

## EVIDENCIAS DE CAMBIO CLIMÁTICO EN GALICIA A TRAVÉS DAS TENDENCIAS DOS ÍNDICES DE PERIGO DE INCENDIOS FORESTAIS

J. A. Vega<sup>1</sup>, C. Fernández<sup>1</sup>, E. Jiménez<sup>1</sup> e A. D. Ruiz<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Centro de Investigación e Información Ambiental (CINAM)-Lourizán  
Consellería de Medio Ambiente e Desenvolvemento Sostible. Xunta de Galicia  
Apartado postal 127. 36080 Pontevedra.

<sup>2</sup> Departamento de Enxeñaría Agroforestal, Escola Politécnica Superior  
Universidade de Santiago de Compostela, 27002 Lugo.  
Tel.: 34-986 805 003  
Fax: 34-986 856 420  
Correo\_e: jvega.cifal@siam-cma.org

### RESUMO

Neste estudo avaliáronse as posibles evidencias de cambio climático en Galicia a través da análise das tendencias de diferentes índices de perigo de incendios forestais. Estes indicadores puxeron de manifesto claramente unha tendencia de cambio no clima, apreciándose para os últimos decenios un claro empeoramento das condicións de inicio e propagación do lume. Este agravamento observouse tanto no mes de marzo como para o período estival, sendo relativamente maior no primeiro caso. As tendencias de cambio foron máis pronunciadas ao realizar as análises considerando só os períodos libres de chuvia, e tamén o empeoramento do perigo de incendios foi maior.

Os estimadores directos da humidade do arume superficial follaxe mostraron con máis claridade que outros índices de perigo, máis complexos, as tendencias de cambio climático. Ademais, observáronse dous gradientes de agravamento da situación: o sentido norte-sur e costa-interior. Pola súa parte, os índices canadenses e o de seca de Keetch-Byram explicaron unha substancial porcentaxe da variabilidade do número de incendios e superficie afectada por estes. Conclúese que a gravidade da situación reflectida a longo prazo requirirá dunha intensificación do dispositivo de protección contra os lumes forestais.

### SUMMARY

Trend analysis of a selected set of forest fire danger indices was used to explore evidences of climate change in Galicia. The study revealed a continued worsening of conditions for fire initiation and propagation over the last decades. This response was observed in the winter dry period (March) and in the summer period, being higher in the first case. Fire danger trends were steeper when the analyses were made for the periods free of rain.

Litter moisture content estimators showed climate change trends more clearly than other indices which were more complex to obtain. Two gradients of worse conditions were detected in Galicia, in the north-south and coastal-inland directions, respectively. Canadian forest fire indices and the Keetch-Byram dryness index explained a significant amount of forest fires and, to a lesser extent, burned area variability. This response was more pronounced for the winter dry period fire season, as previously found for forest fire danger indices.

It is concluded that under these conditions, an intensification of fire protection effort will be necessary in the long term.

## INTRODUCCIÓN

En sentido amplo, os índices de perigo de incendios forestais integran información relativa a diversos factores que afectan ao potencial de lume nunha área (Chandler, 1983; Pyne, 1996; Vélez, 2000). Máis especificamente, os índices meteorolóxicos de perigo son filtros dun conxunto de variables meteorolóxicas que exercen un papel dominante no inicio e comportamento dos lumes. Combinan xeralmente información de diversas variables meteorolóxicas (Luke, 1978; Deeming, 1977; Bradshaw, 1983; Van Wagner, 1987). Dentro destes últimos índices, a estimación da humidade dos combustibles finos mortos do leito do sotobosque (arume superficial e ramiñas mortas caídas) constitúe unha compoñente esencial destes, pois esa variable exerce unha grande influencia na inflamabilidade do combustible e no comportamento do lume (e.g. Anderson, 1970; Blackmar, 1972; Rothermel, 1972; Dimitrakopoulos, 2001).

A análise das tendencias a longo prazo de diversas variables meteorolóxicas foi un elemento clave no establecemento de evidencias de cambio climático (e.g. Folland 2001; Jones, 2003; Ministerio de Medio Ambiente, 2005). Non obstante, malia as fortes conexións entre cambio climático e incendios (e.g. Wotton, 1993; Stocks, 1998; Flannigan, 1998, 2000, 2001; Westerling, 2002; Moreno, 2005; Good, 2008), ata moi recentemente non se explorou a utilización dos índices de perigo como indicadores de cambio climático (Flannigan, 2003; Girardin, 2004).

Dada a transcendencia das proxeccións futuras da influencia do cambio climático no fenómeno dos incendios forestais no ámbito mediterráneo (Mouillot, 2002; Pereira, 2002; Venevsky, 2002; Moreno, 2005; Moriondo, 2006; Good, 2008) e en moitas outras partes do mundo, resulta de interese incrementar o noso coñecemento sobre as asociacións entre os parámetros de réxime de lume por un lado e, por outro, as variables meteorolóxicas e os índices de perigo asociados. Numerosos estudos foron levados a cabo sobre as relacións entre frecuencia de incendios, superficies queimadas e variables meteorolóxicas en distintos ecosistemas (e.g. Harrington, 1983; Flannigan, 1988; Viegas, 1992, 1994; Keeley, 2004; Carvalho, 2008). Non obstante, a información dispoñible sobre as relacións entre índices de perigo e parámetros do réxime de lume é máis limitada (Piñol, 1998; Viegas, 1999; Tymstra, 2007; Carvalho, 2008; Good, 2008; Preisler, 2008). En España, Vázquez (1993, 1995, 2002), Millán (1998), Pausas (2004), Carracedo (2007), entre outros, atoparon relacións significativas entre diversas variables meteorolóxicas e outras relativas á estatística de incendios. En Galicia, os traballos de García Díez (1993, 1994 a y b, 1999) y de Varela (2006 y 2007), centráronse na estimación diaria do número de incendios, utilizando aproximacións baseadas nunha combinación de índices meteorolóxicos e series temporais, e Alonso (2003) empregou redes neuronais coa mesma finalidade. Tamén Vázquez, (1999) explorou relacións entre o número de incendios e os índices de perigo de Angstrom, Nesterov y Tellysin. Por outra banda, e como se sinaló en liñas anteriores, a información relativa ao uso dos índices de perigo como detectores de tendencias de cambio climático é sumamente reducida a nivel mundial.

Este estudo estruturouse sobre dous obxectivos:

- a) Avaliar a capacidade dun conxunto de índices de perigo de incendios forestais para evidenciar posibles tendencias de cambio climático en Galicia.
- b) Explorar a sensibilidade dos índices de perigo para explicar a variabilidade no número de lumes e superficie queimada en Galicia.



## MÉTODOS

### *Datos meteorolóxicos*

Os datos empregados no estudo foron subministrados por MeteoGalicia e comprenden series correspondentes ás estacións meteorolóxicas do INM nos aeroportos de Vigo, Santiago de Compostela e A Coruña, así como as situadas en Lugo (punto centro) e Ourense cidade.

Datos diarios de temperatura, humidade relativa, velocidade do vento (a 10 m de altura) medidas ás 13 hora solar e precipitación total nas 24 horas anteriores foron usados para determinar os correspondentes valores dos índices de perigo que se detallan máis abaixo e do índice de seca de Keetch-Byram (1968). A extensión das series utilizadas na análise de tendencias foi variable en función da dispoñibilidade dos datos. Para Vigo e Santiago de Compostela comprendía de 1961 a 2006; para A Coruña, de 1972 a 2006, Lugo de 1964 a 2006 e Ourense de 1973 a 2006. Para analizar as tendencias no tempo dos índices citados durante o período estival ampliado (xuño, xullo, agosto e setembro) e marzo, calculáronse estes a partir dos valores mensuais obtidos como media dos valores diarios correspondentes.

As cinco estacións meteorolóxicas utilizadas no estudo foron elixidas por dispoñer de datos dos parámetros necesarios dos índices analizados.

### *Datos de incendios*

Os datos diarios de incendios de Galicia, a nivel provincial, foron subministrados pola Área de Defensa Contra Incendios Forestais da Dirección Xeral de Biodiversidade do MMA. Esta base recolle o número de incendios e conatos e as superficies respectivas queimadas a nivel provincial, xunto a outra moita información relativa a eses lumes. Neste estudo utilizouse unicamente a correspondente ao número de incendios (considerándose como tales os lumes que afectaron a unha superficie  $> 1$  ha) e á superficie queimada respectiva. A base informatizada citada comprende datos desde 1968, cubríndose no estudo o período 1968 a 2006 para as catro provincias galegas. Esta lonxitude da serie foi menor para Ourense en consonancia coa súa menor dispoñibilidade de datos meteorolóxicos.

A figura 1 recolle a distribución mensual do número de incendios no período de estudo en cada unha das provincias galegas. Pódese apreciar que presenta un carácter bimodal, con dous máximos en marzo e en agosto. Obsérvase como o máximo de frecuencia de marzo para os períodos 1992-1999 e 2000-2006, especialmente en relación cos tres períodos anteriores, indica unha expansión da época de perigo. Esta resposta non é tan evidente para os incendios do verán.

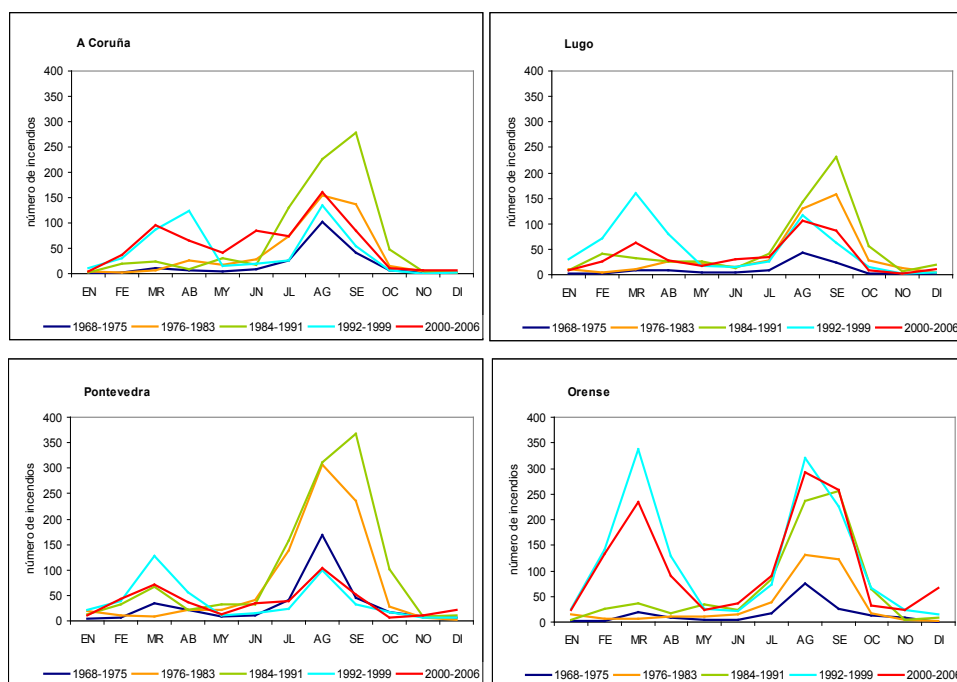


Figura 1. Distribución mensual do número medio de incendios forestais nas catro provincias galegas, agrupados en cinco períodos, dende 1968 a 2006.

A superficie queimada (figura 2) non mostrou a distribución bimodal observada no número de incendios, concentrándose a maior superficie queimada nos meses de agosto e setembro.

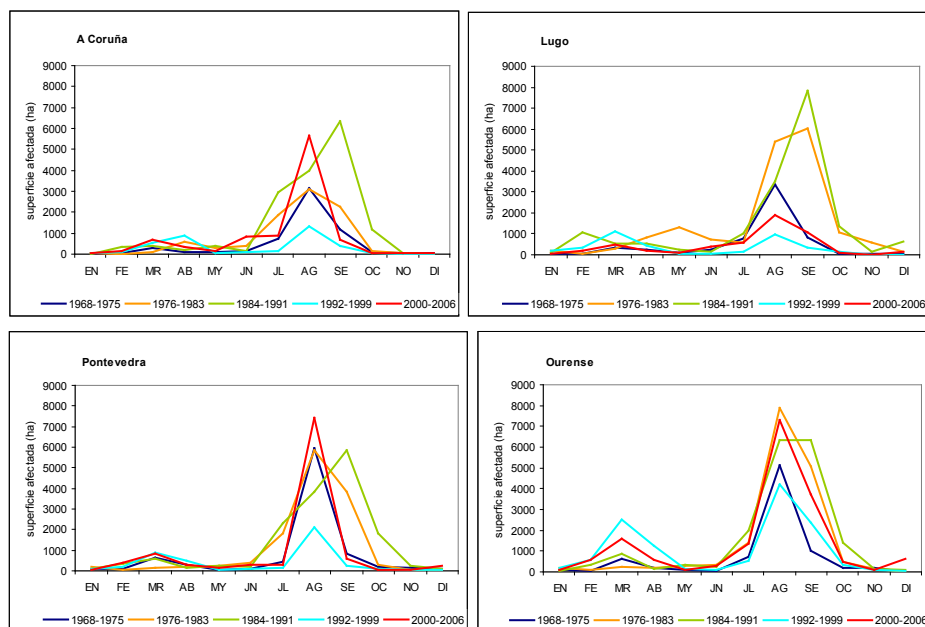


Figura 2. Distribución mensual da superficie queimada por incendios forestais nas catro provincias galegas agrupados en cinco períodos, dende 1968 a 2006.



### Índices de perigo

Cinco tipos de indicadores de perigo de incendios e un de seca foron utilizados no estudo. Os índices de incendio agrúpanse en dous tipos.

O primeiro comprende os estimadores directos da humidade dos combustibles finos mortos; o segundo, os que integran esta información con outras variables meteorolóxicas e non teñen unha significación física tan directa. Dentro do primeiro grupo existen dúas categorías: os que asumen que o proceso de ganancia e perda de humidade está só controlado pola humidade relativa e temperatura do aire, e os que ademais consideran que inflúen outras variables meteorolóxicas. Dentro da primeira categoría, determináronse un conxunto de índices australianos, estimadores da humidade do arume superficial baixo arboredo, restos leñosos finos superficiais ou herbáceas secas (combustibles finos mortos). Estes foron: o índice CBEF, que estima a humidade dos combustibles citados en masas abertas de eucalipto (McArthur, 1962); este modelo empírico foi logo desdoblado en dous por Viney e Hatton (1989) para ter en conta, por separado, as condicións de adsorción e desorción que se producen no intercambio de vapor de auga entre a atmosfera e os combustibles, e o de adsorción foi modificado por Gill (1987). O índice Grass Fire Danger Meter (GFDM) de McArthur (1966), que predí a humidade da herba seca totalmente exposta ao sol. E, finalmente, o Forest Fire Danger Meter (FFDM), tamén de McArthur (1967), un estimador da humidade do arume superficial baixo eucalipto, especialmente nas primeiras horas de tarde durante o verán.

Tamén dentro desta mesma categoría de índices se empregou o modelo coñecido como FBO de Rothermel (1983), que estima a humidade dos combustibles finos mortos e restos finos leñosos. Este modelo considera, ademais da humidade relativa e temperatura do aire, unhas correccións aditivas que teñen en conta o efecto da radiación debido á época do ano, á hora do día, o grao de cobertura por copa de árbores ou nebulosidade, xunto á pendente e exposición do terreo. Para os índices australianos e FBO utilizáronse os valores dos parámetros meteorolóxicos medidos ás 13.00 hora solar. Para FBO considerouse unha situación de masa arborada (con cobertura > 50%), exposición S e pendente do 30%.

Os índices anteriores están ideados para seren usados en pleno verán, en períodos libres de chuvia de suficiente duración como para que a influencia deste parámetro se poida considerar desprezable. Foron determinados para os meses do verán (xuño, xullo, agosto e setembro) e tamén marzo, un mes con frecuentes períodos libres de chuvia e onde teñen lugar un grande número de incendios en Galicia. Para eses períodos consideráronse dous tipos de medias mensuais dos valores diarios dos índices CBEF, GFDM, FFDM e FBO. O primeiro tipo de media excluíu os días de precipitación diaria acumulada  $P > 1,5$  mm. Este límite foi elixido como un valor típico de chuvia interceptada pola vexetación (Rutter, 1975; Flannigan, 1988; Simpson, 1985). A segunda opción excluíndo ademais o día seguinte ao da precipitación cando  $6 < P < 10$  mm ou dous días seguintes cando  $P > 10$  mm. No que segue, esta opción refírese como a dos períodos libres de chuvia.

A segunda categoría dos índices de perigo usados, estiman a humidade dos combustibles finos mortos, considerando que ademais da humidade relativa e temperatura do aire, intervén outras variables meteorolóxicas. Dentro desta categoría usáronse os modelos BEHAVE (Andrews, 1989), desenvolvido por Rothermel (1986), e o modelo australiano de Sneeuwjagt (1985). A utilización de BEHAVE circunscribiuse ás estacións de Vigo e Santiago de Compostela para os meses de xuño, xullo, agosto e setembro, dentro do período de 1961 a 2006, e consideráronse dous escenarios típicos de combustible. Un, con arboredo de *Pinus pinaster*, cun modelo 5 de combustible do sotobosque, do sistema NFFL de Estados Unidos (Anderson, 1982, Rothermel, 1983), con pendente do 30% e orientación SW e unha cobertura de copas do 75%. O arboredo supúxose cunha altura de 12 m e relacións de lonxitude copa/altura da árbore de 0,2 e lonxitude copa/diámetro copa de

2 e un grao de exposición ao vento do combustible de follaxe do sotobosque reducida. O outro escenario considerou unha área desarborada cuberta de matogueira do modelo 5, cos mesmos parámetros fisiográficos e meteorolóxicos que no caso anterior. Usáronse como inputs, a humidade relativa e temperatura do aire, a velocidade do vento, a cobertura de nubes e unha clasificación do grao de brumosidade do día medido ás 13 horas solares. Esta última variable non figuraba recollida na información do INM e unha correspondencia entre os rangos de humidade relativa e brumosidade foi establecida como segue:

Brumosidade = 1 con  $HR < 50\%$

Brumosidade = 2 con  $50 < HR < 70\%$

Brumosidade = 3 con  $HR > 70\%$

O método de cálculo de BEHAVE é iterativo e dúas condicións de inicialización foron empregadas para estimar a humidade diaria da follaxe. Unha, con datos meteorolóxicos dos tres días anteriores, cando neles non se produciu precipitación, e outra, utilizando os datos dos sete días anteriores, incluídos o da precipitación, cando houbo chuvia nese período previo ao de determinación da humidade. A media mensual dos valores de humidade obtívose como media dos correspondentes valores diarios.

O modelo BEHAVE tamén determina a probabilidade de ignición do arume superficial a partires dunha faísca incidente sobre el (Schroeder, 1969), en función do seu grao de cobertura pola vexetación supraxacente e a humidade e temperatura do aire. Esta probabilidade foi calculada diariamente cos datos anteriores para as estacións meteorolóxicas mencionadas en dous supostos: arboredo co 75% de cobertura e desarboredo co 0% de cobertura.

Tamén se determinaron os valores diarios da humidade do arume superficial (SMC) de *Pinus pinaster*, estimada polo modelo de Sneeuwjagt (1985). Este parámetro forma parte do índice de perigo destes autores australianos coñecido como Forest Fire Behavior Table. É un modelo tipo *bookkeeping* ou iterativo que utiliza como variable a cantidade de chuvia caída nas 24 horas precedentes, a temperatura máxima e a humidade relativa mínima do día de observación, xunto a un parámetro que ten en conta o grao de humidade ambiental durante a noite. As estimacións fixéronse para todos os días do ano do período de estudo. Consideráronse dúas variantes, a primeira (SMC1) eliminando só os días de chuvia e a segunda (SMC2) co mesmo criterio que para os índices australianos CBEF, GFDM e FFDM.

Convén sinalar que en todos os índices mencionados ata agora unha diminución do índice implica un aumento do perigo.

Por último, consideráronse, tamén diariamente, para os anos do período de estudo, os valores dos seis compoñentes de índice de perigo do sistema canadense (Van Wagner, 1987). Basicamente, estes son indicadores numéricos do contido de humidade dos combustibles mortos finos superficiais do sotobosque (FFMC), das capas orgánicas subxacentes de baixa compactación e moderada profundidade -arume inferior- (DMC) e das capas máis compactas e profundas (humus inferior, DC). Os restantes índices representan a velocidade de propagación (ISI), a cantidade de combustible dispoñible para a consunción na fronte de lapas (BUI) e a intensidade lineal da fronte de lume (FWI). Todos aumentan cando o perigo de incendios crece. Trátase de indicadores de tipo iterativo, onde os valores diarios dos distintos índices están fortemente mediatizados polos valores dos días precedentes. A figura 3 resume as relacións entre as compoñentes do índice canadense, mostrando as variables meteorolóxicas intervinientes en cada un.



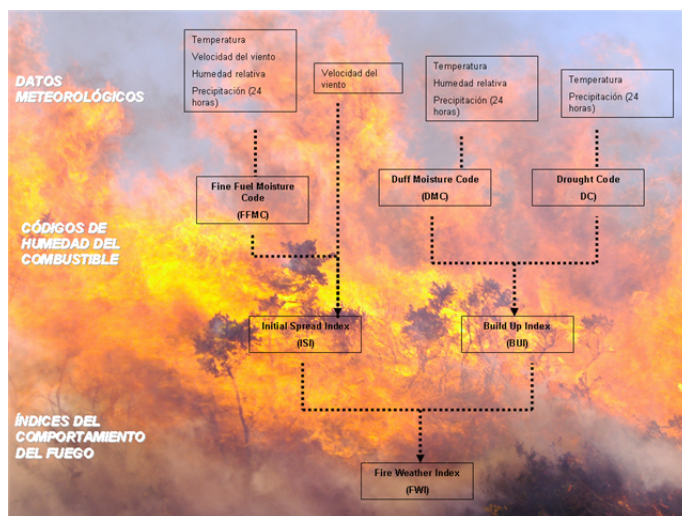


Figura 3. Componentes do índice de perigo do sistema canadense, relacións entre eles e variables intervinientes.

A información sobre o perigo de incendios completouse coa inclusión do índice de seca de Keetch-Byram (KBDI), Keetch-Byram (1968). Este coñecido índice valora o efecto da precipitación e da evapotranspiración no balance de auga do humus profundo e das capas máis superficiais do chan. É un indicador da facilidade para arder da materia orgánica do chan que crece coa intensidade da seca. É unha compoñente do índice conxunto de perigo de Estados Unidos, o Nacional Fire Danger Rating System do US Forest Service (Deeming, 1977; Burgan 1988; Roads, 2005). As variables meteorolóxicas precisas para a determinación do KBDI son a precipitación media anual, a temperatura máxima diaria e a precipitación acumulada nas últimas 24 horas.

É tamén un índice de *bookkeeping*, efectuándose a súa determinación diaria durante cada un dos anos do período correspondente para as cinco estacións meteorolóxicas do estudo. Consideráronse dúas opcións, a primeira (KB1) eliminando os días con precipitación  $p > 1,5$  mm e o seguinte (KB2), eliminando tamén outros inmediatamente seguintes, co mesmo criterio que o empregado nos índices CBEF, GFDM, FFDM e SMC2.

As figuras 4 a 8 recollen os gráficos de caixa correspondentes aos diferentes índices analizados en todas as estacións meteorolóxicas. Aprécianse en todas elas niveis moderados de humidade dos combustibles mortos finos, en consonancia coas características climáticas dominantes do territorio onde están situadas. Ourense presenta un nivel comparativamente inferior ao das restantes estacións, que mostran valores similares reflectindo o seu carácter máis mediterráneo. Os valores estimados por SMC1 son lixeiramente superiores aos estimados polos restantes modelos, ao teren en conta a precipitación diaria.

Os valores da compoñente FFMC foron baixos e similares en todas as estacións, en concordancia cos niveis de humidade do arume superficial mencionados. Non obstante, apreciáronse fortes diferenzas para os índices DMC, DC, BUI e FWI entre Ourense e o resto das estacións, no sentido de presentar esta última estación valores altos ou moderadamente altos destes índices que estiveron nas restantes estacións en niveis desde moderadamente baixos a moderadamente altos. O índice ISI mostrou valores en Vigo e na Coruña entre moderadamente altos e altos.

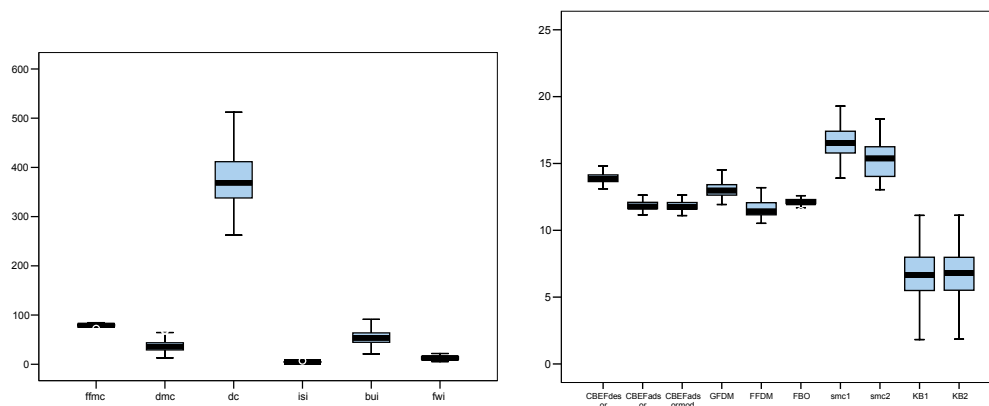


Figura 4. Valores e rangos dos índices de perigo de incendios durante o verán na Coruña (1972-2006). Os valores de KB1 e KB2 están divididos por 100.

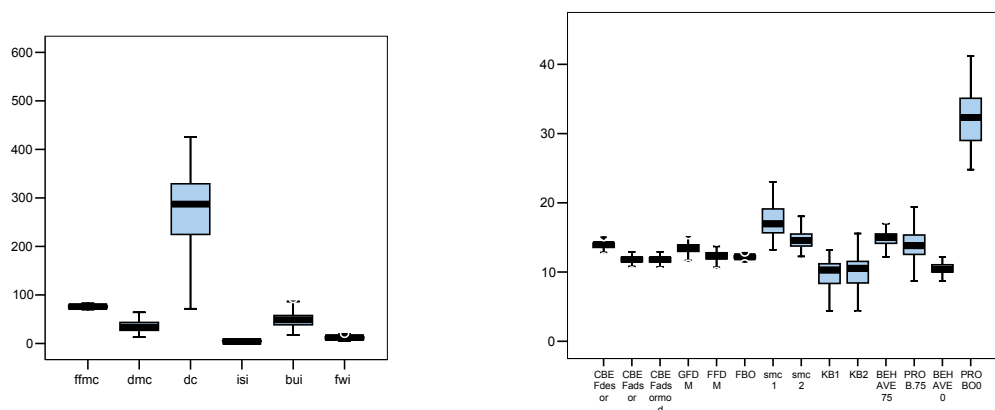


Figura 5. Valores e rangos dos índices de perigo de incendios durante o verán en Santiago de Compostela (1961-2006). Os valores de KB1 e KB2 están divididos por 100.

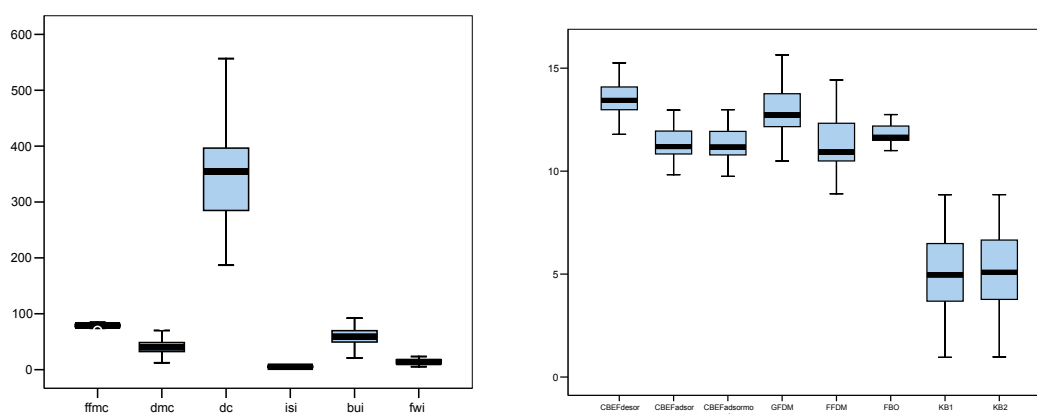


Figura 6. Valores e rangos dos índices de perigo de incendios durante o verán en Lugo (1964-2006). Os valores de KB1 e KB2 están divididos por 100.





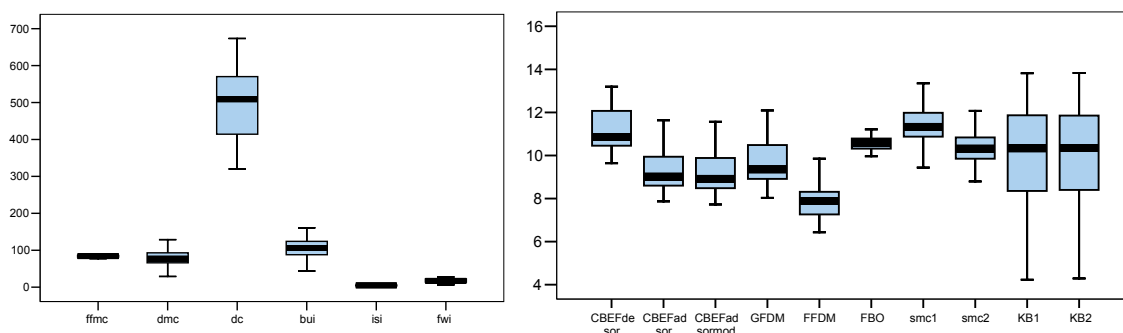


Figura 7. Valores e rangos dos índices de perigo de incendios durante o verán en Ourense (1973-2006). Os valores de KB1 e KB2 están divididos por 100.

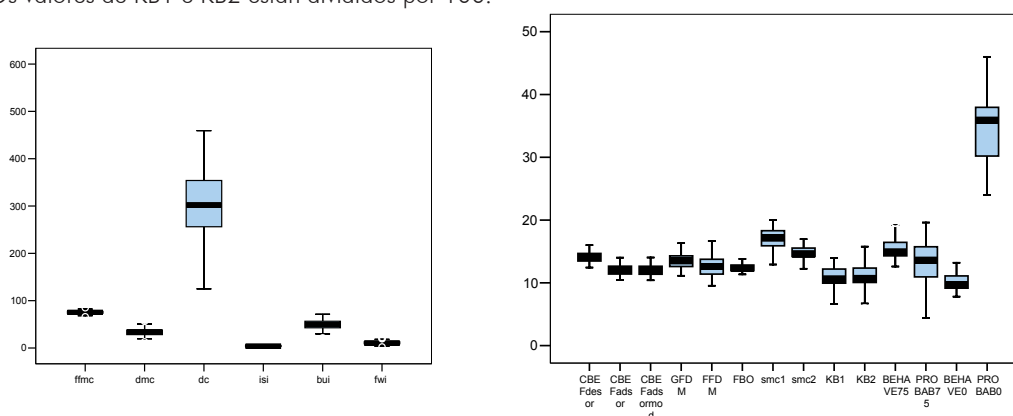


Figura 8. Valores e rangos dos índices de perigo de incendios durante o verán en Vigo (1961-2006). Os valores de KB1 e KB2 están divididos por 100.

### Análise estatística

Para a análise das tendencias nos datos anuais empregouse o test non paramétrico de Mann-Kendall (Helsel, 2006). A hipótese nula é a non existencia de tendencia na serie de datos analizada. No caso de atopar tendencias significativas, a estimación da pendente (como cambio anual) realizouse utilizando o estimador non paramétrico de Sen (1968).

As tendencias de datos estacionais analizáronse mediante o test estacional de Mann-Kendall (Helsel, 2006), que consiste na suma das estatísticas individuais do test de Mann-Kendall para cada estación (no noso caso valores mensuais), co que se consegue eliminar a compoñente estacional.

A regresión PLS (Tenenhaus, 1998, 2005; Bastien, 2005) foi empregada para examinar a influencia dos índices de perigo estudados sobre o número de incendios e a superficie afectada por eles en cada provincia. As variables resposta foron o número de incendios e a superficie afectada en cada provincia para a media do verán (xuño, xullo, agosto, setembro) e para o mes de marzo. Para a provincia da Coruña, utilizáronse os datos da estación de Santiago de Compostela por ter unha serie que incluía o período completo de análise dos datos de incendios. Este tipo de análise combina elementos da análise de compoñentes principais e a regresión múltiple, e non asume a independencia dos valores nas variables explicativas. Todos os modelos se axustaron á primeira compoñente e consideráronse significativos cando  $Q^2$  acumulado  $> 0,097$  (Johansson, 2002). Para os modelos

significativos, a influencia relativa de cada variable predictiva no modelo foi expresada polos seus valores VIP. Aquelas variables cuxos valores VIP foron superiores a un consideráronse as máis relevantes para explicar a variación nas respectivas variables resposta. Acháronse tamén os coeficientes de correlación estandarizados para as variables con VIP maior que un. A validez do modelo avalíase a través de tres indicadores:  $R^2_x$ , a proporción da variabilidade na matriz das variables predictoras usada no modelo;  $R^2_y$ , a proporción da variabilidade na variable resposta explicada polo modelo (corresponde ao coeficiente de correlación múltiple,  $R^2$ ) e  $Q^2$  a proporción da variabilidade na variable resposta que pode ser predita polo modelo.

## RESULTADOS E DISCUSIÓN

### *Tendencias a longo prazo dos índices de perigo*

As táboas 1a e 1b presentan os resultados das análises de tendencias dos valores medios estivais dos índices de perigo considerados para os diferentes períodos de estudo en cada estación. Para os índices australianos, norteamericanos e o de seca KB1, as medias respectivas obtivéronse eliminando os días de chuvia. Indícanse tamén os niveis de significación e, se é o caso, as estimacións das pendentes das tendencias respectivas. Os valores correspondentes ao mes de marzo inclúense na táboa 2.

Para o verán, en Vigo, os índices de probabilidade de ignición de BEHAVE mostran os cambios no tempo máis pronunciados, cunha marcada tendencia ao empeoramento. Séguenlle as estimacións de humidade dos combustibles finos mortos de BEHAVE e dos modelos australianos FFDM e GFDM. En todos os casos se produce un descenso da humidade estimada deses combustibles. A significación é menor para o índice SMC1, aínda que a pendente de perda de humidade no tempo é similar á dos modelos australianos CBEF e algo menor que en FBO. Pola súa banda, algunhas das compoñentes do índice canadense (FFMC, ISI e FWI) presentaron tamén cambios, aínda que con menor significación. O índice de seca KB1 non mostrou ningunha variación significativa a longo prazo.

As respostas das tendencias dos valores do verán para os índices australianos e FBO, cando se consideran os períodos libres de chuvia (datos non mostrados), son similares ás anteriores, malia que as pendentes son levemente máis elevadas nalgúns deses índices. Isto mesmo lles sucede aos índices canadenses. Tampouco neste caso o índice de seca KB2 parece variar no tempo.

Como contraste, na Coruña non se detectaron tendencias significativas de variación no tempo para ningún dos índices de perigo.

En Santiago de Compostela, as tendencias dos índices australianos mostraron xeralmente niveis de significación máis baixas que en Vigo, con pendentes tamén inferiores en todos eles, non achándose significación na variación anual de SMC1. A posición relativa dos índices, baseándose nas pendentes, é similar á de Vigo. Como na Coruña, os índices canadenses non mostraron tendencias de cambio significativas no tempo. Igual que en Vigo, ao considerar as medias de verán para os períodos libres de chuvia (datos non mostrados), as tendencias de variación temporal dos índices australianos e FBO acentuáronse e mesmo se detectou para SMC2 un descenso significativo no tempo. Seguiu sen aparecer resposta nos índices canadenses, agás para FFMC, que ascendeu, aínda que menos que en Vigo.

En Lugo, os índices australianos analizados presentaron tamén tendencias de cambio, xunto a KB1 e FFMC. O índice con maior pendente de incremento do perigo de incendios no tempo foi FFDM. Para os períodos libres de chuvia (datos non mostrados), mantívose a significación dos mesmos índices e houbo un lixeiro aumento das pendentes.



Finalmente en Ourense, ademais dos empeoramentos de todos os índices australianos co tempo, KB1 presentou un forte aumento medio ao longo do tempo. Particularmente marcado foi o incremento anual medio do índice FFMC cun valor máis de 2,6 veces superior ao de Vigo. Cando se consideran os períodos libres de chuva (datos non mostrados), os índices australianos evidenciaron un empeoramento da humidade dos combustibles, pero non todos os canadenses.

Táboa 1a. Resultados do test de Mann-Kendall para a análise de tendencias dos valores medios do verán (xuño, xullo, agosto, setembro) de diferentes índices de perigo de incendios nas estacións meteorolóxicas indicadas.

Índice	Vigo (1961-2006)		A Coruña (1972-2006)		Santiago (1961-2006)		Lugo (1964-2006)		Ourense (1973-2006)	
	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente
CBEF desorción	0,001	-0,036	ns		0,010	-0,019	0,001	-0,050	0,001	-0,084
CBEF adsorción	0,001	-0,036	ns		0,010	-0,016	0,001	-0,047	0,001	-0,070
CBEF adsorción modificado	0,001	-0,037	ns		0,010	-0,017	0,001	-0,049	0,001	-0,072
GFDm	0,001	-0,051	ns		0,001	-0,032	0,001	-0,069	0,001	-0,089
FFDM	0,001	-0,061	ns		0,010	-0,029	0,001	-0,076	0,001	-0,059
FBO	0,001	-0,022	ns		0,010	-0,008	0,001	-0,028	0,001	-0,028
BEHAVE 75%	0,001	-0,100			0,001	-0,051				
PROB. BEHAVE 75%	0,001	0,226			0,001	0,118				
BEHAVE 0%	0,001	-0,070			0,001	-0,048				
PROB. BEHAVE 0%	0,001	0,312			0,010	0,176				
SMC1	0,100	-0,033	ns		ns		---		0,050	-0,044
KB1	ns		ns		ns		0,010	7,446	0,050	11,525

ns, tendencia non significativa

Táboa 1b. Resultados do test de Mann-Kendall para a análise de tendencias dos valores medios do verán (xuño, xullo, agosto, setembro) de diferentes índices de perigo de incendios nas estacións meteorolóxicas indicadas.

Compoñente do índice	Vigo (1961-2006)		A Coruña (1972-2006)		Santiago (1961-2006)		Lugo (1964-2006)		Ourense (1973-2006)	
	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente
FFMC	0,100	0,064	ns		ns		0,050	0,073	0,001	0,169
DMC	ns		ns		ns		ns		0,050	0,806
DC	ns		ns		ns		ns		0,100	3,253
ISI	0,010	0,027	ns		ns		ns		---	
BUI	ns		ns		ns		ns		0,050	0,899
FWI	0,100	0,072	ns		ns		ns		---	

ns, tendencia non significativa

Táboa 2 Resultados do test de Mann-Kendall para a análise de tendencias dos valores medios do mes de marzo de diferentes índices de perigo de incendios nas estacións meteorolóxicas indicadas.

Índice	Vigo (1961-2006)		A Coruña (1972-2006)		Santiago (1961-2006)		Lugo (1964-2006)		Ourense (1973-2006)	
	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente	Nivel significación	Pendente
CBEF desorción	0,010	-0,050	0,100	-0,027	0,050	-0,032	0,001	-0,065	ns	
CBEF adsorción	0,010	-0,048	ns		0,100	-0,028	0,001	-0,061	ns	
CBEF adsorción modificado	0,010	-0,049	ns		0,100	-0,029	0,001	-0,063	ns	
GFDm	0,010	-0,133	0,050	-0,075	0,010	-0,101	0,001	-0,202	0,100	-0,056
FFDM	0,010	-0,151	ns		0,050	-0,141	0,001	-0,277	ns	
FBO	0,050	-0,028	ns		ns	-0,017	0,001	-0,040	ns	
FFMC	ns		0,100	0,196	ns		0,050	0,278	ns	
DMC	0,100	0,104	0,050	0,131	ns		0,010	0,147	ns	
DC	0,100	0,230	0,050	0,466	0,100	0,215	0,010	0,371	0,050	1,610
ISI	ns		ns		ns		ns		ns	
BUI	0,050	0,119	ns		ns		0,010	0,161	---	
FWI	0,100	0,039	ns		ns		ns		---	
KB1	ns		ns		0,050	1,831	0,001	1,105	0,050	3,260
SMC1	0,100	-0,033	ns		0,050	-0,290	---		ns	

ns, tendencia non significativa

Táboa 3. Resultados do test estacional de tendencias de Mann-Kendall para os compoñentes do índice canadense de perigo de incendios forestais.

Compoñente do índice	Vigo (1961-2006) N = 552		A Coruña (1972-2006) N = 420		Santiago (1961-2006) N = 552		Lugo (1964-2006) N = 516		Ourense (1973-2006) N = 408	
	Nivel de significación	Pendente	Nivel de significación	Pendente	Nivel de significación	Pendente	Nivel de significación	Pendente	Nivel de significación	Pendente
FFMC	0,0098	0,0833	ns		ns		0,0062	0,0714	0,0002	0,1250
DMC	0,0006	0,0001	ns		ns		0,00001	0,0385	ns	
DC	ns		ns		ns		0,0107	0,1429	0,0008	1,0770
ISI	0,00001	0,0001	ns		ns		ns		ns	
BUI	0,0029	0,0286	ns		ns		0,0001	0,0526	0,0174	0,1111
FWI	0,0001	0,0001	ns		ns		ns		ns	

ns, tendencia non significativa



Para o mes de marzo (táboa 2), en xeral, mantivéronse ou ampliáronse o número de índices que mostraron tendencias significativas ao empeoramento co tempo en Vigo, A Coruña, Santiago de Compostela e Lugo, mentres que xeralmente descendieron en Ourense. Nalgúns casos, as pendentes foron moi elevadas, como en FFDM e FFMC en Lugo. Polo regular, os índices presentaron pendentes das tendencias de cambio maiores que nos meses de verán. Continuou manténdose a pauta, observada xa para os meses de verán, dun incremento maior do empeoramento dos índices cando se consideraron as medias mensuais obtidas nos períodos libres de chuvia (datos non mostrados).

Os resultados do test estacional de tendencias (táboa 3) para os índices canadenses ilustran tamén as diferentes respostas de variación temporal a longo prazo obtidas nas estacións analizadas. En conxunto, mantívose a falta de resposta na Coruña e Santiago de Compostela, acentuándose as pautas de variación de empeoramento dos índices xa observadas para o verán e marzo en Lugo e Vigo, mentres que ese empeoramento parece debilitarse en Ourense.

Do anterior infírense varias consecuencias. A maior parte dos índices de perigo analizados mostran unha clara evidencia de cambio climático en Galicia. Desde a perspectiva de incendios forestais ese cambio é sempre cara a unhas condicións de perigo máis severo. Aínda que se observan diferenzas no grao de tendencia dos diferentes índices, existen maioritariamente concordancias entre eles.

Este panorama empeora cando se consideran os períodos libres de influencia da chuvia. Aínda que os límites establecidos de precipitación para clasificar os días como de ausencia de chuvia poden ser algo artificiais, dado que os incendios teñen lugar maioritariamente neses períodos, este agravamento neses intervalos libres de chuvia pode ter repercusións moi negativas se non é tido en conta na planificación a longo prazo do sistema de protección contra incendios forestais en Galicia.

Os índices de estimación da humidade dos combustibles finos mortos do sotobosque mostraron con maior claridade as tendencias de cambio climático que os índices de perigo canadenses e de seca.

Evidenciáronse dous gradientes de cambio climático en Galicia cun sentido crecente de empeoramento das condicións: un no sentido norte-sur e outro desde a costa cara ao interior, observándose que en Ourense as condicións tenden a agravarse de forma bastante máis pronunciada que no resto das estacións. Esta última tendencia parece atenuarse ao incluír o período estival no contexto anual.

#### *Tendencias no número de lumes e superficie afectada e relacións cos índices de perigo*

No verán houbo unha tendencia crecente significativa no número de incendios durante o período de estudo (táboa 4) para as provincias de Coruña, Ourense e Lugo, mentres non se observou ningunha para Pontevedra. A pendente de cambio a longo prazo foi reducida, aínda que moito maior para Ourense que para A Coruña e Lugo (3,3 e 4,9 veces, respectivamente). Como contraste, a superficie afectada non mostrou ningunha tendencia significativa. En marzo, o número de incendios presentou (táboa 4) un significativo pero reducido aumento nas catro provincias, tendo, de novo, Ourense valores de pendente entre 2,9 e 3,4 veces máis elevadas que as restantes. Tamén a superficie afectada exhibiu unha tendencia a incrementarse co tempo que, aínda que pequena en valor absoluto, foi entre 4 e 4,5 veces maior en Ourense que nas restantes provincias.

Táboa 4. Resultados do test estacional de tendencias de Mann-Kendall para o número de incendios forestais e a superficie afectada en cada provincia (1968-2006)

Provincia	Número de incendios verán		Superficie afectada verán		Número incendios marzo		Superficie afectada marzo	
	Nivel ignificación	Pendente	Nivel ignificación	Pendente	Nivel ignificación	Pendente	Nivel ignificación	Pendente
A Coruña	0,050	5,522	ns		0,001	1,588	0,050	7,500
Lugo	0,100	4,121	ns		0,001	1,800	0,050	10,050
Ourense	0,001	18,000	ns		0,001	5,438	0,010	33,933
Pontevedra	ns		ns		0,010	1,867	0,050	9,749

ns, non significativo

A análise PLS indicou que o modelo explicou unha porcentaxe de variabilidade do número de incendios do verán para o período de estudo entre o 36% e o 52% (táboa 5). En conxunto, diferentes compoñentes dos índices canadenses mostraron os maiores coeficientes estandarizados de regresión, aínda que as diferenzas entre eles foron pequenas en todos os casos. DMC e BUI foron os indicadores que presentaron os valores lixeiramente máis altos deses coeficientes en relación cos incendios de Pontevedra e A Coruña. Os incendios en Lugo e Ourense tamén pareceron estar relacionados cos índices canadenses nos dous casos, aínda que lixeiramente máis con FFMC en Lugo. Así mesmo, en Ourense SCM2 e GFDM mostraron relacións significativas co número de incendios.

O modelo absorbeu entre un 26 e un 45% da variabilidade da superficie media queimada no verán. De novo, BUI foi a compoñente do índice canadense mellor relacionado coa superficie media queimada no verán en Pontevedra e Lugo, mentres que en Ourense, SMC1 pareceu lixeiramente máis relacionado que BUI coa área ardida.

Para o número de incendios do verán o modelo absorbeu máis variabilidade na zona de clima máis claramente mediterráneo, como é Ourense, pero isto non aconteceu coa superficie queimada. Polo tanto, non se apreciou con claridade a influencia dos eixes norte-sur e costa-interior observados nas tendencias a longo prazo dos índices.

Táboa 5. Resultados da análise de regresión PLS para a media do verán.

	NÚMERO DE INCENDIOS				SUPERFICIE AFECTADA			
	Pontevedra	A Coruña	Lugo	Ourense	Pontevedra	A Coruña	Lugo	Ourense
$Q^2_{acum}$	0,372	0,359	0,281	0,483	0,389	0,255	0,204	0,232
$R^2Y_{acum}$	0,434	0,418	0,360	0,518	0,453	0,350	0,274	0,264
$R^2X_{acum}$	0,800	0,821	0,835	0,812	0,778	0,819	0,873	0,817
CBEFdes								
CBEFadso								
CBEFadm								
GFDM				-0,080				
FFDM								
FBO			-0,096					
BEH75								
PROB75								
BEH0								
PROB0								
FFMC	0,094		0,107	0,082		0,077	0,150	
DMC	0,103	0,113	0,093	0,083	0,095	0,085	0,148	0,095
DC					0,093			
ISI								
BUI	0,109	0,112	0,095		0,102	0,085	0,152	0,107
FWI	0,100				0,094			
KB1								
KB2								
SMC1		-0,102						-0,111
SMC2				-0,081				

Marcados en azul sinálanse os coeficientes de correlación estandarizados para as variables con  $VIP > 1$ , e en gris, os índices non calculados.

Para os incendios de marzo (táboa 6), o modelo do número de incendios explicou máis variabilidade que para o verán en todas as provincias, oscilando entre o 59% e o 72% da variable resposta. A variabilidade explicada polo modelo para a superficie queimada en marzo estivo entre un 40% e un 66%, de novo maior que para o verán. Mantívose o predominio dos índices canadenses, aínda que agora, na Coruña e Ourense, os índices de seca KB1 e KB2 contribuíron tamén substancialmente a explicar unha parte da variabilidade do número de lumes e da superficie queimada na maior parte das provincias. As compoñentes DMC e BUI usualmente estiveron mellor relacionados co número de incendios e superficies afectadas que no período estival.

Táboa 6. Resultados da análise de regresión PLS para o mes de marzo.

	NÚMERO DE INCENDIOS				SUPERFICIE AFECTADA			
	pontevedra	a coruña	lugo	ourense	pontevedra	a coruña	lugo	ourense
$Q^2$ acum	0,575	0,626	0,568	0,498	0,366	0,434	0,524	0,440
$R^2Y$ acum	0,650	0,654	0,724	0,593	0,398	0,481	0,658	0,572
$R^2X$ acum	0,882	0,840	0,939	0,808	0,815	0,866	0,939	0,812
CBEFdes				-0,132				-0,130
CBEFadso								
CBEFadm								
GFDm								-0,124
FFDM								
FBO								
FFMC								
DMC	0,131	0,181	0,190		0,080	0,111	0,177	
DC								
ISI					0,079			
BUI	0,127	0,181	0,188		0,079	0,134	0,174	
FWI	0,137				0,085			
KB1		0,178		0,133		0,127	0,168	0,124
KB2		0,180		0,132		0,126		0,124
SMC1								
SMC2								

Aparecen marcados en azul os coeficientes de correlación estandarizados para as variables con  $VIP > 1$  e en gris os índices non calculados.

Para o verán, ao achar a media dos valores de cada índice para as catro estacións meteorolóxicas, mellorou a calidade do modelo de predición do número de incendios e superficie queimada para toda Galicia. No primeiro caso  $Q^2$  acumulada foi 0,469 e a variabilidade explicada da variable resposta 54%. O mesmo aconteceu coa superficie ( $Q^2 = 0,383$  e  $R^2_y = 0,45$ ). As variables aparentemente máis influentes para o número de incendios foron FWI, BUI, DMC e FFMCI; estas mesmas fórono para a área queimada xunto a DC e SMC1. A presenza de DC nesta última variable podería reflectir a influencia das condicións máis desfavorables sobre a humidade da vexetación.

Para o mes de marzo o modelo conxunto explicou un 72% da variabilidade do número de incendios e da superficie queimada. Neste caso, os índices DMC e KB2, e en menor medida KB1, BUI e FWI foron os máis significativos, mentres que para a área queimada o foron FWI e DMC, seguidos por BUI e CBEF desorción. En conxunto, este cadro podería indicar que os lumes máis intensos en marzo tiveron máis oportunidade de producir unha maior superficie de área ardida que no verán, posiblemente en consonancia cunha maior debilidade do sistema de extinción. Unhas condicións de maior seca en marzo dispararían ignicións de orixe humana, principalmente.

En conxunto, unha maior variabilidade non explicada dos incendios de verán, en comparación cos de marzo, poderíase deber a varias causas: os incendios de inverno poderíanse producir máis por negligencias e queimas de pastos, executadas xusto nos períodos de seca dispoñibles para realizar





os lumes, nunha época moito máis chuviosa que no verán. Por outro lado, o dispositivo de extinción conta nesa época con menos medios dispoñibles, e iso podería repercutir nunha maior dependencia da área queimada das condicións ambientais que no verán.

Está claro que numerosos outros factores puideron influír na varianza non explicada da estatística de incendios. En particular, a área queimada está en función dun complexo conxunto de variables, tales como os tipos de combustibles, as pautas meteorolóxicas, a topografía, a presenza de estradas, as interrupcións do combustible, a accesibilidade, as pautas de arranque, o número de lumes simultáneos, a eficiencia do sistema de extinción, etc. Todo iso sumado á incerteza da representación das condicións ambientais meteorolóxicas do incendio por unha soa estación provincial, a calidade das estatísticas, os factores sociopolíticos, a intensificación da vixilancia, etc.

Os nosos resultados pódense considerar bastante significativos, a teor do observado por Flannigan (1987), no sentido de que este tipo de relacións é difícil que expliquen máis dun 30% da variabilidade da variable resposta. Quizais unha razón para que os nosos valores sexan superiores aos observados en estudos similares de Harrington (1983), Flannigan (1987) en Canadá, Westerling (2002) e Keeley (2004) en California, pode estar na forte compoñente humana do fenómeno incendio forestal en Galicia. Isto mesmo sería aplicable a Portugal, onde Carvalho (2008) atopou variabilidades explicadas lixeiramente maiores ás observadas neste estudo, aínda que xuntamente cos índices de perigo introduciu como variables predictoras, algunhas meteorolóxicas. Estes explicaron máis variabilidade na área queimada que no número de incendios, un resultado diferente ao deste estudo, que se podería explicar por diferenzas nos períodos de estudo, clima, tipo de combustibles, accesibilidade, dispositivos de extinción, etc. Tamén García Díez (1993, 1994a,b, 1999) explicou un porcentaxe mais alto da variabilidade do número de incendios diarios en Galicia utilizando unha combinación de análise de series temporais e índices meteorolóxicos de estabilidade atmosférica, e Vázquez (1999) atopou que o índice de Angstrom explicou un 70% do número de incendios en Galicia.

O bo comportamento dos índices canadenses encontrado deste estudo consistente co observado por Viegas (1999, 2004) para Portugal e Good (2008) para o ámbito mediterráneo.

## CONCLUSIÓNS

Os índices de perigo de incendios forestais analizados evidenciaron claramente unha tendencia a un significativo empeoramento nas condicións de inicio e propagación do lume en Galicia nos últimos decenios. Podemos, polo tanto, dicir que reflicten unha situación de cambio climático en Galicia.

Apréciase un agravamento da situación de perigo en marzo e nun amplo período estival (xuño, xullo, agosto e setembro). Ese empeoramento relativo é maior en marzo que no verán, coas consecuencias ecolóxicas, de prevención e extinción de incendios forestais que iso leva consigo.

Por outro lado, ao considerar as tendencias de cambio nos períodos libres de chuva, en marzo e no verán, o cadro mostra un maior agravamento que cando se analizan as tendencias incluíndo días de chuva. Isto significa un salto cualitativo negativo no perigo de incendios, xa que é nese período cando se producen os lumes e o dispositivo contra incendios ten que facer fronte a eses eventos.

Outros trazos de interese emerxeron no estudo. Detectáronse dous sentidos de empeoramento dos índices de perigo no tempo. Un norte-sur, ao descender a latitude, e outro cara ao interior de Galicia, sendo Ourense a provincia onde a situación futura pode ser máis problemática. Por outro lado, os estimadores directos da humidade dos combustibles finos mortos do sotobosque evidenciaron con máis claridade as tendencias de cambio climático. Pola súa banda, os índices canadenses e

de seca explicaron unha maior porcentaxe da variabilidade do número de incendios e superficie afectada por estes.

## AGRADECEMENTOS

Agradecemoslle a MeteoGalicia a subministración de datos meteorolóxicos, a Ricardo Vélez, da Área de Defensa contra Incendios Forestais do Ministerio de Medio Ambiente e Medio Rural e Mariño, a información estatística de incendios. Un agradecemento especial a Elena Pérez e Stefano Arellano pola elaboración de bases de datos e a súa axuda no cálculo dos índices. Tamén lle agradecemos a Juan G. Álvarez a súa axuda no cálculo dos índices canadenses e de seca.

## BIBLIOGRAFÍA

- Alonso A., Fontenla O., Guijarro B., Hernández E., Paz Andrade M. I., Jimenez E., Legido J. L. and Carballas T. (2003). An intelligent system for forest fire risk prediction and fire fighting management in Galicia. *Expert systems with applications*. **25**(4), 545-554
- Anderson H. E. (1970). Forest fuel ignitability. *Fire Technol.*, **6**, 312-319.
- Anderson H. E. (1982). *Aids to determining fuel models for estimating fire behavior*. USDA For. Serv. Gen. Tech. Rep. INT-122.
- Andrews P. L. and Chase C. H. (1989). *BEHAVE: Fire behavior prediction and fuel modeling system-BURN Subsystem. Part 2*. Gen. Tech. Rep. INT-260. USDA Forest Service.
- Bastien P., Esposito Vinzi V. and Tenenhaus M. (2005). PLS Generalised Regression. *Computational Statistics and Data Analysis*, **48**, 17-46.
- Blackmarr W. H. (1972). *Moisture content influences ignitability of slash pine litter*. US Forest Service Research Note SE-173.
- Bradshaw L. S., Deeming J. E., Burgan R. E. and Cohen J. D. (1983). The 1978 national fire-danger rating system: Technical documentation. US Forest Service, Gen. Tech. Rep. INT-169.
- Burgan R. E. (1988). *Revisions of the 1978 National Fire-Danger Rating System*. USDA Forest Service. Res Pap. SE-273.
- Carracedo V., Diego C., García J. C. and Rasilla D. F. (2007). Recent climate variability trenes and wildfire occurrence in Cantabria (Northern Spain). In: *4<sup>th</sup> International Conference on Forest Fires*, Sevilla, Spain, 12 pp.
- Carvalho A., Flannigan M., Logan K., Miranda A. and Borrego, C. (2008). Fire activity in Portugal and its relationship to weather and the Canadian Fire Weather Index System. *International Journal of Wildland Fire*, **17**, 328-338.
- Chandler C., Cheney P., Thomas P., Trabaud L. and Williams D. (1983). *Fire in forestry*. Vol. 1. John Wiley & Sons, New York.
- Deeming J. E., Burgan R. E. and Cohen J. D. (1977). *The National Fire-Danger Rating System-1978*. USDA Forest Service. Gen. Tech. Rep. INT-39.



- Dimitrakopoulos A. and Papaioannou K. K. (2001). Flammability assessment of Mediterranean forest fuels. *Fire Technol.*, **37**, 143-152.
- Flannigan M. D. and Harrington J. B. (1988). A study of the relation of meteorological variables to monthly provincial area burned by wildfire in Canada (1953-1980). *Journal of Applied Meteorology*, **27**, 441-452.
- Flannigan M. D., Bergeron Y., Engelmark O. and Wotton B. M. (1998). Future wildfire in circumboreal forests in relation to global warming. *Journal of Vegetation Science*, **9**, 469-476.
- Flannigan M. D., Stocks B. J. and Wotton B.M. (2000). Forest fires and climate change. *Science of the Total Environment*, **262**, 221-230.
- Flannigan M. D. and Wotton B. M. (2001). Climate, weather and area burned. In: *Forest Fires - Behaviour and Ecological Effects*, E.A. Johnson and K. Miyanishi (eds.), Academic Press, San Diego, USA, pp. 335-357.
- Flannigan M. D., Girardin M. P. Tardif J. and Bergeron Y. (2003). *Climate and fire relationships in the central and eastern Canadian boreal forest*. Project Reports 2003-04, Sustainable Forest Management Network.
- Folland C. K. and Karl T. R. (2001). Observed climate variability and change. In: *Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Group 1 to the Third IPCC Scientific Assessment*. Houghton et al., (eds.), Cambridge University Press, Cambridge, UK, and New York, USA.
- García-Díez E. L., Labajo Salazar J. L. and de Pablo Dávila F. (1993). Some meteorological conditions associated with forest fire in Galicia (Spain). *International Journal of Biometeorology*, **37**, 194-199.
- García-Díez E. L., Rivas L. and de Pablo F. (1994). An objective forecasting model for the daily outbreak of forest fires based on meteorological considerations. *Journal of Applied Meteorology*, **33**(4), 519-526.
- García-Díez E. L., Rivas L., de Pablo F. and García-Díez A. (1999). Prediction of the daily number of forest fires. *International Journal of Wildland Fire*, **9**(3), 207-211.
- Gill A. M., Christian K. R., Moore P.H.R. and Forrester R.I. (1987). Bushfire incidence, fire hazard and fuel reduction burning. *Australian Journal of Ecology*, **12**, 299-306.
- Girardin M. P., Tardif J., Flannigan M. D., Wotton B. M. and Bergeron Y. (2004). Trends and periodicities in the Canadian Drought Code and their relationships with atmospheric circulation for the southern Canadian boreal forest. *Can. J. For. Res.*, **34**, 103-119.
- Good P., Moriondo M., Giannakopoulos C. and Bindi M. (2008). The meteorological conditions associated with extreme fire risk in Italy and Greece: relevance to climate model studies. *International Journal of Wildland Fire*. **17**, 155-165.
- Harrington J. B., Flannigan M. D. and Van Wagner C. E. (1983). *A study of the relation of components of the Fire Weather Index System to monthly provincial area burned by wildfire in Canada 1953-1980*. Can. For. Serv., Petawawa Natl. For. Inst., Inf. Rep. PI-X-25.
- Helsel D. R., Mueller D. K. and Slack J. R. (2006). *Computer program for the Kendall family of trend tests*. U.S. Geological Survey Scientific Investigations Report 2005-5275.

- Johansson M. E. and Nilsson C. (2002). Responses of riparian plants to flooding in free-flowing and regulated boreal rivers: an experimental study. *Journal of Applied Ecology*, **39**, 971-986.
- Jones P. D. and Moberg A. (2003). Hemispheric and large-scale surface air temperature variations: An extensive revision and an update to 2001. *J. Climate*, **16**, 206-223.
- Keeley J. E. (2004). Impact of antecedent climate on fire regimes in coastal California. *International Journal of Wildland Fire*, **13**, 173-182.
- Keetch J. J. and Byram G. M. (1968). *A drought index for forest fire control*. USDA Forest Service Research Paper. SE-38.
- Luke R. H. and McArthur A. G. (1978). *Bushfires in Australia*. Australian Gov. Publishing Services. Canberra.
- McArthur A. G. (1962) *Control Burning in Eucalypt Forests*. Department of National Development, Commonwealth of Australia, Forestry and Timber Research Bureau, Leaflet 80. Canberra.
- McArthur A. G. (1966) *Weather and grassland fire behaviour*. Department of National Development, Commonwealth of Australia, Forestry and Timber Research Bureau, Leaflet 100. Canberra.
- McArthur A. G. (1967) *Fire behaviour in eucalypt forests*. Department of National Development, Commonwealth of Australia, Forestry and Timber Research Bureau, Leaflet 107. Canberra.
- Millán M. M., Estrela M. J. and Badenas C. (1998). Meteorological processes relevant to forest fire dynamics on the Spanish Mediterranean coast. *Journal of Applied Meteorology*, **37**, 83-100.
- Ministerio de Medio Ambiente (2005). *Evaluación Preliminar de los Impactos en España por Efecto del Cambio Climático*. Ministerio de Medio Ambiente.
- Moreno J. M. (2005). Riesgos de Origen Climático: Impactos sobre los Incendios Forestales. En: *Evaluación Preliminar de los Impactos en España por Efecto del Cambio Climático*. Ministerio de Medio Ambiente, pp. 581-615.
- Moriondo M., Good P., Durao R., Hindi M., Giannakopoulos C. and Corte-Real J. (2006). Potential impact of climate change on fire risk in the Mediterranean area. *Climate Research*, **31**, 85-95.
- Mouillot F., Rambal S. and Joffre R. (2002). Simulating climate change impacts on fire frequency and vegetation dynamics in Mediterranean-type ecosystem. *Global Change Biology*, **8**, 423-437.
- Pausas J. G. (2004). Changes in FIRE and climate in the eastern Iberian Peninsula (Mediterranean basin). *Climatic Change*, **63**, 337-350.
- Pereira J. S., Correia A. V., Correia A. P., Branco M., Bugalho M., Caldeira M. C., Cruz C. S., Freitas H., Oliveira A. C., Pereira J. M. C., Reis R. M. and Vasconcelos M. J. (2002). Forests and biodiversity. In: *Climate Change in Portugal: Scenarios, Impacts and Adaptation Measures*, F.D. Santos, K. Forbes, R. Moita (eds.), Gradiva, Lisboa, 363-413.
- Piñol J., Terradas J. and Lloret F. (1998). Climate warming, wildfire hazard, and wildfire occurrence in coastal eastern Spain. *Climatic Change*, **38**, 345-357.
- Preisler H. K., Chen S. C., Fujioka F., Benoit J. W. and Westerling A. L. (2008). Wildland fire probabilities estimated from weather model-deduced monthly mean fire danger indices. *International Journal of Wildland Fire*, **17**, 305-316.



- Pyne S. J., Andrews P. L. and Laven R. D. (1996). *Introduction to wildland fire*. John Wiley & Sons, New York.
- Roads J. O., Fujioka F., Chen S. C. and Burgan R. E. (2005). Seasonal fire danger forecasts for the USA. *International Journal of Wildland Fire*. **14**, 1-18.
- Rothermel R. C. (1972). *A mathematical model for prediction of fire spread in wildland fuels*. US Forest Service, Research Paper INT-115.
- Rothermel R. C. (1983). *How to predict the spread rate and intensity of forest and range fires*. USDA Forest Service, Intermountain Forest and Range Experiment Station General Technical Report INT-143. Ogden, UT.
- Rothermel R. C., Wilson R. A., Morris G. A. and Sackett S. S. (1986). *Modeling moisture content of fine dead wildland fuels: input to the BEHAVE Fire Prediction System*. USDA Forest Service, Intermountain Research Station Research Paper INT-359. Ogden, UT.
- Rutter A. J. (1975). The hydrological cycle in vegetation. In: *Vegetation and the Atmosphere. 1. Principle*, J. L. Monteith (ed.). Academic Press, 111-154
- Sen P. K. (1968). Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*. **63**, 1379-1389
- Simpson J. R., Fritchen L. J. and Saxton K. E. (1985). Adapting an agricultural soil-plant-air-water model for use in forest. In: *The Forest-Atmosphere Interaction*. B.A. Hutchison, B.B. Hicks (eds.). Reider. Dordrecht, pp. 197-210.
- Sneeuwjagt R. J. and Peet G. B. (1985). *Forest Fire Behaviour Tables for Western Australia*. Western Australia Department of Conservation and Land Management.
- Stocks B. J., Fosberg M. A., Lynham T. J., Mearns L., Wotton B. M., Yang Q., Jin J. Z., Lawrence K., Hartley G. R., Mason J. A. and McKenney D. W. (1998). Climate change and forest fire potential in Russian and Canadian boreal forests. *Climatic Change*, **38**, 1-13.
- Tenenhaus M. (1998). *La Régression PLS, Théorie et Pratique*. Technip, Paris.
- Tenenhaus M., Pagès J., Ambroisine L. and Guinot C. (2005). PLS methodology for studying relationships between hedonic judgements and product characteristics. *Food Quality and Preference*, **16**, 315-325.
- Tymstra C., Flannigan M. D., Armitage O. B. and Logan K. (2007). Impact of climate change on are burned in Alberta's boreal forest. *International Journal of Wildland Fire*, **16**, 153-160.
- Van Wagner C. E. (1987) *Development and structure of the Canadian Forest Fire Weather Index System*. Canadian Forestry Service, Forestry Technical Report 35. Ottawa, Canada.
- Varela A., Villaverde J., Mato M. M., Salgado J., Paz Andrade M. I., Carballas T., Carballo E. and Legido J. L. (2006). Looking for a model for the prediction of the forest fire peaks in Galicia (NW of Spain). In: *V International Conference on Forest Fire Research*, D.X. Viegas, (ed.), Filgueira da Foz, Portugal.
- Varela A., Paz Andrade M. I., Carballas T., Carballo E., Villaverde J., Legido J. L. and Mato M. M. (2007). Statistical model for the prediction of the forest fire peaks in Galicia (NW of Spain). *IV International Conference of Wildfire*. Sevilla, Spain.

- Vázquez A, (1999). *Estudio del peligro de los incendios forestales y su relación con la meteorología y la distribución de la población*. Tese doutoral. Universidade de Santiago de Compostela.
- Vázquez A. and Moreno J. M. (1993). Sensitivity of FIRE occurrence to meteorological variables in Mediterranean and Atlantic Areas of Spain. *Landscape and Urban Planning*, 24, 129-142.
- Vázquez A. and Moreno J. M. (1995). Patterns of FIRE occurrence across a climate gradient and its relationship to meteorological variables in Spain. In: *Anticipated Effects of a Changing Global Environment in Mediterranean-Type-Ecosystems*, J.M. Moreno, W.C. Oechel (eds.), Ecological Studies 117, Springer-Verlag, New York, pp. 408-434.
- Vázquez A., Pérez B., Fernández-González F. and Moreno J. M. (2002). Forest fires characteristics and potential natural vegetation in Peninsular Spain during the period 1974-1994. *Journal of Vegetation Science*, **13**, 663-676.
- Vélez R. (2002). *La defensa contra incendios forestales: fundamentos y experiencias*. McGraw Hill, Madrid.
- Venevsky S. K., Thonicke S., Sitch S. and Cramer W. (2002). Simulating fire regimes in human-dominated ecosystems: Iberian Peninsula case study. *Global Change Biology*, **8**(10), 984-998.
- Viegas D. X., Viegas M. T. and Ferreira A. D. (1992). Moisture content of fine forest fuel and fire occurrence in Central Portugal. *International Journal of Wildland Fire*, **2**, 69-86.
- Viegas D. X. and Viegas M.,T. (1994). A relationship between rainfall and burned area for Portugal. *Intenational Journal of Wildland Fire*, **4**, 11-16.
- Viegas D. X., Bovio G., Ferreira A., Nosenzo A. and Sol B. (1999). Comparative study of various methods of FIRE danger evaluation in southern Europe. *International Journal of Wildland Fire*, **9**, 235-246.
- Viegas D. X., Reis R. M., Cruz M. G. e Viegas M. T. (2004). Calibracao do sistema canadiano de perigo de incendio para la aplicacao em Portugal. *Silva Lusitana*, **12**(1), 77-93.
- Viney N. R. and Hatton T. J. (1989). Assessment of existing fine fuel moisture models applied to Eucalyptus litter. *Australian Forestry* **52**(2), 82-93.
- Westerling A. L., Gershunov A., Cayan D. R. and Barnett T. P. (2002). Long Lead Statistical Forecasts of Western U.S. Wildfire Area Burned. *International Journal of Wildland Fire* **11**, 257 - 266.
- Wotton B. M. and Flannigan M. D. (1993). Length of the fire season in a changing climate. *Forestry Chronicle*, **69**, 187-192.

