

# Un risque structurel d'incendies de forêt : exemple méthodologique d'une géographie des risques basée sur la complexité des systèmes

**Adrien Mangiavillano**

UMR 6012 ESPACE, CNRS/Université d'Avignon et des Pays du Vaucluse

74, rue Louis Pasteur – 84000 Avignon, France

[adrien@mangiavillano.com](mailto:adrien@mangiavillano.com)

## MOTS - CLÉS

Feux de forêt  
Risques  
Complexité  
Échelles  
Statistiques  
Loi puissance

## RÉSUMÉ

La structuration de données statistiques selon une loi puissance est bien connue en géographie, particulièrement en géographie urbaine. Cette propriété émergente concerne des phénomènes dits « complexes ». Elle est étonnement peu explorée en géographie des risques. Dans cette perspective, nous abordons ici la thématique des incendies de forêt. Le développement méthodologique proposé s'inscrit ainsi dans une géographie théorique et quantitative des risques. Après un état de l'art, nous faisons évoluer les méthodes de mesure d'une structure en loi puissance de données historiques. Parce que le phénomène émerge, dépend et se confronte à des variables hétérogènes, non linéaires, nombreuses et différemment agrégées selon les espaces, une conséquence est envisagée : la prise en compte d'une courbure dans un graphique bi-logarithmique (fréquences-tailles), courbure trop longtemps perçue comme un artéfact. Elle est pourtant précieuse pour le géographe qui a vocation à différencier le plus finement possible les espaces. Evoquant un cas de covariance d'échelles (par comparaison à l'invariance d'échelle qui concerne une structure puissance rectiligne), la courbure mesurée renseigne en effet sur le bilan des rétroactions positives et négatives qui ont interagies en un lieu durant une période donnée. Aussi les nouveaux paramètres proposés sont-ils considérés comme des indicateurs géographiques qui expriment un risque « structurel » d'incendies de forêt.

## KEY WORDS

Forest fires  
Risk  
Complexity  
Scales  
Statistical methods  
Power law

## ABSTRACT

### **A structural risk of forest fire: A methodological example of a risk geography based on system complexity**

The power law structuring of statistical data is a well-known approach in geography, particularly in urban geography, but little explored in risk geography. This emergent property relates to “complex” phenomena. The forest fire phenomenon is a field of experimentation in a theoretical and quantitative geography considering the complexity of the systems. After a state of the art, we make evolve the methods of measurement of a power law in the historical databases. Because forest fire phenomenon depends and is confronted with heterogeneous variables, nonlinear, many and differently aggregate in spaces, a methodological consequence is considered: the taking into account of an emergent curve in a double logarithmic graph (frequency-size), curve perceived too long like a mistake. It is however invaluable for the geographer who has vocation to differentiate spaces. Evoking case of scales covariance (by comparison with the scales invariance which relates to a rectilinear power law), the measured curve informs indeed about the level of intensification of the physical and climatic constraints which interacted. Also the new parameters suggested are regarded as geographical indicators which express a “structural” risk of forest fires.

---

## 1. Introduction

L'analyse de distributions statistiques en loi puissance de données a permis de rendre compte de quelques comportements naturels comme les tremblements de terre (Bak et Tang, 1989), les crues (Rodriguez-Iturbe et Rinaldo, 1997) et l'extinction des espèces (Bak et Paczusi, 1995). Elle a aussi permis de modéliser statistiquement des phénomènes anthropiques comme l'Internet (Faloutsos *et al.*, 1999) ou des grandeurs économiques (Mandelbrot, 1962, 1975 ; Bouchaud et Mezard, 2000). Dans de tels systèmes, les plus grands événements ne peuvent être compris que par la considération holistique des propriétés du système (Bak, 1997) et non par une approche réductionniste des différents éléments qui le constituent (le tout est supérieur à ses parties). À la différence de la distribution gaussienne plus familière, une distribution en loi puissance stricte n'a théoriquement aucune limite et donc aucune échelle de référence. Aussi est-elle caractérisée par une invariance d'échelle, souvent illustrée par un paramètre : l'exposant  $\alpha$ . Cet exposant rend compte des rapports scalaires dans la distribution. Dans le cas des feux de forêt, l'effet majeur est représenté par l'ampleur de la surface brûlée (Malamud *et al.*, 2005).

La loi puissance appliquée aux données enregistrées sur les incendies de forêt est apparue dans de nombreux travaux ces dernières années comme une approche quantitative possible de la mesure d'un régime de feux (Malamud et Turcotte, 1999 ; Ricotta *et al.*, 1999 ; Song *et al.*, 2001 ; Ward, 2001 ; Millington, 2003 ; Zhang *et al.*, 2003 ; Turcotte et Malamud, 2004 ; Telesca *et al.*, 2005, 2006 ; Malamud *et al.*, 2005 ; Fiorucci, 2006). Un tel ajustement implique que la probabilité qu'un événement ayant un effet majeur soit rare, mais moins rare que dans le cas où la distribution serait gaussienne. Les incendies de forêt sont ainsi caractérisés par un grand nombre d'événements de très faible intensité, dont la gestion nécessite une mobilisation limitée des moyens de lutte, et par peu d'événements extrêmes, dont l'occurrence implique l'intervention et la coordination d'une très grande partie des moyens disponibles pour essayer, souvent que partiellement, d'y faire face (Fiorucci, 2006).

Dans cet article, l'analyse des données historiques incendiaires se concentre sur les hiérarchies statistiques (fréquences-tailles) à l'image des nombreux travaux en géographie sur les hiérarchies urbaines. Étroitement liées à cette propriété émergente, les dimensions spatiale (formes physiques) et temporelle (chroniques) ne sont pas envisagées spécifiquement.

Nous décrivons dans une première partie les nombreux exemples internationaux de caractérisation des régimes de feux à l'aide de la loi puissance. Les modalités de mesure de cette loi d'organisation du phénomène incendiaire sont décrites et améliorées dans une seconde partie, avant d'être appliquées dans une troisième partie à des données françaises et canadiennes.

---

## 2. La loi puissance et les feux de forêt

La première analyse en loi puissance des séries de feux de forêt a été proposée par B. Malamud et ses confrères géographes de Londres (Malamud *et al.*, 1998). Dans cette étude, les quatre séries statistiques que les auteurs ont examinées, pour les États-Unis et l'Australie, ont toutes montré une structure en loi puissance sur six ordres de magnitude. Ainsi les résultats obtenus montrent-ils des structures analogues en dépit des différences majeures entre ces régimes du feu. En 2001, ce sont des statistiques de feux en Chine qui ont été modélisées par la loi puissance (Song *et al.*, 2001). Dans ce cas aussi, les résultats exposés semblent prouver une invariance d'échelle sur au moins trois ordres de magnitude. Les régions en climat méditerranéen ont aussi été le champ d'expérimentation pour la loi puissance. L'espace méditerranéen américain (Californie) a ainsi été l'objet de plusieurs études (Malamud *et al.*, 2005 ; Millington, 2003, Millington *et al.*, 2006). En Italie, un comportement en loi puissance apparaît, mais avec une pente plus faible ( $1,1 < \alpha < 1,2$ ) sur trois ordres de magnitude (Ricotta *et al.*, 1999) et avec de multiples « cassures » (Ricotta *et al.*, 2001) qui correspondraient à au moins trois formes différentes de structuration *frequency-area*. Ainsi C. Ricotta envisage-t-il *in fine* que cette statistique puisse être modélisée par une loi puissance dont le paramètre varie en fonction de l'échelle considérée (Ricotta *et al.*, 2003). Nos travaux se placent dans ce phylum. D'autres études ont évoqué le rôle de l'action humaine sur la taille de feux en Californie (Minnich, 1983) ou ont envisagé en Suède cette propriété émergente en paléoécologie du feu à l'aide de la dendrochronologie (Niklasson et Granström, 2000).

La communauté scientifique n'est pas totalement en accord avec la nécessité d'utiliser un modèle en loi puissance pour rendre compte des statistiques des feux de forêt. Ainsi, C. Ricotta, D. Cumming et F. P. Schoenberg proposent-ils d'ajuster une loi puissance, mais sur des données tronquées (Ricotta *et al.*, 1999, 2001 ; Ricotta, 2003 ; Cumming, 2001 ; Schoenberg *et al.*, 2003). Avant ces travaux, la distribution exponentielle était une voie privilégiée

(Baker, 1989). Plus récemment, d'autres chercheurs ont proposé une distribution de type Weibull (Reed et McKelvey, 2002) suggérant ainsi qu'une simple loi puissance, pour les distributions des feux de forêt, est bien trop simple, donc invalide, pour décrire les rapports scalaires sur l'ensemble de l'amplitude (des micros aux macros feux).

Dans la littérature, il y a donc un certain « flottement » pour s'accorder sur le fait (ou non) que les statistiques de tailles des feux suivent une loi puissance quand on les envisage sur un très grand

nombre de magnitudes. Pour certains, cela n'est possible qu'au-dessus d'une taille minimale (Newman, 2006). Par ailleurs, quelques études ont essayé de saisir l'impact de l'activité anthropique sur les distributions observées (Minnich, 1983 ; Minnich et Chou, 1997). Malheureusement, tous ces travaux ne sont pas forcément comparables en raison d'une grande diversité dans la précision des données qui, malgré un protocole d'analyse commun (Malamud et Turcotte, 1999), peut d'une certaine façon influencer les résultats (tableau 1). Ce protocole est d'abord décrit avant d'être discuté puis amélioré.

Auteurs	Régions étudiées	N	Ordres de magnitude	Tailles min.	Années	$\alpha$	$r^2$
Malamud <i>et al.</i> , 1998	USA	4 289	5	(...)	1986-	1,31	(...)
	USA : Grand Ouest	120	2,5	Très grands feux	1150-	1,34	(...)
	USA : Forêt boréale	164	2	Grands feux	1990-	1,43	(...)
Ricotta <i>et al.</i> , 1999	Australie	298	3	Très grands feux	1926-1991	1,49	(...)
	Italie : Ligurie	9 164	3		1986-	1,72	
Song <i>et al.</i> , 2001	Chine	(...)	3	Très grands feux	1950-	1,30	(...)
	Chine	(...)	3	Très grands feux	1970-	1,25	(...)
	Chine : Hei-long-jiang	(...)	2,5	Très grands feux	1950-	1,09	(...)
	Chine : Nei-meng-gu	(...)	2,5	Très grands feux	1950-	1,17	(...)
	Chine : Yun-nan	(...)	1,2	(...)	1950-	1,76	(...)
	Chine : Guang-xi-Zhuang	(...)	1,2	(...)	1950-	1,35	(...)
Ricotta <i>et al.</i> , 2001	Italie : Molise	1 236	1 et 3,5	(...)	1986-	1,2-1,9	(...)
	Italie : Cilento	508	1 et 3,5	Grands feux	1975-1996	1,3-2,1	(...)
	Italie : Simbruini	215	1 et 3,5	Grands feux	1970-	1,2-2,1	(...)
	Espagne : Sierra de Gredos	2105	1 et 3,5	(...)	1974-	1,1 à ; 2,2	(...)
	Espagne : Alicante	132	1 et 3,5	(...)	1973-	1,1 à ; 2,2	(...)
	Espagne : Ribera d'elbre	204	1 et 3,5	(...)	1983-	1,1 à ; 2,2	(...)
	France : Venaco (Corse)	335	1 et 3,5	(...)	1977-1997	1,2-1,8	(...)
	Grèce : Mont Penteli	336	1 et 3,5	(...)	1954-	1,2-1,5	(...)
Ward <i>et al.</i> , 2001	Canada : Ontario	3 279	5 et 6	≥ 0,2 ha	1976-	1,25	(...)
Millington 2003	USA	537 713	6	≥ 0,4 ha	1970-	1,61	(...)
	Canada, Colombie Britannique	78 114	6	≥ 0,4 ha	1970-	1,55	0,92
Zhang <i>et al.</i> , 2003	Russie	2 764	3		2001	2,03	
Turcotte <i>et al.</i> , 2004	Canada : Ontario, nord de la latitude 46°	15 308	5,5	≥ 0,2 ha	1976-1996	1,38	0,99
Song <i>et al.</i> , 2005	USA	4 289	5	≥ 0,4 ha	1986-	1,31	0,98
	Japon	30 498	4	≥ 0,01 ha	1989-	1,75	0,98
	Japon	15 110	4	≥ 0,01 ha	1989-	1,75	0,98
	Japon	15 388	4	≥ 0,01 ha	1995-	1,75	0,98
	Chine	518	2	Très grands feux	1950-	1,31	(...)
Malamud <i>et al.</i> , 2005	USA : Climat continental chaud	8 429	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,75	0,98
	USA : Mts continentales chaudes	7 353	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,75	0,98
	USA : Marine	58	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,37	0,97
	USA : Marine	3 875	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,53	0,99
	USA : Méditerranée	475	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,3	0,99
	USA : Mts Méditerranéennes	11 882	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,46	0,99
	USA : Prairies	316	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,48	0,96
	USA : Zone subtropicale	16 423	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,81	0,99
	USA : Mts Subtropicales	1 816	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,7	0,97
	USA : Désert tempéré	2 391	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,39	0,99
	USA : Mts du désert tempéré	885	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,39	0,98
	USA : Steppe tempérées	2 466	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,46	0,99
	USA : Mts steppes tempérées	15 487	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,49	0,99
	USA : Désert Trop/subtropical	2 379	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,47	0,98
	USA : Steppe Trop/subtropicale	4 138	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,57	0,99
	USA : Mts trop/subtropicales	8 594	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,54	0,99
	USA : Continental chaud	1 888	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,69	0,99
USA : Mts continentales chaudes	61	4,5 à 5,5	≥ 0,4 ha	1970-	1,68	0,99	

**Tableau 1. Les feux de forêt en loi puissance : synthèse des principaux résultats à l'étranger**

avec N l'effectif de feux,  $\alpha$  l'exposant de la loi puissance, et  $r^2$  le coefficient de détermination (réalisé à partir de Millington *et al.*, 2006)

### 3. Aspects méthodologiques : de l'invariance à la covariance d'échelles

Dans cet article, l'analyse fractale du phénomène porte sur ses variations d'intensités historiques (fréquences / tailles) et pas spécifiquement sur sa dimension spatiale (forme physique), bien que cette dernière approche est un champ prolifique de connaissances. Les variations d'intensité de l'incendie de forêt sont étroitement liées aux structures topo-climatiques des territoires, de sorte qu'il faut considérer l'exposant  $\alpha$  comme un indicateur géographique de l'activité incendiaire.

#### 3.1. Calcul des fréquences simples et cumulées

Il s'agit dans un premier temps de dénombrer le nombre d'occurrences de chaque valeur de surface brûlée observée. À partir des fréquences simples, nous calculons donc la fréquence cumulée descendante, c'est-à-dire, pour une valeur de feu (en ha), le nombre de feux qui ont une surface supérieure à  $A_F$  (pour Aire Feu). Il résulte des milliers de valeurs *ex æquo* qui sont représentées graphiquement, donc des nuages de points passablement « étagés ». Une solution consiste alors à discrétiser les valeurs en utilisant la densité de fréquences.

#### 3.2. Calcul des densités de fréquence

La densité de fréquences se mesure en relativisant la fréquence cumulée par la surface correspondante. Cette surface correspondante définit un intervalle compris entre la valeur en question, le seuil, et le minimum de la distribution. Les auteurs qui ont mis au point et suivi la méthode de mesure d'une loi puissance appliquée aux feux de forêt ont fait le choix de ne pas relativiser à l'effectif total (Malamud *et al.*, 1998 ; Ricotta *et al.*, 2001, Ricotta, 2003 ; Millington, 2003 ; Malamud *et al.*, 2005 ; Fiorucci, 2006, Mangiavillano, 2008). De toute façon, le rapport est homothétique et ne change rien aux résultats.

La densité de fréquence  $f(A_F)$  est définie comme :

$$f(A_F) = -\frac{\delta N_F}{\delta A_F}$$

avec  $A_F$  la surface brûlée et  $\delta N_F$  le nombre de feux dans un intervalle  $\delta A_F$ .

Par conséquent, on obtient des densités de fréquence par intervalles décroissants qui sont comparables entre elles.

### 3.3. Modélisation d'une fonction puissance

À partir de cette étape, on peut construire un graphique mettant en relation les densités de fréquences, en ordonnées ( $y$ ), avec les valeurs des surfaces en abscisses ( $x$ ). Pour les mathématiciens, la meilleure solution pour représenter graphiquement une distribution puissance est d'utiliser la fonction de distribution cumulée (FDC), en anglais *Cumulative Distribution Function* (CDF) :

$$p(x) = \Pr(X > x)$$

Cette distribution n'introduit pas de biais et préserve la signature linéaire des fonctions puissances sur des axes bi-logarithmiques. Les valeurs, représentées dans un plan bi-logarithmique, révèlent alors un nuage de points rectiligne caractérisé par une pente négative régulière, considérée comme la signature d'une fonction puissance :

$$p(x) = Cx^{-\alpha}$$

Pour cette fonction puissance, la fonction de probabilité  $p(x)$  dépend de deux paramètres constants dont principalement  $\alpha$  qui est l'exposant de la loi. À partir d'un graphique log-log, il est facile d'ajuster un modèle linéaire simple à cette distribution pour en trouver les paramètres. En effet,

$$\ln p(x) = -\alpha \ln x + \ln C$$

avec  $C=e^c$

Cette méthode de construction d'une fonction puissance est admise par la plupart des chercheurs dans la thématique des feux de forêt. Ils l'utilisent pour découvrir les valeurs de l'exposant des fonctions puissances pour différentes régions du monde (études aux États-Unis, en Italie, en Chine, en Australie, au Japon).

#### 3.4. Normalisation des valeurs

Pour permettre cette nécessaire comparaison des données portant sur des espaces différents et sur des périodes de durée variables, il est nécessaire de les ramener à une unité de mesure commune (Malamud *et al.*, 1998, 2005). La solution la plus simple, également admise par les chercheurs sur le sujet, est de normaliser la densité de fréquences  $f(A_F)$  par la taille en km<sup>2</sup> de la région étudiée  $A_{study}$  et par la période des observations en années  $T$  tel que :

$$\begin{aligned} \hat{f}(A_F) &= \frac{f(A_F)}{A_{study} T} \\ &= \frac{n}{\delta A_{study} T} \end{aligned}$$

Ainsi, l'unité de mesure de la densité de fréquences  $f(A_p)$  porte sur les feux par km<sup>2</sup> et par an.

Dans la littérature, les séries de données sont présentées graphiquement comme une juxtaposition de plusieurs séries annuelles de feux (Malamud *et al.*, 2005 ; Song *et al.*, 2001 ; Millington, 2003). Au-delà du simple problème de discrétisation des données que cette approche implique, c'est celui du calcul d'une pente sur une distribution qui n'en est pas une, puisqu'il s'agit plutôt d'une juxtaposition sur un même graphique de plusieurs séries différentes (31 pour J. D. Millington, 2003 et jusqu'à 50 pour Song *et al.*, 2001). Il semble ainsi logique de corriger ce point méthodologique que l'on pourrait qualifier sans trop exagérer de biais.

Comme cela est illustré par la suite (figure 2), l'ajustement rectiligne perd nettement de sa pertinence une fois les données rassemblées en une seule et même distribution. Cette approche est ainsi réductrice puisqu'elle ne rend compte que partiellement de la forme statistique émergente, qui est plutôt courbe. Le recours à un exposant unique ( $\alpha$ ) est en conséquence discutable (Martin, 2004b ; Mangiavillano, 2008).

### 3.5. De l'invariance à la covariance d'échelle

Une solution consiste alors à utiliser une relation parabolique sur les logarithmes des variables. Il s'agit de calculer la relation polynomiale d'ordre deux :

$$\ln(y) = \ln(a)x^2 + \ln(b)x + c$$

Pour calculer une régression polynomiale, nous faisons évoluer la méthodologie proposée dans la littérature en déterminant le logarithme des surfaces brûlées et celui des densités de fréquences normalisées (Laherrère, 1996). Dans ce modèle polynomial, le paramètre  $b$  est la pente de la courbe. Il correspond donc à la dimension fractale de la distribution. Le paramètre  $a$  est dit *coefficient de courbure* qui sera noté  $Cc$ . C'est ce paramètre qui va exprimer l'intensité de la courbure. « *Il contrôle l'inclinaison de la pente entre les points* » (Martin, 2004a, p. 335). C'est un paramètre contextuel, c'est-à-dire qu'il évoque les conditions limites imposées par le milieu à l'auto-organisation du phénomène. Enfin, le paramètre  $c$  illustre le nombre de feux recensés.

Dans cette approche, le calcul de la dimension fractale  $b$  est lié à la courbure de la distribution  $Cc$  et à l'amplitude de la série de données  $c$ . Dans le cas d'une loi puissance stricte,  $Cc$  serait égal à zéro et  $b$  représenterait exactement l'exposant  $\alpha$  de la loi puissance. Les trois paramètres ( $b$ ,  $Cc$ ,  $c$ ) illustrent

les trois aspects structurels interagissant dans la dynamique des feux de forêt :

- la fractalité statistique du phénomène ( $b$ ) ;
- l'intensité des contraintes imposées par le milieu ( $Cc$ ) ;
- le nombre d'individus statistiques envisagés ( $c$ ).

Cette méthode est expérimentée sur des données françaises et canadiennes.

---

## 4. D'un modèle fractal rectiligne à un modèle fractal parabolique pour les séries statistiques d'incendies de forêt

### 4.1. Un jeu de données françaises et canadiennes

Si l'approche quantitative des régimes de feux est couramment admise à l'étranger, il n'en existe aujourd'hui aucune application pour le sud-est français<sup>1</sup> bien que la France possède une chronique de données assez anciennes (36 ans et environ 100 000 feux), d'une amplitude importante (de 0,0001 ha à 10 000 ha) et couvrant un territoire assez vaste (onze départements soit environ 80 000 km<sup>2</sup>). L'ensemble des données françaises constitue la base *Prométhée*, qui fut créée en 1973. Pour chaque incendie plusieurs informations sont enregistrées : localisation (département, commune, lieu dit, coordonnées géographiques), date (année, mois, jour, heure), surface incendiée. Des données complémentaires peuvent être ajoutées, par exemple : la proximité d'une structure anthropique (voie carrossable, habitation, etc.), le type de végétation concerné, la surface menacée et la cause.

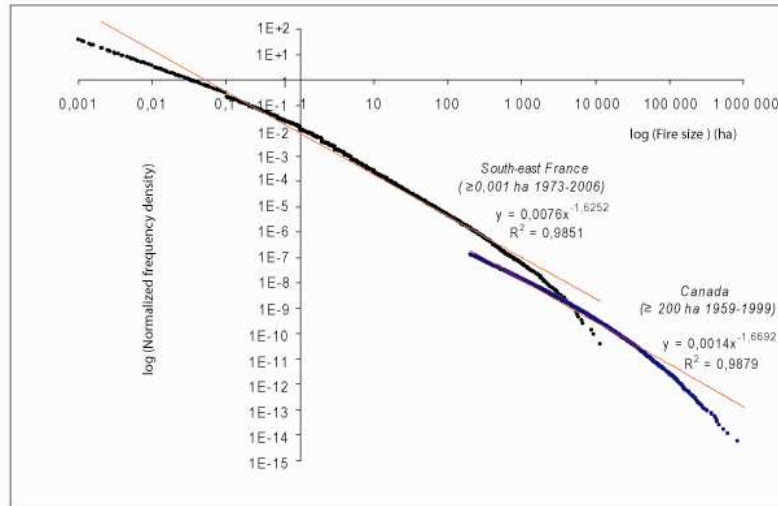
À titre de comparaison, nous souhaitons appliquer le même protocole sur les données canadiennes archivées dans la *Base de Données sur les Gros Incendies* (BDGI). Tous les feux de plus de 200 ha y sont recensés depuis 1959, ce qui représente plus de 11 000 événements à traiter.

### 4.2. Approximation de la loi de Pareto pour quantifier le risque structurel d'incendies de forêt

En respectant l'intégralité des données et en les représentant dans un graphique bi-logarithmique, les distributions s'écartent assez nettement d'une droite de régression rectiligne (figure 1).

---

<sup>1</sup> Excepté une petite zone d'étude en Corse (Ricotta *et al.*, 2001).



**Figure 1. Approximation d'un ajustement rectiligne pour rendre compte d'une structuration en loi puissance des distributions statistiques portant sur la taille et la fréquence des feux de forêt**

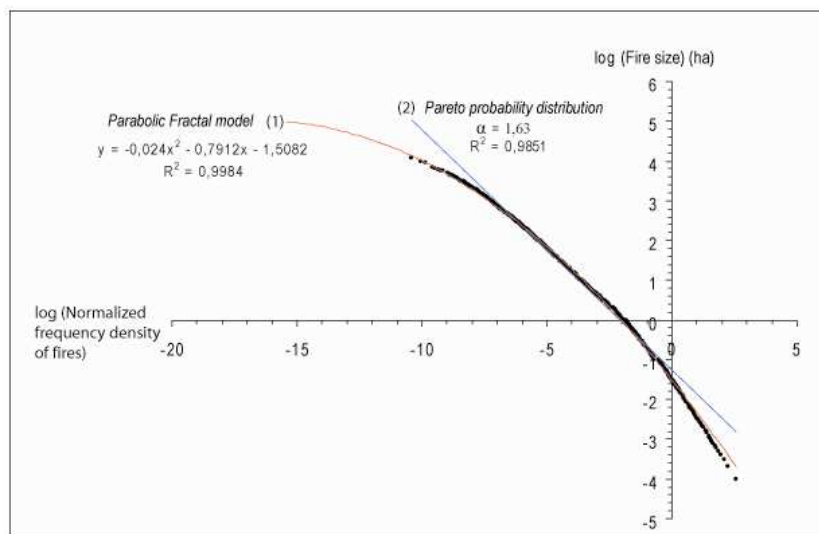
Pour les données françaises et canadiennes, l'écart au modèle théorique est surtout visible pour les plus petits feux ainsi que pour les plus grands, mais il semble que la distribution des feux « réels » n'est en fait jamais rectiligne, quelles que soient les tailles considérées.

Il est en outre intéressant de remarquer que, projetées sur un même graphique, les distributions canadiennes et françaises sont de formes très semblables malgré la taille différente des échantillons recensés, la taille des espaces étudiés (9 millions de km<sup>2</sup> contre 80 000 km<sup>2</sup>) et la durée du recensement (41 ans contre 34). La principale différence entre les deux séries réside dans la taille plus grande des surfaces brûlées au Canada qu'en France. C'est donc une simple question d'échelles

qui nous permet de distinguer ces deux distributions. La structure statistique émergente est, elle, identique. En conséquence, la structure statistique courbe ne semble pas un cas isolé dans l'espace (figure 1). Elle ne l'est pas non plus chronologiquement (Mangiavillano, 2008) ni thématiquement (Martin, 2004a ; 2004b).

### **4.3. Application du modèle fractal parabolique sur les données historiques d'incendies de forêt**

Pour l'exemple des incendies de forêt, nous proposons ainsi un modèle fractal parabolique pour rendre compte plus fidèlement de la structuration en loi puissance des séries statistiques (figure 2).



**Figure 2. Un modèle fractal parabolique pour les séries statistiques de feux de forêt**

La structuration puissance ( $b$ ) nous indique une fractalité statistique, c'est-à-dire une invariance d'échelle et en conséquence de manière théorique, des feux sans limites de taille. Cela étant, et parce que cette fractalité est liée aux limites imposées par le milieu ( $Cc$ ) qui sont de plus en plus prégnantes à mesure que l'on observe les feux les plus grands, progressivement, les distributions ne se linéarisent plus dans un graphique bi-logarithmique. Au contraire, elles exhibent une courbure ( $Cc$ ) qui doit être étudiée plus finement et suivie dans le temps. Cette courbure donne à penser que les rapports d'échelles ne sont pas constants.

La courbure des distributions exprime le rapport entre la fréquence des événements et leur taille. Avec des feux de tailles égales, c'est donc la rareté (la densité de fréquences normalisées) qui va en quelque sorte régir la courbure. Plus les grands feux sont rares, plus ils sont représentés à gauche dans le graphique, et donc plus la série de points tend à se « tasser » vers les faibles fréquences. On peut donc penser que la courbure exprime les contraintes physiques et/ou climatiques des espaces qui favorisent la propagation des grands feux. Certains territoires sont largement soumis aux vents, à la sécheresse estivale et présentent des espaces boisés très importants. D'autres, beaucoup moins. La courbure mesurée renseigne ainsi sur le bilan des rétroactions positives et négatives qui ont interagies en un lieu pour une période donnée.

Nous nous situons bien dans une géographie théorique et quantitative puisque cette approche, liées aux théories de la complexité, permet de mettre en évidence statistiquement les contraintes imposées aux incendies par les structures spatiales. Parce que le phénomène dépend et se confronte à des variables physiques et climatiques plus ou moins nombreuses et différemment agrégées selon les espaces, une conséquence statistique fondamentale est donc à envisager : le passage progressif et continu de l'invariance à la covariance d'échelle (Nottale, 1998 ; Martin, 2004b ; Mangiavillano, 2008).

La loi puissance est bien la structure essentielle du système, mais l'hétérogénéité spatiale et climatique de chaque territoire doit favoriser ou contraindre cette structure. Les perspectives explicatives en géographie sont en conséquence nombreuses. La courbure  $Cc$  et la pente  $b$  peuvent alors être envisagés comme des indicateurs qui expriment statistiquement les modalités d'émergence et de diffusion des feux : un risque structurel.

---

## 5. Discussion

Tous les phénomènes auxquels les chercheurs se confrontent ne sont pas centrés autour d'une valeur de référence (centrale). Certains varient au contraire sur une énorme amplitude de valeurs, parfois mêmes sur plusieurs ordres de magnitude, c'est-à-dire que chaque valeur est dix fois plus grande que la précédente et dix fois plus petite que la suivante. Comme cela a été évoqué sur de nombreuses séries statistiques de feux de forêt à l'étranger, la distribution en loi puissance des feux implique une invariance d'échelle (donc en théorie des feux sans limites de taille). Cela étant, et comme nous nous sommes attachés à le démontrer, il est possible de rencontrer des distributions qui ne se linéarisent pas dans un graphique bi-logarithmique mais qui, au contraire, exhibent une courbure que nous avons étudiée. Cette courbure nous donne à penser que le phénomène feu de forêt est à géométrie variable. Par ailleurs, cette courbure, à laquelle semble répondre la statistique de ce phénomène, est déjà établie pour des thématiques qui intéressent les géographes. Le principe de la covariance d'échelle semble devoir se substituer, au moins dans ce cas précis, à celui plus connu de l'invariance d'échelle. Cette structuration statistique parabolique (représentée par un rapport étroit entre la fractalité  $b$  et la courbure  $Cc$  dans une relation polynomiale du second degré) présente par ailleurs un caractère variable selon les espaces, les saisons et les années (Mangiavillano, 2008), ce qui semble en faire un indicateur intéressant du risque structurel de feux de forêt, donc un moyen innovant et reproductible de différenciation spatiale à même de compléter les travaux existants sur ce phénomène.

La récurrence depuis 50 ans des exemples de structuration en loi puissance de phénomènes aussi variés qu'hétéroclites (Newman, 2006) nous amène nécessairement à réfuter une vision d'un monde uniquement disciplinaire et phénoménologique (dans le sens de la spécificité de chaque phénomène observé). Aussi s'agit-il de replacer l'analyse des feux de forêt dans une perspective bien plus large que sa propre thématique. Cela suppose d'adopter un niveau d'abstraction plus élevé.

Dans un système auto-organisé critique (Bak *et al.*, 1987 ; Bak *et al.*, 1988), les événements du passé exhibent un comportement en loi-puissance dans leur distribution fréquences / tailles. Ce principe n'a été que récemment et clairement introduit en France pour la géographie<sup>2</sup> (Dauphiné, 2003a ; Dauphiné, 2003b ; Dauphiné, 2003c ; Dauphiné et Provitolo, 2003 ; Provitolo, 2007). À l'état critique, les entrées les plus petites dans le système peuvent

---

<sup>2</sup> Voir la définition proposée sur *Hypergeo* (Provitolo, 2008)

causer des événements d'une quelconque grandeur durant des périodes d'activités intermittentes. En effet, l'énergie déployée par un événement dépend non seulement de sa position par rapport à ses voisins, mais également de toutes les énergies non déployées antérieurement par les autres événements. Ce principe mnésique spatialisé vaut pour de simples pendules comme pour les feux de forêt (Bak *et al.*, 1990 ; Drossel et Schwabl, 1992) et le système de villes (Pumain *et al.*, 1989 ; Sanders,

1992). Le feu de forêt gagnerait ainsi à servir de support thématique expérimental à la criticalité auto-organisée (Bak *et al.*, 1990 ; Drossel et Schwabl, 1992). Plus largement, c'est bien le créneau de la modélisation, la mesure et la simulation des systèmes complexes qui s'offre à la géographie pour une appréhension des risques qui transcende la contingence apparente du monde (Provitolo, 2007, 2008 ; Daudé *et al.*, 2007 ; Langlois, 2009).

---

## 6. Références bibliographiques

- Bak P., Tang C., Wiesenfelds K., 1987, Self-organized criticality: An explanation of the  $1/f$  noise, *Physical Review Letters*, 59, 381-382.
- Bak P., Tang C., Wiesenfeld K., 1988, Self-organized criticality, *Physical Review A*, 38, 364-374.
- Bak P., Tang C., 1989, Earthquakes as a self-organized critical phenomenon, *Journal Geophysical Research*, 94, 15635-15637.
- Bak P., Chen K., Tang C., 1990, A forest-fire model and some thoughts on turbulence, *Physical Letters A*, 147, 297-300.
- Bak P., Paczuski M., 1995, Complexity, contingency, and criticality, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 92, 6689-6696.
- Bak P., 1997, *How Nature Works*, Oxford University Press, Oxford.
- Baker W. L., 1989, Effect of scale and spatial heterogeneity on fire-interval distributions, *Canadian Journal of Forestry*, 19, 700-706.
- Bouchaud J. P., Mezard M., 2000, Wealth condensation in a simple model of economy, *Physica A*, 282, 536-545.
- Cumming S. G., 2001, A parametric model of fire-size distribution, *Canadian Journal of Forest Research*, 31, 1297-1303.
- Daudé E., Provitolo D., Dubos-Paillard E., Gaillard D., Eliot E., Langlois P., Propeck-Zimmermann E., Saint-Gerand T., 2007, Spatial risks and complex systems: methodological perspectives,, *Actes du colloque ECCS-EPNACS07, Emergent Proprieties in Natural and Artificial Complex Systems*, 81-92
- Dauphiné A., 2003a, *Risques et Catastrophes : Observer, spatialiser, comprendre, gérer*, Armand Colin, Paris.
- Dauphiné A., 2003b, *Les théories de la complexité chez les géographes*, Anthropos, Paris.
- Dauphiné A., 2003c, Les réseaux urbains : un exemple d'application de la théorie des systèmes auto-organisés critiques, *Annales de Géographie*, 631, 227-242.
- Dauphiné A., Provitolo D., 2003, Les catastrophes et la théorie des systèmes auto-organisés critiques, in Moriniaux V. (dir.), *Les risques*, Éditions du Temps, Nantes, 22-36.
- Drossel B., Schwabl F., 1992, Self-organized critical forest fire model, *Physical Review Letters*, 69, 1629-1632.
- Fiorucci P., 2006, Power law distribution of wildland fires and static risk assessment, *Forest Ecology and Management*, 234, 22p.
- Faloutsos M., Faloutsos P., Faloutsos C., 1999, On power-law relationships of the internet topology, *Computer Communication Review*, 29, 41-51.
- Laherrère J., 1996, Distributions de type "Fractal Parabolique" dans la nature, *Comptes-rendus de l'Académie des Sciences*, t322, série IIa, 535-541.
- Langlois P., 2009, Une ontologie formelle pour la modélisation de systèmes complexes en géographie : Le modèle AOC, XVIème Rencontres interdisciplinaires sur les systèmes complexes naturels et artificiels de Rochebrune, 19 au 23 janvier 2009.
- Malamud B. D., Morein G, Turcotte D. L., 1998, Forest fires: an example of self-organized critical behavior, *Science*, 281, 1840-1842.
- Malamud B. D., Turcotte D. L., 1999, Self-organized criticality applied to natural hazards, *Natural Hazards*, 2, 93-116.
- Malamud B. D., Millington J. D. A., Perry G. L. W., 2005, Characterizing wildfire regimes in the United States, *Proceedings of the National Academy of Science of the U.S.A.*, 102, 4694-4699.
- Mandelbrot B., 1962, Paretian distributions and income maximization, *Quarterly Journal of Economics*, 76, 57-85.
- Mandelbrot B., 1975, *Les objets fractals*, Flammarion, Paris.
- Mangiavillano A., 2008, Multi-scalarité du phénomène feu de forêt en régions méditerranéennes françaises de 1973 à 2006, Thèse de doctorat, Université d'Avignon et des Pays de Vaucluse.
- Martin P., 2004a, La dimension fractale d'un relief varie t'elle avec l'altitude ? L'exemple de l'Aigoual (France), Géopoint 2004, Groupe DUPONT et UMR ESPACE 6012.
- Martin P., 2004b, Modélisation fractale et structurelle des formes en géographie. Réflexion développée à partir d'exemples karstiques, Habilitation à diriger les recherches, Université d'Avignon et des Pays du Vaucluse.



- Millington J. D. A., 2003, Wildfire frequency-area statistic and their ecological et anthropogenic drivers, MSc degree in Environmental Monitoring, Modelling and Management at King's College London.
- Millington J. D. A., Perry G. L. W, Malamud B. D., 2006, Models, data and mechanisms: quantifying wildfire regimes, In Cello G., Malamud B. D., *Fractal Analysis for Natural Hazards*, Geological Society, London, 261, 155-167.
- Minnich R. A., 1983, Fire mosaics in southern California and northern Baja California, *Science*, 219, 1287-1294.
- Minnich R. A., Chou Y. H., 1997, Wildland fire patch dynamics in the chaparral of southern California and northern Baja California, *International Journal of Wildland Fire*, 7(3), 221-248.
- Newman M. E. J., 2006, Power laws, Pareto distributions and Zipf's law, <http://www.math.uu.se/~david/web/SCDS/Newman05.pdf>
- Niklasson M., Granstrom A., 2000, Numbers and sizes of fires: Long-term spatially explicit fire history in a swedish boreal landscape, *Ecology*, 81(6), 1484-1499.
- Nottale L., 1998, *La relativité dans tous ses états*, Hachette, Paris.
- Provitolo D., 2007, A proposal for a classification of the catastroph systems based on complexity criteria, *Proceedings European Conference Complex Systems -EPNACS'07, Emergent Properties in Natural and Artificial Complex Systems*, 93-106.
- Provitolo D., 2008, L'auto-organisation critique, Hypergéométrie, <http://www.hypergeo.eu>
- Pumain D., Sanders L., Saint-julien T., 1989, *Villes et auto-organisation*, Économica, Paris.
- Ricotta C., Avena G. C., Marchetti M., 1999, The flaming sandpile: self-organized criticality and wildfires, *Ecological Modelling*, 119, 73-77.
- Ricotta C., Arianoutsou M., Diaz-Delgado R., Duguy B., Lloret F., Maroudi E., Mazzoleni S., Moreno J. M., 2001, Self-organized criticality of wildfires ecologically revisited, *Ecological Modelling*, 141, 307-311.
- Ricotta C., 2003, Fractal size-distributions of wildfires in hierarchical landscapes: Natura facit saltus? *Comments on Theoretical Biology*, 8, 93-101.
- Reed W. J., McKelvey K. S., 2002, Power-law behaviour and parametric models for the size- distribution of forest fires, *Ecological Modelling*, 150, 239-254.
- Rodriguez-Iturbe I., Rinaldo A., 1997, *Fractal river basins*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Sanders L., 1992, *Système de villes et synergie*, Anthropos, Paris.
- Schoenberg F. P., Peng R., Woods J., 2003, On the distribution of wildfire sizes, *Environmetrics*, 14, 583-592.
- Song W. G., Fan W. C., Wang B. H., Zhou J. J., 2001, Self-organized criticality of forest fire in china, *Ecological Modelling*, 145, 61-68.
- Telesca L., Amatucci G., Lasaponara R., Lovallo M., Santulli A., 2005, Identifying spatial clustering properties of the 1997-2003 Liguria (Northern Italy) forest fire sequence, *Chaos, Solitons and Fractals*, 32, 1364-1370
- Telesca L., Amatucci G., Lasaponara R., Lovallo M., Rodrigues M. J., 2006, Space-time fractal properties of the forest-fire series in the central Italy, *Nonlinear Science and Numerical Simulation*, 12, 1326-1333.
- Turcotte D. L., Malamud B. D., 2004, Landslides, forest fires, and earthquakes: examples of self-organized critical behavior, *Physica A*, 340, 580-589.
- Ward L. M., 2001, *Dynamical Cognitive Science*, MIT Press, Cambridge.
- Zhang Y. H., Wooster M. J., Tutubalina O., Perry G. L. W., 2003, Monthly burned area and forest fire carbon emission estimates for the Russian Federation from SPOT VGT, *Remote sensing of environment*, 87, 1-15.