sentido de identificar os locais prioritários para a conservação das espécies (Murphy & Noon, 1992; Lombard *et al.*, 1993, Smith *et al.*, 1997; Corsi *et al.*, 1999; Brito *et al.*, *in press b*).

Segurado (1998) e Teixeira *et al.* (*in press*) utilizaram modelos de distribuição provisórios para identificar as regiões onde deveriam concentrar o esforço de amostragem para o estudo da distribuição nacional dos cágados *Mauremys leprosa* e *Emys orbicularis* e de *Chioglossa lusitanica*, respectivamente.

Sutherst *et al.* (1995) utilizaram um modelo de distribuição de *Bufo marinus* elaborado com dados da América do Sul, de onde é originário, para simular a sua distribuição potencial na Austrália, onde foi introduzido com consequências muito nefastas para a fauna autóctone.

Ruston *et al.* (1997) simularam a evolução temporal da distribuição de duas espécies de esquilos numa área em que se encontravam em simpatria através da construção de modelos de dinâmica populacional.

Vários autores têm utilizado modelos bioclimáticos de espécies vegetais para simular a sua distribuição sob o efeito do aquecimento global previsto para final do próximo século (Deasanker & Prentice, 1995; Halpin & Secrett, 1995; Tchebakova *et al.*, 1995; Sykes *et al.*, 1996; Saetersdal *et al.*, 1998). Sutherst (1995) utilizou a mesma metodologia para prever a possível expansão da distribuição várias espécies consideradas como pragas em função do aumento de temperatura provocado pelo efeito de estufa.

McGuigan *et al.* (1998) usaram modelos de distribuição actual da rela *Litoria pearsoniana* para simular a sua área de ocorrência potencial durante o Último Máximo Glaciar, comparando os resultados obtidos com os dados da análise da diferenciação genética das suas populações.

1.3 - A ESPÉCIE EM ESTUDO

A salamandra-lusitânica (*Chioglossa lusitanica*), descrita pela primeira vez em 1864 pelo naturalista português Barboza du Bocage, é um endemismo ibérico cuja distribuição se circunscreve ao Noroeste peninsular.

Esta salamandra ocorre, normalmente, em zonas montanhosas ou com topografia acidentada, onde habita na proximidade de pequenos ribeiros de águas límpidas e correntes (Vences, 1997). As larvas observam-se, na sua maioria, em zonas de remanso de pequenos cursos de água bem oxigenados e de fundos pedregosos.

C. lusitanica possui uma morfologia particular, com um corpo delgado e uma cauda muito comprida, que corresponde a cerca de 2/3 do seu comprimento total. Este salamandrídeo evidencia, ainda, uma série de características muito raras entre os anfíbios, nomeadamente a capacidade de libertar a cauda quando ameaçada, a ausência ou residualidade de pulmões funcionais e uma língua preênsil com um mecanismo de propulsão especializado. Segundo Veith *et al.* (1998), a espécie filogeneticamente mais próxima de *C. lusitanica* é a salamandra do Cáucaso (*Mertensiella caucasica*), que evidencia também uma morfologia e ecologia muito semelhantes (Tarknishvili & Serbinova, 1993). Por outro lado, a salamandra-lusitânica apresenta uma elevada similaridade com algumas salamandras americanas da família Plethodontidae, com as quais partilha a ocorrência junto a ribeiros de água corrente e com elevada humidade nas margens, a capacidade de autotomia da cauda, a ausência ou residualidade de pulmões funcionais e um padrão morfológico semelhante, demonstrando, assim, uma convergência evolutiva singular (Arntzen, 1994), que sugere uma adaptação aos habitats específicos onde ocorrem.

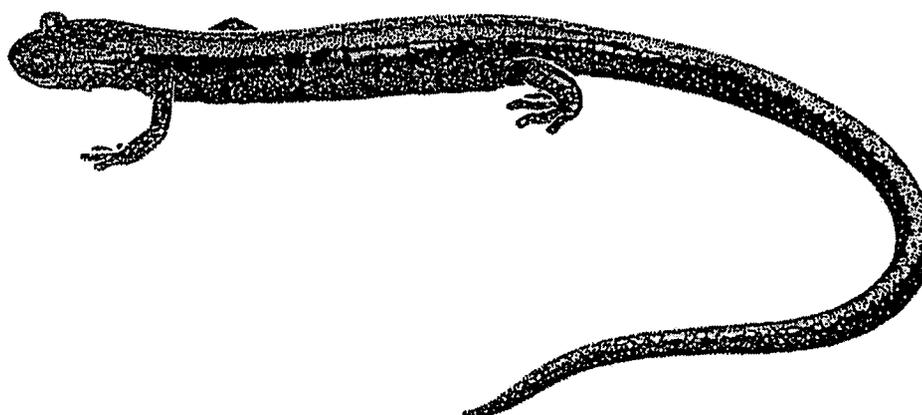


Figura 1 - Salamandra-lusitânica, *Chioglossa lusitanica* (desenho de S.F.M. Teunis em Arntzen, *in press*).

Além da peculiaridade da suas características ecológicas e morfológicas, a salamandra lusitânica pertence a um género monoespecífico e apresenta uma distribuição geográfica bastante restrita, o que confirma o elevado interesse científico e conservacionista desta espécie. Deste modo, *C. lusitanica* é considerada uma espécie RARA, no Livro Vermelho dos Vertebrados de Espanha (Blanco & González, 1992), e INSUFICIENTEMENTE CONHECIDA, no Livro Vermelho dos Vertebrados de Portugal (SNPRCN, 1990).

As principais ameaças para a espécie são a contaminação dos cursos de água, o desvio e canalização de pequenos ribeiros e a destruição das florestas caducifólias e da vegetação ripícola, e sua substituição por monoculturas de eucalipto (Teixeira *et al.*, *in press*).

1.4 - BIOGEOGRAFIA DE SALAMANDRA LUSITÂNICA, *Chioglossa lusitanica*

1.4.1 - Biogeografia histórica.

O conhecimento da história evolutiva de *C. lusitanica* é ainda reduzido, baseando-se essencialmente nos escassos registos fósseis detectados até à actualidade e em estudos filogenéticos.

Estes & Hoffstetter (1976) referem a descoberta em França e na Alemanha de alguns vestígios fósseis, datados do Oligoceno Superior e Mioceno Inferior (há aproximadamente 30 - 20 milhões de anos - Ma), de uma forma semelhante a *C. lusitanica*. A principal diferença morfológica desta forma com a sua congénere actual seria o seu tamanho maior, facto que levou estes paleontólogos a considerarem-na uma espécie diferente, atribuindo-lhe o nome de *Chioglossa meini*. Barbadillo *et al.* (1997) sugerem que a origem do género *Chioglossa* tenha sido muito anterior a este período, não adiantando, no entanto, uma estimativa cronológica.

O género *Mertensiella*, considerado o grupo irmão de *Chioglossa*, possui também vários vestígios fósseis distribuídos pela Europa Central, datados do Plioceno (5 - 1.8 Ma) (Rocek, 1994). Veith *et al.* (1998), baseando-se em análises de DNA mitocondrial, referem que o primeiro evento de separação entre ambas as formas terá ocorrido há cerca de 20 Ma, indicando como tempo de divergência entre estes dois géneros 14 - 15 Ma.

Pela localização dos achados, constata-se que a espécie *Chioglossa meini* terá apresentado uma vasta distribuição norte-europeia. No entanto, a escassez de registos fósseis faz supor que esta espécie estaria circunscrita a habitats muito específicos ou apresentava uma reduzida densidade populacional (Estes & Hoffstetter, 1976).

A formação de uma massa de terra contínua no continente europeu, há 25 – 20 Ma, que ligava já os actuais Balcãs, Turquia, Itália e Península Ibérica, terá permitido a expansão desta salamandra para regiões mediterrânicas (Veith *et al.*, 1998).

Aquando das glaciações do Pleistoceno (1.8 Ma – 11 000 anos), formaram-se vastas áreas glaciares intracontinentais e assistiu-se a uma alteração acentuada dos biótopos existentes, que causaram uma diminuição progressiva da diversidade da herpetofauna em todo o continente e poderão mesmo ter extinguido as populações do Norte da Europa (Barbadillo *et al.*, 1997). Durante este período, admite-se que *C. meini* terá sobrevivido apenas nos seus refúgios mediterrâneos (Rocek, 1994), originando a espécie *Chioglossa lusitanica* na Península Ibérica (Estes & Hoffstetter, 1976; Barbadillo, 1987).

Durante todo o período pleistocénico ocorreram vários períodos glaciários, caracterizados por climas frios e secos, intercalados com períodos inter-glaciários, com climas temperados e húmidos, que terão provocado acentuadas contracções e expansões da distribuição da herpetofauna ibérica (Barbadillo *et al.*, 1997). O último máximo glacial ocorreu há cerca de 18 000 – 20 000 anos e provocou uma expansão continental das estepes frias, parcialmente associadas a florestas de coníferas, e a regressão acentuada do bosque caducifólio para sul, que terá subsistido apenas nas regiões mais meridionais da Península Ibérica (Mateus & Queiroz, 1993; Barbadillo *et al.*, 1997). Durante este período, ter-se-ão formado zonas glaciares nas serras da Estrela, Peneda e Gerês, e zonas periglaciares nas montanhas do Centro e Norte de Portugal, geralmente a partir de 700-800 m, e nalgumas zonas do litoral ocidental (Ferreira, 1993; Vieira & Cordeiro, 1998). A temperatura terá diminuído 8-10 °C no Centro-Sul da Península, valor que terá chegado aos 12-17 °C no Norte (Brosche, 1982). Devido a estes factores, a região Norte da Península Ibérica terá apresentado condições desfavoráveis para os anfíbios durante as glaciações do Pleistoceno (Crespo, 1979), pelo que a distribuição actual de *C. lusitanica* corresponderá à expansão ocorrida após o Último Máximo Glacial de populações localizadas em zonas mais meridionais, hipótese que parece ser confirmada por dados genéticos recentes (Alexandrino *et al.*, 1998).

1.4.2 - Biogeografia actual

A partir da descoberta da salamandra-lusitânica nas vizinhanças de Coimbra e na serra do Buçaco (Bocage, 1864a, 1864b), os aditamentos ao conhecimento da sua distribuição foram sendo efectuados de forma muito esporádica.

As primeiras localizações da espécie em Espanha são relatadas apenas duas décadas depois por Boscá (1880, 1881), que refere ainda a sua presença na serra do Gerês e em Elvas.

No final do século passado foram adicionadas algumas observações ocasionais da espécie no Norte de Portugal. O naturalista portuense António Nobre relata a ocorrência de *C. lusitânica* nas serras de Valongo (Nobre, 1893). Tait (1894) assinala a sua presença em Custóias e em Oliveira de Frades, afirmando que a espécie deveria encontrar-se noutras localidades do Norte de Portugal. Vieira (1897) relata a existência, no Museu Zoológico da Universidade de Coimbra, de exemplares recolhidos em Penafiel.

Ferreira & Seabra (1911) reúnem 16 observações da espécie distribuídas entre o Gerês e a serra da Estrela, limitando-se as publicações seguintes de Themido (1942) e Ferreira (1943) a listar as escassas observações e referências bibliográficas que tinham sido efectuadas até então.

Seabra (1943), num estudo faunístico do Algarve, refere que apesar de não ter conseguido encontrar nenhum exemplar de salamandra-lusitânica na região, existem nas serras algarvias habitats favoráveis à ocorrência da espécie, explicando a sua ausência na região pela grande extensão de habitat desfavorável que a separa dos outros locais conhecidos. O autor refere também que mandou introduzir a espécie em Sintra, justificando o facto por reconhecer naquela serra as características típicas dos seus habitats naturais, tais como a existência de pequenos ribeiros de águas límpidas localizados em sítios frios e sombrios e com abundante vegetação.

O primeiro mapa de distribuição de salamandra-lusitânica foi elaborado por Goux (1957), onde são assinaladas as escassas duas dezenas de observações recolhidas em toda a Península Ibérica, durante aproximadamente um século (ver fig. 2). Este investigador aponta como principais factores condicionantes da sua distribuição: a proximidade de ribeiros de água corrente, a natureza dos solos (que condiciona a permanência de água no substrato), a humidade e a temperatura.

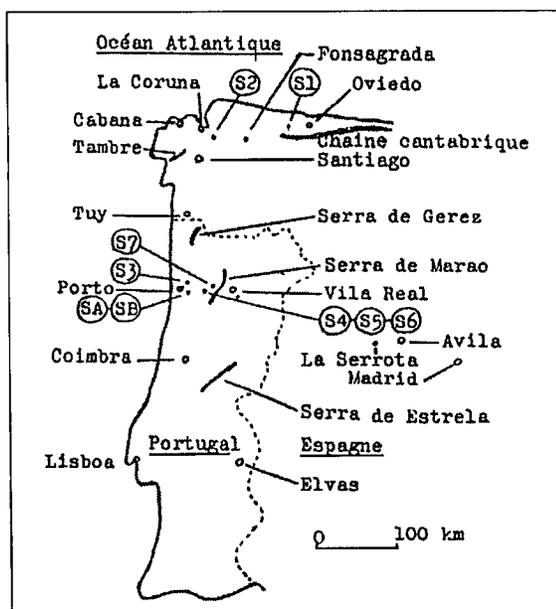


Figura 2 - Distribuição ibérica de *C. lusitanica* conhecida em meados deste século (Goux, 1957).

Almaça (1959) refere que a área de distribuição da salamandra-lusitânica se deve concentrar a norte do rio Tejo e aponta a necessidade de estudos de distribuição mais cuidados. Este investigador relata ter prospectado várias vezes a serra de Sintra à procura desta salamandra, sem sucesso.

Thorn (1968) identifica a altitude como sendo um factor condicionante da sua presença, afirmando que, embora a espécie habite em regiões montanhosas, não parece ocorrer acima dos 900 m.

Coube ao biólogo holandês J.W. Arntzen o primeiro estudo aprofundado da ecologia da salamandra-lusitânica (Arntzen, 1981). Neste trabalho, o autor confirma a elevada dependência desta espécie da proximidade dos ribeiros através de técnicas de captura-marcação-recaptura, acrescenta vários novos pontos de distribuição e identifica como área de distribuição potencial de *C. lusitanica* as regiões com precipitação acima de 1000 mm/ano e altitude inferior a 1500 m.

Crespo & Oliveira (1989) reúnem, no Atlas de Distribuição dos Anfíbios e Répteis de Portugal, as 44 localizações realizadas até à data, representando-as pela primeira vez sobre uma malha de quadrículas U.T.M. 10x10 km. Os autores optam por assinalar a observação de *C. lusitanica* em Elvas (Boscá, 1880) como duvidosa. Este trabalho foi posteriormente actualizado por Malkmus (1995), que refere a presença da espécie em 66 quadrículas U.T.M. 10x10 km, assinalando também a sua introdução em Sintra.

As representações espaciais dos pontos de distribuição de Crespo & Oliveira (1989) e Malkmus (1995) apresentam alguns desfasamentos, apesar se basearem, em grande medida, nas observações referidas em trabalhos anteriores (ver fig. 3). Estas diferenças dever-se-ão, provavelmente, à dificuldade de localizar referências antigas, normalmente muito vagas, no sistema de coordenadas U.T.M.

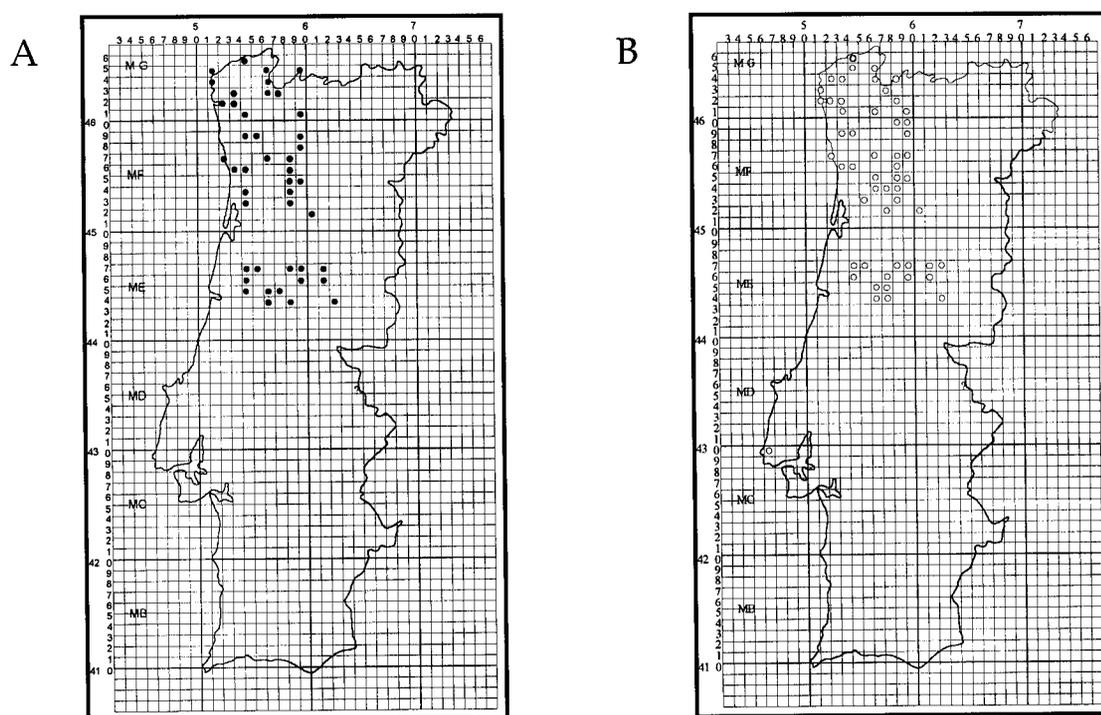


Figura 3 - Conhecimento da distribuição de *C. lusitanica* em Portugal em 1989 (A) e 1995 (B). Adaptado de Crespo & Oliveira (1989) e Malkmus (1995).

Em 1994 é iniciado o projecto de investigação “Distribuição e Conservação de *Chioglossa lusitanica* em Portugal” a cargo do então denominado Instituto de Zoologia Dr. Augusto Nobre da Faculdade de Ciências do Porto. Este projecto, financiado pelo Instituto de Conservação da Natureza e pelo programa comunitário *Life*, acrescentou 153 novos pontos à sua distribuição conhecida, permitindo pela primeira vez delimitar com rigor a sua área de distribuição (Teixeira *et al.*, *in press*). Os resultados obtidos demonstraram que esta salamandra se encontra distribuída de forma quase contínua em todo o Noroeste e Centro-Oeste de Portugal, tendo como limite sul de distribuição o rio Tejo (Sequeira *et al.*, 1996).

Porém, este esforço para o conhecimento da distribuição da salamandra-lusitânica não teve continuidade em Espanha, pelo que apenas se conhecem neste país algumas dezenas de localizações (ver fig. 4).

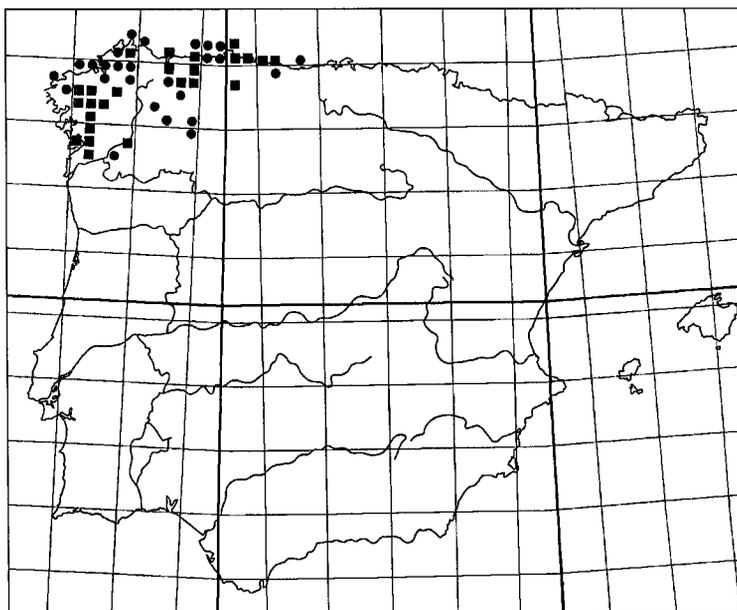


Figura 4 - Mapa de distribuição conhecida de *C. lusitanica* em Espanha. (adaptado de Vences, 1997).

O conhecimento detalhado da distribuição de uma espécie a uma escala nacional é extremamente difícil de atingir uma vez que implica a mobilização de avultados meios logísticos e financeiros. Deste modo, o grande aumento de conhecimento sobre a distribuição de *C. lusitanica*, adquirido durante estes últimos anos em Portugal, abriu uma oportunidade única para analisar e modelar a sua biogeografia.

O presente trabalho tem como objectivos: (1) identificar os principais factores macroambientais limitantes da distribuição de *C. lusitanica*, (2) modelar a sua distribuição através de diferentes técnicas, (3) comparar a eficácia e requisitos das técnicas de modelação utilizadas e (4) explorar as potencialidades dos Sistemas de Informação Geográfica para o estudo da biogeografia e conservação da espécie, nomeadamente através da extrapolação do modelo para Espanha, onde o conhecimento da distribuição é ainda escasso, e da simulação da sua distribuição durante o Último Máximo Glaciar e sob condições climáticas futuras.

2 - METODOLOGIA

2.1 - DADOS DE DISTRIBUIÇÃO

Os dados de distribuição de *C. lusitanica* foram retirados de Teixeira *et al.* (*in press*). Neste estudo foram realizadas visitas a 270 quadrículas U.T.M. 10x10 Km. Em cada quadrícula foram prospectados até 4 cursos de água com habitat potencialmente favorável para a espécie, sendo despendido um tempo fixo de 45 minutos em cada local. A prospecção consistiu na realização de transectos ao longo de ribeiros com busca activa de indivíduos adultos, debaixo de pedras, manta morta ou musgo, e de larvas, na água. A espécie foi considerada ausente quando não se detectou a sua presença em nenhum dos 4 locais visitados.

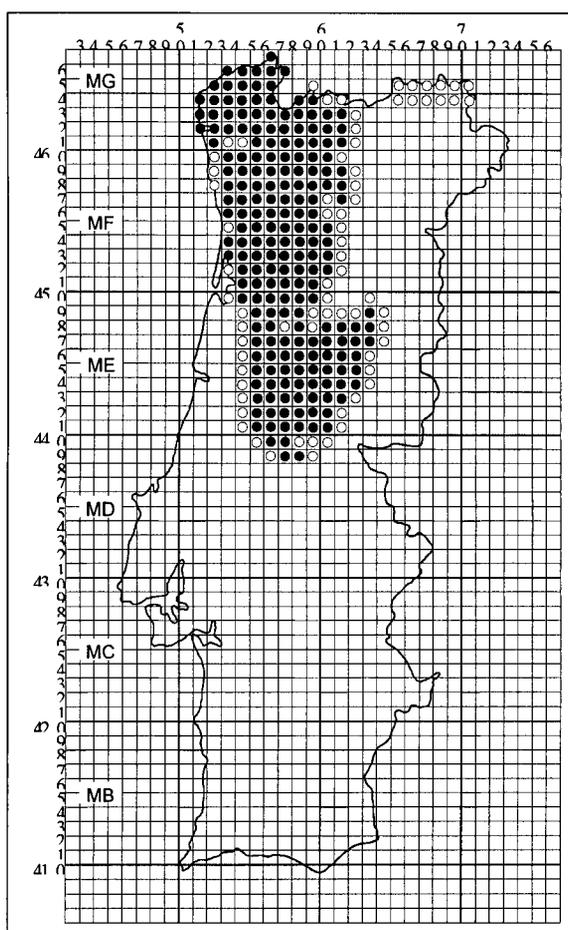


Figura 5 - Distribuição de *C. lusitanica* em Portugal em quadrícula U.T.M. 10x10 km (Teixeira *et al.*, *in press*). ● - Quadrículas onde se detectou a presença da espécie; ○ - Quadrículas onde não se detectou a presença da espécie.

No intuito de se delimitar a área de distribuição de *C. lusitanica* em Portugal foram efectuadas prospecções ao longo dos limites identificados até se conseguir contornar toda a área de ocorrência com quadrículas onde a espécie não foi detectada.

Após a realização de um modelo preliminar da sua distribuição (Teixeira *et al.*, 1996), foram ainda prospectadas as quadrículas correspondentes ao Parque Natural de Montesinho, uma vez que apresentavam, segundo aquele modelo, um valor elevado de probabilidade de ocorrência da espécie, e se encontravam próximas de locais de distribuição conhecidos em Espanha.

A presença de *C. lusitanica* foi observada em 200 quadrículas (ver figura 5), correspondendo a 151 a novos pontos da sua distribuição. Em 70 quadrículas prospectadas não foi detectada a presença da espécie.

2.2 - DADOS AMBIENTAIS

2.2.1 - Escolha das variáveis

A escolha das variáveis ambientais a utilizar na análise da biogeografia de *C. lusitanica* teve por base a sua potencial importância ecológica e acessibilidade na bibliografia disponível. Das variáveis incluídas na versão digital do Atlas do Ambiente (DGA, 1995), foram escolhidas 16, excluindo-se apenas aquelas que não possuíam importância ecológica evidente para a espécie (por exemplo, a intensidade sísmica) ou aquelas que possuíam um número de classes categóricas demasiado elevado, não passíveis de serem agrupadas num número menor de classes (por exemplo, a carta ecológica com 43 classes fito-edafo-climáticas não agrupáveis (Barreto Caldas, comunicação pessoal)). A única variável categórica incluída foi a litologia, utilizando-se a divisão em três grandes complexos litológicos fornecida pelo Atlas do Ambiente (DGA, 1995): 1) rochas sedimentares (areias, arenitos, calhaus, conglomerados e calcários), 2) rochas sedimentares e metamórficas (xistos) e 3) rochas eruptivas (granitos e basaltos). Incorporaram-se, ainda, mais cinco variáveis citadas na bibliografia como factores limitantes para a espécie ou com potencial importância ecológica para os anfíbios em geral : temperatura média do mês de Janeiro, temperatura média do mês de Julho, altitude, declive e um índice de vegetação. As variáveis incluídas na análise e respectivas fontes bibliográficas são apresentadas na tabela 1.

Tabela 1 - Descrição das variáveis ambientais utilizadas na modelação de *C. lusitânica*, transformações efectuadas e fontes bibliográficas.

Variável	Descrição	Unidade	Transformação	Fonte
ACID	Acidez dos solos	pH (14 classes)	-	DGA (1995)
ALTI	Altitude a partir do nível médio da água do mar	m	x0,0065-1,105	http://edcwww.cr.usgs.gov/
CLOR	Teor de cloretos das águas subterrâneas	mg/l de Cl ⁻ (14 classes)	-	DGA (1995)
DECL	Declive do terreno	%	-	elaborado a partir de ALTI
DURE	Dureza das águas subterrâneas	mg/l de CaCO ₃ (17 classes)	-	DGA (1995)
ESCO	Escoamento - Quantidade de água que aflui à rede hidrográfica	mm/ano	÷10	DGA (1995)
EVAP	Evapotranspiração potencial - Quantidade média de água devolvida à atmosfera anualmente	mm/ano	÷10	DGA (1995)
GEAA	Geadas agrícolas - nº de meses com deposição de gelo sobre o solo	meses	x10	DGA (1995)
GEAD	Geadas - nº de dias com deposição de gelo sobre o solo	dias	-	DGA (1995)
HUMI	Humidade relativa média do ar	%	-	DGA (1995)
INSO	Insolação - nº de horas com sol	horas	÷20	DGA (1995)
LITO	Litologia	3 classes	-	DGA (1995)
NDVI	Índice de vegetação obtido a partir de uma imagem NOAA	-	-	Inst. Met. Holandês (KNMI)
PRED	Número de dias no ano com precipitação ≥ a 1,0 mm	dias	-	DGA (1995)
PRET	Precipitação total anual	mm/ano	÷20	DGA (1995)
SULF	Teor de sulfatos nas águas subterrâneas	mg/l de SO ₄ ²⁻ (12 classes)	-	DGA (1995)
RADI	Radiação solar média anual	kcal/cm ²	-	DGA (1995)
RESI	Resíduo seco das águas subterrâneas	mg/l	-	DGA (1995)
TEMP	Temperatura média anual	°C	-	DGA (1995)
TJAN	Temperatura média do mês de Janeiro	°C	x10	S.C.N (1974)
TJUL	Temperatura média do mês de Julho	°C	x10	S.C.N (1974)

2.2.2. - Incorporação e manipulação das variáveis nos SIG

Variáveis do Atlas do Ambiente

As variáveis do Atlas do Ambiente, disponíveis em formato vectorial ARC/INFO, foram importadas para os Sistemas de Informação Geográfica ILWIS versão 2.1 (Ilwis, 1997) e IDRISI versão 2.0 (Eastman, 1997). A necessidade de utilização de dois SIG deveu-se à sua diferente funcionalidade para a realização de diversas operações.

Após a inclusão dos mapas vectoriais nos SIG, procedeu-se à sua transformação para formato *raster* através dos comandos RASTERIZE \Rightarrow SEGMENT TO RASTER (Ilwis, 1997). A resolução espacial adoptada foi de 1 *pixel* = 1 km. Os mapas foram depois interpolados através dos comandos INTERPOLATION \Rightarrow CONTOUR INTERPOLATION (Ilwis, 1997). Nesta operação, os valores entre as isolinhas são calculados através de uma interpolação linear, de forma a preencher com valores toda a área do mapa. Os mapas resultantes são conhecidos como *Digital Elevation Models* (DEM), uma vez que podem ser visualizados a três dimensões.

Os valores das variáveis foram representados em numeração *byte*, cuja escala inclui os números inteiros entre 0 e 255. Este tipo de numeração apresenta a vantagem de ocupar menos espaço em disco do que as numerações *integer* (números inteiros entre -32768 e 32768) e real, sendo por isso a mais frequentemente utilizada em SIG (Eastman, 1997). Uma vez que algumas variáveis ambientais possuíam valores máximos superiores a 255, efectuaram-se transformações matemáticas de forma a limitar a sua amplitude a este tipo de numeração (por exemplo, a precipitação alcança em Portugal 2800 mm/ano, pelo que os seus valores foram divididos pelo factor 20). Os factores de transformação utilizados para cada variável encontram-se representados na tabela 1.

A determinação do valor médio das variáveis ambientais em quadrículas U.T.M. 10x10 km foi efectuado no programa IDRISI (Eastman, 1997) através dos comandos REFORMAT \Rightarrow CONTRACT \Rightarrow PIXEL AGGREGATION. Nesta operação, escolhendo-se um factor de contracção de 10x para ambos os eixos, os 100 *pixels* correspondentes a cada quadrícula 10x10 km foram condensados num único *pixel*, cujo valor corresponde à sua média. Estes novos mapas foram exportados em formato ASCII, sendo posteriormente armazenados no programa *Excel* (versão 97 para *Windows*), sob a forma de tabela.

Temperatura média de Janeiro e Julho

As variáveis “temperatura média do mês de Janeiro” e “temperatura média do mês de Julho” não se encontravam disponíveis em formato digital, pelo que se utilizaram os mapas incluídos no Atlas Climático de Portugal (SCN, 1974). Estes mapas foram digitalizados em *scanner*, sendo depois incorporados nos SIG, onde sofreram alterações geométricas de forma a ficarem com o mesmo tamanho, orientação e resolução que os restantes mapas (etapa 1 da fig. 6). Estes ficheiros foram posteriormente exportados para um programa de desenho (*Aldus PhotoStyler 2.0*) onde as isolinhas foram redesenhadas usando valores representativos de cada uma dentro da escala *byte* (por exemplo, à isolinha de valor 15,0 °C foi atribuído o valor 150, à de 17,5 °C foi atribuído o valor 175, etc.) (ver etapa 2 da fig. 6).

Os mapas foram novamente importados para os SIG, onde se eliminaram todos os valores não correspondentes aos das isolinhas através dos comandos: ANALYSIS ⇒ DATABASE QUERY ⇒ RECLASS (Eastman, 1997) (etapa 2 da fig. 6). Procedeu-se, depois, à sua interpolação (etapa 3 da fig. 6), delimitação da área de estudo (etapa 4 da fig. 6) e estimação dos valores médios por quadrícula U.T.M. 10x10 km.

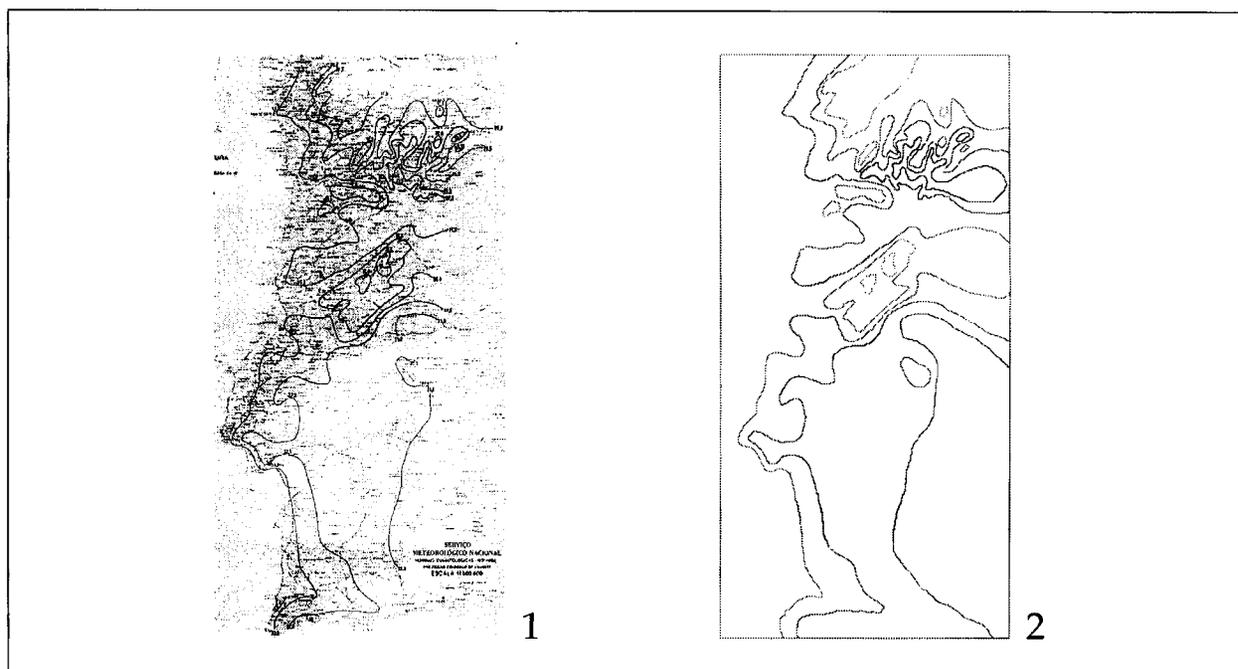


Figura 6 - Etapas para a inclusão do mapa de temperatura média de Julho nos SIG. (continua)

1 - Digitalização e transformação geográfica, 2 - Reclassificação das isolinhas e eliminação dos restantes valores.

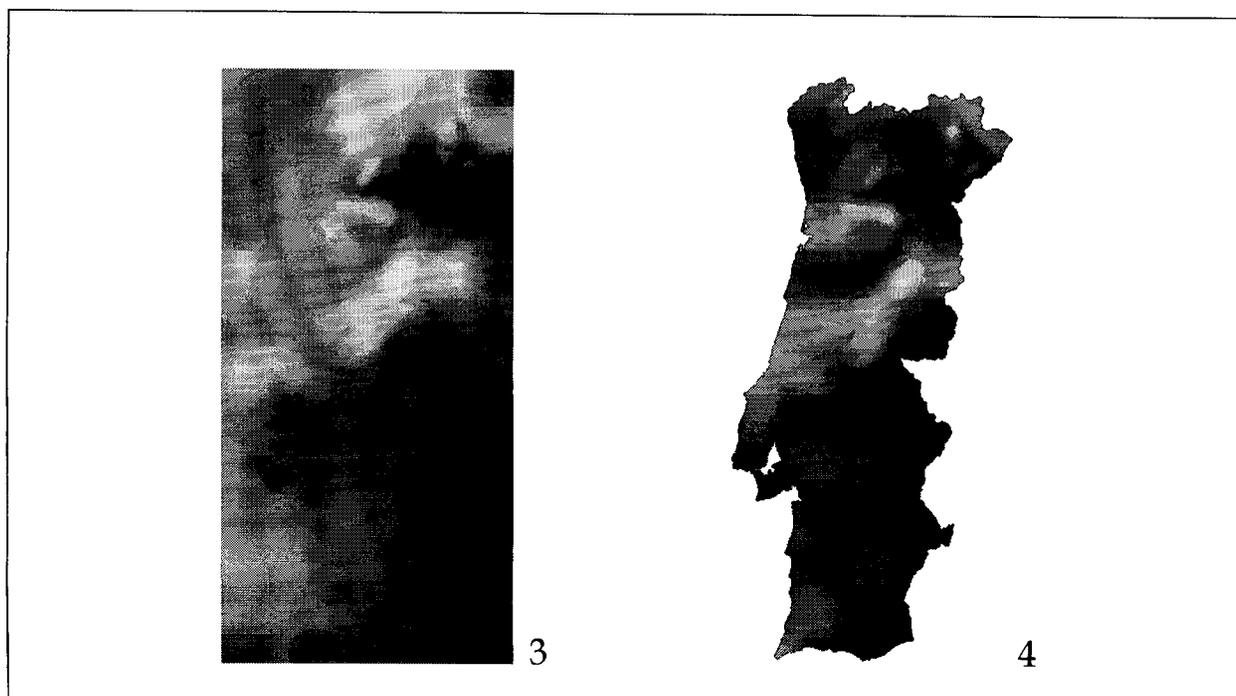


Figura 6 (continuação) - Etapas para a inclusão do mapa de temperatura média de Julho nos SIG.
3 - Interpolação dos valores, 4 - Delimitação da área de estudo.

Altitude e Declive

O mapa de altitude foi retirado do *site* da *internet* <http://edcwww.cr.usgs.gov/doc/edchome/datasets/edcdata.html>. Após a sua importação para os SIG, este mapa sofreu algumas transformações geométricas de modo a ficar com a mesma forma, orientação e resolução dos restantes mapas. Para testar a correspondência entre os valores de altitudes reais e os valores deste mapa, foi efectuada uma regressão linear entre os valores reais medidos em cartas militares 1:250.000 e os valores correspondentes no mapa digital, em 15 pontos de referência. Estes mapas apresentaram-se altamente correlacionados ($r=0,999$, $p<0,001$) (ver fig. 7), e a fórmula de transformação dos valores do mapa digital em altitudes reais é $Y=-1,105+0,065*X$.

O declive de uma área é medido pela diferença de altitude entre dois locais, sendo por norma representado em percentagem. Este mapa foi inicialmente digitalizado a partir do mapa do Atlas do Ambiente (CNA, 1983). No entanto, foi posteriormente verificada uma incompatibilidade de classes entre este mapa e o mapa de declives disponível para Espanha (IGN, 1992), que impedia a extrapolação dos modelos que incluíam esta variável. Assim, gerou-se um mapa de declives a partir do mapa de altitudes através da função FILTER do programa ILWIS. Nesta operação, foi calculada a diferença de valores entre cada *pixel* e os

pixels adjacentes. A regressão entre este mapa e o mapa digitalizado do Atlas do Ambiente mostrou-se muito significativa ($r=0,852$, $p<0,001$, $n=869$), pelo que passou a ser utilizado como mapa de declives.

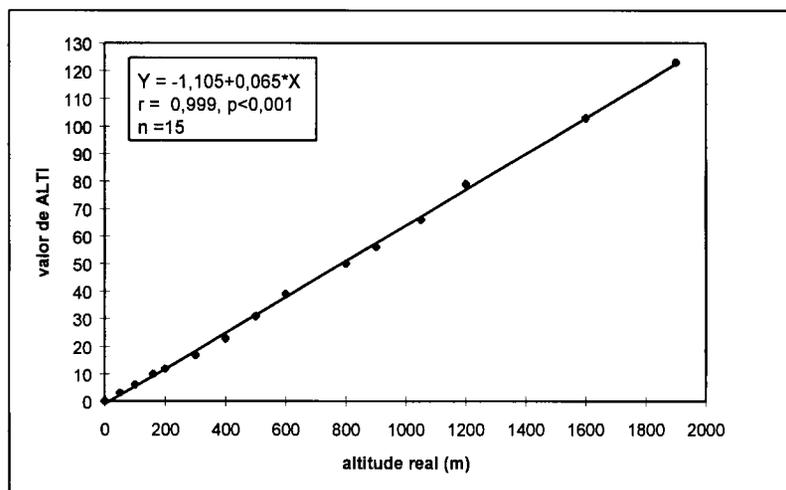


Figura 7 – Recta de regressão entre os valores de altitude real medidos numa carta militar 1:250.000 e os valores do mapa ALTI.

Índice de vegetação - NDVI

O índice de vegetação NDVI foi adquirido em formato digital ao Royal Dutch Meteorological Institute (KNMI). Este parâmetro mede qualitativa e quantitativamente o estado da vegetação a partir de medidas espectrais das imagens HRPT obtidas pelos satélites NOAA. Os índices de vegetação são combinações de diferentes bandas espectrais cuja função é realçar a contribuição da vegetação em função da resposta espectral de uma superfície, atenuando a dos outros factores como o solo, atmosfera, etc.

Todos os organismos fotossintéticos contêm um ou mais pigmentos capazes de absorver a radiação visível necessária às reacções fotoquímicas e fotossintéticas. Duas bandas do espectro, a azul (430 nm) e a vermelha (60nm), mostram a quantidade de energia absorvida pelas plantas, actuando a banda do infravermelho próximo (750-1100nm) de forma inversa. O Índice de Vegetação de Diferença Normalizada (NDVI) baseia-se na diferença entre a reflectância que vegetação verde mostra na banda visível e a reflectância da banda do infravermelho próximo.

2.2.3 - Elaboração da Matriz de dados

Após a determinação dos valores médios para cada quadrícula U.T.M. 10x10 km foi elaborada uma matriz de dados em *Excel* com as 21 variáveis escolhidas. Para a análise dos dados, foram utilizadas apenas as quadrículas cuja percentagem representativa do território português superava os 50%. Assim, a matriz de dados incluiu os valores médios das variáveis para 869 quadrículas, das quais 198 correspondiam a quadrículas onde a espécie foi considerada presente e 671 onde foi considerada ausente.

2.3 - ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

A correlação entre as diferentes variáveis ambientais foi avaliada através do teste de correlação de *Spearman* no programa SYSTAT (Wilkinson, 1989), sendo os resultados posteriormente agrupados pelo método UPGMA, no programa NTSYS 1.7 (Rohlf, 1989). No intuito de garantir variáveis preditivas não correlacionadas entre si, vários autores defendem a eliminação de variáveis que apresentem altos coeficientes de correlação (Hosmer & Lemeshow, 1989; Dubuc *et al.*, 1990; Livingstone *et al.*, 1990; Austin, 1992; Augustin *et al.*, 1996). Assim, de cada lote de variáveis altamente correlacionadas, escolheu-se apenas uma, utilizando-se como critérios de selecção a existência de correlações elevadas com outras variáveis, a relação de dependência entre elas e a sua disponibilidade e acessibilidade para outros estudos e/ou áreas geográficas.

Seguidamente, foram analisadas a distribuições das variáveis, testando-se a hipótese de normalidade através do teste de *Kolmogorov-Smirnov* no programa STATISTICA 4.5 para *Windows* (StatSoft, Inc. 1993). Nas variáveis em que se detectaram desvios significativos à normalidade, foram efectuadas transformações logarítmicas, de raiz quadrada e *Box-Cox* no intuito de eliminar esses desvios. As transformações *Box-Cox*, que procuram otimizar a transformação necessária para a normalização das distribuições das variáveis (Sokal & Rohlf, 1981), foram realizadas no programa BIOM (Rohlf, 1985).

Para avaliar as diferenças dos valores médios de cada variável quantitativa, entre as classes presença e ausência de *C. lusitanica*, foram usados testes de *Kolmogorov-Smirnov* e U de *Mann-Whitney*.

2.4. - MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO

2.4.1 - Escolha das técnicas

As técnicas escolhidas para modelar a distribuição de *C. lusitanica* foram: (1) regressão logística, (2) análise discriminante, (3) árvores de classificação e (4) análise de sobreposição.

A regressão logística e a análise discriminante são dois modelos probabilísticos amplamente utilizados para este tipo de análise (veja-se Pereira & Itami, 1991; Osborne & Tigar, 1992; Fielding. & Haworth, 1995; Austin *et al.*, 1996) e apresentam as vantagens de se basearem em testes estatísticos e produzirem equações matemáticas que funcionam como modelos preditivos e descritivos da distribuição.

As árvores de classificação e a análise de sobreposição são modelos baseados em regras que, apesar de relativamente pouco difundidos neste tipo de estudos, apresentam elevadas potencialidades na área da gestão dos recursos naturais devido à sua simplicidade de requisitos e interpretação (Walker, 1990; Smith *et al.*, 1997; Segurado, 1998; Brito *et al.*, *in press* a).

2.4.2 - Regressão logística

A regressão logística tornou-se nas últimas duas décadas um método de referência para a análise das relações entre uma variável dependente e uma ou mais variáveis explicatórias (Hosmer & Lemeshow, 1989). Este método é similar a uma regressão linear mas, ao contrário desta, é adaptado a situações em que a variável dependente é binária. As variáveis independentes podem ser contínuas ou categóricas.

A regressão logística não assume que a distribuição das variáveis seja normal, embora o resultado possa ser mais estável se esta condição se verificar (SPSS Inc., 1997).

A fórmula específica da regressão logística é a seguinte:

$$\pi(x) = \frac{e^{g(x)}}{1+e^{g(x)}}$$

em que:

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p ;$$

β_0 é uma constante e

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ são os coeficientes das variáveis independentes x_1, x_2, \dots, x_p .

Foram efectuados 2 tipos de modelos: (1) usando a informação referente a toda a área de estudo e (2) usando apenas 20% das células.

No primeiro caso, foram utilizadas as 869 células da área de estudo. O uso de um maior número de ausências do que de presenças é aconselhável, uma vez que as ausências apresentam normalmente uma maior heterogeneidade (Pereira & Itami, 1991). No entanto, este procedimento tende a produzir resultados que explicam melhor as ausências do que as presenças (Hosmer & Lemeshow, 1989; Brito *et al.*, *in press* a). No intuito de ultrapassar este problema foram atribuídos pesos diferentes a cada classe durante a sua análise. O cálculo do peso a atribuir a cada classe (presença ou ausência) foi efectuado pela divisão de metade do número total de casos pelo número de casos da classe (SPSS Inc., 1997). Assim, foi criada uma nova variável, denominada PESO, em que os valores de cada célula correspondiam ao peso da respectiva classe. Neste caso, os pesos atribuídos foram de 2,194 para as presenças ($2,194 \times 198 = 434,4$) e 0.648 ($0,648 \times 671 = 434,8$) para as ausências. A integração do peso das variáveis na análise estatística é realizada através do comando do SPSS WEIGHT CASES (SPSS Inc., 1997). Para cada variável incluída no modelo foram estimadas duas medidas de dispersão do seu coeficiente (βx): o erro padrão (S.E.) e o teste de *Wald*, calculado pela fórmula $Wald = (\beta x / S.E.)^2$.

Na segunda situação, foram utilizados 10 subconjuntos com 220 células retiradas aleatoriamente do total da amostra, através da função SELECT CASES \Rightarrow RANDOM SAMPLE (SPSS Inc., 1997). A composição das amostras de treino e o respectivo peso atribuído às classes de “presença” e “ausência” encontram-se representados na tabela 2.

As vantagens da utilização destes subconjuntos reside na diminuição da autocorrelação espacial das variáveis independentes e na capacidade de testar o modelo nas células que não foram usadas na análise (Augustin *et al.*, 1996; Segurado, 1998; Brito *et al.*, *in press* a). Quadrículas vizinhas tendem a evidenciar condições similares, pelo que os resíduos de um modelo ajustado exibem, normalmente, autocorrelação espacial (Augustin *et al.*, 1996). Esta situação tem sido amplamente debatida nos últimos tempos, uma vez que viola o pressuposto da maioria dos testes estatísticos de independência das variáveis. No entanto, os processos ecológicos tendem igualmente a exibir autocorrelação espacial (Koenig, 1999), o que tem levado vários investigadores a estudarem formas de inclusão desta estrutura espacial na modelação dos fenómenos biológicos (Anselin, 1993; Legendre, 1993; Augustin *et al.*, 1996).

Tabela 2 – Número de quadrículas de presenças e ausências que compõe as 10 amostras de treino, e os respectivos valores de peso a atribuir a cada classe.

Modelo	nº de presenças	nº de ausências	peso das presenças	peso das ausências
1	53	167	2,075	0,659
2	47	173	2,340	0,636
3	51	169	2,157	0,651
4	43	177	2,558	0,621
5	55	165	2,000	0,667
6	49	171	2,245	0,643
7	53	167	2,075	0,659
8	55	165	2,000	0,667
9	41	179	2,683	0,615
10	53	167	2,075	0,659

A avaliação dos modelos de regressão logística foi efectuada através das suas taxas de classificação correcta (TCC), que correspondem à média da percentagem das observações de presença e ausência da espécie correctamente classificadas pelo modelo, assumindo como ponto de corte entre estes dois grupos o valor de probabilidade 0,5. As variáveis que surgiram mais vezes nestes 10 modelos foram utilizadas para elaborar um novo modelo ajustado à totalidade das células da área de estudo.

O impacto da adopção de diferentes pontos de corte nas TCC dos modelos foi avaliado através da utilização de todos os pontos de corte compreendidos entre 0 e 1, em intervalos de 0,1.

As análises estatísticas foram realizadas com as variáveis resultantes da análise exploratória dos dados, no programa SPSS versão 8.0 para *Windows* (SPSS Inc., 1997). A escolha das variáveis para inclusão no modelo foi efectuada pelo processo de selecção *forward stepwise* com o critério de $\alpha_{(inclusão)} < 0,05$, corrigido pelo factor de Bonferroni, e eliminação *backward* com o critério de exclusão de $\alpha_{(exclusão)} = 2 * \alpha_{(inclusão)}$. A correcção de Bonferroni divide o valor de α pelo número de variáveis a incluir na análise, de modo a diminuir a tendência de aumento de entrada de variáveis no modelo com o aumento de variáveis introduzidas na análise.

2.4.3 – Análise discriminante

A análise discriminante é uma técnica estatística multivariada apropriada a situações em que a variável dependente é categórica e as variáveis independentes são métricas (Hair *et al.*, 1995).

A discriminação é atingida pela definição de constantes que maximizam a variância entre os grupos definidos da variável dependente (no nosso caso, presença e ausência), relativamente à variância dentro de cada grupo (Hair *et al.*, 1995). Esta análise envolve a elaboração de uma função discriminante, que assume a forma de uma combinação linear de 2 ou mais variáveis independentes:

$$z = a + w_1x_1 + w_2x_2 + w_ix_i$$

em que:

z - valor da função discriminante

a - constante da função

w_i - constante da variável i

A média dos valores discriminantes de todos os casos de um grupo é definida como centróide. A distância entre os centróides de cada grupo é uma medida da significância estatística da função, uma vez que quanto maior for esta distância, maior será a discriminação entre os grupos.

Os valores da função discriminante podem ser convertidos em valores de probabilidade de presença através da seguinte fórmula (Corsi *et al.*, 1999).

$$p(t|x) = \frac{\exp(-0.5 D_t^2(x))}{\sum \exp(-0.5 D_i^2(x))}$$

D_t^2 corresponde ao quadrado da diferença entre o valor da função discriminante (x) e o centróide da classe t (neste caso “presença”), conhecida como distância de Mahalanobis.

Quando se recorre a um procedimento *stepwise* para selecção das variáveis, o método incorpora hierarquicamente as variáveis que maximizam a distância entre os centróides.

A análise discriminante assume a normalidade da distribuição das variáveis e homogeneidade de covariâncias entre os grupos definidos. No entanto, quando estas assunções não são cumpridas, a análise pode ser igualmente útil para fins descritivos, apesar das inferências estatísticas deixarem de serem válidas (Neff & Marcus, 1980).

Tal como na regressão logística, foram atribuídos pesos diferentes a cada grupo de forma a equilibrar o número de casos analisados. A variável categórica LITO foi dividida em 3 variáveis binárias correspondentes a cada classe.

Como apenas duas variáveis sofreram alterações notórias na significância da hipótese de normalidade das suas distribuições após as transformações submetidas (PRET e ALTI -

passaram de $p < 0,01$ para $p < 0,05$), optou-se por incluir, além destas variáveis, todas aquelas que evidenciaram diferenças significativas no teste U de *Mann-Whitney* entre os grupos de presença e ausência da espécie (Austin, 1992).

A selecção das variáveis a incluir no modelo foi efectuada pelo método *forward stepwise* com o critério de entrada de p de F inferior a 0,05, corrigido pelo factor de Bonferroni.

As análises foram efectuadas no SPSS através das funções STATISTICS \Rightarrow CLASSIFY \Rightarrow DISCRIMINANT (SPSS Inc., 1997).

2.4.4 - Árvores de classificação

Os modelos baseados em árvores de classificação são ajustados através de regras de decisão que produzem partições binárias recursivas, dividindo a matriz de dados em subconjuntos de crescente homogeneidade (Segurado, 1998).

Apesar dos procedimentos formais para a inferência estatística destes modelos se encontrarem ainda numa fase de desenvolvimento, esta técnica tem ganho popularidade como análise exploratória e diagnóstica da adequação de modelos lineares (Clark & Pregibon, 1992).

Neste método não paramétrico, a variável resposta é nominal (presença e ausência), em contraposição com as situações anteriores, em que era numérica (0 e 1). As variáveis preditivas podem ser contínuas, intervalares ou nominais.

A análise dos dados foi efectuada no programa S-PLUS (Statistical Sciences, 1995) com base na matriz de dados resultante da análise exploratória. Este programa apresenta a vantagem de utilizar a estatística S, que permite a determinação da probabilidade associada a cada nó terminal (p_{ik} em que i = nó e k = classe) e da *deviance* e taxa de classificação correcta do modelo, assumindo o ponto de corte de 0,5. A *deviance* (D) é calculada pela seguinte fórmula:

$$D = \sum D_i \quad \text{em que} \quad D_i = -2 \sum_{k=1}^i n_{ik} \cdot \log(p_{ik}) \quad \text{e } p_{ik} \text{ é a proporção das classes em cada nó}$$

A construção das árvores, realizada pela função TREE do S-PLUS, continua até que a *deviance* em cada nó terminal seja inferior a 1% da *deviance* no nó da raiz ou o número de casos seja inferior a 10. No sentido de simplificar os modelos e evitar o seu sobre-

ajustamento à matriz de dados, foram realizadas operações de eliminação de ramos terminais. Esta operação, realizada pelo comando PRUNE.TREE, baseou-se na análise da evolução do número de quadrículas classificadas incorrectamente com a diminuição do número de nós terminais. Adicionalmente, foi também analisada esta relação em 10 árvores de classificação elaboradas através de operações de classificação cruzada, nas quais são cada uma construída apenas com 10% dos dados.

2.4.5 - Análise de sobreposição

A análise de sobreposição é um método que combina as variáveis ambientais com a presença das espécies, eliminando as que não evidenciam poder explicativo e recombinao as restantes. Deste modo, analisa-se a distribuição das presenças de uma determinada espécie nas classes das variáveis ambientais, excluindo-se aquelas onde a sua presença se verifica em todas as classes. Nas restantes variáveis, eliminam-se as classes onde a espécie está ausente e da combinação dos diferentes mapas obtidos resulta uma previsão da sua distribuição potencial (Brito *et al.*, *in press* a).

Este método, utilizado de uma forma não sistemática antes da tecnologia SIG, foi amplamente aplicado em estudos biogeográficos, uma vez que se baseia apenas na análise da distribuição das espécies sobre mapas ambientais (veja-se por exemplo, Bás López, 1982; Marco & Pollo, 1993). Arntzen (1981), aplicando uma metodologia semelhante, sugeriu que a distribuição de *C. lusitanica* se encontra circunscrita a zonas de precipitação superior a 1000 mm/ano e altitude inferior a 1500 m. No entanto, a aplicação dos SIG a esta técnica permitiu a integração de um número elevado de variáveis na análise e a definição de uma metodologia mais objectiva.

As variáveis contínuas resultantes da análise exploratória dos dados foram divididas em 10 e 20 classes de igual tamanho. Nas variáveis categóricas e discretas foi mantido o número de classes que possuíam. A análise da distribuição das presenças nas diferentes classes das variáveis ambientais foi efectuada no programa STATISTICA (StatSoft, Inc. 1993) através da elaboração de histogramas utilizando apenas os casos de presença.

As classes das variáveis que demonstraram poder explicativo foram reclassificadas no programa IDRISI para os valores 1 e 0, consoante se verificou, ou não, a presença da espécie na respectiva classe. Introduziu-se uma alteração ao método proposto por Brito *et al.* (*in press* a), não se eliminando as classes onde a espécie está ausente sempre que se tenha verificado a sua ocorrência simultânea em classes inferiores e superiores. Os mapas

resultantes foram depois multiplicados através dos comandos ANALYSIS ⇒ MATHEMATICAL OPERATORS ⇒ OVERLAY, funcionando o produto destes mapas como representação da distribuição potencial da espécie.

Para o cálculo da taxa de classificação correcta dos modelos, procedeu-se a uma contracção dos mapas preditivos (tal como descrito no ponto 2.2.2), de forma a obter a probabilidade de ocorrência da espécie em quadrículas 10x10 km. Estes dados foram depois compilados em *Excel*, onde foram comparados com os dados de distribuição real, obtendo-se as respectivas taxas de classificação correcta.

2.5 - REPRESENTAÇÃO GEOGRÁFICA DOS MODELOS

A representação dos modelos foi realizada com ajuda dos SIG. Os modelos de regressão logística, análise discriminante e árvores de classificação foram representados com uma paleta de 10 cores que exprimem as classes de probabilidade de ocorrência 0-10%, 11-20%, 21-30%, 31-40%, 41-50%, 51-60%, 61-70%, 71-80%, 81-90% e 91-100%, elaborada através da operação PALETTE WORKSHOP do IDRISI. Os mapas de distribuição potencial baseados nos modelos de análise de sobreposição foram representados a preto e branco, indicando-se apenas as classes “presença” e “ausência”.

Para a representação dos modelos de regressão logística e análise discriminante aplicaram-se as fórmulas dos modelos probabilísticos directamente na função ANALYSIS ⇒ MATHEMATICAL OPERATORS ⇒ IMAGE CALCULATOR do IDRISI.

Os modelos baseados em árvores de classificação foram representados recorrendo-se a operações lógicas que descrevem o percurso ao longo da árvore até cada nó terminal. Este passo foi efectuado através da função do ILWIS RASTER OPERATIONS ⇒ MAP CALCULATION.

A representação do modelo de análise de sobreposição resultou da multiplicação dos mapas das variáveis explicativas reclassificados nos valores 1 e 0, consoante se verificou, ou não, a presença da espécie nas respectivas classes.

2.6 – APLICAÇÕES DOS MODELOS

2.6.1 – Extrapolação dos modelos para Espanha

A extrapolação dos modelos preditivos da distribuição de *C. lusitanica* para Espanha foi realizada através das 4 técnicas de modelação descritas anteriormente. Para cada técnica, foram elaborados novos modelos, utilizando apenas as variáveis que se encontraram disponíveis em Espanha. Das variáveis disponíveis para modelar a distribuição da salamandra-lusitânica em Portugal, apenas não se conseguiram obter para Espanha: ACID, DURE, GEAA e LITO. Todos os modelos foram ajustados com a totalidade das quadrículas de Portugal, onde foram também aplicados para o cálculo da sua taxa de classificação correcta.

As variáveis GEAD, HUMI, INSO, PRET, TEMP e TJUL foram digitalizadas a partir dos mapas incluídos no Atlas Nacional de Espanha (IGN, 1992). O mapa de altitudes (ALTI) foi importado do site da *internet* <http://edcwww.cr.usgs.gov/doc/edchome/datasets/edcdata.html>, sendo, posteriormente, utilizado para gerar a variável DECL através do procedimento referido no ponto 2.2.2. O índice de vegetação NDVI foi adquirido ao Royal Dutch Meteorological Institute (KNMI).

2.6.2 – Simulação do efeito do Último Máximo Glaciar na biogeografia histórica de *C. lusitanica*

A previsão do efeito do Último Máximo Glaciar na distribuição de *C. lusitanica* foi efectuada com os modelos de regressão logística e análise discriminante, ambos ajustados com a totalidade dos dados de Portugal. A escolha destes métodos residiu na sua facilidade de manipulação e interface com os ambientes SIG.

As variáveis incluídas nesta análise foram aquelas cuja magnitude de variação durante este período é, de certa forma, conhecida ou previsível, nomeadamente a temperatura e precipitação, ou que não terão sofrido flutuações radicais desde o Último Máximo Glaciar até à actualidade, como são os casos de ALTI e DECL, que foram, por isso, utilizadas com os seus valores actuais.

Brosche (1982) refere uma depressão durante a época glacial de 8-10 °C nos valores de temperatura, quer anuais quer mensais, na Península Ibérica. O autor refere, ainda, que no Norte da Península esta diminuição terá atingido os 12-17 °C. No entanto, apesar de este

decréscimo de temperatura poder ser limitante para a espécie, a análise exploratória dos dados evidenciou que, actualmente, todas as variáveis referentes a este parâmetro possuem valores inferiores nas quadrículas afectadas à classe presença do que nas quadrículas onde está ausente. Assim sendo, a sua inclusão na simulação do efeito das glaciações na biogeografia da espécie produziria resultados antagónicos aos que seria lógico esperar, pelo que foram eliminadas da análise.

Durante o Último Máximo Glaciar uma grande quantidade de água estaria retida nos próprios glaciares, o que levou à diminuição do nível médio das águas do mar e ao desaparecimento de numerosas massas de água interiores (Pielou, 1991). Em consequência deste facto, a precipitação também diminuiu marcadamente, sendo, por exemplo, referida para outras regiões do globo uma redução de 50% em relação aos valores actuais (McGuigan *et al.*, 1998). Uma vez que não se conseguiram encontrar estimativas sobre a magnitude de variação da precipitação em Portugal para o período em questão, este valor foi igualmente adoptado para esta análise, a título exploratório.

Elaboraram-se, assim, 2 modelos (um de regressão logística e outro de análise discriminante) com os valores actuais das variáveis ALTI, DECL e PRET, ambos ajustados com a totalidade das quadrículas de Portugal. A selecção das variáveis a incluir nos modelos foi efectuada pelo método *forward stepwise*, sendo o valor de p necessário para a sua inclusão de 0,167 (calculado pela correcção de Bonferroni pela divisão de 0,05 por 3).

Este modelo foi depois aplicado nos SIG aos mapas das variáveis alteradas segundo os valores previstos para o Último Máximo Glaciar.

A ambos os modelos foi ainda sobreposta uma regra dedutiva baseada na classificação como áreas inadequadas para a espécie das zonas que se encontrariam acima da altitude de linha de neve permanente. Deste modo, foi construído, através de operações lógicas, um mapa que reclassificou as áreas acima do limite de neve com o valor 0 e as restantes com o valor 1. A multiplicação deste mapa com os mapas resultantes da aplicação dos modelos indutivos produziu, então, os mapas preditivos do efeito das glaciações na distribuição da espécie.

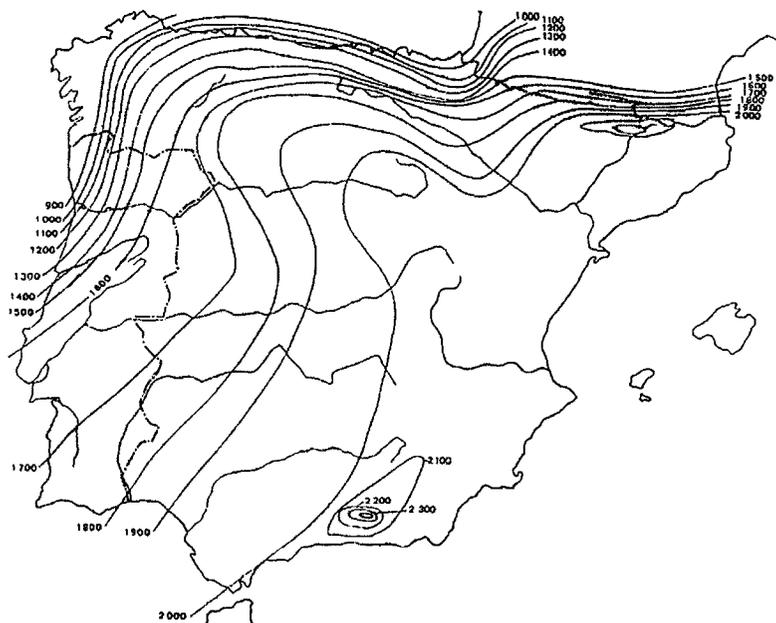


Figura 8 - Limite de neve em metros durante o Último Máximo Glaciar.
(adaptado de Brosche, 1982)

2.6.3 - Previsão do efeito do aquecimento global na distribuição de *C. lusitânica*

Tal como no caso anterior, as técnicas escolhidas para simular o efeito do aquecimento global na distribuição de *C. lusitânica* foram a regressão logística e a análise discriminante.

Estes modelos foram aplicados directamente nos SIG, substituindo-se, nas suas fórmulas, as variáveis de temperatura por novas variáveis com os valores previstos para Portugal para o próximo século.

As previsões das alterações climáticas, retiradas do *site* da *internet* da IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change) - <http://ipcc-ddc.cru.uea.ac.uk/> -, possuem uma resolução espacial de 417 x 278 km, sendo este valor reduzido para 295 x 278 km a partir dos 45° de latitude Norte e Sul. Estas previsões foram efectuadas através dos modelos climatéricos HadCM2, que se baseiam em estimativas do aumento da concentração atmosférica de todos os gases causadores do efeito de estufa, medidos em concentração de CO₂ equivalente. Os modelos prevêem para Portugal um aumento de temperatura de 2 °C, para 2050, e 3 °C, para 2080, sendo este valores coincidentes nas 3 variáveis de temperatura incluídas na matriz de dados (TEMP, TJAN e TJUL). A título exemplificativo apresentam-se nas figuras 9 e 10 as previsões da variação da temperatura média de Janeiro para o período analisado.

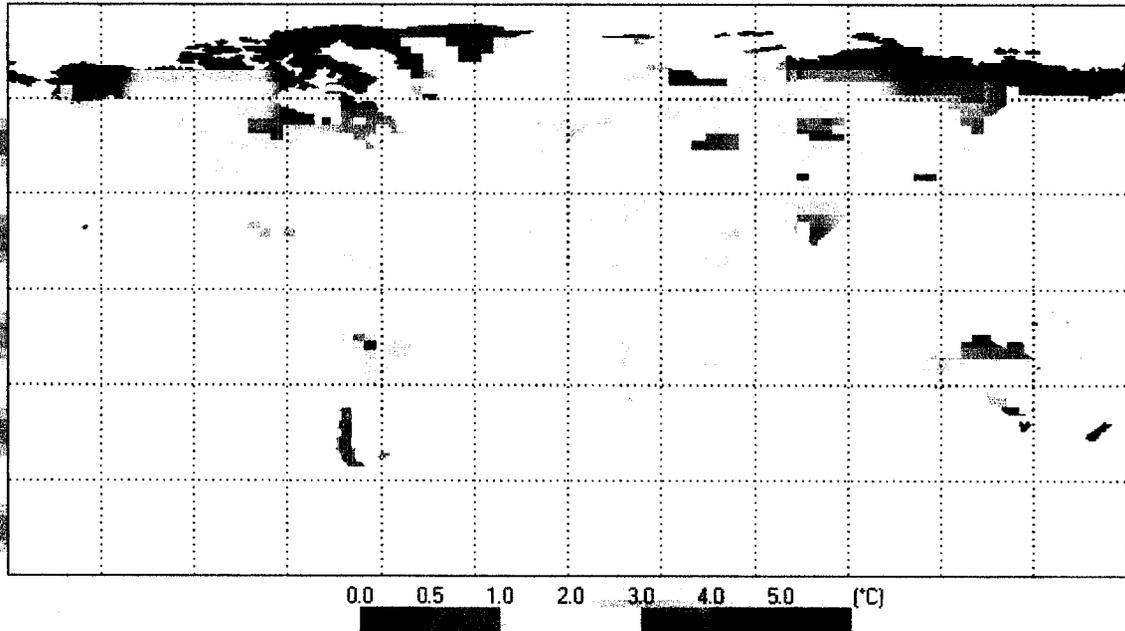


Figura 9 - Aumento da temperatura média de Janeiro (°C) previsto para 2050 segundo o modelo HadCM2.

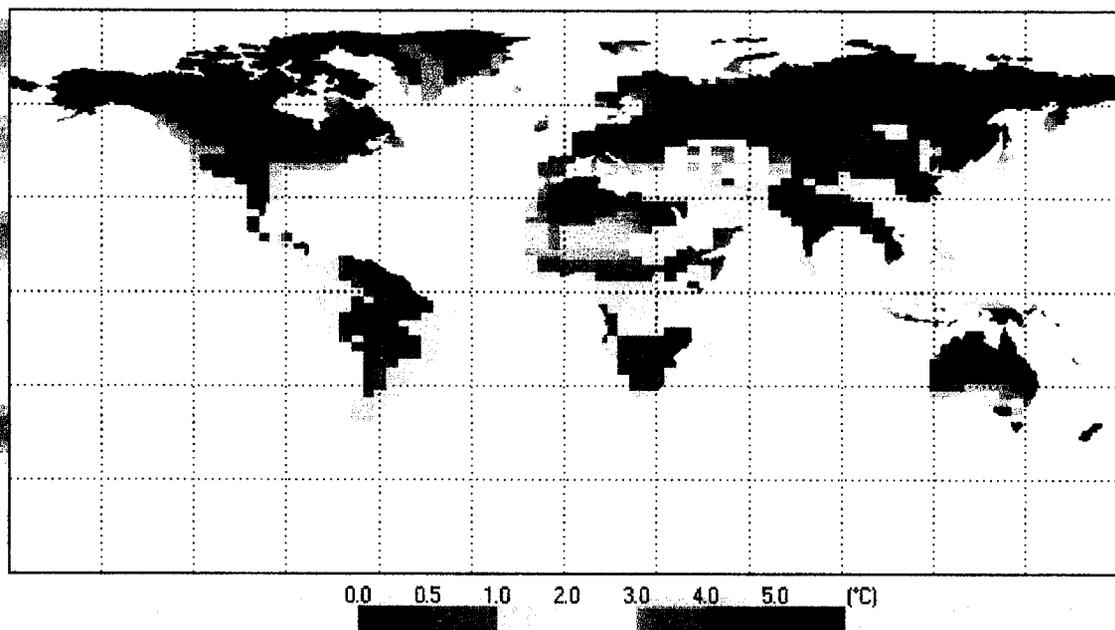


Figura 10 - Aumento da temperatura média de Janeiro (°C) previsto para 2080 segundo o modelo HadCM2.

3 - RESULTADOS

3.1 - ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

3.1.1 - Correlação entre as variáveis

Os resultados do teste de correlação de *Spearman*, agrupados através do método UPGMA, apresentam-se na figura 11.

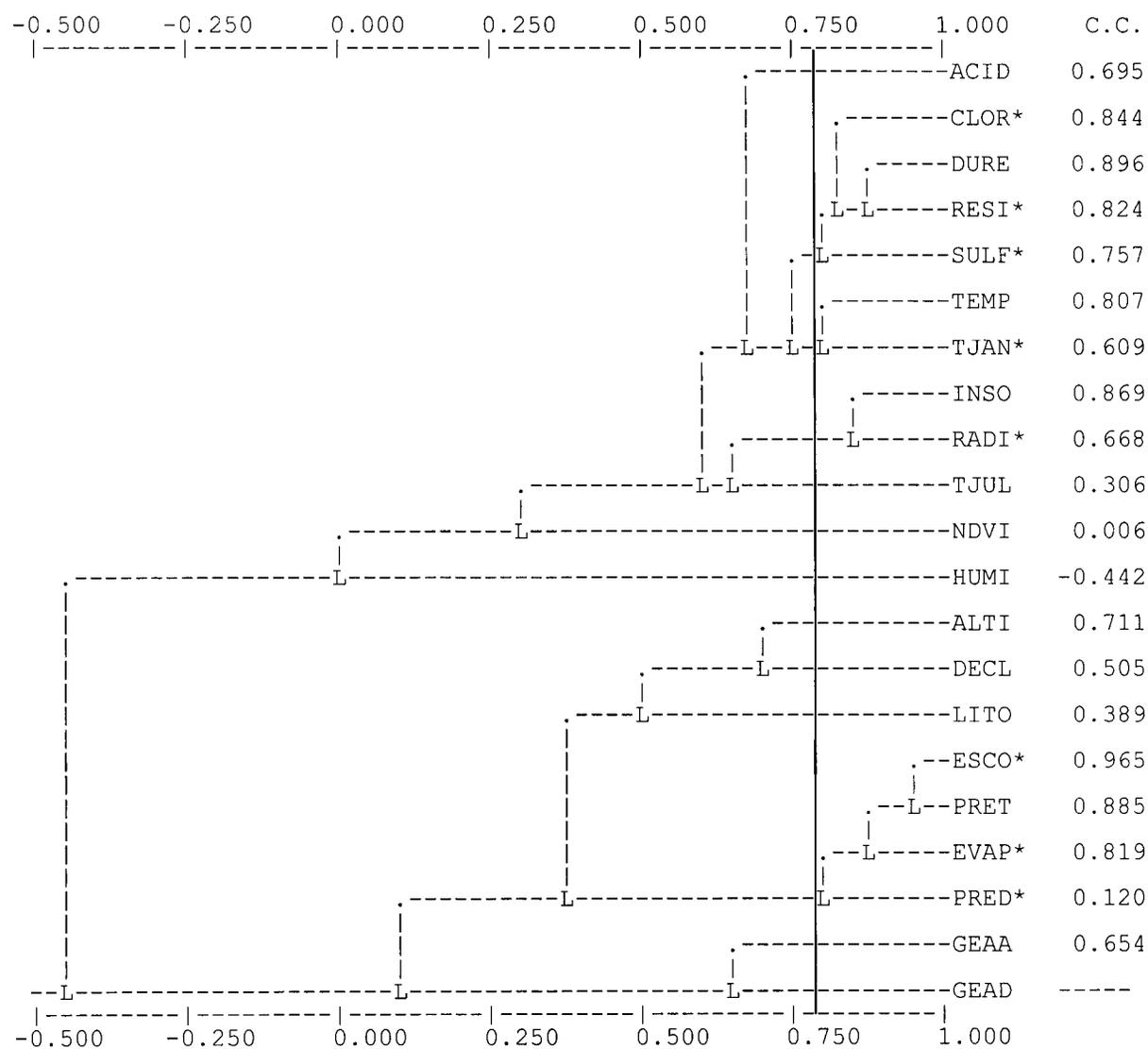


Figura 11 - Coeficientes de correlação de Spearman (C.C.) entre as variáveis ambientais, agrupadas pelo método UPGMA. A linha a cheio representa o valor 0,8. As variáveis assinaladas com um asterisco (*) foram eliminadas das análises seguintes.

Em face dos resultados obtidos, foi escolhido o valor de 0,8 como limite de correlação entre as variáveis, uma vez que este valor forneceu um bom compromisso entre o número de variáveis correlacionadas que foram eliminadas e a necessidade de incluir um número razoável de variáveis na análise. Além disso, o valor 0,8 foi o que produziu lotes de variáveis correlacionadas com maior significado climático e/ou físico-químico. Deste modo, de cada conjunto de variáveis correlacionadas acima deste valor, escolheu-se apenas uma, utilizando os critérios de selecção referidos no ponto 2.3 da metodologia. À excepção da análise discriminante, todas as análises subsequentes foram efectuadas com as 13 variáveis resultantes deste passo.

3.1.2 - Distribuição das variáveis

Os testes de *Kolmogorov-Smirnov* e U de *Mann-Whitney* (ver tabela 3) mostraram diferenças significativas para todas as variáveis entre os grupos “presença” e “ausência” de *Chioglossa lusitanica* (exceptuando a variável NDVI no teste U de *Mann-Whitney*). Na figura 12 mostram-se as distribuições das médias das classes para cada variável ambiental.

Tabela 3 - Médias e desvios padrões (S.D.) das classes de presença e ausência de *Chioglossa lusitanica* para cada variável ambiental e resultado dos testes de *Kolmogorov-Smirnov* (K-S) e U de *Mann-Whitney* (M-W) para identificação de diferenças entre estes grupos.

Variáveis	Ausências		Presenças		K-S	M-W
	média	S.D.	média	S.D.	P	P
ACID	5,344	2,522	2,348	0,969	< 0,001	< 0,001
ALTI	19,330	14,507	31,667	16,771	< 0,001	< 0,001
DECL	12,582	9,326	30,843	13,015	< 0,001	< 0,001
DURE	5,688	4,704	1,091	0,554	< 0,001	< 0,001
GEAA	35,587	13,990	32,162	15,908	< 0,001	< 0,001
GEAD	28,031	18,038	31,601	17,369	< 0,01	< 0,01
HUMI	74,088	3,860	75,985	4,729	< 0,001	< 0,001
INSO	138,182	9,884	121,015	7,964	< 0,001	< 0,001
NDVI	126,071	14,182	123,389	7,807	< 0,001	n.s.
PRET	36,058	8,935	72,985	17,180	< 0,001	< 0,001
TEMP	150,340	16,497	123,364	17,689	< 0,001	< 0,001
TJUL	219,455	18,921	186,985	14,194	< 0,001	< 0,001

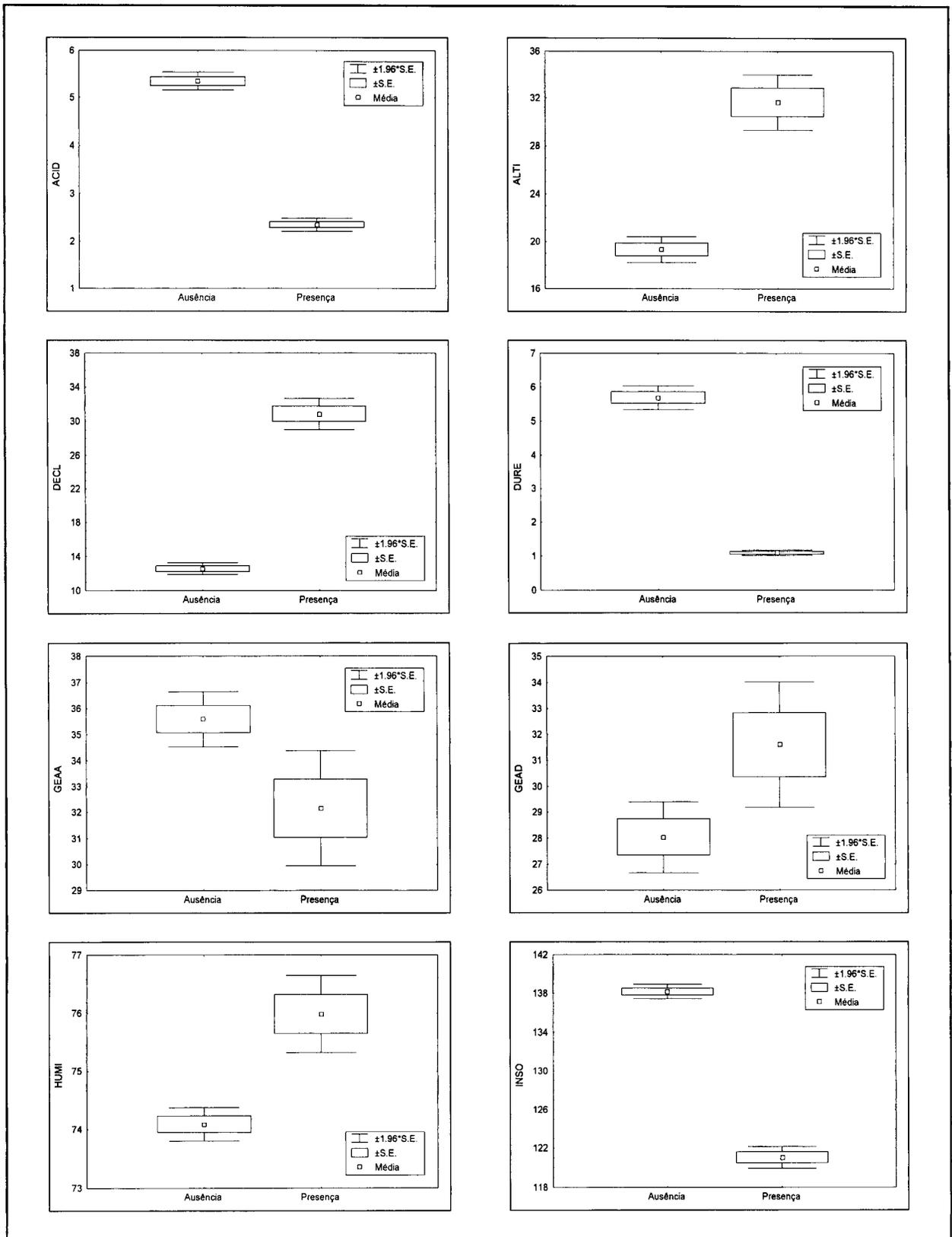


Figura 12 - Média, erro padrão (S.E.) e respectivo intervalo de confiança das variáveis ambientais quantitativas para as classes de presença e ausência de *C. lusitânica* (continua).

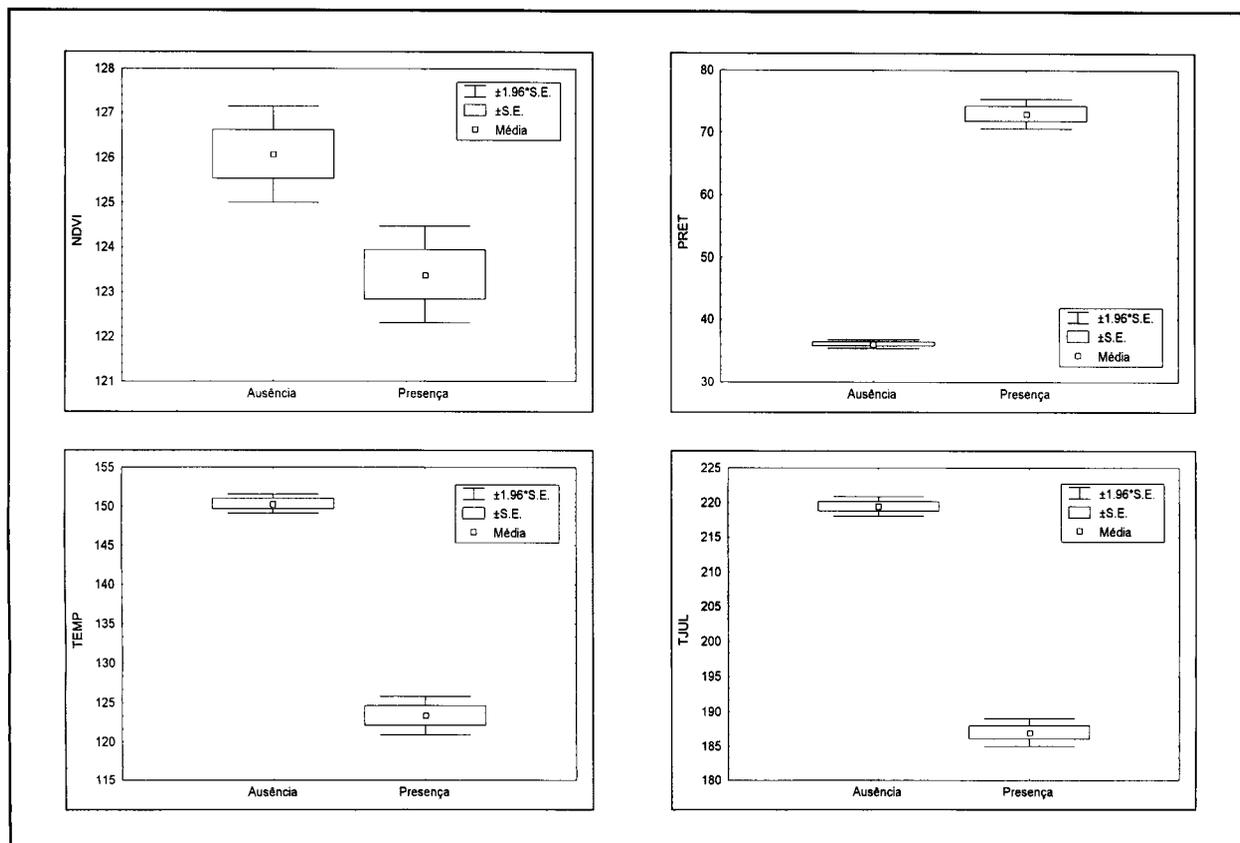


Figura 12 (continuação) – Média, erro padrão (S.E.) e respectivo intervalo de confiança das variáveis ambientais quantitativas para as classes de presença e ausência de *C. lusitânica*.

Pela análise da figura 12 verifica-se que as variáveis ALTI, DECL, GEAD, HUMI e PRET possuem valores superiores nas quadrículas afectadas à classe “presença” de *C. lusitânica* do que nas quadrículas onde não foi detectada. Pelo contrário, as variáveis ACID, DURE, INSO, NDVI, TEMP e TJUL possuem valores mais elevados nas quadrículas afectadas à classe “ausência”.

Os resultados dos testes de χ^2 para a variável categórica LITO mostraram diferenças significativas entre os grupos “presença” e “ausência” para as classes 1 (rochas sedimentares), com uma associação negativa com a presença da espécie, e 3 (rochas eruptivas), com uma associação positiva (ver tabela 4 e figura 13).

Tabela 4 - Resultados dos testes de χ^2 para as variáveis qualitativas.

Variável	χ^2	<i>p</i>
LITO_1	91,26	$p < 0,001$
LITO_2	1,78	n.s.
LITO_3	71,55	$p < 0,001$

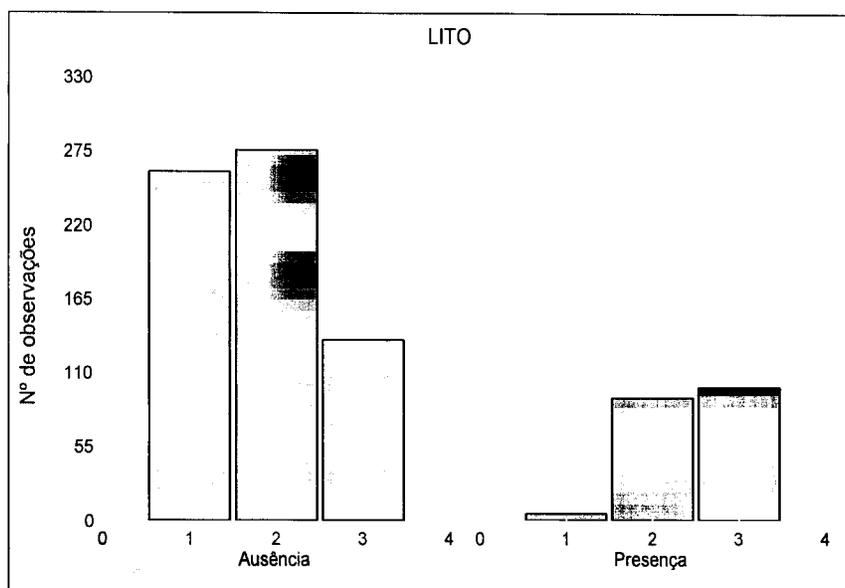


Figura 13 - Histograma categorizado da variável LITO.

Uma vez que os pressupostos teóricos da análise discriminante assumem a normalidade da distribuição das variáveis, esta hipótese foi avaliada pelo teste de *Kolmogorov-Smirnov*. Os resultados deste teste demonstraram que nenhuma das variáveis possui distribuição normal (ver tabela 5). No intuito de eliminar os desvios verificados, efectuaram-se transformações logarítmicas, de raiz quadrada e *Box Cox*, cujos resultados se apresentam na tabela 6.

Tabela 5 - Resultado do teste de normalidade *Kolmogorov-Smirnov* para as variáveis ambientais.

Variável	D máx.	p
ACID	0,176	< 0,01
ALTI	0,147	< 0,01
DECL	0,145	< 0,01
DURE	0,274	< 0,01
GEAA	0,063	< 0,01
GEAD	0,084	< 0,01
HUMI	0,077	< 0,01
INSO	0,103	< 0,01
LITO	0,213	< 0,01
NDVI	0,133	< 0,01
PRET	0,200	< 0,01
TEMP	0,185	< 0,01
TJUL	0,095	< 0,01

Tabela 6 - Resultado do teste de normalidade *Kolmogorov-Smirnov* após transformação das variáveis ambientais (continua).

Variável	variável transformada	transformação	D máx.	p
ACID	ACIDLN	logarítmica	0,190	< 0,01
	ACIDSQR	raiz quadrada	0,168	< 0,01
	ACIDBOX	Box-Cox	0,183	< 0,01
ALTI	ALTILN	logarítmica	0,050	< 0,05
	ALTISQR	raiz quadrada	0,083	< 0,01
	ALTIBOX	Box-Cox	0,047	< 0,05
DECL	DECLLN	logarítmica	0,078	< 0,01
	DECLSQR	raiz quadrada	0,106	< 0,01
	DECLBOX	Box-Cox	0,080	< 0,01
DURE	DURELN	logarítmica	0,290	< 0,01
	DURESQR	raiz quadrada	0,271	< 0,01
	DUREBOX	Box-Cox	0,300	< 0,01
GEAA	GEAALN	logarítmica	0,098	< 0,01
	GEAASQR	raiz quadrada	0,052	< 0,05
	GEAABOX	Box-Cox	0,048	< 0,05
GEAD	GEADLN	logarítmica	0,165	< 0,01
	GEADSQR	raiz quadrada	0,077	< 0,01
	GEADBOX	Box-Cox	0,074	< 0,01
HUMI	HUMILN	logarítmica	0,086	< 0,01
	HUMISQR	raiz quadrada	0,081	< 0,01
	HUMIBOX	Box-Cox	0,077	< 0,01
INSO	INSOLN	logarítmica	0,110	< 0,01
	INSOSQR	raiz quadrada	0,107	< 0,01
	INSOBOX	Box-Cox	0,095	< 0,01
NOAA	NOAALN	logarítmica	0,113	< 0,01
	NOAASQR	raiz quadrada	0,123	< 0,01
	NOAABOX	Box-Cox	-	-
PRET	PRETLN	logarítmica	0,140	< 0,01
	PRETSQR	raiz quadrada	0,172	< 0,01
	PRETBOX	Box-Cox	0,077	< 0,01
TEMP	TEMPLN	logarítmica	0,206	< 0,01
	TEMPsQR	raiz quadrada	0,195	< 0,01
	TEMPBOX	Box-Cox	-	-
TJUL	TJULLN	logarítmica	0,089	< 0,01
	TJULSQR	raiz quadrada	0,086	< 0,01
	TJULBOX	Box-Cox	0,105	< 0,01

Da análise da tabela 6 verifica-se que as transformações efectuadas foram ineficazes para normalizar a distribuição das variáveis. Além disso, apenas as variáveis ALTI e GEAA sofreram alterações na significância da hipótese de normalidade das suas distribuições (passando de $p < 0,01$ para $p < 0,05$) após as transformações a que foram sujeitas. Em face

destes resultados, optou-se por incluir na análise discriminante, além das variáveis ALTIBOX, GEAABOX (as transformações *Box-Cox* foram as que forneceram melhores resultados), todas aquelas que demonstraram diferenças significativas nos testes de *Kolmogorov-Smirnov*, U de *Mann-Whitney* ou χ^2 , entre as classes de “presença” e “ausência” da espécie.

3.2 – MODELOS DE REGRESSÃO LOGÍSTICA

3.2.1 – Modelo ajustado com a totalidade dos dados

O modelo ajustado com a informação referente à totalidade da área de estudo incluiu 5 variáveis: DECL, DURE, GEAA, PRET e TJUL.

Tabela 7 – Coeficientes das variáveis incluídas no modelo e respectivos erros padrões (S.E.), valores do teste *Wald* e significância (*p*). As variáveis estão dispostas por ordem de entrada no modelo.

Variável	Coeficiente (βx)	S.E.	<i>Wald</i>	<i>p</i>
PRET	0,171	0,021	69,223	< 0,001
DURE	-0,687	0,145	22,458	< 0,001
GEAA	-0,080	0,013	36,765	< 0,001
DECL	0,082	0,082	18,386	< 0,001
TJUL	-0,059	0,016	14,372	< 0,001
constante (β_0)	5,499	3,693	2,217	0,136

A taxa de classificação correcta (TCC) total do modelo foi superior para o valor 0,8 (96,31%) (fig. 14). No entanto, esta situação deve-se essencialmente à elevada desproporção de quadrículas afectadas a ambas as classes (77,22% quadrículas de “ausência” e 22,48% de “presença”), pelo que quanto mais bem classificada for a classe predominante, maior será a taxa de classificação total. Assim, optou-se por utilizar o valor 0,5 como ponto de corte, uma vez que produz os resultados mais equilibrados entre as TCC das “presenças” e “ausências”.

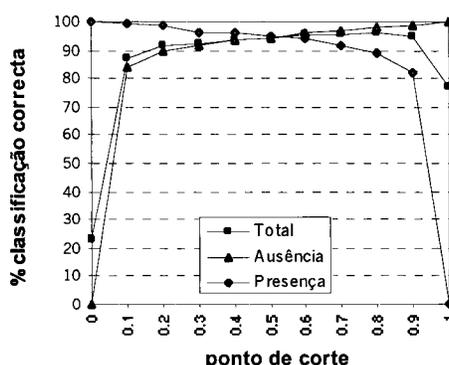


Figura 14 – Taxa de classificação correcta do modelo ajustado com a totalidade dos dados para cada ponto de corte.

Este modelo classifica correctamente 94,48% do total de células de Portugal, 94,19% das quadrículas afectadas à classe de “presença” e 94,95% das quadrículas afectadas à classe “ausência”.

O mapa de distribuição potencial de *C. lusitanica* (ver fig. 15) fornecido por esta técnica evidencia uma elevada sobreposição espacial com a sua distribuição conhecida.

Contudo, surgem algumas áreas fora dos limites de distribuição conhecidos para a espécie onde a probabilidade de ocorrência se situa acima dos 50%. Destacam-se, nesta situação, as serras de Montesinho e Nogueira, no Nordeste de Portugal, a serra da Malcata no interior Centro, as serras de Aire e Candeeiros, no litoral Centro, e dois isolados nas serras de Sintra e de Monchique. Destas regiões, a serra da Malcata é a única para a qual modelo atribui alguma continuidade com a área de distribuição conhecida, ligando-se à serra da Estrela através de uma estreita faixa de habitat potencialmente favorável.

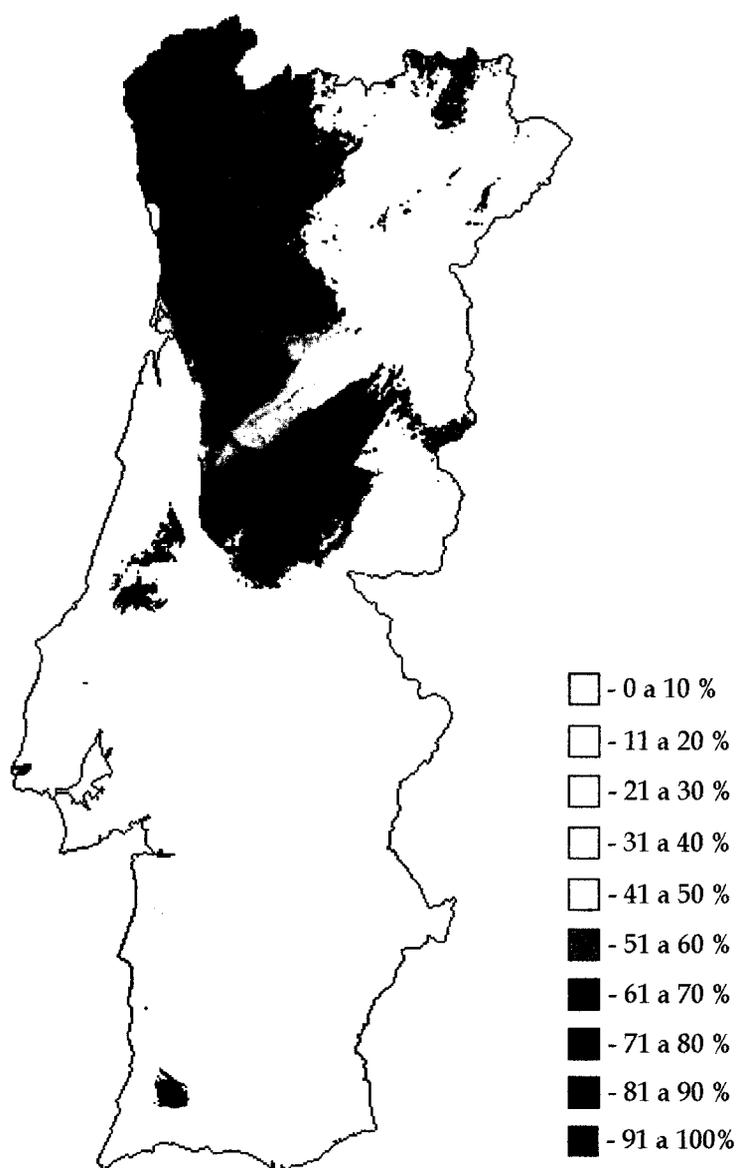


Figura 15 - Representação espacial do modelo ajustado com a informação referente à totalidade da área de estudo.

Ainda segundo este modelo, o vale do rio Mondego divide parcialmente a distribuição potencial da espécie em dois grandes núcleos que comunicam apenas no seu extremo Oeste.

3.2.2 – Modelos ajustados com 20% dos dados

A tabela 8 resume os resultados obtido na modelação dos 10 subconjuntos ajustados com 220 células retiradas aleatoriamente da matriz de dados.

Tabela 8 – Coeficientes das variáveis incluídas nos 10 modelos, respectivos erros padrões (S.E.), valores do teste *Wald* e significâncias. As variáveis estão dispostas por ordem de entrada no modelo.

Variável	Coeficiente (βx)	S.E.	<i>Wald</i>	<i>p</i>
Modelo 1				
PRET	0,256	0,045	32,329	< 0,001
LITO			11,697	0,003
LITO_1	-4,595	1,355	11,505	0,001
LITO_2	-1,180	0,676	3,045	0,081
constante (β_0)	-11,640	2,104	30,608	< 0,001
Modelo 2				
PRET	0,231	0,044	28,172	< 0,001
DURE	-1,995	1,055	3,578	0,058
constante (β_0)	-9,272	2,316	16,030	< 0,001
Modelo 3				
PRET	0,200	0,035	32,516	< 0,001
DECL	0,114	0,036	10,096	0,001
constante (β_0)	-12,646	2,092	36,535	< 0,001
Modelo 4				
PRET	0,220	0,040	29,950	< 0,001
ACID	-,569	0,246	5,334	0,021
constante (β_0)	2,353	2,353	18,481	< 0,001
Modelo 5				
PRET	0,227	0,033	48,401	< 0,001
constante (β_0)	-11,732	1,716	46,747	< 0,001
Modelo 6				
PRET	0,244	0,038	41,942	< 0,001
constante (β_0)	-12,606	1,607	41,337	< 0,001
Modelo 7				
PRET	0,236	0,046	26,598	< ,001
GEAA	-,097	0,030	10,193	0,001
ACID	-,6478	0,219	8,728	0,003
constante (β_0)	-6,590	2,030	10,539	0,001
Modelo 8				
PRET	0,293	0,051	32,617	< 0,001
LITO			13,281	0,001
LITO_1	-2,761	1,142	5,842	0,016
LITO_2	1,323	0,794	2,781	0,095
constante (β_0)	-15,060	2,709	30,895	< 0,001
Modelo 9				
PRET	0,243	0,053	21,149	< 0,001
ACID	-1,125	0,434	6,732	0,009
DECL	0,276	0,078	12,368	< 0,001
ALTI	-0,180	0,053	11,376	< 0,001
constante (β_0)	-10,479	2,632	15,849	< 0,001
Modelo 10				
PRET	0,235	0,036	41,736	< 0,001
constante (β_0)	-12,068	1,890	42,580	< 0,001

Na figura 16 apresentam-se os mapas de distribuição potencial da espécie elaborados a partir destes 10 modelos.

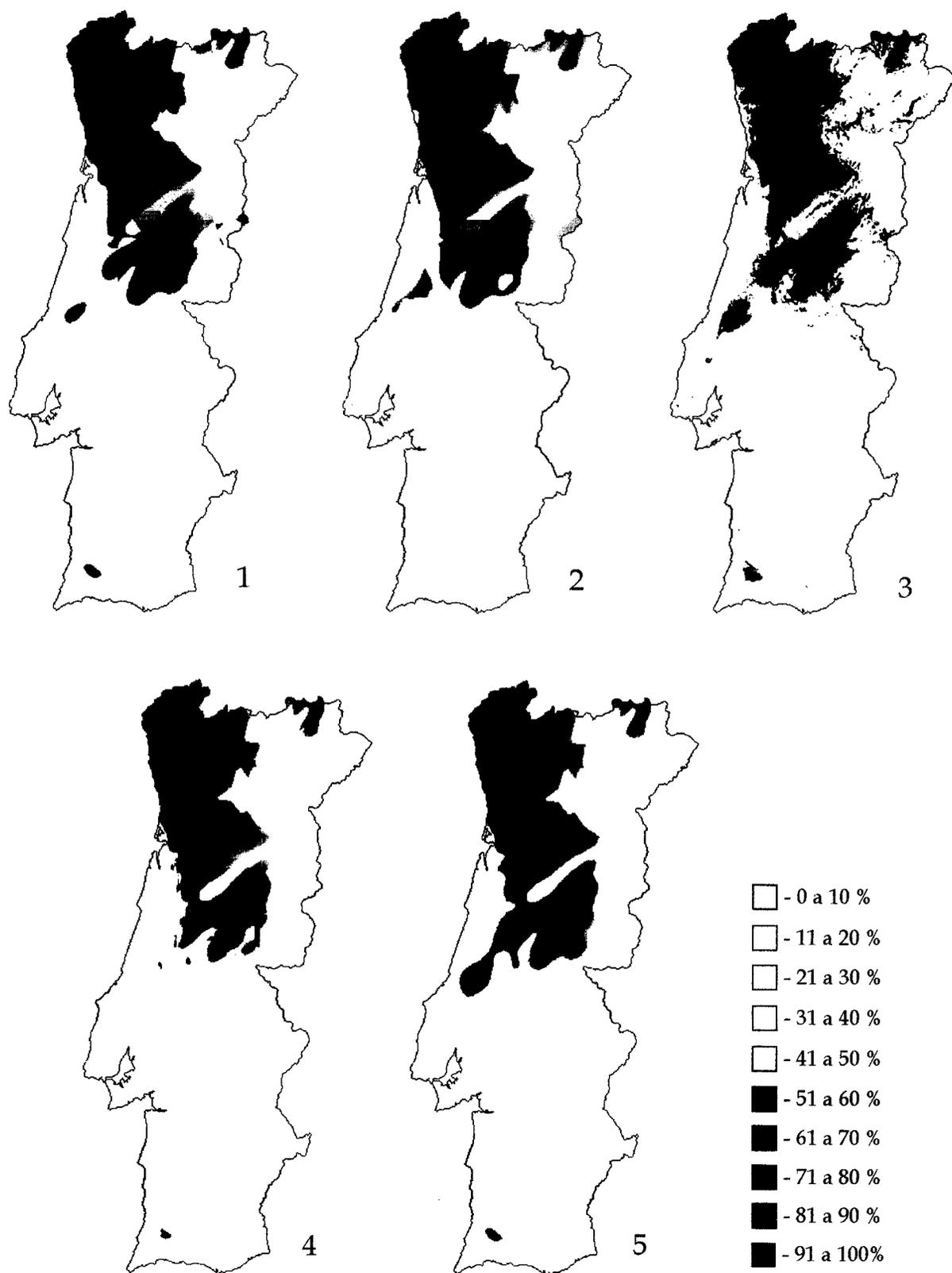


Figura 16 - Representação espacial dos modelos ajustados com 20% da informação da área de estudo (1 a 5).
(continua)

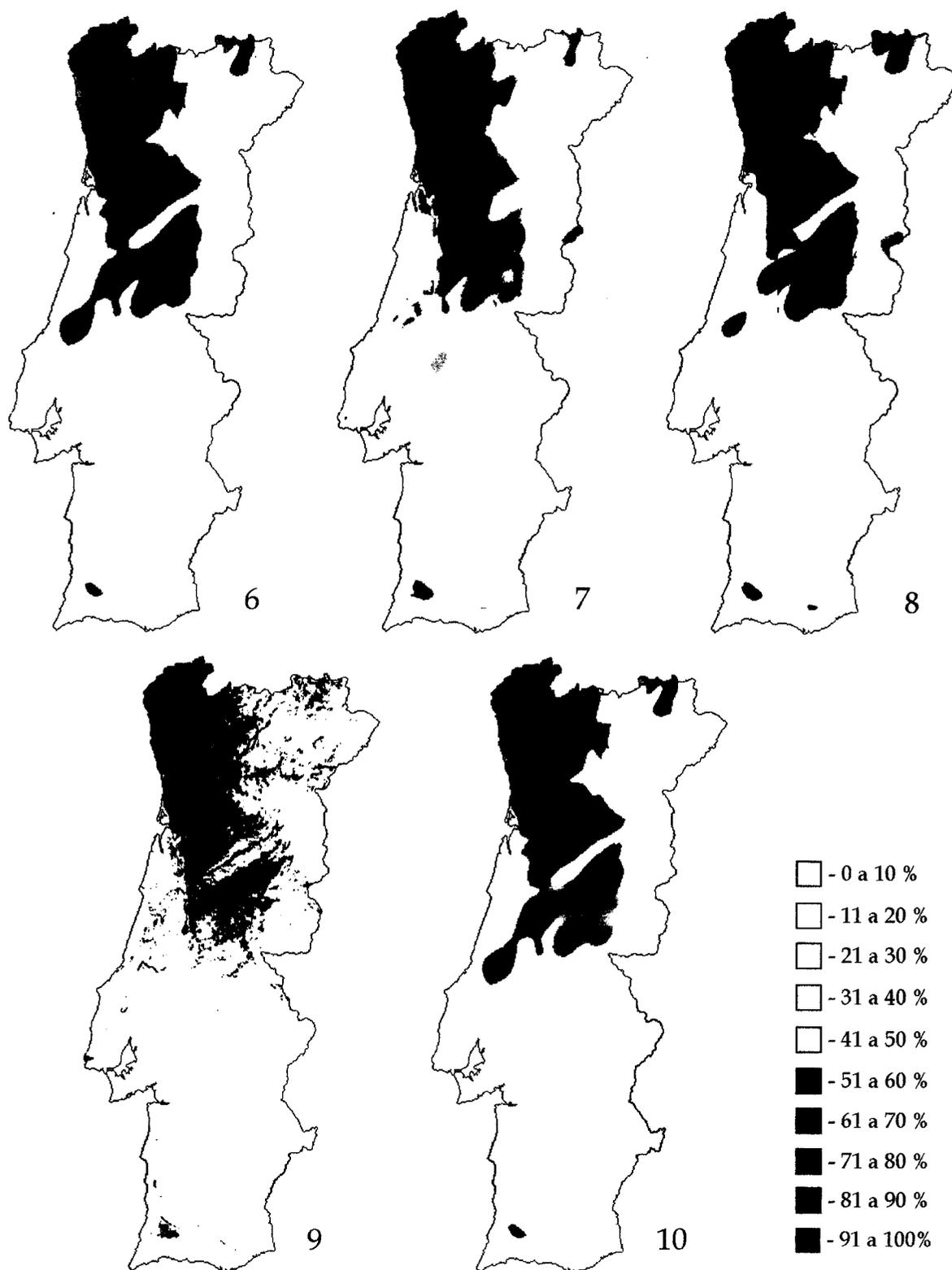


Figura 16 (continuação) - Representação espacial dos modelos ajustados com 20% da informação da área de estudo (6 a 10).

A representação gráfica dos modelos ajustados com 20% da informação da área de estudo revelou uma certa homogeneidade espacial entre os 10 modelos. As principais diferenças entre as áreas de distribuição potencial de *C. lusitanica* destes modelos surgem essencialmente na identificação de áreas potenciais para a espécie fora dos seus limites de distribuição conhecidos. Apesar desta variação, são classificadas como áreas adequadas para a espécie, de forma mais ou menos consistente, as serras de Montesinho, Nogueira, Malcata, Aire, Candeeiros, Sintra e Monchique. Tal como no caso anterior, o vale do Mondego surge, na maioria dos modelos, como uma barreira parcial entre as áreas de distribuição potencial situadas a norte e a sul deste rio.

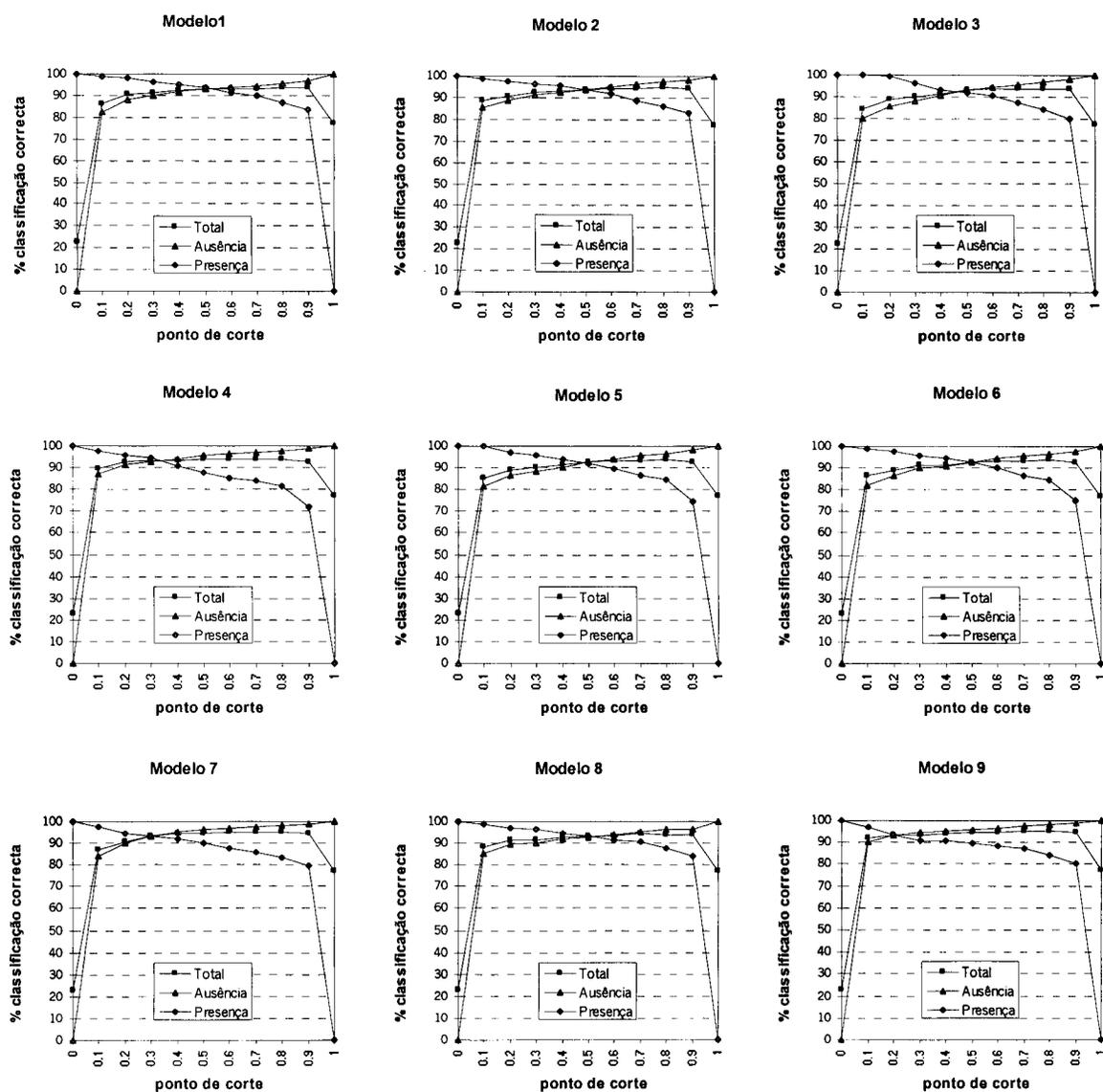


Figura 17 - Comparação das taxas de classificação correcta para cada ponto de corte para os 10 modelos ajustados com 20% da informação. (continua)

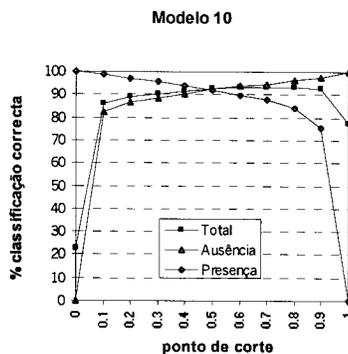


Figura 17 (continuação) - Comparação das taxas de classificação correcta para cada ponto de corte para os 10 modelos ajustados com 20% da informação.

A análise da evolução da TCC ao longo dos diferentes pontos de corte (ver fig. 17) evidenciou maioritariamente valores mais elevados para o ponto de corte 0,9, o que se deveu, mais uma vez, à desproporção existente entre o número de “presenças” e de “ausências”. Apesar disso, o ponto onde existe um maior equilíbrio entre a TCC das “ausências” e das “presenças” é o valor 0,5. Além disso, este valor permite uma comparação mais objectiva entre os diferentes modelos e técnicas de modelação, sendo por isso o ponto de corte adoptado para todos os modelos.

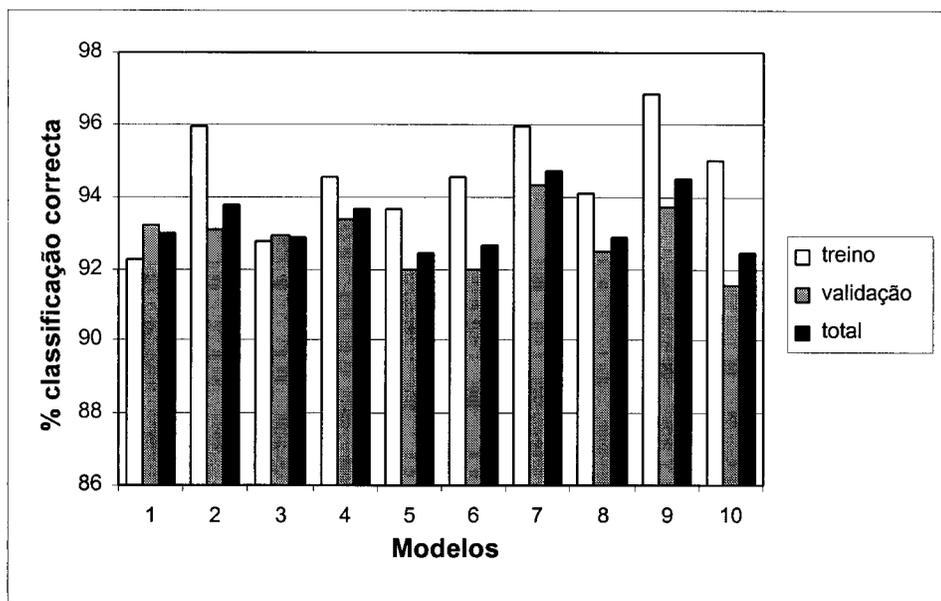


Figura 18 - Comparação das taxas de classificação correcta (TCC) das amostras de treino, de validação e completa dos 10 modelos.

O valor médio de TCC das amostras completas dos 10 modelos foi de 93,28% ($\pm 0,264$), sendo o valor mínimo obtido no modelo 5 (92,40%) e o valor máximo atingido no modelo 7 (94,71%).

Como seria de esperar, os modelos apresentam valores de TCC significativamente superiores nas amostras de treino do que nas amostras de validação ($z=-2,570$, $p<0,05$, $n=10$). No entanto, não se verificaram diferenças significativas entre as TCC das amostras de treino e totais. De igual modo, não se identificaram correlações significativas quer entre as TCC das amostras de treino e de validação ($r=0,489$, $p=0,151$, $n=10$), quer entre as amostras de treino e completas ($r=0,137$, $p=0,707$, $n=10$), verificando-se mesmo valores mais elevados nas amostras de validação e completas do que nas amostras de treino nos modelos 2 e 4.

Os 10 modelos ajustados com 20% das células de Portugal demonstraram uma elevada heterogeneidade na composição de variáveis ambientais (ver tabelas 9 e 10). A variável PRET foi a única que surgiu em todos os modelos, sendo a frequência de inclusão das restantes variáveis bastante reduzida.

Tabela 9 - Frequência de inclusão das variáveis ambientais nos 10 modelos ajustados com 20% da informação.

Variável	Frequência
PRET	10
ACID	3
DECL	2
LITO	2
ALTI	1
DURE	1
GEAA	1

A selecção das variáveis que surgiram mais vezes nestes 10 modelos ficou assim limitada a uma única variável (PRET), com a qual se realizou um novo modelo utilizando a totalidade das células da área de estudo. Este modelo classificou correctamente 92,23% do total das células, 92,55% das “ausências” e 91,92% das “presenças”.

Uma vez que este valor foi inferior à média de TCC dos modelos elaborados com 20% das células, experimentou-se o efeito do aumento do número de variáveis no modelo na sua TCC. Deste modo, foi sucessivamente forçada a inclusão das variáveis que entraram nos 10 modelos anteriores, consoante a sua frequência de ocorrência, elaborando-se mais 3 modelos cujos resultados se resumem na tabela 10.

Tabela 10 - Coeficientes das variáveis incluídas no modelo, e respectivos erros padrões (S.E.), valores do teste *Wald* e probabilidade (p). As variáveis estão dispostas por ordem de entrada no modelo.

Variável	Coeficiente (βx)	S.E.	<i>Wald</i>	<i>p</i>
Modelo E1				
PRET	0,221	0,016	195,277	< 0,001
constante (β_0)	-11,357	0,816	193,814	< 0,001
TCC 92,13%				
Modelo E2				
PRET	0,209	0,017	21,133	< 0,001
ACID	-0,357	0,078	155,272	< 0,001
constante (β_0)	-9,454	0,903	109,551	< 0,001
TCC 93,80%				
Modelo E3				
PRET	0,203	0,018	126,722	< 0,001
ACID	0,335	0,109	9,431	0,002
DECL	0,497	0,218	5,203	0,023
LITO				0,109
LITO_1	-1,245	75,075	0,000	0,987
LITO_2	-0,482	0,649	0,552	0,458
LITO_3	0,758	0,408	3,450	0,063
constante (β_0)	-11,228	1,188	89,356	< 0,001
TCC 93,51%				
Modelo E4				
PRET	0,201	0,020	99,204	< 0,001
ACID	-0,330	0,144	5,215	0,022
DECL	0,926	0,293	10,001	0,016
LITO			0,855	0,836
LITO_1	2,478	75,091	0,001	0,974
LITO_2	-0,590	0,778	0,574	0,449
LITO_3	0,099	0,441	0,050	0,823
ALTI	-0,143	0,226	0,405	0,528
DURE	-0,420	0,158	7,056	0,008
GEAA	-0,061	0,015	15,671	< 0,001
constante (β_0)	-8,511	1,400	36,980	< 0,001
TCC 94,37%				

De uma maneira geral, verificou-se um aumento da taxa de classificação correcta com o aumento de variáveis incluídas nos modelos. No entanto, mesmo utilizando a totalidade de variáveis (7) que entraram nos 10 modelos ajustados com 20% dos dados (modelo E4), a sua TCC (94,37%) é inferior à obtida no modelo ajustado com a totalidade dos dados (94,48%), que incluiu apenas 5 variáveis.

Além disso, algumas variáveis forçadas a entrar nos modelos por este método evidenciam valores de significância dos seus coeficientes muito superiores a 0,05 (e.g. LITO e ALTI no modelo E4).

3.3 – MODELOS DE ANÁLISE DISCRIMINANTE

O modelo de análise discriminante incluiu 6 variáveis: ACID, ALTIBOX, DECL, LITO_1, PRET e TJUL.

Tabela 11 - Coeficientes da função discriminante das variáveis incluídas no modelo.

Variável	coeficiente
ACID	0,117
ALTIBOX	1,343
DECL	-0,016
LITO_1	1,052
PRET	-0,045
TJUL	0,027
constante β_0	-5,776

As médias dos resultados da função discriminante para cada classe, denominadas neste método como centróides, foram de -1,622 para as “presenças” e de 1,622 para as “ausências”. A simetria verificada nestes valores deveu-se à atribuição de “pesos” diferentes a cada classe, durante a análise dos dados, de forma a equilibrar o seu número de casos. Deste modo, o ponto de corte da função, entre as classes “presença” e “ausência”, situa-se a meio da distância entre os centróides, ou seja no valor 0.

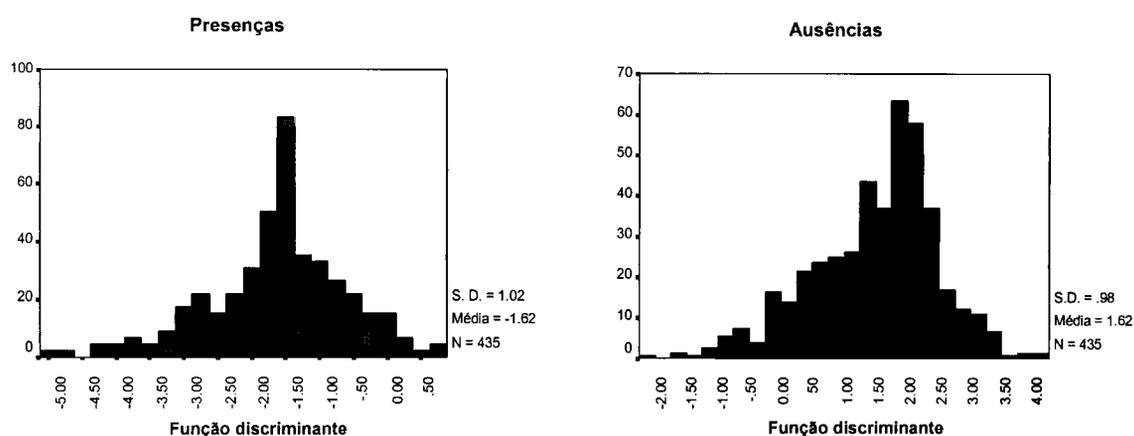


Figura 19 – Histograma dos resultados da função discriminante para as classes de presença e ausência de *C. lusitânica*

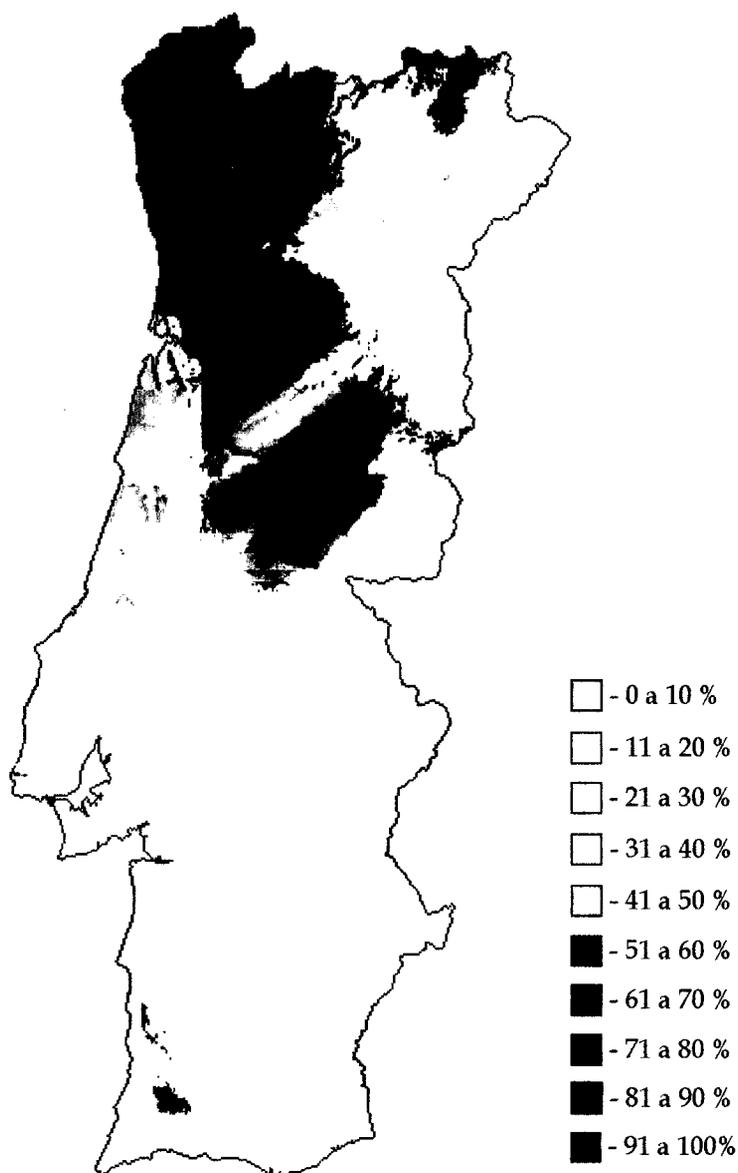


Figura 20 - Representação espacial do modelo ajustado através do método de análise discriminante.

Este modelo classifica correctamente 94,30% do total de células da área de estudo, valor muito próximo do obtido através do método de regressão logística.

De igual modo, o padrão espacial da distribuição potencial apresenta uma elevada similaridade com o produzido pela técnica anterior. As principais diferenças da representação espacial deste modelo residem na não classificação como áreas potencialmente favoráveis das serras de Aire e Candeeiros e de pequenas áreas no Nordeste de Portugal, correspondentes a troços de vales fluviais afluentes do rio Douro, e na diminuição acentuada da área potencial na serra de Sintra.

3.4 - MODELOS BASEADOS EM ÁRVORES DE CLASSIFICAÇÃO

A árvore de classificação completa elaborada a partir da matriz de dados resultante do ponto 3.1.1 compreendeu 21 nós terminais e incluiu 8 variáveis: PRET, GEAD, NDVI, GEAA, DECL, HUMI, ALTI, ACID, DURE e TJUL. A *deviance* residual média deste modelo foi de 0,077 e a TCC situou-se nos 98,39%.

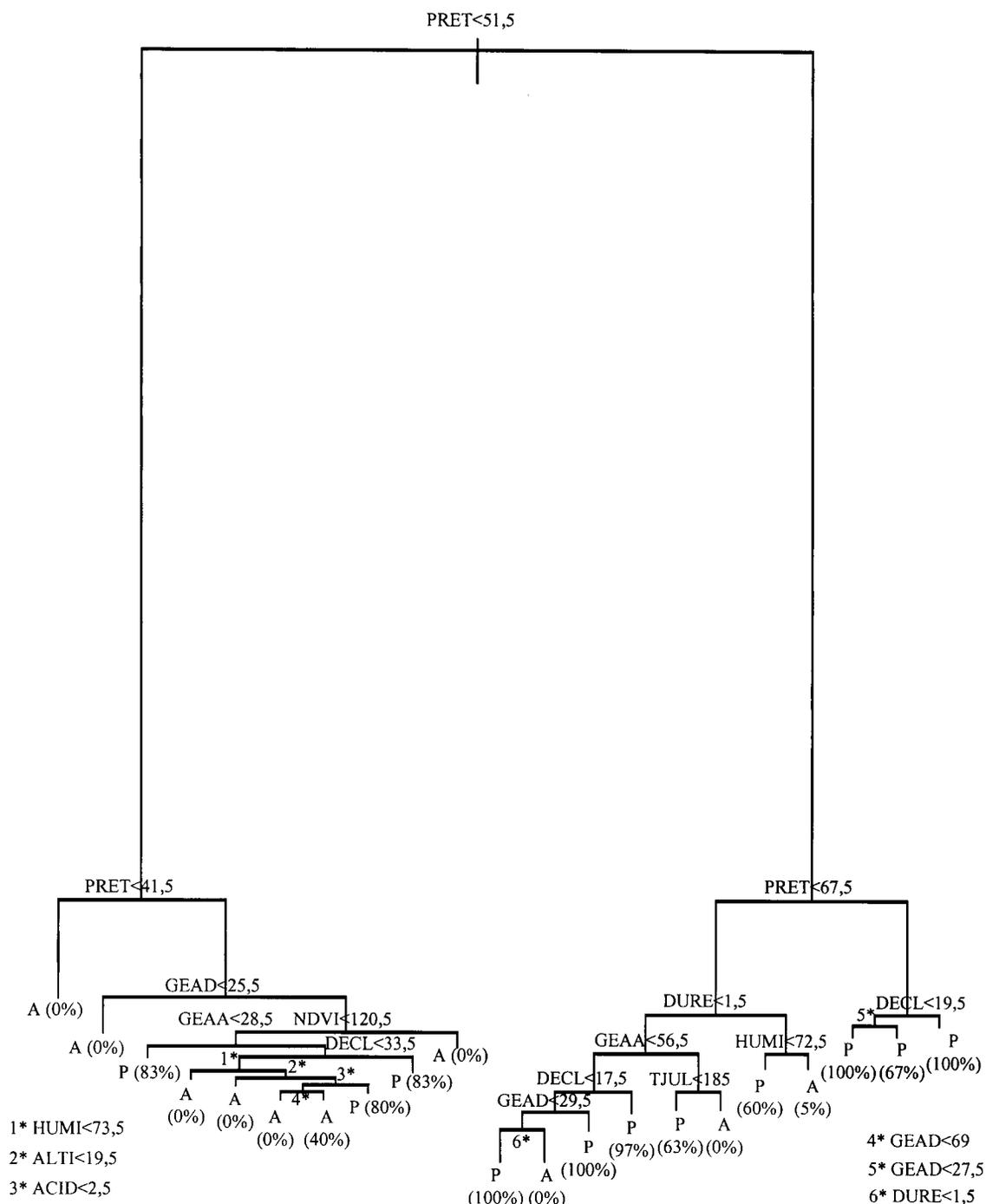


Figura 21 - Árvore de classificação total. P - presença, A - ausência. Entre parêntesis assinala-se a probabilidade de ocorrência associada a cada nó terminal.

O modelo elaborado com base nesta árvore de classificação foi utilizado para produzir o mapa de distribuição potencial representado na figura 22.

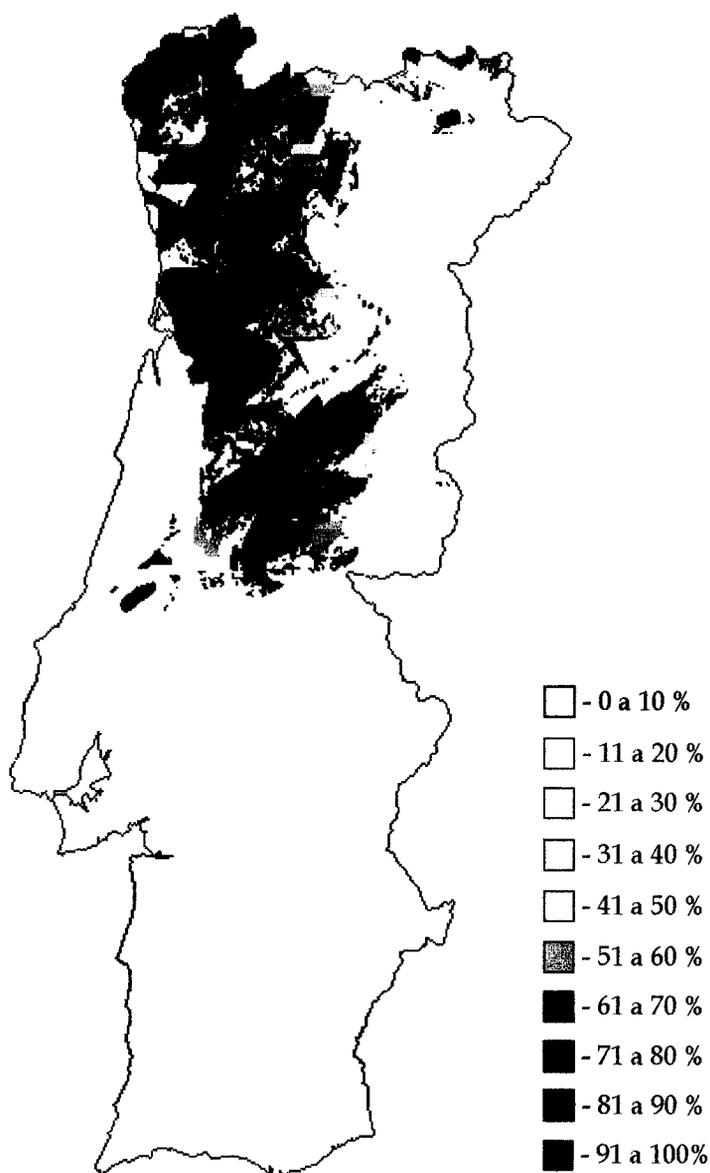


Figura 22 - Representação espacial do modelo elaborado a partir da árvore de classificação total.

Como pode ser constatado na figura 21, este modelo possui uma elevada complexidade, o que dificulta a sua interpretação e utilização. Além disso, este procedimento produz um sobreajustamento do modelo à matriz de dados (Segurado, 1998). Assim, procedeu-se à operação de eliminação de ramos da árvore deste modelo de modo a diminuir o seu número de nós terminais.

Esta operação foi efectuada com base na relação entre a diminuição da complexidade da árvore e o aumento do número de quadrículas classificadas incorrectamente (ver fig. 23),

tendo-se escolhido o modelo com 5 nós terminais por parecer fornecer a melhor solução de compromisso entre estes parâmetros.

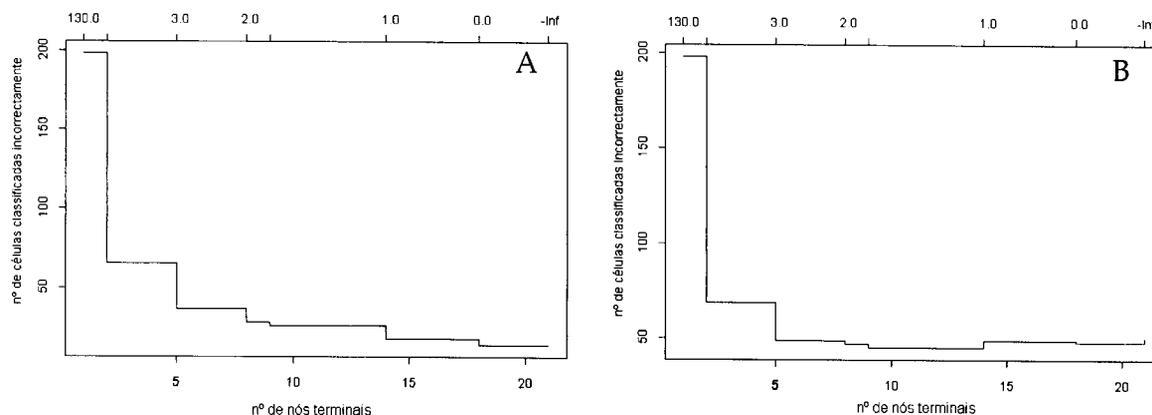


Figura 23 - Evolução do número de quadrículas classificadas incorrectamente com aumento do número de nós terminais do modelo. A- calculada a partir da matriz de dados, B - calculada através da operação de validação cruzada.

Este modelo, cuja árvore de classificação se esquematiza na figura 24, incluiu 3 variáveis: PRET, DURE e GEAA. A *deviance* residual do modelo foi de 0,312 e a sua aplicação à matriz de dados, elaborada pelo programa S-PLUS, classificou correctamente 95,74% das células da área de estudo.

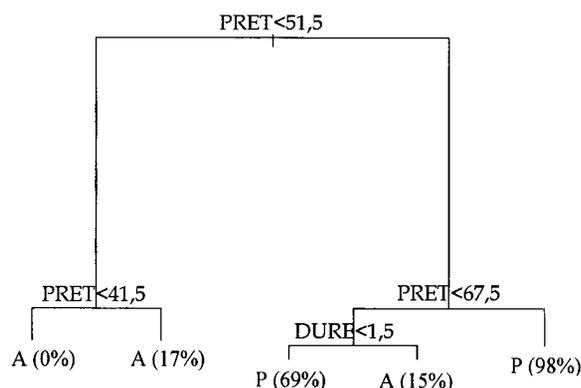


Figura 24 - Árvore de classificação com 5 nós terminais. P - presença, A - ausência. Entre parêntesis assinala-se a probabilidade de ocorrência associada a cada nó terminal.

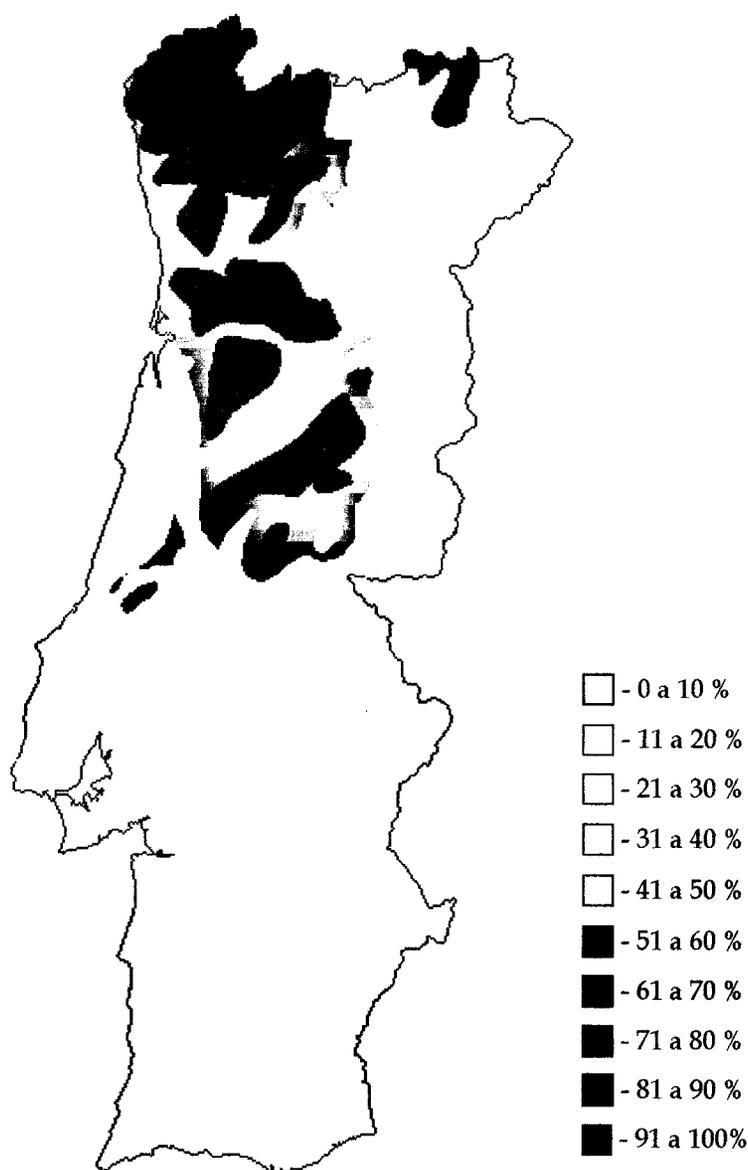


Figura 25 - Representação espacial do modelo elaborado a partir da árvore de classificação com 5 nós terminais.

Nas árvores de classificação, o espaçamento entre os diferentes níveis é proporcional à importância do respectivo nó (Statistical Sciences, 1995), pelo que as bifurcações com maior impacto são produzidas, em ambas as árvores, pela variável PRET.

As representações espaciais dos dois modelos baseados em árvores de classificação produziram padrões de distribuição potencial algo semelhantes. Os únicos locais apontados por estes modelos como potencialmente favoráveis para *C. lusitanica* fora da sua área de distribuição conhecida foram as serras de Montesinho e Nogueira, no extremo Nordeste de Portugal, e as serras de Aire e Candeeiros, no litoral Centro. Tal como nos modelos anteriores, o rio Mondego surge como uma barreira parcial entre as áreas potencialmente favoráveis para a espécie localizadas a norte a sul deste rio.

3.5 - MODELOS DE ANÁLISE DE SOBREPOSIÇÃO

Neste método, a modelação da distribuição baseia-se na eliminação das classes das variáveis nas quais a espécie não ocorre e na sobreposição dos mapas resultantes.

A análise da distribuição das “presenças” nas classes das variáveis ambientais discretas ou categóricas identificou como informativas as variáveis ACID e DURE, uma vez que não se verificou a ocorrência da espécie em quadrículas com valores médios acima da classe 5, em ambos os casos (ver fig 26).

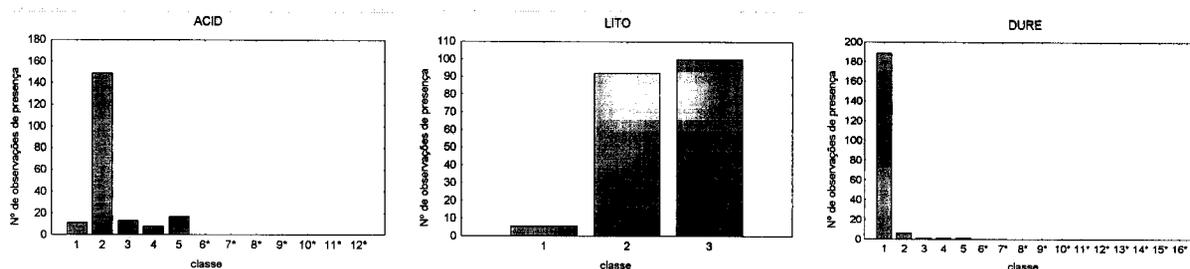


Figura 26 - Distribuição das presenças de *C. lusitanica* nas classes das variáveis categóricas e discretas. As classes assinaladas com um asterisco (*) foram eliminadas dos mapas das variáveis.

A distribuição das presenças nas variáveis contínuas, após a sua divisão em 10 classes, identificou como informativas as variáveis INSO, NDVI, PRET, TEMP e TJUL (ver fig. 27). A divisão das variáveis em 20 classes, além de alargar o número de classes a eliminar das variáveis INSO, NDVI, PRET e TEMP, incluiu uma nova variável - DECL.

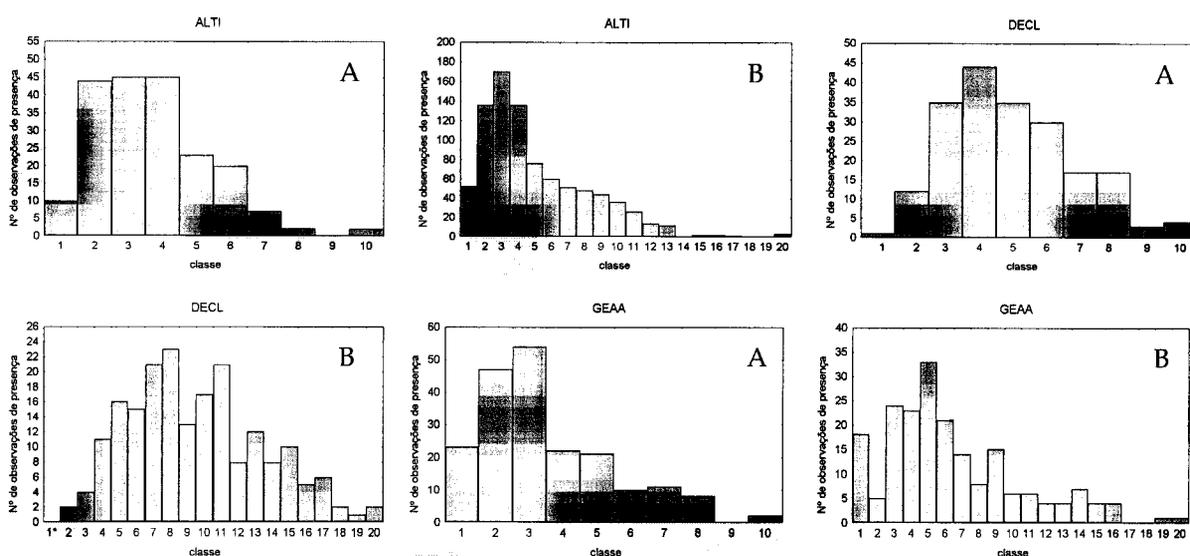


Figura 27 - Distribuição das presenças de *C. lusitanica* nas classes das variáveis contínuas. A - variáveis divididas em 10 classes, B - variáveis divididas 20 classes. As classes assinaladas com um asterisco (*) foram eliminadas dos mapas das variáveis. (continua)

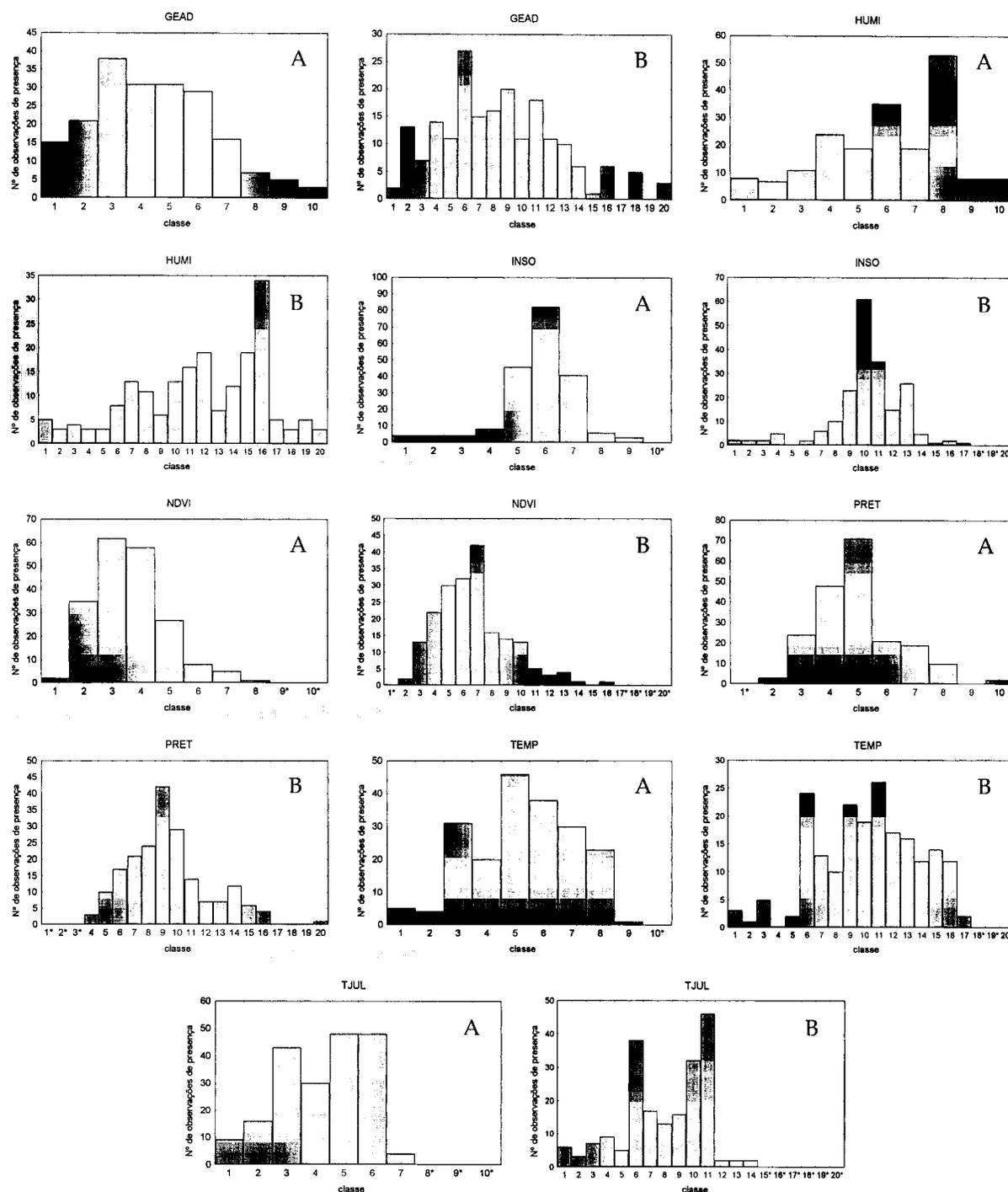


Figura 27 (continuação)- Distribuição das presenças de *C. lusitanica* nas classes das variáveis contínuas. A - variáveis divididas em 10 classes, B - variáveis divididas 20 classes. As classes assinaladas com um asterisco (*) foram eliminadas dos mapas das variáveis.

Após a eliminação das classes onde não se verificou a presença da espécie, os mapas destas variáveis foram sobrepostos, fornecendo os mapas de distribuição potencial representados na figura 28.

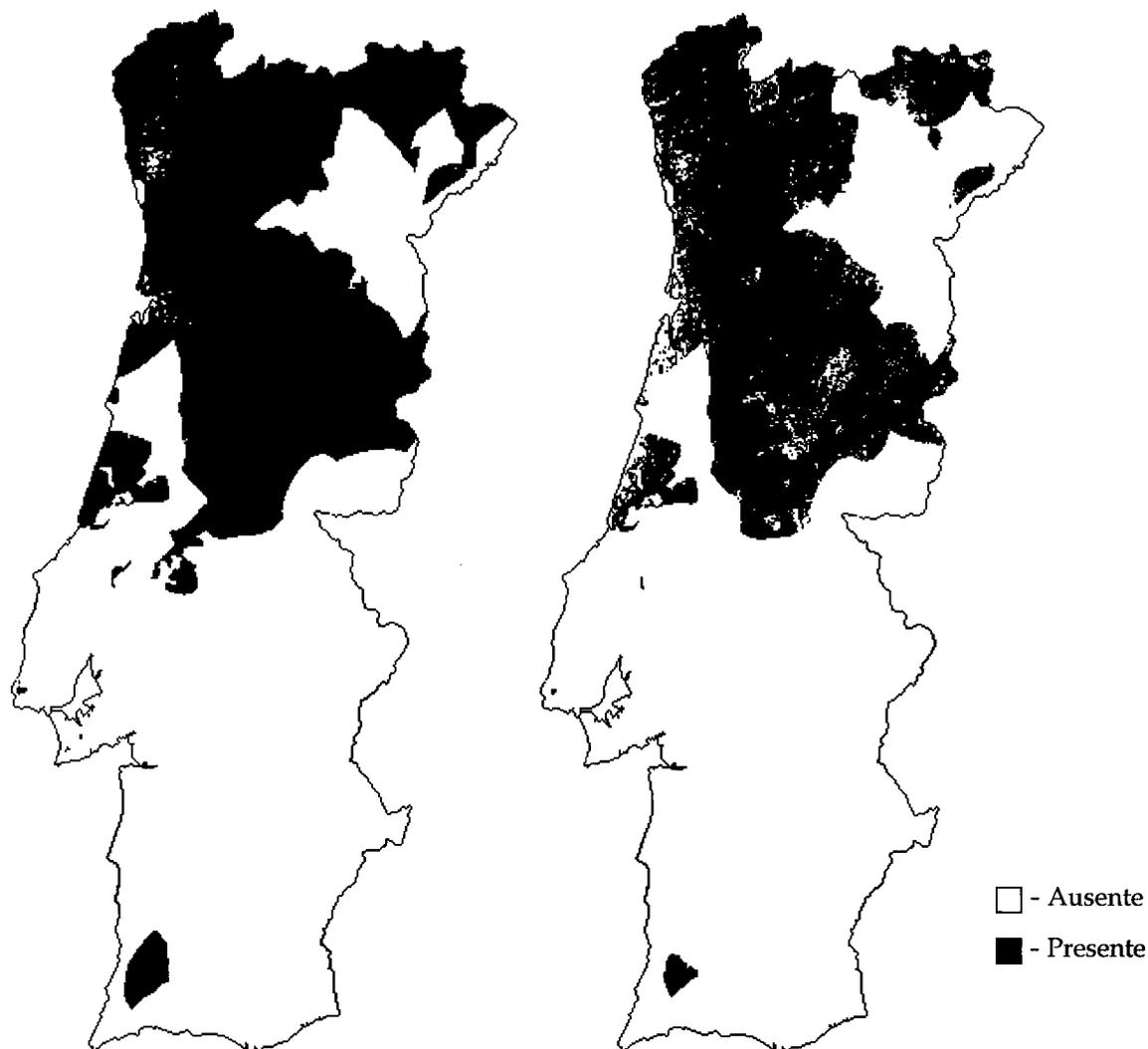


Figura 28 - Representação espacial dos modelos de análise de sobreposição. A - variáveis contínuas divididas em 10 classes, B - variáveis contínuas divididas em 20 classes.

O modelo A classifica correctamente 83,08% do total de quadrículas de Portugal, 98,49% das quadrículas afectadas à classe “presença” e 78,51% das quadrículas afectadas à classe “ausência”. A TCC do modelo B foi de 88,15%, sendo este valor de 96,97% para as quadrículas afectadas à classe “presença” e de 85,54% para a classe “ausência”.

As áreas de distribuição potencial da espécie fornecidas por este método incluem a totalidade da distribuição conhecida da espécie. Contudo, estas previsões encontram-se claramente sobrestimadas, incluindo regiões onde as condições não são aparentemente propícias à sua ocorrência, nomeadamente uma extensa área a leste da serra da Estrela, parte do planalto mirandês e do litoral Centro do país.

3.6 - EXTRAPOLAÇÃO DOS MODELOS PARA ESPANHA

3.6.1 - Modelos de Regressão Logística

O modelo de regressão logística elaborado com os factores ambientais disponíveis para Espanha incluiu 4 variáveis: ALTI, DECL, PRET e TJUL, cujas constantes se apresentam na tabela 12. A TCC deste modelo para Portugal foi de 92,96%.

Tabela 12 - Coeficientes das variáveis incluídas no modelo e respectivos erros padrões (S.E.), valores do teste *Wald* e significância (p). As variáveis estão dispostas por ordem de entrada no modelo.

Variável	Coeficiente (βx)	S.E.	<i>Wald</i>	<i>p</i>
PRET	0,181	0,018	98,231	< 0,001
DECL	0,131	0,023	31,621	< 0,001
ALTI	-0,063	0,014	19,612	< 0,001
TJUL	-0,052	0,015	11,880	< 0,001
constante (β_0)	-0,087	3,407	0,000	0,978

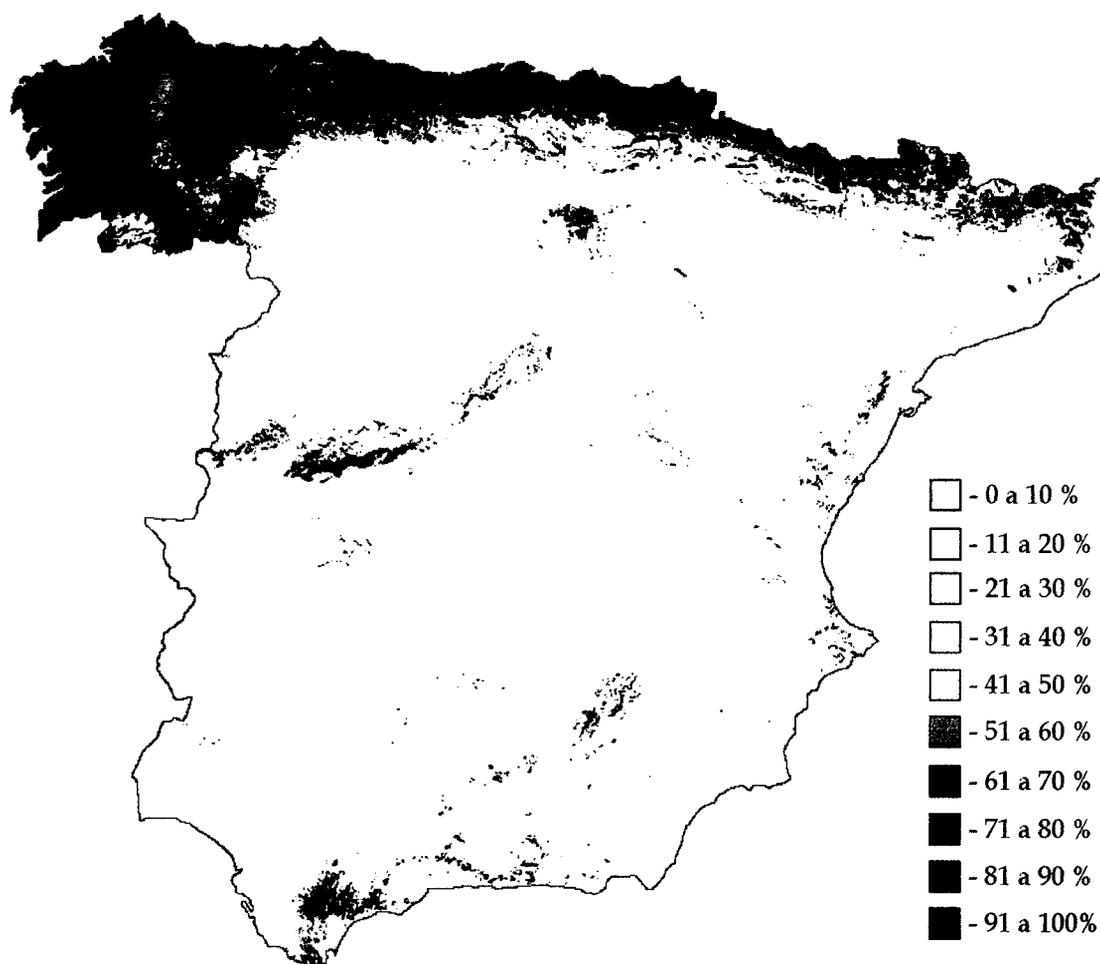


Figura 29 - Representação espacial da extrapolação do modelo de regressão logística para Espanha.

A extrapolação do modelo de regressão logística para Espanha classificou como favoráveis todas as áreas de distribuição conhecidas da espécie naquele país (Vences, 1997). Contudo, a área de distribuição potencial é bastante superior à sua distribuição conhecida, englobando, ainda, todo o litoral Norte do país a leste das Astúrias, os Pirinéus, a serra de Sanabria e vários isolados montanhosos correspondentes às serras de La Demanda, no Norte, Gredos e Gata, no Sistema Central espanhol, e Ronda, no Sul da Península Ibérica.

3.6.2 – Modelos de Análise Discriminante

A análise discriminante realizada com as 9 variáveis ambientais disponíveis para Espanha incluiu no modelo PRET e TJUL. Os centróides das classes situaram-se em -1,455, para a classe “ausência”, e em 1,455, para a classe “presença”. Este modelo classificou correctamente 92,70% do total de células de Portugal.

Tabela 13 – Coeficientes da função discriminante das variáveis incluídas no modelo.

Variável	coeficiente
PRET	0,058
TJUL	-0,024
constante β_0	1,677

A área de distribuição potencial de *C. lusitanica* em Espanha, produzida a partir do modelo de análise discriminante, concentrou-se quase exclusivamente no Norte da Península Ibérica (ver fig. 30). Esta área engloba todas as localizações conhecidas da espécie naquele país, estendendo-se, ainda, até à serra de Sanabria e por todo o litoral Norte até aos Pirinéus. O único local fora desta área classificado como medianamente favorável localiza-se no extremo Sul da Península Ibérica, na serra de Ronda.

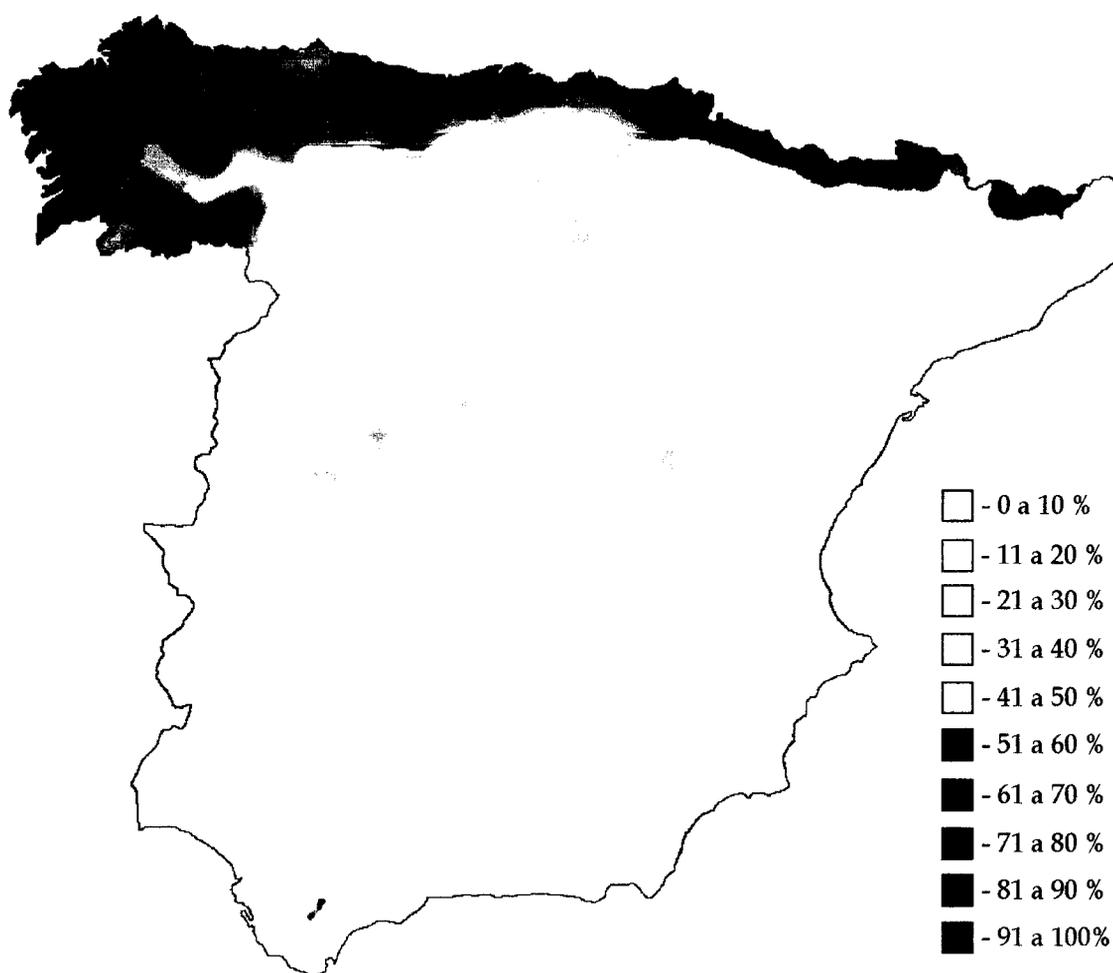


Figura 30 - Representação espacial da extrapolação do modelo de análise discriminante a Espanha.

3.6.3 - Modelos baseados em Árvores de Classificação

A árvore de classificação com 5 nós terminais elaborada para Espanha incluiu apenas 2 variáveis: PRET e GEAD (ver fig. 31). Este modelo classificou correctamente 92,41% das quadrículas de Portugal e possui uma *deviance* residual média de 0,268.

A extrapolação deste modelo para Espanha classificou como área potencial para a ocorrência da espécie toda a região a norte de Portugal, estendendo-se para leste por uma faixa litoral até aos Pirinéus. O mapa produzido através desta técnica evidenciou, ainda, alguns isolados com condições potencialmente favoráveis, dos quais se destacam as serras de Gata e Gredos, na região central de Espanha, e de Ronda, no extremo meridional da Península Ibérica.

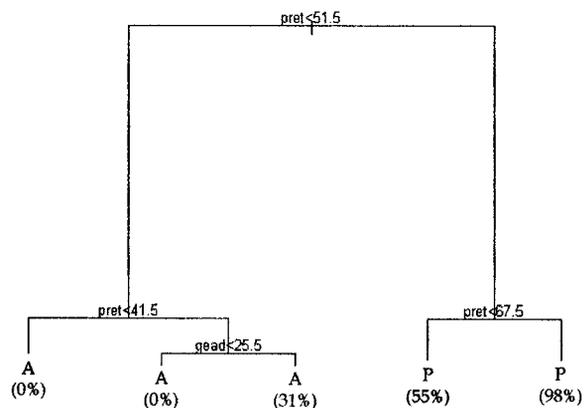


Figura 31 - Árvore de classificação com 5 nós terminais utilizada para modelar a distribuição de *C. lusitanica* em Espanha. P - presença, A - ausência. Entre parêntesis assinala-se a probabilidade de ocorrência associada a cada nó terminal.

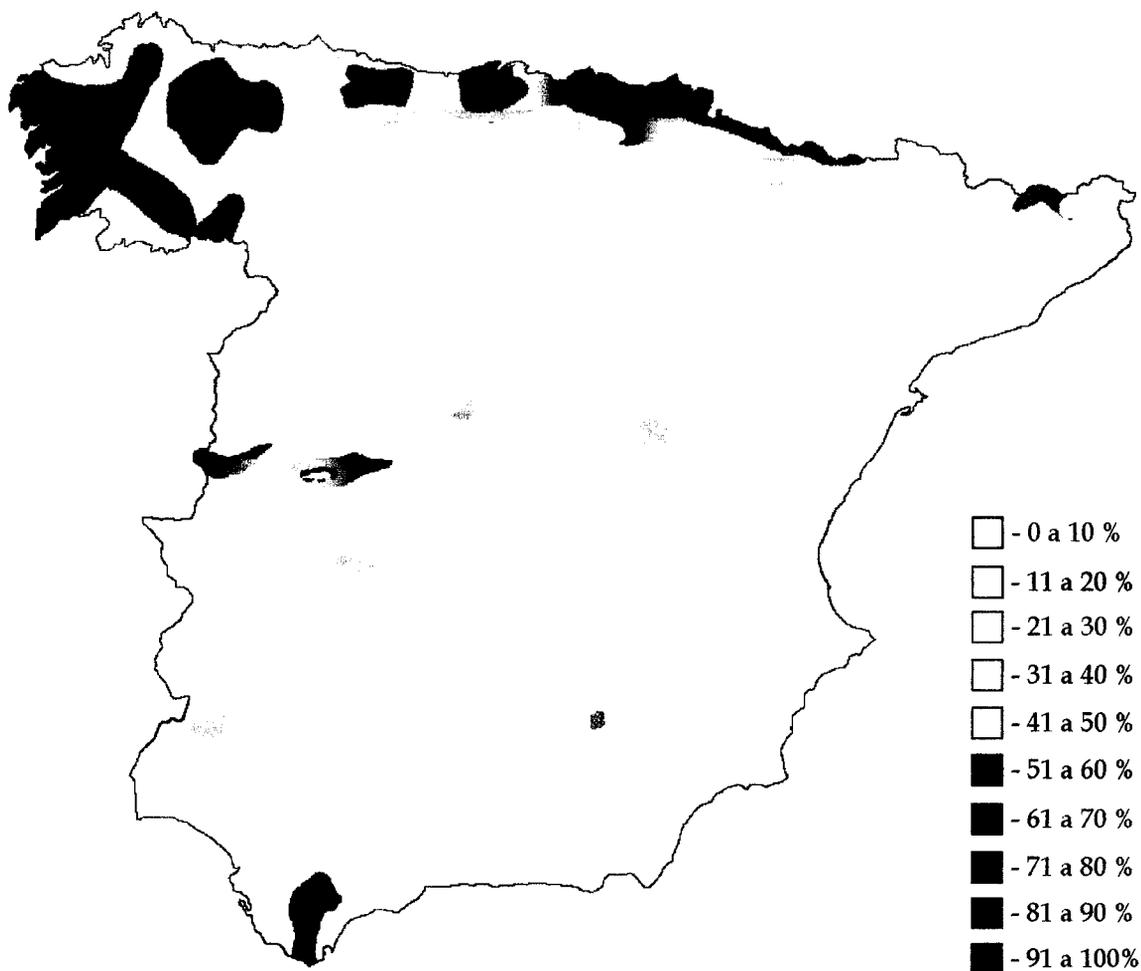


Figura 32 - Representação espacial da extrapolação do modelo baseado em árvores de classificação para Espanha.

3.6.4 – Modelos de Análise de Sobreposição

O modelo de análise de sobreposição incluiu todas as variáveis identificadas, segundo este método, como informativas para Portugal e que se encontravam disponíveis para Espanha: DECL, INSO, NDVI, PRET, TEMP e TJUL. Com base nos resultados obtidos para Portugal, optou-se por utilizar a divisão das variáveis em 20 classes de tamanho.

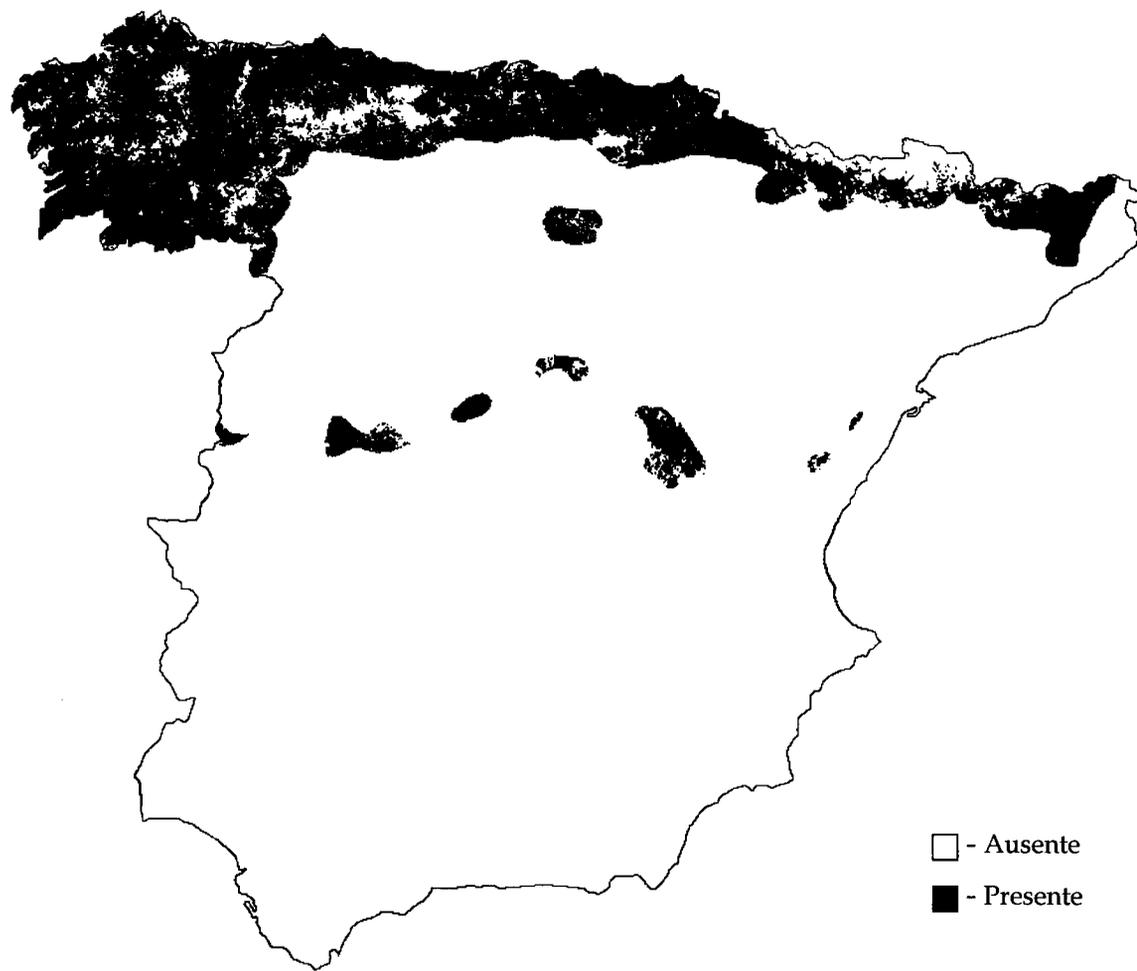


Figura 33 – Representação espacial da extrapolação dos modelos de análise de sobreposição para Espanha.

O mapa de distribuição potencial de *C. lusitanica* produzido por esta técnica incluiu, além do Noroeste da Península Ibérica, todo o litoral Norte de Espanha e vários isolados montanhosos no Centro do país, nomeadamente as serras de Gredos, Gata, Guadarrama, La Demanda e Albarracín.

3.7 - SIMULAÇÃO DO EFEITO DO ÚLTIMO MÁXIMO GLACIAR NA BIOGEOGRAFIA HISTÓRICA DE *C. lusitanica*

Os modelos utilizados para simular a distribuição de *C. lusitanica* durante o Último Máximo Glaciar foram ajustados através das técnicas de regressão logística e análise discriminante.

O modelo de regressão logística integrou as variáveis ALTI, DECL e PRET e classifica correctamente 92,61% das quadrículas de Portugal. O modelo elaborado através da técnica de análise discriminante integrou apenas as variáveis DECL e PRET e possui uma TCC de 91,70%.

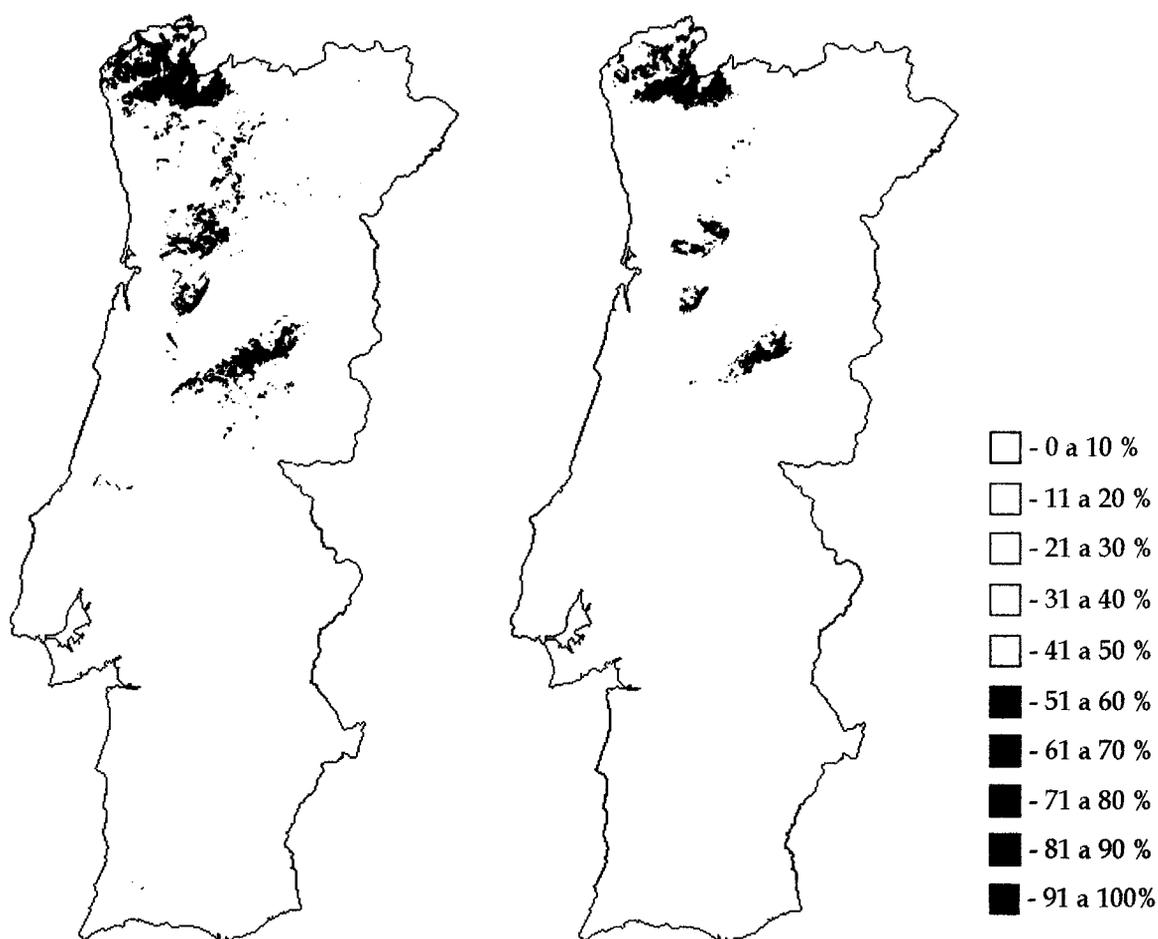


Figura 34 - Simulação da distribuição de *C. lusitanica* durante o Último Máximo Glaciar. A - modelo de regressão logística, B - modelo de análise discriminante.

As representações geográficas dos modelos evidenciaram uma elevada concordância entre as 2 técnicas. Em ambos os modelos verificou-se uma diminuição muito acentuada da distribuição da espécie, que fica reduzida a 4 núcleos separados entre si por grandes extensões de habitat inadequado. As áreas classificadas como favoráveis restringem-se,

assim, ao extremo Noroeste de Portugal, a uma área definida pelo conjunto das serras de Montemuro, Arada e Gralheira, à serra do Caramulo e a uma região que, grosso modo, interliga as serras da Estrela e Lousã.

A sobreposição da regra dedutiva, que classificou como inadequadas para a espécie todas as áreas acima da altitude de linha de neve permanente, eliminou, ainda, as zonas mais elevadas das serras do Gerês, Peneda, Montemuro e Estrela (ver figuras 34 e 35).



Figura 35 - Distribuição das zonas situadas acima do limite de neve permanente (assinaladas a negro) durante o Último Máximo Glaciar, segundo Brosche (1982).

3.8 - PREVISÃO DO EFEITO DO AQUECIMENTO GLOBAL NA DISTRIBUIÇÃO DE *C. lusitânica*

A previsão do efeito do aquecimento global previsto para o próximo século na distribuição de *C. lusitânica* foi efectuada pela aplicação directa dos modelos de regressão logística e análise discriminante, ambos ajustados com a totalidade dos dados.

A elaboração dos mapas de distribuição potencial da espécie para os anos 2050 e 2080, baseou-se em previsões do aumento de temperatura média do mês de Julho de 2 e 3 °C, respectivamente.

3.8.1 - Aplicação do modelo de regressão logística

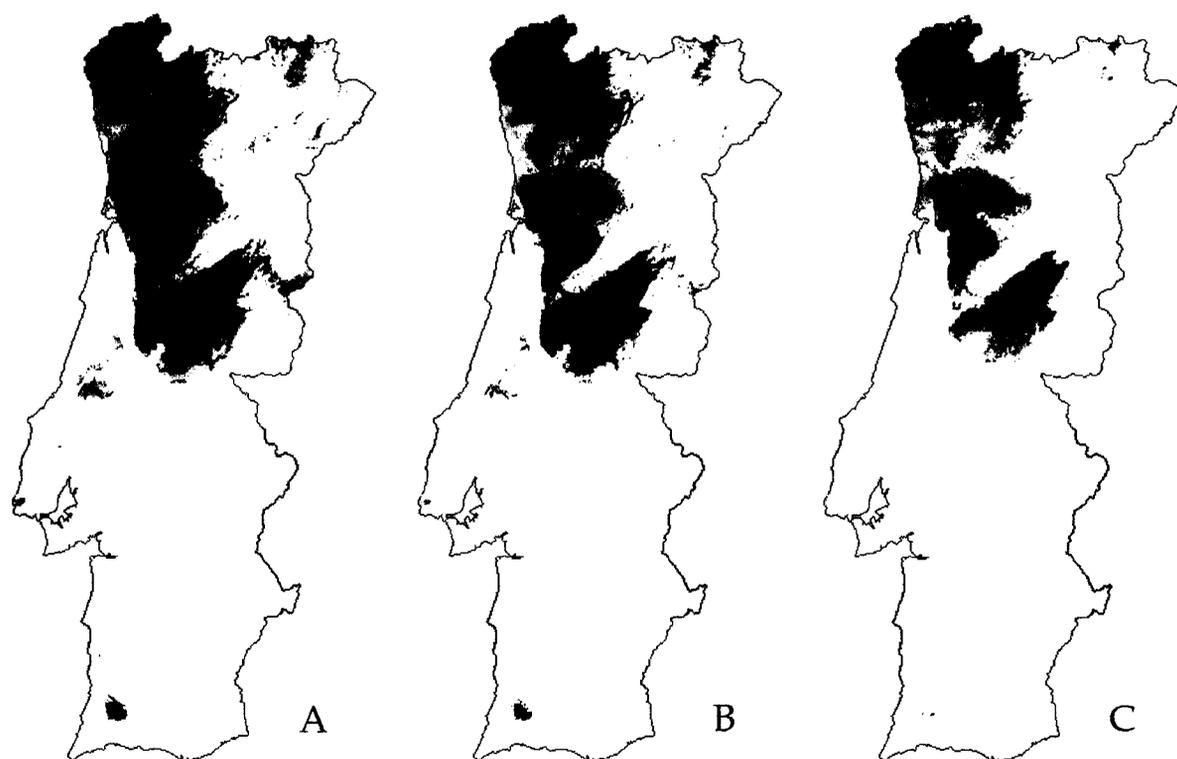
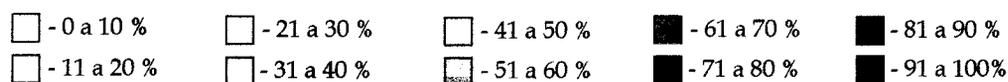


Figura 36 - Previsão do efeito do aquecimento global na distribuição potencial de *C. lusitânica* em Portugal. A - Actualidade, B - ano 2050, C - ano 2080.



Segundo o modelo de regressão logística, o aumento previsto da temperatura de Julho provocaria uma forte diminuição área de distribuição potencial de *C. lusitânica* (ver fig. 36). A representação espacial deste modelo mostra, também, uma tendência para a

fragmentação da sua distribuição em 3 núcleos separados: um acima do rio Douro, um entre os rios Douro e Mondego e um terceiro a Sul do rio Mondego.

Os cálculos das áreas afectadas às classes de “presença” ($p > 50\%$) para os períodos referidos estimam uma diminuição da área favorável para a espécie de 34.500 km², para o ano 2050, e de 49.140 km², para o ano 2080 (ver fig. 37).

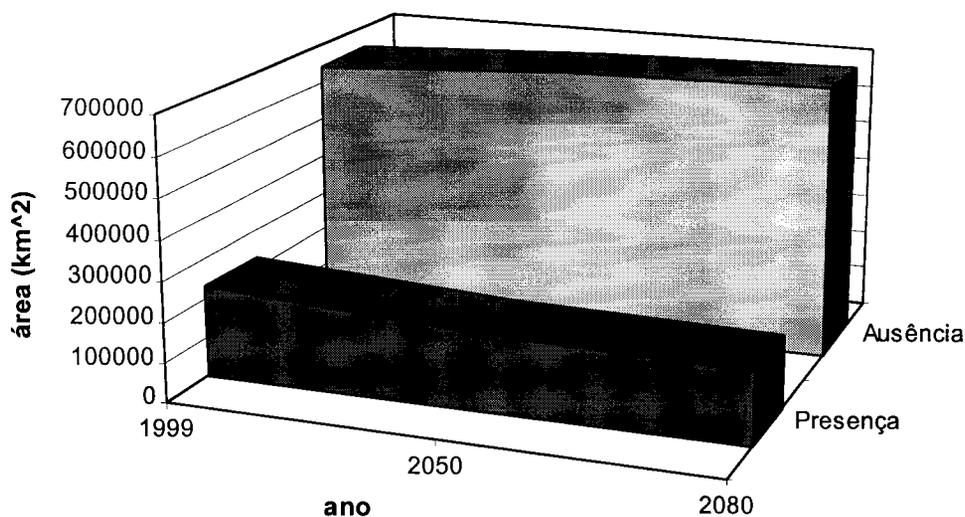


Figura 37 - Evolução das áreas correspondentes às classes de presença e ausência de *C. lusitanica*, em Portugal, previstas para o próximo século através do modelo de regressão logística.

3.8.2 - Aplicação do modelo de análise discriminante

A utilização do modelo de análise discriminante na simulação do efeito do aumento da temperatura média do mês de Julho na distribuição de *C. lusitanica* evidencia uma diminuição ainda mais acentuada da área potencialmente favorável do que a estimada pelo método anterior (ver fig. 38). Segundo este modelo, a perda de área favorável para a espécie, em consequência do aumento da temperatura previsto, atingiria os 42.990 km², no ano 2050, e 63.690 km², no ano 2080 (ver fig. 39).

A diminuição da área potencial segue o mesmo padrão evidenciado pelo método anterior, mostrando, de igual modo, uma tendência para a sua fragmentação em 3 grandes núcleos: a Norte do Douro, a Sul do Mondego e entre estes rios.

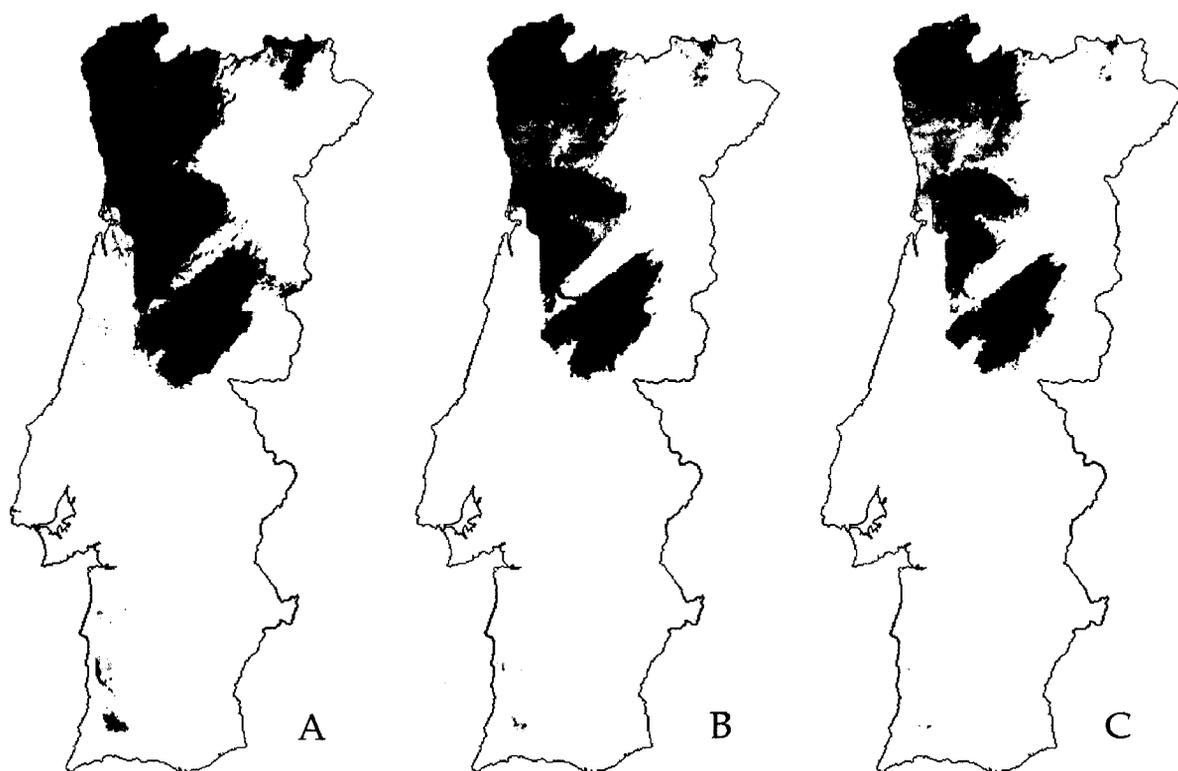


Figura 38 - Previsão do efeito do aquecimento global na distribuição potencial de *C. lusitanica*. A - Actualidade, B - ano 2050, C - ano 2080.

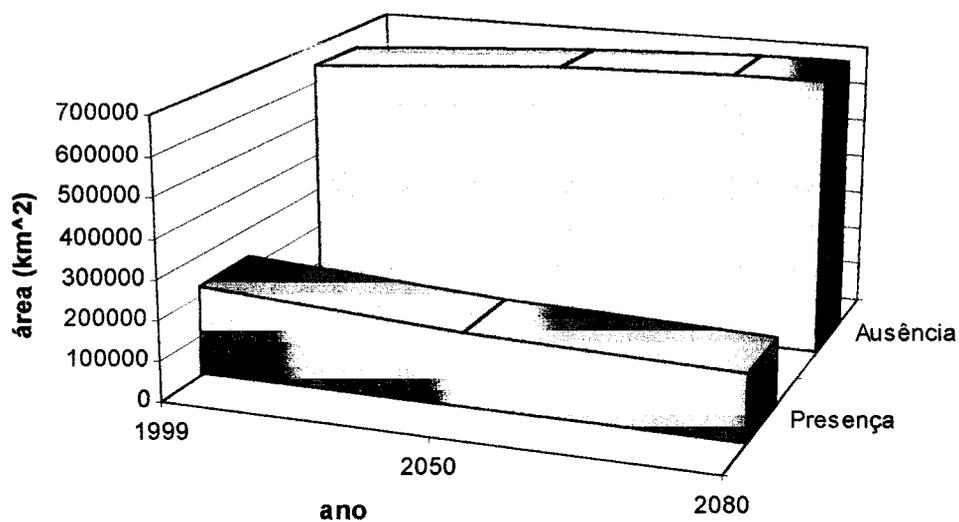
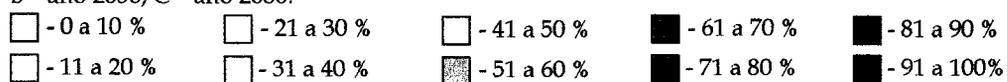


Figura 39 - Evolução das áreas correspondentes às classes de presença e ausência de *C. lusitanica*, em Portugal, previstas para o próximo século através do modelo de análise discriminante.

4 - DISCUSSÃO

4.1 - ANÁLISE COMPARATIVA DOS MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO

A totalidade dos modelos de distribuição elaborados para *Chioglossa lusitanica* explicou uma elevada percentagem da sua distribuição conhecida em Portugal. Os valores obtidos foram superiores aos da maioria dos modelos de distribuição realizados para outras espécies, que raramente atingem os 90% (Walker, 1990; Pereira & Itami, 1991; Brito *et al.*, 1996; Bustamante, 1997; Segurado, 1998).

De todos os métodos utilizados, as árvores de classificação produziram AS taxas de classificação correcta (TCC) mais elevadas (98,39% no modelo com 21 nós terminais). Este facto poderá dever-se ao modo de construção das árvores, que só termina quando os casos explicados por cada ramo evidenciam uma variação inferior a 1%, ocorrendo, por isso, um sobre-ajustamento do modelo à matriz de dados. Neste sentido, parece aconselhável a eliminação do número de nós terminais, baseada na relação da taxa de classificação incorrecta do modelo com a diminuição de nós da árvore. Além disso, este procedimento facilita grandemente a interpretação das árvores e a sua aplicabilidade em ambientes SIG.

As principais desvantagens deste método são a ausência de bases estatísticas das suas inferências e a morosidade da sua representação gráfica, que implica vários passos efectuados através de operações lógicas. Além disso, a partição da matriz de dados num número elevado de subconjuntos produz modelos que descrevem ambientalmente parcelas de características semelhantes, limitando, por isso, a interpretação das árvores de classificação como modelos descritivos da distribuição total da espécie. Por outro lado, o número de classes de probabilidade fornecido pelos modelos é igual ao seu número de nós terminais, pelo que os mapas de distribuição potencial possuem frequentemente grandes saltos nos valores de probabilidade entre regiões contíguas, tornando-se menos realistas e pouco atractivos visualmente.

A seguir às árvores de classificação, os métodos que produziram melhores TCC foram a regressão logística e a análise discriminante, com 94,48% e 94,30%, respectivamente. Os resultados obtidos por ambas as técnicas mostraram, ainda, uma elevada similaridade relativamente às variáveis incluídas e aspecto gráfico da representação dos modelos. Esta

situação foi também referida por Fielding & Haworth (1995), que obtiveram resultados semelhantes para estes métodos na modelação da distribuição de 3 espécies de aves na Escócia. No entanto, Austin *et al.* (1996), que utilizaram as mesmas técnicas para modelar a distribuição dos locais de nidificação da águia-de-asa-redonda (*Buteo buteo*), igualmente na Escócia, obtiveram modelos mais robustos e precisos com a técnica de regressão logística.

Vários autores (veja-se por exemplo, James & McCulloch, 1990; Hair *et al.*, 1995) aconselham o uso de regressão logística quando as variáveis independentes não possuem distribuições normais. Neff & Marcus (1980) referem que, quando esta assunção não é cumprida, a análise discriminante pode ser igualmente útil para fins descritivos. Os resultados obtidos neste trabalho parecem demonstrar que a ausência de normalidade das distribuições das variáveis independentes não afecta significativamente o sucesso dos modelos de análise discriminante elaborados para *C. lusitânica*. A representação gráfica destes modelos surgem mesmo como os mais ajustados à distribuição real da espécie, quer em Portugal, quer em Espanha.

Na regressão logística, a utilização da amostra total parece fornecer melhores resultados do que as subamostras com apenas 20% das quadrículas de Portugal. As análises realizadas com 220 células retiradas aleatoriamente da matriz de dados tendem a produzir modelos com composições de variáveis ambientais muito heterogéneas e que explicam uma menor percentagem da distribuição conhecida da espécie. Seria lógico supor que o número de vezes em que as variáveis são incluídas nestes modelos é proporcional à sua importância relativa para explicar a distribuição das espécies (Dubuc *et al.*, 1990; Livingstone *et al.*, 1990; Segurado, 1998; Brito *et al.*, *in press* a). No entanto, a utilização deste método para selecção das variáveis a incluir nos modelos evidenciou sempre uma TCC inferior à obtida no modelo ajustado com a totalidade dos dados, mesmo quando se utilizaram as 7 variáveis que entraram nos 10 modelos ajustados com 20% dos dados. Além disso, este método força a entrada no modelo das variáveis sem ter em conta as suas interacções, o que explica que algumas variáveis apresentem valores de significância dos seus coeficientes muito superiores a 0,05.

Os modelos de regressão logística e análise discriminante apresentam as vantagens de se basearem em premissas estatísticas e de fornecerem fórmulas matemáticas, que podem ser aplicadas nos SIG e que avaliam, para cada local, a interacção entre as variáveis incluídas no modelo. A regressão logística apresenta a vantagem adicional de os resultados da sua fórmula de cálculo poderem ser directamente interpretados como valor de probabilidade de ocorrência.

O método de análise de sobreposição forneceu os valores de TCC mais reduzidos. A divisão das variáveis ordinais contínuas em 20 classes produziu melhores resultados (88,15%) do que a sua divisão em 10 classes (83,08%), o que se deveu ao aumento do número de variáveis consideradas informativas e de classes dessas variáveis onde não foi detectada a presença da espécie, afinando, deste modo, os modelos.

Apesar da representação espacial destes modelos abranger a maioria das áreas consideradas como favoráveis para *C. lusitanica* pelos métodos anteriores, inclui também regiões não englobadas por nenhum dos restantes métodos e onde as condições não são aparentemente propícias à sua ocorrência, pelo que as áreas de distribuição potencial produzidas por este método se encontram claramente sobrestimadas.

Esta técnica apresenta as desvantagens da escolha das variáveis não ser efectuada com base em fundamentos estatísticos e de os seus resultados serem binários, não fornecendo valores de probabilidade de ocorrência associada a cada local. No entanto, a simplicidade de requisitos do método é também a sua principal vantagem, uma vez que pode ser utilizado praticamente sem limitações para modelar a distribuição das espécies. Além disso, este método utiliza apenas os dados de “presença”, sendo, por isso, menos exigente em relação à confiança e resolução dos dados de distribuição. A análise de sobreposição revela, assim, potencialidades para a elaboração de modelos exploratórios e para situações iniciais de investigação, quando os dados são ainda escassos.

Vários factores contribuem significativamente para o sucesso da modelação da distribuição de uma espécie, destacando-se, entre eles, a técnica de modelação adoptada, a disponibilidade e escolha das variáveis a incluir na análise, a resolução espacial dos dados ambientais e a robustez dos dados de distribuição. A elevada TCC obtida em todos os modelos de distribuição elaborados para *C. lusitanica*, independentemente da técnica utilizada, parece sugerir que o sucesso da modelação desta espécie depende em grande medida dos seus requisitos ambientais, evidenciando uma elevada dependência de condições ambientais muito particulares.

4.2 - INTERPRETAÇÃO ECOLÓGICA DOS MODELOS

A interpretação ecológica dos modelos deve ser efectuada com precaução, uma vez que a escolha das variáveis é frequentemente efectuada com base em critérios estatísticos de separação dos grupos definidos, não implicando, por isso, uma directa relação causal (James & McCulloch, 1990). Além disso, as variáveis que descrevem melhor uma área de distribuição podem não actuar directamente sobre a espécie, mas antes estar relacionadas ou interagir com outros factores não incluídos na análise. No entanto, é provável que as variáveis com elevada capacidade preditiva forneçam algumas explicações sobre a biogeografia das espécies (Austin *et al.*, 1996), sendo frequentemente utilizadas para identificar os seus requisitos ecológicos (veja-se por exemplo Reinert, 1984; Dubuc *et al.*, 1990; Livingstone *et al.*, 1990; Pavignano *et al.*, 1990; Ildos & Ancona, 1994).

A variável que parece descrever melhor a distribuição de *C. lusitanica* em Portugal é a quantidade de precipitação total anual (PRET), sendo incluída em todos os modelos elaborados. Este facto não é surpreendente, uma vez que a precipitação condiciona muitos dos factores referidos como limitantes para a espécie, nomeadamente a humidade do ar e do solo, e a presença e composição da vegetação ribeirinha, sendo o factor mais frequentemente referido como limitante para a ocorrência da espécie (veja-se por exemplo Goux, 1957; Aellen, 1965; Busack, 1976; Arntzen, 1981; Teixeira *et al.*, *in press*). Além disso, esta variável condiciona a existência de ribeiros de água corrente e bem oxigenada, nas cercanias dos quais habitam os adultos desta espécie e onde se desenvolvem as suas larvas.

Outra variável que surge consistentemente nos modelos de distribuição é o declive (DECL). A fisiografia acidentada do terreno tem sido referida como uma característica típica dos habitats de *C. lusitanica* (Vences, 1997; Teixeira *et al.*, *in press*). Este factor actuará provavelmente de forma indirecta na espécie, uma vez que é nas zonas de maior declive que se localiza a maioria dos pequenos ribeiros com água corrente e ainda pouco poluída, e dos habitats ribeirinhos menos alterados.

A inclusão das variáveis acidez dos solos (ACID), dureza da água subterrânea (DURE) e litologia (LITO) nos modelos sugere que as características do substrato serão importantes para a espécie. A interpretação dos resultados destas três variáveis é, de certa forma, coincidente, evidenciando uma associação negativa da espécie com regiões dominadas por rochas sedimentares, nomeadamente calcárias. Este facto poderá ser explicado pela menor capacidade deste tipo de substrato em reter a água, condicionando a humidade ao nível do solo. Jaeger (1971), após estudar os limites de tolerância à humidade

do solo em duas salamandras americanas com distribuições distintas, sugere que este factor desempenha um papel essencial como limitante das suas áreas de ocorrência. Neste sentido, Goux (1957), num estudo realizado em cativeiro, verificou que a salamandra-lusitânica tem clara preferência por substratos com elevada humidade. A acidez dos solos poderá também influir de forma limitante sobre a espécie. A este respeito, Vences (1990) refere que a salamandra lusitânica surge normalmente associada a ribeiros com elevada acidez (pH 4,5 - 6,5). Lima (1995) sugere que o pH da água, factor condicionado essencialmente pela acidez dos solos envolventes, é a característica físico-química mais relevante na regulação da estrutura das comunidades de macroinvertebrados aquáticos, o principal recurso trófico das larvas de *C. lusitânica*. Por outro lado, a constituição litológica e o pH influenciam significativamente os nutrientes disponíveis no solo e, conseqüentemente, o tipo de vegetação associada (Packham *et al.*, 1992). Por último, a acção directa das características físico-químicas do solo e da água sobre a espécie, particularmente durante o seu estado larvar, não pode ser excluída. Deste modo, seria interessante testar a sensibilidade desta espécie a vários parâmetros químicos da água, nomeadamente, a dureza e a acidez.

A associação negativa detectada entre a presença da salamandra-lusitânica e a temperatura de Julho (TJUL) poderá relacionar-se com a influência desta variável na dissecação dos cursos de água e dos solos durante os períodos mais quentes, criando condições desfavoráveis para a espécie. Note-se, ainda, que a temperatura influi negativamente na quantidade de oxigénio dissolvido na água, característica muito importante para as larvas de *C. lusitânica*, uma vez que possuem brânquias externas reduzidas. Mais uma vez, não será de excluir a acção directa deste factor sobre a espécie, quer no estado larvar, quer no estado adulto. A este respeito, Goux (1957) refere que os limites de tolerância da salamandra-lusitânica à temperatura variam com a idade, sugerindo como valores críticos 28 °C, para os adultos, e 25 °C, para as larvas.

A altitude (ALTI), apesar de não ser incluída em todos os modelos, evidencia uma relação negativa com a presença de *C. lusitânica*, o que poderá dever-se ao facto da sua distribuição altitudinal raramente ultrapassar os 1000 m (Arntzen, 1981; Malkmus, 1995; Teixeira *et al.*, *in press*). A ausência da espécie em zonas de altitude elevada poderá explicar-se pela rarefacção de dois factores essenciais: a humidade relativa e a vegetação da área circundante aos ribeiros (Teixeira *et al.*, *in press*).

4.3 - INTERPRETAÇÃO BIOGEOGRÁFICA DOS MODELOS

Admitindo que os modelos elaborados fornecem indicações seguras sobre a distribuição dos habitats potencialmente favoráveis para *C. lusitanica*, a identificação de áreas adequadas não ocupadas pela espécie poderá proporcionar informações valiosas sobre a sua biogeografia histórica.

A representação geográfica dos modelos em Portugal classificou, de forma consistente, como áreas favoráveis para a espécie, várias regiões fora dos limites de distribuição conhecida. Destacam-se, entre estas, as serras de Montesinho e Nogueira, no extremo Noroeste de Portugal, Malcata, a leste da serra da Estrela, e Sintra e Monchique, no litoral Centro e Sul, respectivamente. Podem, assim, ser levantadas algumas hipóteses que expliquem a ausência da espécie nestas regiões, todas elas alvo de trabalhos herpetológicos na última década (Loureiro *et al.*, 1996; Teixeira, 1996; Brito *et al.*, 1998; Teixeira *et al.*, *in press*).

A ausência de populações autóctones de *C. lusitanica* nas serras de Sintra e Monchique sugere que a sua distribuição nunca terá atingido regiões localizadas tão a sul, uma vez que, se tal tivesse acontecido, seria de esperar encontrarem-se ainda hoje isolados populacionais naquelas áreas. Esta hipótese parece ser corroborada pela presença, naquelas serras, de núcleos isolados de lagarto-de-água (*Lacerta schreiberi*), um endemismo ibérico que possui requisitos ambientais, distribuição e habitats de ocorrência semelhantes aos de salamandra-lusitânica (Brito *et al.*, 1996).

A observação esporádica de um exemplar de *C. lusitanica* na serra de Sintra, em 1993 (Arntzen, *in press*), 50 anos após a sua introdução naquela área (Seabra, 1943), parece demonstrar que a região possui condições para a espécie habitar e se reproduzir, confirmando as capacidades preditivas dos modelos. Contudo, a não detecção da espécie aquando da caracterização da herpetofauna do Parque Natural de Sintra-Cascais, realizada por Marques *et al.* (1995), sugere que a sua ocorrência na área será muito localizada, provavelmente restrita às cercanias do local de introdução. Seria, assim, importante realizar prospecções específicas para a espécie nesta região, no sentido de delimitar com rigor a sua distribuição e, assim, tentar avaliar a capacidade de dispersão da espécie. De igual modo, seria interessante estudar a dinâmica populacional deste isolado, o que poderia servir como teste biológico à adequação desta região para a espécie, e concomitantemente, aos próprios modelos.

Uma situação diferente surge no extremo Norte de Portugal onde, com base nos resultados dos modelos elaborados, a ausência de *C. lusitanica* nas serras de Montesinho e Nogueira não parece fácil de explicar. Alexandrino *et al.* (1998), baseando-se na análise da diferenciação e diversidade e genética desta salamandra em toda a sua área de distribuição, sugerem que as populações do Norte de Portugal teriam sido originadas pela expansão de populações localizadas a sul do rio Douro. Assim, da análise dos mapas de distribuição potencial da espécie em Portugal, parece lógico supor que não tenha conseguido alcançar aquela região dada a baixa adequação da área que a separa da sua distribuição conhecida. No entanto, quando se analisa a extrapolação dos modelos para Espanha, verifica-se que a área de habitat favorável identificada para Montesinho prolonga-se pela serra de Sanabria, que por sua vez, se une mais a norte à distribuição conhecida naquele país. Só um estudo pormenorizado dos limites reais da distribuição de *C. lusitanica* nesta região de Espanha e dos seus processos causais poderá fornecer dados mais conclusivos sobre a biogeografia da espécie no complexo montanhoso das serras de Montesinho e Sanabria.

A extrapolação dos modelos para Espanha revelou uma correcção inferior à sua aplicação em Portugal, pelo que a sua interpretação implica um maior cuidado. Apesar disso, este procedimento classificou a totalidade da sua área de distribuição conhecida em Espanha como favorável para a espécie. Este facto, que se verificou em todas as técnicas utilizadas, evidencia poder preditivo na aplicação dos modelos naquele país. As áreas classificadas de forma sistemática como adequadas para a espécie, fora dos limites de distribuição conhecida em Espanha, englobaram todo o litoral Norte a leste das Astúrias, os Pirinéus e a serra de Sanabria.

A ausência de localizações de salamandra-lusitânica no litoral Norte a leste das Astúrias e nos Pirinéus não parece ser explicável por deficiências na sua prospecção, uma vez que existem numerosos trabalhos herpetológicos realizados nesta região (veja-se por exemplo Bea, 1980, 1981; Martínez-Rica, 1983; Zaldivar *et al.*, 1988; Llorente *et al.*, 1995). Além disso, o conhecimento detalhado da distribuição do tritão pirenaico (*Euproctus asper*), que ocorre nos Pirinéus em habitats similares aos de *C. lusitanica* (Montori *et al.*, 1997), parece confirmar esta hipótese.

Admitindo como correctas as previsões fornecidas pela aplicação dos modelos em Espanha, e tendo em conta o facto de as populações espanholas de *C. lusitanica* serem provavelmente resultado da expansão recente (após o Último Máximo Glaciar) de populações originárias de Portugal (Alexandrino *et al.*, 1998), a sua ausência do Nordeste do país poderia dever-se ao baixo ritmo de dispersão da espécie, que não teria ainda permitido

a sua expansão até aquela região. Contudo, não se deve esquecer que podem existir factores ambientais distintos a limitar a distribuição de uma espécie em diferentes pontos da sua distribuição (Brown & Lomolino, 1998). Note-se, ainda, que não se encontraram disponíveis para Espanha algumas variáveis identificadas como explicativas da distribuição em Portugal, como são os casos da dureza da água (DURE), acidez dos solo (ACID) e litologia (LITO), pelo que se desconhece qual o efeito que poderiam produzir nas previsões realizadas para este país. Vences (1997) refere que as populações de *C. lusitanica* situadas no limite leste da sua distribuição conhecida em Espanha parecem apresentar abundâncias mais reduzidas do que no resto da sua área de ocorrência, estando ausente nas zonas calcárias das Astúrias. Esta situação parece sugerir a existência nesta zona de uma barreira ambiental para a espécie, provavelmente de natureza litológica.

Adicionalmente, a representação deste tipo de modelos fornece algumas indicações importantes para a identificação de barreiras ambientais na distribuição de *C. lusitanica*. Um exemplo desta situação é a classificação, na maioria dos modelos, do vale do rio Mondego como zona desfavorável para a espécie, limitando a conexão entre as áreas potencialmente favoráveis, identificadas a norte e a sul do vale, a uma pequena região no seu extremo Oeste. Este resultado parece estar relacionado com a baixa precipitação que ocorre neste vale e coincide com a análise da diferenciação genética das populações de salamandra-lusitânica, uma vez que o rio Mondego foi identificado como a maior barreira ao fluxo genético entre as populações portuguesas (Alexandrino *et al.*, 1998).

4.4 - APLICAÇÕES DOS MODELOS DE DISTRIBUIÇÃO

A aplicação dos modelos de distribuição na simulação do efeito de alterações das variáveis explicativas revela-se como uma técnica de grande interesse para a reconstrução da biogeografia histórica e dos impactos de possíveis alterações ambientais.

Os vários avanços e retrocessos dos glaciares e alternância de condições díspares de temperatura e humidade ocorridas durante o Pleistoceno modificaram fortemente a distribuição dos seres vivos (Pielou, 1991). No entanto, a reconstrução da história biogeográfica de *C. lusitanica* através deste método apresenta contudo várias limitações, essencialmente relacionadas com a ausência de estudos de carácter nacional sobre a evolução do paleoclima e paleovegetação em Portugal. Este facto, levou, por exemplo, à utilização de valores de diminuição da precipitação calculados para outras regiões, que poderão não ser os mais adequados para Portugal.

Além disso, algumas variáveis que terão influído na distribuição da espécie durante os períodos glaciares podem, sob as condições actuais, não limitar a espécie, ou, pelo contrário, condicionarem a sua distribuição de forma inversa à verificada nessa altura. Um exemplo desta situação parece ser a temperatura, que terá atingido, no Norte da Península Ibérica, valores 12 a 17 °C inferiores aos actuais, alcançando temperaturas mínimas abaixo de -35 °C durante as glaciações do Quaternário (Brosche, 1982). Esta reduzida temperatura, além de actuar provavelmente como factor limitante sobre a espécie, foi responsável pela ocupação desta área por vastas estepes frias e florestas de coníferas (Mateus & Queiroz, 1993), criando condições claramente inadequadas para *C. lusitanica*. Apesar da importância potencial que a temperatura terá desempenhado na biogeografia da espécie durante este período, não pôde ser incluída nos modelos devido à sua actual relação negativa com a distribuição, uma vez que apresenta valores mais reduzidos nas quadrículas onde se detectou a sua presença.

A simulação do efeito do Último Máximo Glaciar na distribuição de *C. lusitanica* serviu, assim, basicamente como um exercício exploratório desta técnica. Apesar das limitações referidas, o modelo elaborado sugere que as condições verificadas durante este período terão provocado uma forte fragmentação das populações de *C. lusitanica*, facto que parece ser confirmado pela análise da diferenciação genética das suas populações actuais (Alexandrino *et al.*, 1998). No entanto, segundo os dados genéticos referidos, as populações a norte do rio Douro apresentam uma variabilidade genética reduzida, sugerindo uma expansão pós-glaciar a partir de populações situadas a sul do Douro, pelo que não seria de

esperar a ocorrência de habitat favorável no extremo Norte de Portugal, neste período. Assim sendo, estes resultados evidenciam que o modelo utilizado não incluirá todas as variáveis importantes para simular o efeito das glaciações na distribuição de *C. lusitanica*.

Seria, assim, importante estudar formas de incluir a temperatura nos modelos, nomeadamente através do estudo dos limites de tolerância da espécie a este factor ou pela utilização, na análise, de locais do limite Norte da distribuição, onde a sua presença poderá estar positivamente relacionada com a temperatura. De igual modo, seria interessante integrar nos modelos parâmetros relativos à distribuição da diferenciação genética das populações, de modo a complementar-se a informação de ordem ambiental com o conhecimento disponível sobre a história evolutiva da espécie.

Taberlet *et al.* (1998), num estudo comparativo de diferentes espécies, detectaram que é normalmente nos refúgios glaciares que se concentra a maioria da sua diversidade genética. Além disso, os locais de refúgio de uma espécie durante períodos desfavoráveis no passado poderão ter uma importância chave face às alterações climáticas previstas a médio e longo prazo. Assim, Delcourt & Delcourt (1991) referem que os critérios para a delimitação de reservas biológicas devem ter em atenção a história das comunidades bióticas durante o final do período Quaternário e identificação de locais onde terão resistido às alterações ambientais. Os ensinamentos recolhidos com a história biogeográfica das espécies poderão, deste modo, desempenhar um papel essencial na minimização dos potenciais impactos de alterações climáticas futuras.

Durante os últimos dois séculos, a actividade humana levou a um aumento significativo dos níveis atmosféricos de vários gases causadores do efeito de estufa, nomeadamente do dióxido de carbono, metano, óxido nítrico, ozono e CFC. Como consequência do aumento contínuo destes gases, prevê-se um agravamento do efeito de estufa durante o próximo século, o que poderá provocar um aumento da temperatura entre 1,5 e 4,5 °C, dependendo da latitude da região e dos modelos climáticos utilizados (Huntley, 1995). Estas alterações climáticas têm vindo a preocupar toda a comunidade científica devido à sua magnitude (durante todo o período pleistocénico, i.e., nos últimos 2,4 Ma, a temperatura não terá atingido valores médios superiores a 1-2 °C acima dos valores actuais) e ritmo de variação (a temperatura prevista para o próximo século irá aumentar a um ritmo 10 a 100 vezes superior ao verificado nos períodos com alterações climáticas mais acentuadas no passado geológico recente) (Huntley, 1995; Ennis & Marcus, 1996).

O estudo do impacto das alterações climáticas previstas para o próximo século surge, assim, como uma linha de investigação em grande desenvolvimento (veja-se por exemplo

Desanker & Prentice, 1995; Halpin & Secrett, 1995; Tchebakova *et al.*, 1995; Sutherst, 1995; Sykes *et al.*, 1996; Saetersdal *et al.*, 1998), embora, até agora, maioritariamente concentrada nas comunidades vegetais.

Os resultados obtidos para *C. lusitanica* sugerem uma diminuição notória da distribuição potencial da espécie em consequência do aumento de temperatura previsto, que atinge valores de perda de área favorável em 2080 entre 49.000 e 64.000 km², dependendo da técnica utilizada. Apesar de os dois métodos utilizados - regressão logística e análise discriminante - fornecerem valores ligeiramente diferentes, apresentaram uma elevada similaridade nos padrões de variação obtidos, evidenciando grandes potencialidades para este tipo de aplicações.

As alterações climáticas previstas para o próximo século surgem, assim, como uma importante ameaça para a espécie. No entanto, a interpretação destas previsões deve ser efectuada com precaução, uma vez que os métodos de modelação se encontram ainda em fase de desenvolvimento (Corsi *et al.*, 1999). Além disso, estas previsões assentam na premissa de que as condições ambientais favoráveis para uma espécie se mantêm constantes ao longo do tempo, facto que tem sido questionado por alguns investigadores, que consideram que o tempo e a magnitude de resposta a uma alteração ambiental dependem de vários factores, diferindo consoante a espécie (Delcourt & Delcourt, 1991).

Por outro lado, convém realçar que as alterações climáticas poderão produzir impactos não quantificáveis através destes modelos, uma vez que não só actuam directamente sobre as espécies, mas também influem no potencial avanço de espécies competidoras ou pestes (Sutherst, 1995), na modificação das comunidades vegetais (Desanker & Prentice, 1995; Halpin & Secrett, 1995; Tchebakova *et al.*, 1995; Sykes *et al.*, 1996; Saetersdal *et al.*, 1998) e no efeito que estas têm sobre os microhabitats e microclimas (Huntley, 1995).

5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

A modelação da distribuição de uma espécie apresenta vantagens evidentes para o conhecimento aprofundado da sua biogeografia e dos factores ambientais que a condicionam. Esta técnica demonstra elevada utilidade para fins tão diversos como a previsão da distribuição potencial de espécies pouco estudadas, concentração do esforço de amostragem de trabalhos biogeográficos e de monitorização populacional, e a identificação dos locais mais favoráveis para a introdução de populações. Além disso, a capacidade de manipulação das variáveis explicativas da distribuição poderá ter aplicações importantes na simulação do efeito de possíveis alterações destes factores. De igual modo, a identificação de locais propícios para a sua ocorrência fora da área de distribuição conhecida, fornece indicações essenciais para a compreensão da sua biogeografia histórica.

O sucesso obtido na modelação da distribuição da salamandra-lusitânica, independentemente da técnica utilizada, confirma os elevados requisitos ambientais da espécie, fortemente dependente de ambientes húmidos na cercania de pequenos ribeiros de águas limpas e correntes, e faz de *C. lusitanica* um excelente indicador biológico e modelo biogeográfico. Do conjunto de técnicas utilizadas, a análise discriminante e a regressão logística produziram os mapas preditivos mais ajustados à distribuição conhecida da espécie e demonstraram maiores potencialidades na sua aplicação, devido à sua facilidade de manipulação e interface com os ambientes SIG.

A extrapolação do modelo de distribuição de *C. lusitanica* para Espanha poderá fornecer pistas importantes para o estudo da sua biogeografia naquele país, onde o conhecimento da distribuição é ainda reduzido. A extrapolação de modelos para regiões diferentes daquelas em que foram elaborados apresenta potencialidades evidentes para a gestão dos recursos faunísticos e planeamento da sua investigação. Contudo, seria essencial poder-se incluir nestes modelos as variáveis identificadas como informativas para Portugal mas indisponíveis em Espanha (dureza das águas, acidez dos solos e litologia), no intuito de avaliar a sua influência na área de distribuição potencial fornecida. De igual modo, seria importante a realização de estudos pormenorizados sobre a distribuição da espécie em Espanha, de modo a identificar os seus limites exactos de distribuição e os seus possíveis

factores causais, bem como a elaboração de modelos com a informação referente a toda a sua distribuição ibérica.

A modelação da distribuição demonstra ser uma técnica aplicável com sucesso na simulação do efeito dos períodos glaciares na biogeografia histórica da salamandra-lusitânica. No entanto, será necessário um acréscimo da investigação nas áreas científicas de estudo das condições ambientais do passado, nomeadamente a paleoclimatologia, paleogeografia e paleobotânica, de modo a poder obter-se simulações mais realistas da distribuição da espécie. A identificação de zonas de refúgio utilizadas por *C. lusitanica* aquando dos períodos climáticos mais adversos afigura-se muito importante para compreender a sua biogeografia actual e para identificar áreas importantes para a conservação da espécie, uma vez que estas zonas possuem normalmente uma maior diversidade genética e poderão desempenhar um papel fundamental face a alterações climáticas futuras.

A previsão do efeito de possíveis alterações verificadas nas variáveis condicionantes da distribuição apresenta vantagens evidentes para a compreensão e consciencialização dos seus potenciais impactos e para a elaboração de medidas preventivas. Segundo as técnicas de modelação utilizadas, o aumento da temperatura previsto para o próximo século afigura-se como uma ameaça importante para a salamandra-lusitânica. Deste modo, será importante compreender qual a gravidade desta ameaça para a espécie e estudar formas de minimizar o seu impacto. A uma escala global, será necessária a generalização de estudos sobre o impacto destas alterações na fauna e flora mundiais e a adopção de medidas eficazes de controlo das emissões dos gases causadores do efeito de estufa.

As capacidades operativas dos Sistemas de Informação Geográfica para armazenar, analisar, manipular e representar dados com elevada resolução espacial fornecem capacidades até há pouco tempo inimagináveis de representação de modelos ambientais e do efeito de possíveis alterações das suas variáveis explicativas. Porém, não nos podemos esquecer que os modelos são, por definição, uma simplificação daquilo que acontece na realidade, uma vez que a maioria dos processos ecológicos é condicionada por uma quantidade elevada de factores, frequentemente interrelacionados entre si. A interpretação dos modelos de distribuição deve, assim, ser efectuada com precaução, podendo o seu aperfeiçoamento passar, no futuro, pelo aumento das variáveis ambientais disponíveis em formato digital e melhoria da sua resolução geográfica, e pela evolução das técnicas de análise estatística de dados de natureza espacial e de procedimentos de inferência causal das variáveis incluídas nos modelos.

6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AELLEN, V. (1965). Le chioglosse du Portugal, l'une des plus rares salamandres d'Europe. *Rev. Musées Geneve*, 56: 8-11.
- ALEXANDRINO, J.; TEIXEIRA, J.; ARNTZEN, J.W. & FERRAND, N. (1998). Biogeografia, diferenciação populacional e história evolutiva da salamandra-lusitânica, *Chioglossa lusitanica*. *Actas do V Congresso Luso-Espanhol de Herpetologia*. Fuerteventura. pp. 19-20.
- ALMAÇA, C. (1959). Notas Anfibiológicas I. *Bolm. Soc. Port. Ciênc. Nat.*, 22: 144-147.
- ANDRIES, A.M.; GULINCK, H. & HERREMANS, M. (1994). Spatial modelling of the barn owl *Tyto alba* habitat using landscape characteristics derived from SPOT data. *Ecography*, 17: 278-287.
- ANSELIN, L. (1993). Discrete space autoregressive models. *in*: GOODCHILD, M.F. PARKS BO, STEYAERT LT, (Eds). *Environmental Modeling with GIS*. Oxford University Press. New York. pp. 454-469.
- ANTÚNES, A. & MENDOZA, M. (1992). Factores que determinan el área de distribución geográfica de las especies: conceptos, modelos y métodos de análisis. *in*: VARGAS, J.M.; REAL, R. & ANTÚNES, A. (Eds). *Objetivos y métodos biogeográficos. Aplicaciones en Herpetología*. Monogr. Herpetol., 2: 51-72.
- ARNTZEN, J.W. (1981). Ecological observations on *Chioglossa lusitanica*. *Amphibia-Reptilia*, 1 (3/4): 187-203.
- ARNTZEN, J.W. (1994). Allometry and autotomy of the tail in the Golden-striped salamander, *Chioglossa lusitanica*. *Amphibia-Reptilia*, 15: 267-274.
- ARNTZEN, J.W. (*in press*). *Chioglossa lusitanica* Bocage 1864 - der Goldestreifen salamander. *in*: K. Grossenbacher & B. Thiesmeier (Eds). *Handbuch der Reptilien und Amphibien Europas*. Akademische Verlagsgesellschaft. Wiesbaden pp. 301-321.
- ASPINALL, R. & VEITCH, N. (1993). Habitat mapping from satellite imagery and wildlife survey data using a Bayesian modeling procedure in a GIS. *Photog. Eng. & Rem. Sens.*, 59(4): 537-543.
- AUGUSTIN, N.H.; MUGGLESTONE, M.A. & BUCKLAND, S.T. (1996). An autologistic model for the spatial distribution of wildlife. *J. Appl. Ecol.*, 33: 339-347.
- AUSTIN, G.E. (1992). *The distribution and breeding performance of the buzzard Buteo buteo in relation to habitat: an application using Remote Sensing and Geographical Information Systems*. PhD Thesis. University of Glasgow. 223 pp.

- AUSTIN, G.E.; THOMAS, C.J.; HOUSTON, D.C. & THOMPSON, DES B.A. (1996). Predicting the spatial distribution of buzzard *Buteo buteo* nesting areas using Geographical Information Systems and Remote Sensing. *J. Appl. Ecol.*, 33: 1541-1550.
- BAS LÓPEZ, S. (1982). La comunidad herpetológica de Caurel: biogeografía y ecología. *Amphibia-Reptilia*, 3: 1-26.
- BARBADILLO, L.J. (1987). *La guía de Incafo de los anfibios y reptiles de la Península Iberica, Islas Baleares y Canarias*. Incafo. Madrid. 694 pp.
- BARBADILLO, L.J.; GARCÍA-PARÍS, M. & SANCHÍZ, B. (1997). Orígenes y relaciones evolutivas de la herpetofauna ibérica. *in*: PLEGUEZUELOS, J.M. (Ed). *Distribución y biogeografía de los anfibios y reptiles en España y Portugal*. Universidad de Granada & A.H.E. Granada. pp. 47-100.
- BEA, A. (1980). Introducción a la herpetofauna del País Vasco. II. Datos bioclimáticos. *Munibe*, 32 (3/4): 283-296.
- BEA, A. (1981). Herpetofauna de Guipúzcoa: estudio faunístico y relaciones con la climatología. *Munibe*, 33 (1-2): 115-154.
- BEEBEE, T.J.C. (1985). Discriminant analysis of amphibian habitat determinants in South-East England. *Amphibia-Reptilia*, 6: 35-43.
- BEEBEE, T.J.C. (1996). *Ecology and conservation of amphibians*. Chapman & Hall. London. 213 pp.
- BLANCO, J.C. & GONZÁLEZ, J.L. (1992). *Libro rojo de los Vertebrados de España*. ICONA. Madrid.
- BOCAGE, J.B. (1864a). Note sur un nouveau bratrachien du Portugal, *Chioglossa lusitanica*, et sur une Grenouille nouvelle de l' Afrique occidentale. *Rev. Mag. Zool.*, 16: 248-254.
- BOCAGE, J.B. (1864b). Notice sur un bratrachien nouveau du Portugal (*Chioglossa lusitanica*, Nob.). *Proc. Scient. Zool. Soc. London*, 264-265.
- BOSCÁ, E. (1880). Catalogue des reptiles et amphibiens de la Péninsule Ibérique et des Iles Baleares. *Bull. Soc. Zool. Fr.*, 5:240-287.
- BOSCÁ, E. (1881). Correcciones y adiciones al catálogo de los Réptiles y Anfíbios de España, Portugal y las Islas Baleares. *An. Soc. Españ. Hist. Nat.*, 10: 89-112.
- BRITO, J.C.; BRITO E ABREU, F.; PAULO, O.S.; ROSA, H.D. & CRESPO, E.G. (1996). Distribution of Schreiber's green lizard (*Lacerta schreiberi*) in Portugal: a predictive model. *Herpet. J.*, 6: 43-47.
- BRITO, J.C.; PAULO, O.S. & CRESPO, E.G. (1998). Distribution and habitats of Schreiber's green lizard (*Lacerta schreiberi*) in Portugal. *Herpet. J.*, 8: 187-194.
- BRITO, J.C.; CRESPO, E.G. & PAULO, O.S. (*in press a*). Modelling wildlife distribution: logistic multiple regression vs. Overlap analysis. *Ecography*.

- BRITO, J.C.; GODINHO, R.; LUIS, C.; PAULO, O.S. & CRESPO, E.G. (*in press b*). Management strategies for conservation of the Schreiber's green lizard (*Lacerta schreiberi*) in Portugal. *Biol. Conserv.*
- BROSCHKE, K.U. (1982). Formas periglaciares antiguas en la Península Iberica. Posibilidades de una consideración climática. *Estudios Geográficos*, 166: 5-16.
- BROWN, J.H. & LOMOLINO, M.V. (1998). *Biogeography*. Sinauer Associates. Massachusetts. 692 pp.
- BUSACK, S.D. (1976). A review of the biology of the gold-striped salamander, *Chioglossa lusitanica* (Amphibia: Salamandridae). *Biol. Conserv.*, 10: 309-319.
- BUSTAMANTE, J. (1997). Predictive models for lesser kestrel *Falco naumani* distribution, abundance and extinction in southern Spain. *Biol. Conserv.*, 80: 153-160.
- CLARCK, L.A. & PREGIBON, D. (1992). Tree-based Models. *in*: CHAMBERS, J.M. & HASTIE, T.J. (Eds). *Statistical Models in S*. Chapman & Hall. New York. pp. 377-419.
- COMISSÃO GERAL DO AMBIENTE (1983). *Atlas do Ambiente*. C.N.A. Lisboa.
- CORSI, F., DUPRÈ, E. & BOITANI, L. (1999). A large-scale model of wolf distribution in Italy for conservation planning. *Conserv. Biol.*, 7: 150-159.
- CRESPO, E.G. (1979). *Contribuição para o conhecimento da biologia dos Alytes ibéricos, A. obstetricans boscai lataste, 1879 e A. cisternasii Boscá, 1879 (Amphibia, Salientia): a problemática da especiação de Alytes cisternasii*. Tese de Doutoramento. Universidade de Lisboa.
- CRESPO, E.G. & OLIVEIRA, M.E. (1989). *Atlas de Distribuição de Anfíbios e Répteis de Portugal Continental*. SNPRCN. Lisboa. 98 pp.
- DEASANKER, P.V. & PRENTICE, I.C. (1995). Modelling vegetation dynamics of miombo woodlands of Zambezi Africa under changing climatic conditions. *in*: PERNETTA, J.C.; LEEMANS, R.; ELDER, D. & HUMPHREY, S. (Eds). *Impacts of Climate Change on ecosystems and species: terrestrial ecosystems*. IUCN. Gland. pp. 21-38.
- DELCOURT, H.R. & DELCOURT, P.A. (1991). *Quaternary Ecology. A paleoecological perspective*. Chapman & Hall. London. 242 pp.
- DIRECÇÃO GERAL DO AMBIENTE (1995). *Atlas do Ambiente - Versão 1.0*. D.G.A. Lisboa.
- DUBUC, L.J.; KHROHN, W.B. & OWEN, R.B. (1990). Predicting occurrence of river otters by habitat on Mount Desert Island, Maine. *J. Wildl. Manage.*, 54(4): 594-599.
- DUELLMAN, W.E. & TRUEB, L. (1986). *Biology of Amphibians*. McGraw-Hill. New York. 670 pp.
- EASTMAN, J.R. (1997). *Idrisi for Windows. User's Guide. Version 2.0*. Clark University. Worcester.

- ENNIS, C.A. & MARCUS, N.H. (1996). *Biological Consequences of Global Climate Change*. University Science Books. Sausalito. 53 pp.
- ESTES, R. & HOFFSTETTER, R. (1976). Les urodèles du Miocène de la Grive-Saint-Alban (Isère, France). *Bull Mus Natn. Hist. Nat.* (3^e serie) 398: 299-343.
- FERREIRA, A.B. (1993). Manifestações geomorfológicas glaciárias e periglaciárias em Portugal. *in: Carvalho, G.S.; Ferreira, A.B. & Senna-Martinez, J.C. (Eds). O Quaternário em Portugal. Balanço e Perspectivas*. Edições Colibri. Lisboa. pp. 75-84.
- FERREIRA, J.B. (1943). Revisão sistemática dos anfíbios da fauna portuguesa (Salamandridae e Ranidae). *Mem. Est. Museu Zool. Univ. Coimbra*, 144: 1-32.
- FERREIRA, J.B. & SEABRA, A.F. (1911). Catalogue systématique des Vertébrés du Portugal. III-IV. Reptiles et Amphibiens. *Bull. Soc. Port. Sci. Nat.*, 5 (3): 97-128.
- FIELDING, A.H. & HAWORTH, P.F. (1995). Testing the generality of bird-habitat Models. *Conserv. Biol.* 9 (6): 1466-1481.
- FORMAN, R.T. (1995). *Land Mosaics*. Cambridge University Press. Cambridge. 632 pp.
- GONÇALVES, H.; MOUTA FARIA, M.; MENESES, V. & SEQUEIRA, F. (1998). Influência de algumas características do habitat e variáveis ambientais na distribuição espacial de *Chioglossa lusitanica* numa população do Noroeste de Portugal: resultados preliminares. *Actas do V Congresso Luso-Espanhol de Herpetologia*. Fuerteventura. pp. 41.
- GOODCHILD, M.F. (1993). The state of GIS for environmental problem-solving. *in: GOODCHILD, M.F.; PARKS, B.O. & STEYAERS, L.T. (Eds). Environmental modeling with GIS*. Oxford University Press. New York. pp. 8-15.
- GOUX, L. (1957). Contribution a l'étude écologique et biogéographique de *Chioglossa lusitanica* Barb. (Urodela, Salamandridae). *Bull. Soc. Zool. France*, 82: 361-377.
- GREEN, R.E. (1996). Factors affecting the population density of the corncrake *Crex crex* in Britain and Ireland. *J. Appl. Ecol.*, 33: 237-248.
- GRUBB, T.G. & KING, R.M. (1991). Assessing human disturbance of breeding bald eagles with classification tree models. *J. Wildl. Manage.*, 55 (3): 500-511.
- GUÉGAN, J.F.; LEK, S. & OBERDOFF, T. (1998) Energy availability and habitat heterogeneity predict global riverine fish diversity. *Nature*, 391: 382-384.
- HAIR, J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L. & BLACK, W.C. (1995). *Multivariate Data Analysis with Readings*. Prentice Hall. New Jersey. 745 pp.
- HALPIN, P.N. & SECRETT, C.M. (1995). Potential impacts of climate change on forest protection in the humid tropics: a case study of Costa Rica. *in: PERNETTA, J.C.; LEEMANS, R.; ELDER, D. & HUMPHREY, S. (Eds). Impacts of Climate Change on ecosystems and species: terrestrial ecosystems*. IUCN. Gland. pp. 1-22.

- HANSKI, I.A. & SIMBERLOFF, D. (1997). The Metapopulation approach, its history, conceptual domain, and application to conservation. *in*: HANSKI, I.A. & GILPIN, M.E. (Eds). *Metapopulation Biology. Ecology, Genetics and Evolution*. Academic Press. San Diego. pp. 5-26.
- HILL, M.O. (1991). Patterns of species distribution in Britain elucidated by canonical correspondence analysis. *J. Biogeog.*, 18: 247-255.
- HOSMER, D.W. & LEMESHOW, S. (1989). *Applied Logistic Regression*. John Wiley & Sons. New York. 307 pp.
- HUNSAKER, C.T.; NISBET, R.A.; LAM, D.C.; BROWDER, J.A.; BAKER, W.L.; TURNER, M.G. & BOTKIN, D.B. (1993). Spatial models of ecological processes: the role of GIS. *in*: GOODCHILD, M.F.; PARKS, B.O. & STEYAERS, L.T. (Eds). *Environmental modeling with GIS*. Oxford University Press. New York. pp. 248-264.
- HUNTLEY, B. (1995). How vegetation responds to climate change: evidence from palaeovegetation studies. *in*: PERNETTA, J.C.; LEEMANS, R.; ELDER, D. & HUMPHREY, S. (Eds). *Impacts of Climate Change on ecosystems and species: environmental context*. IUCN. Gland. pp. 43-64.
- ILDOS, A.S. & ANCONA, N. (1994). Analysis of amphibian habitat preferences in a farmland area (Po plain, northern Italy). *Amphibia-Reptilia*, 15: 307-316.
- ILWIS (1997). *Ilwis 2.1 for Windows. User's Guide*. ITC. Ensched.
- INSTITUTO GEOGRAFICO NACIONAL (1992). *Atlas Nacional de España. Sección II. Grupo 9 Climatología*. IGN. 25 pp.
- JAEGER, R.G. (1971). Moisture as a factor influencing the distributions of two species of terrestrial salamanders. *Oecologia*, 6: 191-207.
- JAMES, F.C. & MCCULLOCH, C.E. (1990). Multivariate analysis in ecology and systematics: panacea or pandora's box? *Annu. Rev. Ecol. Syst.* 21: 129-166.
- KNICK, S.T. & DYER, D.L (1997). Distribution of black-tailed jackrabbit determined by GIS in southwernern Idaho. *J. Wildl. Manage.*, 61(1): 75-85.
- LEGENDRE, P. (1993). Spatial Autocorrelation: trouble or new paradigm? *Ecology*, 74(6): 1659-1673.
- LIMA, V. (1995). *Estudo comparativo de alguns aspectos da biologia de Chioglossa lusitanica em duas populações do Noroeste de Portugal*. Tese de Mestrado. Universidade do Porto. 119 pp.
- LIVINGSTONE, S.A.; TODD, C.S.; KROHN, W.B. & OWEN, R.B. (1990). Habitat models for nesting eagles in Maine. *J. Wildl. Manage.*, 54(4): 644-653.
- LLORENTE, G.A.; MONTORI, A.; SANTOS, X. & CARRETERO, M.A. (1995). *Atlas dels Amfibis i Rèptils de Catalunya i Andorra*. Ediciones El Brau. Figueres. 191 pp.

- LOMBARD, A.T.; NICHOLLS, A.O. & AUGUST, P.V. (1994). Where should nature reserves be located in South Africa? A snake's perspective. *Conserv. Biol.*, 9(2): 363-372.
- LOUREIRO, A.; SARMENTO, P.; SILVA, L.; CRUZ, J. & QUEIRÓS, F. (1996). Atlas herpetológico da Reserva Natural da Serra da Malcata: dados preliminares. *Actas IV Congresso Luso-Espanhol de Herpetologia*. Porto. pp. 60.
- KOENIG, W.D. (1999). Spatial autocorrelation of ecological phenomena. *TREE*, 14: 22-25.
- MADER, H.-J. (1988). Effects of increased heterogeneity on the biocenosis in rural landscapes. *Ecol. Bull.*, 39: 169-179.
- MALKMUS, R. (1995). *Die amphibien und reptilien Portugals, Madeiras und der Azoren*. Westarp Wissenschaften. Magdeburg. 192 pp.
- MARCO, A. & POLLO, C.P. (1993). Analisis biogeográfico de la distribución del lagarto verdinegro (*Lacerta schreiberi* Bedriaga, 1878). *Ecología*, 7: 457-466.
- MARQUES, M.J.; PAULO, O.S. & CRESPO E.G. (1995). *Caracterização das herpetocenoses e determinação de áreas prioritárias para a conservação do Parque Natural de Sintra-Cascais*. Relatório do Centro de Biologia Ambiental. Faculdade de Ciências da Universidade de Lisboa. 105pp.
- MARTÍNEZ-RICA, J.P. (1983). Atlas herpetológico del Pirineo. *Munibe*, 35 (1-2): 51-80.
- MATEUS, J.E. & QUEIROZ, P.F. (1993). Os estudos da vegetação quaternária em Portugal; contextos, balanço de resultados, perspectivas. *in*: CARVALHO, G.S.; FERREIRA, A.B. & SENNA-MARTINEZ, J.C. (Eds). *O Quaternário em Portugal. Balanço e Perspectivas*. Edições Colibri. Lisboa. pp. 105-131.
- MCGUIGAN, K.; McDONALD, K.; PARRIS, K. & MORITZ, C. (1998). Mitochondrial DNA diversity and historical biogeography of a wet forest-restricted frog (*Litoria pearsoniana*) from mid-east Australia. *Molec. Ecol.*, 7: 175-186.
- MLADENOFF, D.J. & SICKLEY, T.A. (1998). Assessing potential grey wolf restoration in the northeastern United States: a spatial prediction of favourable habitat and potential population levels. *J. Wildl. Manage.*, 62(1): 1-10.
- MONTORI, A.; CARRETERO, M.A.; LLORENTE, G.A. & SANTOS, X. (1997). *Euproctus asper* (Dugès, 1852). Tritón pirenaico. *in*: PLEGUEZUELOS, J.M. (Ed). *Distribución y biogeografía de los anfibios y reptiles en España y Portugal*. Universidad de Granada & A.H.E. Granada. pp. 106-108.
- MORRISON, M.L.; TIMOSI, I.C. & WITH, K.A. (1987). Development and testing of linear regression models predicting bird-habitat relationships. *J. Wildl. Manage.*, 51(1): 247-253.
- MURPHY, D.D. & NOON, B.R. (1992). Integrating scientific methods with habitat conservation planning: reserve design for northern spotted owls. *Ecol. Appl.*, 2(1): 3-17.

- NEFF, N.A. & MARCUS, L.F. (1980). *A survey of multivariate methods for systematics*. American Society of Mammology. New York. 243 pp.
- NOBRE, A. (1893). Reptis e Batrachios de Portugal existentes no Laboratório de Zoologia da Academia Polytécnica do Porto. *Cat. Gab. Zool. Acad. Polyt. Porto*.
- OSBORNE, P.E. & TIGAR, B.J. (1992). Interpreting bird data using logistic models: an example from Lesotho, Southern Africa. *J. Appl. Ecol.*, 29: 55-62.
- PACKHAM, J.R.; HARDING, D.J.; HILTON, G.M. & STUTTARD, R.A. (1992). *Functional ecology of woodlands and forests*. Chapman & Hall. London. 407 pp.
- PALMEIRIM, J.M. (1988). Automatic mapping of avian species habitat using satellite imagery. *Oikos*, 52: 59-68.
- PAVIGNANO, I.; GIACOMA, C. & CASTELLANO, S. (1990). A multivariate analysis of amphibian habitat determinants in north western Italy. *Amphibia-Reptilia*, 11: 311-324.
- PEREIRA, J. & ITAMI, R. (1991). Gis-based habitat modelling using logistic multiple regression: a study of the Mt. Graham Red Squirrel. *Photog. Eng. & Rem. Sens.*, 57-11: 1475-1486.
- PHIPPS, J.B. (1975). Bestblock: optimizing grid size in biogeographic studies. *Can. J. Bot.*, 53 (15): 1447-1452.
- PIELOU, E.C. (1991). *After the Ice Age. The return of life to glaciated North America*. The University of Chicago Press. Chicago. 366 pp.
- REAL, R. (1991). *Modelos de distribución de los anfibios en las cuencas fluviales de Europa a tres escalas geográficas*. Tesis Doctoral. Universidad de Málaga.
- REINERT, H.K. (1984). Habitat separation between sympatric snake populations. *Ecology*, 65 (2):478-486.
- ROCEK, Z. (1994). A review of the fossil caudata of Europe. *Abhandlungen und Berichte fur Naturkunde*, 17: 51-56.
- ROHLF, F.J. (1985). *BIOM. A package of statistical programs to accompany the text Biometry*. Freeman & Company. San Francisco. 84 pp.
- ROHLF, F.J. (1989). *NTSYS-pc. The numerical Taxonomy and Multivariate Analysis System*. Exeter Publishing, Ltd. New York.
- ROMERO, J. & REAL, R. (1996). Macroenvironmental factors as ultimate determinants of distribution of common toad and natterjack in the south of Spain. *Ecography*, 19: 305-312.
- ROTEMBERRY, J.T. & WIENS, J.A. (1980). Habitat structure, patchiness, and avian communities in North American steppe vegetation: a multivariate analysis. *Ecology*, 61: 1228-1250.

- RUSHTON, S.P.; LURZ, P.W.; FULLER, R. & GARSON, P.J. (1997). Modelling the distribution of the red and grey squirrel at the landscape scale: a combined GIS and population dynamics approach. *J. Appl. Ecol.*, 34: 1137-1154.
- SAETERSDAL, M.; BIRKS, H.J. & PEGLAR, S.M. (1998). Predicting changes in Fennoscandian vascular-plant species richness as a result of future climatic change. *J. Biogeog.*, 25: 11-122.
- SAXON, E.C. (1983). Mapping the habitats of rare animals in the Tanami Wildlife Sanctuary (Central Australia): an application of satellite imagery. *Biol. Conserv.*, 243-257.
- SEABRA, A.F. (1943). Apontamentos sobre a fauna do Algarve (Vertebrados). *Mem. Estud. Mus. Zool. Univ. Coimbra*, 147: 1-18.
- SEGURADO, P. (1998). *Modelação da distribuição e da abundância local do cágado-mediterrânico (Mauremys leprosa) e do cágado-de-carapaça-estriada (Emys orbicularis) em Portugal*. Tese de Mestrado. ISA. Universidade Técnica de Lisboa. 112 pp.
- SEQUEIRA, F., TEIXEIRA, J., ALEXANDRINO, J., LIMA, V. & FERRAND, N. (1996). Distribución de *Chioglossa lusitanica* (Bocage, 1864) en Portugal. *Bol. Asoc. Herpet. Española*. 7: 7-8.
- SERVIÇO CLIMATOLÓGICO NACIONAL (1974). *Atlas Climatológico de Portugal*. S.C.N. Lisboa. 67 pp.
- SMITH, A.P.; HORNING, N. & MOORE, D. (1997). Regional biodiversity planning and lemur conservation with GIS in western Madagascar. *Conserv. Biol.*, 11(2): 498-512.
- S.N.P.R.C.N. (1990). *Livro Vermelho dos Vertebrados de Portugal. Vol. I (Mamíferos, Aves, Répteis e Anfíbios)*. S.N.P.R.C.N. Lisboa.
- SOKAL, R.R. & ROHLF, F.J. (1981). *Biometry*. Freeman & Company. San Francisco. 859 pp.
- SPSS (1997). *SPSS for Windows. Release 8.0*. SPSS Inc. Chicago.
- STATISTICAL SCIENCES (1995). *S-PLUS Guide to Statistical and Mathematical Analysis, version 3.3*. StatSci, MathSoft, Inc. Seattle.
- STEYAERT, L.T. (1993). A perspective on the state of environmental simulation modeling. *in*: GOODCHILD, M.F.; PARKS, B.O. & STEYAERS, L.T. (Eds). *Environmental modeling with GIS*. Oxford University Press. New York. pp. 16-30.
- SUMMER, J. & DICKMAN, C.R. (1998). Distribution and identify of species in the *Antechinus stuartii* - *A. flavipes* group (Marsupialia: Dasyuridae) in south-eastern Australia. *Australian Journal of Zoology*, 46: 27-41.
- SUTHERST, R.W. (1995). The potential advance of pests in natural ecosystems under climate change: implications for planning and management. *in*: PERNETTA, J.C.; LEEMANS, R.; ELDER, D. & HUMPHREY, S. (Eds). *Impacts of Climate Change on ecosystems and species: terrestrial ecosystems*. IUCN. Gland. pp. 82-98.

- SUTHERST, R.W; FLOYD, R.B. & MARYWALD, G.F. (1995). The potential geographical distribution of the cane toad, *Bufo marinus* L. in Australia. *Conserv. Biol.*, 9(6): 294-299.
- SYKES, M.T.; PRENTICE, I.C. & CRAMER, W. (1996). A bioclimatic model for the potential distribution of north european tree species under present and future climates. *J. Biogeog.*, 23: 203-233.
- TABERLET, P.; FUMAGALLI, L.; WUST-SAUCY, A.G. & COSSON, J.F. (1998). Comparative phylogeography and postglacial colonization routes in Europe. *Molec. Ecol.*, 7:453-464.
- TAIT, W.C. (1894). Habitat do *Chioglossa lusitanica*. *Ann. Sc. Nat.*, 1: 96.
- TARKHNISHVILI, D. N. & SERBINOVA, I. A. (1993). The ecology of the Caucasian salamander (*Mertensiella caucasica*, Waga) in a local population. *Asiatic Herpetological Research*, 5: 147-165.
- TCHEBAKOVA, N.M.; MONSERUD, R.A.; LEEMANS, R. & NAZIMOVA, D.I. (1995). Possible vegetation shifts in Siberia under climate change. *in*: PERNETTA, J.C.; LEEMANS, R.; ELDER, D. & HUMPHREY, S. (Eds). *Impacts of Climate Change on ecosystems and species: terrestrial ecosystems*. IUCN. Gland. pp. 67-82.
- TEIXEIRA, J. (1996). Atlas de distribuição dos anfíbios e répteis do Parque Natural de Montesinho (Nordeste de Portugal): dados preliminares. *Actas IV Congresso Luso-Espanhol de Herpetologia*. Porto. pp. 63.
- TEIXEIRA, J.; ARNTZEN, J.W.; FERRAND, N. & ALEXANDRINO, J. (1996). Elaboração de um modelo preditivo da distribuição de *Chioglossa lusitanica* em Portugal. *Actas IV Congresso Luso-Espanhol de Herpetologia*. Porto pp. 63-64.
- TEIXEIRA, J.; SEQUEIRA, F.; ALEXANDRINO, J. & FERRAND, N. (*in press*). Bases para a Conservação da salamandra-lusitânica, (*Chioglossa lusitanica*). *Estudos de Biologia e Conservação da Natureza*, 22: 1-33.
- THEMIDO, A.A. (1942). Anfíbios e Répteis de Portugal. Catálogo das colecções do Museu Zoológico de Coimbra. *Mem. Est. Museu Zool. Univ. Coimbra*, 133: 1-49.
- THORN, R. (1968). *Les salamandres d'Europe, d'Asie et d'Afrique du Nord*. Lechevalier. Paris. 376 pp.
- TURNER, M.G.; O'NEILL, R.V.; GARDNER, R.H. & MILNE, B.T. (1989). Effects of changing spatial scale on the analysis of landscape pattern. *Landscape Ecology*, 3 (3/4): 153-162.
- VARGAS, J.M. (1991). Escuelas y tendencias en Biogeografía histórica. *in*: VARGAS, J.M.; REAL, R. & ANTÚNES, A. (Eds). *Objetivos y métodos biogeográficos. Aplicaciones en Herpetología*. Monogr. Herpetol., 2: 107-136.
- VARGAS, J.M. & REAL, R. (1997). Biogeografía de los anfíbios y reptiles de la Península Ibérica. *in*: PLEGUEZUELOS, J.M. (Ed). *Distribución y biogeografía de los anfíbios y reptiles en España y Portugal*. Universidad de Granada & A.H.E. Granada. pp. 309-320.

- VEITH, M.; STEINFARTZ, S.; ZARDOYA, R.; SEITZ, A. & MEYER, A. (1998). A molecular phylogeny of "true" salamanders (family Salamandridae) and the evolution of terrestriality of reproductive modes. *J. Zool. Syst. Evol. Research*, 36: 7-16.
- VENCES, M. (1990). Untersuchungen zur ökologie, etologie und geographischen variation von *Chioglossa lusitanica* Boc. 1864. *Salamandra*, 26: 267-297.
- VENCES, M. (1997). *Chioglossa lusitanica* Barboza du Bocage, 1864. Salamandra rabilarga. Salamandra-dourada. in: PLEGUEZUELOS, J.M. (Ed). *Distribución y biogeografía de los anfibios y reptiles en España y Portugal*. Universidad de Granada & A.H.E. Granada. pp. 103-105.
- VIEIRA, A.L. (1896). Catálogo dos réptis e amphibios do continente de Portugal existentes actualmente no Museu Zoológico da Universidade de Coimbra. *Anais Sci. Nat.*, 4: 1-7.
- WALKER, P.A. (1990). Modelling wildlife distributions using geographic information system: kangaroos in relation to climate. *J. Biogeog.* 17: 279-289.
- WILLIAMS, B.K. (1983). Some observations on the use of Discriminant Analysis in Ecology. *Ecology*, 64 (5): 1283-1291.
- WILKINSON, L. (1989). *SYSTAT: the System for Statistics*. SYSTAT, Inc. 638 pp.
- ZALDIVAR, C.; VERDÚ, J.; IRASTORZA, M.T. & FUENTE, M.E. (1988). Contribución al atlas provisional de los anfibios y reptiles de la Comunidad Autonoma de la Rioja. *Rev. Esp. Herp.*, 3 (1): 41-53.