

KONINKLIJK BELGISCH INSTITUUTINSTITUT RO'VOOR NATUURWETENSCHAPPENNATURELLI

INSTITUT ROYAL DES SCIENCES NATURELLES DE BELGIQUE

ROYAL BELGIAN INSTITUTE OF NATURAL SCIENCES

GEOLOGICAL SURVEY OF BELGIUM PROFESSIONAL PAPER 2013/1 N. 314

LE RADON DANS L'AIR, DANS L'EAU ET DANS LES ROCHES.

2ème PARTIE.

CONSIDERATIONS STATISTIQUES SUR LES REPARTITIONS SPATIO-TEMPORELLE ET TEMPORELLE

H. W. VANDERSCHUEREN



SERVICE GEOLOGIQUE DE BELGIQUE BELGISCHE GEOLOGISCHE DIENST



Rue Jenner 13 - 1000 Bruxelles Jennerstraat 13 - 1000 Brussel

ISSN 0378-0902

KONINKLIJK BELGISCH INSTITUUT VOOR NATUURWETENSCHAPPEN

INSTITUT ROYAL DES SCIENCES NATURELLES DE BELGIQUE

ROYAL BELGIAN INSTITUTE OF NATURAL SCIENCES

GEOLOGICAL SURVEY OF BELGIUM PROFESSIONAL PAPER 2013/1 N. 314

LE RADON DANS L'AIR, DANS L'EAU ET DANS LES ROCHES.

2ème PARTIE. CONSIDERATIONS STATISTIQUES SUR LES REPARTITIONS SPATIO-TEMPORELLE ET TEMPORELLE

H. W. VANDERSCHUEREN

Boulevard d'Avroy 144/41 – B4000 Liège hw.vanderschueren@gmail.be

(35 pages, 33 figures, 8 tableaux, 2 annexes)

Photo de couverture : Carrière Carmeuse à Engis (photo Laurent Barchy, reproduite avec l'aimable autorisation de son auteur)

Table des matières

1.	1. Introduction et rappels		
	1.1. Rappel de la loi de répartition statistique	spatiale des résultats de mesure de l'exhalation de radon	
	1.2. Interprétation		6
2.	2. Distribution spatio-temporelle de l'exhalation de rad	on sur site étendu	7
	2.1. Introduction et considérations générales		7
	2.2. Etude des 2 sous-entités principales de Ja	lhay et Sart-lez-Spa	
	2.3. Etude de sous-entités moins peuplées		10
	2.4. Cas particulier du groupement des résulta	ts de Foyir + Champ de Foyir (I+J)	11
	2.5. Distribution statistique ordonnée par com	mune complète. Première interprétation et conjecture	11
3.	3. Evolution temporelle sur longue durée de l'exhalation Mise en évidence des « signatures » du site depuis le	on du radon en un site très circonscrit. e niveau horaire jusqu'au niveau annuel	13
	3.1. Introduction		
	3.2. Présentation des enregistrements mensue du 1 ^{er} janvier 2008 au 31 décembre 2010	s obtenus sur la période s'étendant	
	3.3. Enseignements tirés de l'observation des	chronogrammes	
	3.3.1. Premier niveau : de l'heure au	mois	
	3.3.2. Deuxième niveau : saisons		
	3.3.3. Troisième niveau : année		21
	3.4. Enseignements tirés de l'observation des	graphes réorganisés	
	3.4.1. Propriété générale		
	3.4.2. Comportement saisonnier		
4.	4. Distribution statistique log-linéaire et loi log-uniform	ne consécutive - conclusions générales et critiques	
	4.1. Préambule		
	4.2. Considérations critiques concernant la loi	log-uniforme en général	
	4.3. Inspection critique des exemples traités e	n temporel et interprétation	
	4.4. Tentative d'explication des principaux rég	gimes d'exhalation temporelle	
	4.4.1. Comportements annuels et sais	onniers	
	4.4.2. Comportements à court terme		
	4.5. Confrontation des lois log-normale et log	-uniforme - une conjecture	
5.	5. Compléments sur le traitement des flux de données en évidence d'un comportement normal (gaussien) et	emporelles : analyse des variations et mise et d'un comportement fractal (chaos déterministe)	
	5.1. Considération des moyennes journalières d	e l'exhalation et de leurs variations : distribution normale	26
	5.2. Retour sur les moyennes horaires et cons	dération de leurs variations : chaos déterministe	29
	5.2.1. Principe général adopté		
	5.2.2. Remarque concernant les donn	ées manquantes	29

5.2.3. Etude du flux trisannuel	
5.2.4. Première vérification de l'invariance de jauge : partition du flux de données	30
5.2.5. Seconde vérification de l'invariance de jauge : modification de la durée de moyennage des mesures unitaires	
6. Conclusion générale	31
Remerciements	
7. Références	
Annexes	
A.1. Tableaux de données supplémentaires (correspondant aux figures 5 et 6 du chapitre 2.3)	33
A.2. Figures complémentaires à la figure 25	

LE RADON DANS L'AIR, DANS L'EAU ET DANS LES ROCHES.

2^{ème} PARTIE. CONSIDERATIONS STATISTIQUES SUR LES REPARTITIONS SPATIO-TEMPORELLE ET TEMPORELLE

H. W. VANDERSCHUEREN

Boulevard d'Avroy 144/41 – B4000 Liège hw.vanderschueren@gmail.be

Manuscrit reçu le 26.7.2012, accepté pour publication le 23.11.2012.

Abstract. We begin by studying the systematic statistical distribution of the radon activity logarithmic values which were obtained from large sites. These values come from inquiries by federal agencies, performed in municipalities located in the Belgian Ardennes over a period of three months. By classifying these values in increasing order, we show that the statistical distribution is of uniform probability. In other words the mean temporal law on a large site is log-uniform. This observation actually corroborates in fact the purely spatial distribution law we exposed previously. We then study the purely temporal exhalation on a limited site in detail and we show that in that case too the classification in increasing order of hourly mean data reveals a prominence of the log-uniformity law on the mean time (monthly). We finally investigate the temporal flux of data from the point of view of its consecutive variations and show that it leads to a gaussian law (daily mean data) or a fractal law (hourly mean data).

Keywords: radon statistics, characterization, log-uniform, chaos, fractals.

Résumé. En un premier temps, nous entreprenons l'étude statistique systématique de la répartition des valeurs du logarithme de l'activité radon obtenues sur sites étendus. Il s'agit en l'occurrence de résultats d'enquêtes réalisées dans des communes ardennaises, sur une période de 3 mois, par les instances fédérales de contrôle. Par le biais du classement par ordre croissant de ces valeurs, nous montrons que la distribution statistique est équiprobable ce qui revient à dire que la loi de répartition moyenne temporelle sur un site étendu est log-uniforme. Ceci corrobore en fait la loi de distribution purement spatiale étudiée précédemment. En un second temps, nous étudions de manière détaillée la distribution temporelle longue durée de l'exhalation en un site réduit et illustrons le fait que, dans ce cas aussi, le classement par ordre croissant des moyennes horaires révèle la prééminence de la loi log-uniforme à l'échelle mensuelle. Enfin une approche des flux de données temporelles vu sous l'angle de leurs variations successives montre que l'on débouche sur une loi gaussienne dans le cas des moyennes journalières et à une loi fractale dans le cas des mesures horaires.

Mots-clés : statistiques radon, caractérisation, log-uniforme, chaos, fractales.

1. Introduction et rappels

Un premier travail (Vanderschueren,2011), publié dans cette même collection et sous le même titre générique que celui-ci, était essentiellement consacré d'une part aux généralités concernant le radon et sa métrologie (air et eau) et d'autre part à la présentation complète d'une méthodologie personnelle consacrée à la caractérisation d'échantillons géologiques de type solide ainsi qu'à la présentation de la « loi » de répartition statistique des valeurs d'exhalation sur site géologique.

Cette « loi », qui a résulté d'une mise en œuvre extensive de notre méthodologie, y est illustrée (« justifiée »)

par de multiples résultats de mesure sur sites divers (différant tant par leur nature, types de roches et dépôts, que par leur situation, en surface ou souterraine, en Belgique ou à l'étranger).

Le présent travail complète le premier en étendant, tout en la commentant, l'applicabilité de la « loi » de répartition en question aux distributions spatiotemporelles et même temporelles (dans le cas des moyennes horaires) de l'exhalation du radon (4 premiers chapitres). La validité de l'opération repose non seulement sur un grand nombre de mesures personnelles mais encore sur des résultats de mesures indépendantes (chapitre 2) obtenues grâce à la courtoisie des représentants des instances officielles œuvrant en ce domaine (campagnes de mesures radon à destination des citoyens). Il est de plus montré (chapitre 5) que les *variations* temporelles des moyennes horaires suivent quant à elles une distribution gaussienne tandis qu'une plus longue unité temporelle de référence (moyenne journalière), oriente plutôt le comportement de très longue durée (annuel) vers une loi fractale (chaos déterministe).

1.1. Rappel de la loi de répartition statistique spatiale des résultats de mesure de l'exhalation de radon

Fondamentalement la thèse avancée s'exprime : Si l'on remplace les valeurs numériques des résultats de mesure de l'activité d'échantillons prélevés régulièrement sur un site géologique « cohérent » par les logarithmes correspondants et si on classe ceux-ci par ordre de valeurs croissantes que l'on reporte sur un diagramme cartésien, les points s'alignent selon un segment de droite. En d'autres termes évidemment - mais se prêtant alors moins directement à l'interprétation pratique exposée en 1.2. - cela signifie que si l'on reporte sur un diagramme semilogarithmique les valeurs ordonnées de l'activité, on obtient un segment de droite.

On notera d'emblée que l'on obtient - assez souvent d'un côté ou de part et d'autre de ce segment quelques valeurs s'alignant selon des segments de pentes plus élevées ce qui traduit, comme explicité en 1.2., leurs raretés relatives.

1.2. Interprétation

Une telle distribution des valeurs de l'activité, que l'on peut, pour faire bref, qualifier de « loglinéaire » traduit le fait que la loi de probabilité des valeurs logarithmiques de l'activité est uniforme (équiprobabilité). Dans le même esprit, on qualifiera cette loi de « log-uniforme », vocable cohérent avec celui de loi « log-normale » devenu classique en géologie notamment pour traduire la probabilité de répartition des éléments en traces dans les roches et cristaux.

La figure 1, où l'on a supposé un ensemble de mesures idéales, c'est-à-dire parfaitement alignées dans leur totalité (les valeurs logarithmiques de l'activité dans le cas présent en ordonnée et le numéro d'ordre des échantillons en abscisse) illustre d'emblée notre propos. En a, on a reporté cet ensemble supposé et en b, on a construit *un* histogramme qui y correspond. L'interprétation est immédiate : une répartition ordonnée strictement linéaire correspond à un histogramme « plat » quel que soit l'*ordre* (ou *classe*, c'est-à-dire la *largeur des intervalles* de valeurs groupées en abscisse) choisi pour construire celui-ci (cet histogramme se

H. W. VANDERSCHUEREN

présente évidemment ici tourné de 90° par rapport à la représentation habituelle).



Figure 1. Répartition log-linéaire idéale (segment unique) traduisant la loi log-uniforme

Pratiquement cela traduit donc l'équiprobabilité d'occurrence des valeurs comprises dans l'intervalle correspondant à l'ensemble des mesures. Il s'ensuit directement que le site qui aurait fourni un tel ensemble de résultats de mesure serait simplement caractérisé par les valeurs extrêmes de l'intervalle (ou tout autre couple de valeurs correspondantes : valeur moyenne et rapport entre celle-ci et une valeur extrême par exemple).

En adoptant la démarche d'observation inverse (de b vers a) sur la figure 2, on comprend immédiatement comment devraient se répartir les valeurs, classées par ordre croissant, pour traduire une distribution statistique log-normale. La gaussienne (qu'on imagine en b), étant la dérivée de la courbe idéale en cause (en a, lue évidemment elle aussi « horizontalement » : l'abscisse du graphique devenant l'ordonnée et *mutatis mutandis*), celle-ci a l'allure sigmoïdale caractéristique représentée.



Figure 2. Répartition traduisant la loi log-normale

Les figures 1 et 2 correspondent à des distributions idéales. Qu'en est-il des distributions réelles ? Tout d'abord et bien évidemment, les points réels ne sont jamais parfaitement alignés - erreurs de mesure et considérations physiques obligent - et l'alignement évoqué correspond à la meilleure droite de la régression linéaire appliquée aux résultats expérimentaux. Mais une remarque plus significative correspond aux extrémités de « l'alignement » en cause : fréquemment les résultats extrêmes des séries de mesures se présentent plutôt comme sur la figure 3, mettant en évidence une rupture de pente le plus souvent assez franche. Ainsi présenté, cela traduit simplement des occurrences plus rares en dehors de la zone d'équi-répartition (pente plus forte de la distribution donc moins d'éléments par classe de l'histogramme). Mais cela tend par la même occasion à rapprocher de l'allure sigmoïdale la forme générale de la répartition, au point que l'on puisse être tenté (abusivement) de les identifier par régression.



Figure 3. Répartition log-linéaire avec dépassements

L'inspection attentive de l'ensemble des diagrammes présentés dans la première partie du travail (Vanderschueren, 2011) ne laisse guère de doute quant à la meilleure concordance en faveur de la distribution linéaire d'autant plus que dans plus d'un cas la totalité des points s'alignent remarquablement sans qu'aient été obtenus des points extérieurs (ou très peu). On insistera sur le fait que la rupture de pente fréquemment très nette est assurément un argument de poids en faveur de notre thèse. Pour les détails concernant le traitement des données, l'ensemble des résultats expérimentaux et une analyse critique de la méthode, on pourra se référer à la première partie du travail.

2. Distribution spatio-temporelle de l'exhalation de radon sur site étendu

2.1. Introduction et considérations générales

Tous les résultats de mesures évoqués ci-dessus et qui ont servi à établir puis à conforter la thèse avancée (prééminence de la loi de distribution log-uniforme) concernent des sites géologiques naturels (roches ou dépôts ferrugineux) dont on a prélevé des échantillons afin de les caractériser en laboratoire. Ceux-ci ont donc permis une analyse *purement spatiale* de l'exhalation radon : donc en fait de la distribution du radium sur le site concerné.

Il est évidemment tentant de comparer cette loi de distribution purement spatiale (géochimique) aux résultats des mesures moyennes d'exhalation dans l'air des habitations appartenant à une grande agglomération. S'agissant de mesures dispersées aléatoirement sur une grande superficie et moyennées sur une période relativement longue (3 mois), on se trouve en présence de mesures que l'on peut alors qualifier de spatio-temporelles.

C'est à cet exercice, dont nous présentons les résultats détaillés dans le présent chapitre, que nous nous sommes attelés à partir des valeurs relevées lors d'une récente campagne effectuée dans une grande commune d'Ardenne, la Commune de Jalhay, obtenues grâce à l'extrême obligeance et à la collaboration de l'échevin de la santé de la dite commune, Dr Ch. Vanden Bulck, et ce avec l'accord de notre collègue, Dr André Poffijn (Université de Gent), superviseur à l'échelon fédéral des campagnes radon menées en Belgique.

Un rapport complet et explicite a évidemment été remis aux autorités communales de l'entité sans aucune restriction d'emploi.

Comme c'est le cas pour la totalité des communes fusionnées d'Ardenne, Jalhay est une entité très hétérogène quant à la densité de son habitat ; elle comporte plusieurs sous-entités de tailles très diverses et parfois très distantes les unes des autres et du centre administratif. On verra que l'« éparpillement » encore plus hétérogène - du fait de la distribution aléatoire des réponses des habitants à l'invitation à participer à l'enquête radon - qui en découle pour les résultats d'une étude statistique de répartition de l'exhalation, loin d'être limitatif dans notre cas, sera tout au contraire source de renseignements du plus haut intérêt et nous exploiterons au maximum cet état de choses dans la suite du travail. Concrètement, l'entité de Jalhay regroupe 2 sous-entités importantes (nombre et densité des habitations) - Jalhay à proprement parler et Sart-lez-Spa -, quelques unités d'importance nettement moindre et quantité de petits hameaux dans lesquels parfois moins de 10 réponses à l'enquête furent enregistrées. Tous les sous-ensembles dont les résultats étaient en nombre suffisant pour figurer valablement dans notre analyse sont détaillés dans la suite.

Nous présentons ci-après, sous la forme standardisée précédemment adoptée (première partie du travail) les graphiques des distributions statistiques ordonnées des résultats correspondant à des « groupements significativement homogènes » d'habitations (anciennes communes ou villages voire hameaux). Lorsque des « petites entités » sont rapprochées au point de constituer un « ensemble cohérent », nous en avons aussi regroupé les résultats afin de les soumettre au crible de notre loi statistique. Nous présentons, sous forme de tableaux systématiques les résultats des mesures d'activité (A) et les résultats dits « théoriques » (Atthe correspondant à la meilleure droite au sens de la régression linéaire pour les points faisant a priori (de visu) partie des segments principaux correspondants.

2.2. Etude des 2 sous-entités principales de Jalhay et Sart-lez-Spa

La figure 4 fournit les 2 graphes correspondants avec superposition des « meilleures droites ». Les tableaux 1.a et 1.b fournissent l'entièreté des valeurs relevées correspondantes.



Figure 4. Distribution statistique ordonnée des valeurs d'activité volumique unitaire (diagramme semi-logarithmique) pour les sous-entités de Sart (C1) et de Jalhay (C2)

Tableau 1.a. Ensemble ordonné des mesures effectuées à Sart, régression linéaire et caractérisation

R	А	n	Ath
119	551		
39	411	35	390
270	389	34	371
284	378	33	354
133	332	32	337
148	326	31	321
298	310	30	306
249	302	29	291
55	292	28	278
248	263	27	264
141	261	26	252
314	260	25	240
267	241	24	229
61	203	23	218
169	192	22	207
238	179	21	198
157	164	20	188
162	164	19	179
304	164	18	171
28	160	17	163
245	143	16	155
138	142	15	148
144	140	14	141
10	136	13	134
333	135	12	128
350	118	11	122
22	114	10	110
201	114	9	110
120	108	8	105
219	07	1	05.3
94	97 80	5	93,5
36	87	4	90,0 86 5
239	85	3	82.4
147	81	2	78.5
344	80	1	74,7
221	72	0	71.2
17	57	Ū	
222	54		
244	52		
152	47		
24	26		

 $R = n^{\circ} de référence officiel (Adm. communale)$

A = activité mesurée (classement dégressif)

 $n = n^{\circ} d$ 'ordre des valeurs dans la zone log-linéaire

 $A_{th} = activité \ll théorique \gg (\ll meilleure droite \gg)$

Formule de régression

 $\log A_{th} = 1,8525 + 0,0211.n$

coefficient de corrélation : 0,9948

log A _{th} min.	log A _{th} max.	Moy. arithm.
1,85	2,59	2,22
A _{th} min.	A _{th} max.	Moy. géom.

Caractérisation du site

 $71 < A_{th} < 390$ ou 167 x/ 2,4 Bq/m³

Val. extrême mesurée: 551 Bq/m³

Remarque

Notre symbole conventionnel $\boxed{x/}$ signifie que pour obtenir les valeurs extrêmes, il faut multiplier et diviser la moyenne géométrique par la valeur qui est donnée à sa suite

Tableau 1.b. Ensemble ordonné des mesures effectuées à Jalhay, régression linéaire et caractérisation

R	Α	n	Ath
339	532		
297	421		
15	400		
261	392		
181	302		
11	297		
230!→	230	81	220
251	222	80	215
347	222	79	211
57	198	78	207
9	196	77	203
14	196	76	199
312	193	75	195
69	190	74	191
204	186	73	187
272	184	72	183
243	182	71	180
335	177	70	176
117	175	69	173
173	171	68	169
319	166	67	166
203	164	66	163
207	163	65	159
70	162	64	156
346	161	63	153
287	160	62	150
90	159	61	147
48	147	60	144
299	144	59	141
163	142	58	139
37	141	57	136
310	128	56	133
263	127	55	131
186	125	54	128
285	116	53	125
156	115	52	123
43	112	51	120
176	109	50	118

07	107	40	11(
8/	107	49	110
198	105	48	115
220	103	47	111
30	104	40	109
194	102	43	107
164	98	44	103
280	97	43	103
280	97	42	101
303	90	41	90,0
225	93	40	90,0
223	92	39	94,7
300	92	38	92,9
342	91	36	91,0 80.2
342	91	30	87.4
271	91	33	87,4
2/1 315	89	34	84.0
165	87	33	87.3
166	87	32	80.7
185	86	30	79.1
307	83	20	77,1
123	80	29	76.0
27	70	28	70,0
68	79	27	73.0
66	73	20	73,0
153	74	23	71,0
254	74	24	68.8
3	68	23	67.4
58	67	22	66.0
41	65	20	64 7
240	65	19	63.5
33	62	18	62.2
234	62	10	61.0
93	61	16	59.8
303	60	15	58.6
208	59	14	57.4
128	55	13	56.3
161	54	12	55.2
168	54	11	54.1
180	54	10	53,0
227	54	9	51,9
265	53	8	50,9
16	47	7	49,9
124	47	6	48,9
355	47	5	47,9
52	46	4	47,0
320	45	3	46,1
269	44	2	45,1
125	42	1	44,3
194	39	0	43,4
63	30		

R = n° de référence officiel (Adm. communale)

А = activité mesurée (classement dégressif) n

= n° d'ordre des valeurs dans la zone log-linéaire

 A_{th} = activité « théorique » (« meilleure droite »)

Formule de régression

$\log A_{th} = 1,6372 + 0,0087.n$

coefficient de corrélation : 0,9957

log A _{th} min.	log A _{th} max.	Moy. arithm.
1,64	2,34	1,99
A _{th} min.	A _{th} max.	Moy. géom.

Caractérisation du site

43,4 < A_{th} < 220 ou 98 x/ 2,25 Bq/m³ Val. extrême mesurée: 532 Bq/m³

La simple observation de la figure 4 suffit à convaincre, plus encore que dans les cas répertoriés dans la première partie du travail, du bien fondé de l'assertion avancée à savoir la validité de la distribution log-linéaire. Soumise au test de conformité de Kolmogorov-Smirnov, cette assertion n'est pas infirmée (vérification indépendante par notre collègue mathématicien statisticien Prof. Paul Gérard, communication particulière). On peut de la même manière constater qu'en plus de ce fait, les ruptures de pente particulièrement importantes obtenues ici infirment directement l'appartenance à une loi du type log-normale.

D'autre part on peut remarquer le quasi parallélisme des meilleures droites dans les 2 cas envisagés (pentes quasi égales - chiffrées par les facteurs donnés dans les tableaux respectifs – soit 2,34 et 2,25 respectivement). Ce n'est là qu'une similitude fortuite mais on profitera de la circonstance pour attirer l'attention sur l'intérêt de la représentation graphique standard adoptée pour ces études de cas. En réservant, indépendamment du nombre de valeurs y intervenant, une même largeur du diagramme pour délimiter le segment de la meilleure droite calculée, la pente de celle-ci est effectivement caractéristique du site. Ainsi donc si l'on décidait ultérieurement d'augmenter le nombre de mesures, les nouveaux résultats se disposeraient sur le même segment sans en modifier la pente (les points seraient simplement plus resserrés).

2.3. Etude de sous-entités moins peuplées

Les autres villages de l'entité étant nettement moins peuplés, et la réponse des habitants à la proposition communale d'enquête n'ayant pas été massive, le nombre de résultats par village est systématiquement faible et pourrait faire douter a priori de l'opportunité de l'étude statistique dans ces cas.

Pourtant la considération de la figure 5 consacrée à 4 d'entre eux, qui comportent entre 20 mesures (F) et 32 (F+G), voisins proches) montre encore une assez

bonne conformité et les coefficients de corrélation obtenus pour la régression linéaire sont mathématiquement acceptables ainsi que montré aux tableaux 1.c à 1.f correspondants que l'on trouvera en annexe (A.1).



Figure 5. Distribution statistique ordonnée des valeurs d'activité volumique unitaire (diagr. semi-log.) pour les sous-entités de Solwaster (D), Surister (E), Tiège (F) et Tiège + Arbespine (F+G)

Si l'on veut bien considérer objectivement l'ensemble des graphes présentés aux figures 4 et 5, on admettra qu'ils suivent la distribution log-linéaire et traduisent donc l'appartenance à la loi statistique log-uniforme. Dans le cas exemplatif de C2, plus de 90% des points de mesures appartiennent au segment linéaire du graphe (82 sur 89).

Poussée dans ses derniers retranchements, l'assertion résiste encore, bien qu'avec une dispersion nettement plus élevée, même pour les très petites entités de quelque 10 échantillons. Les graphes et résultats complets concernant ces derniers cas ne sont pas reproduits ici – pour des raisons évidentes d'économie de place - mais ils sont évidemment consignés dans le rapport officiel en possession de l'Administration communale de Jalhay.

Nous nous permettons une dérogation à cette mesure d'économie pour montrer à la figure 6, le graphe correspondant au cas de « H », édifiant puisque 7 points de mesure sur 9 s'alignent presque idéalement (avec un coefficient de corrélation de 99,4% !).



Figure 6. Distribution statistique ordonnée des valeurs d'activité volumique unitaire (diagramme semi-log.) pour Fawetay (H)

On infère de ce qui précède notamment que, si l'on admet la loi générale de répartition en question, l'on peut se limiter à peu de mesures effectives si l'objectif est de **caractériser** valablement un site et qu'il suffit, comme on l'a dit, de 2 valeurs chiffrées pour l'exprimer complètement.

Lorsque des valeurs sont trouvées au delà de la limite supérieure log-linéaire, la valeur extrême sera utilement ajoutée (comme nous l'avons fait nous-même systématiquement). Cela permet d'attirer l'attention sur la particulière dangerosité du site, qu'il y aurait lieu de quadriller plus finement au voisinage de l'endroit où ces mesures ont été faites.

2.4. Cas particulier du groupement des résultats de Foyir + Champ de Foyir (I+J)

La figure 7, qui traduit - selon notre standard - les résultats des mesures effectuées sur la zone de « I » (3 mesures de « J » y ont été adjointes) est édifiante.

En excluant de la zone log-linéaire seulement une valeur de part et d'autre (tableau 7), on obtient la meilleure droite tracée « en trait plein » sur la figure et l'on voit que la loi log-linéaire est à nouveau acceptable. On peut toutefois remarquer ici une caractéristique supplémentaire : les points se disposent en respectant autour de cette droite une allure sigmoïdale assez régulière (approchée par nos traits hachurés) qui « évoque » la distribution normale.

On notera que la même occurrence s'est rencontrée (une fois sur des dizaines de cas testés) dans l'étude de l'exhalation directe par les roches (Vanderschueren, 2011) dans le cas de l'ancien minerai de fer de Chatillon (Arlon).

En conclusion on peut dire que dans l'un et l'autre cas, l'allure sigmoïdale de la distribution évoquant la loi log-normale est plutôt « accidentelle »; on y reviendra dans les conclusions générales.



Figure 7. Distribution statistique ordonnée des valeurs d'activité volumique unitaire (diagramme semi-log.) dans le cas particulier du site groupé de Foyir et Champ de Foyir (I+J)

Tableau 2. Ensemble ordonné des mesures effectuées à Foyir

 + Champ de Foyir (I+J), régression linéaire et caractérisation

R	Α	n	Ath
76	1674		
274	353	19	289
132	293	18	262
233	247	17	238
326	190	16	215
110	179	15	195
18	177	14	177
260	143	13	160
82	117	12	145
56	115	11	132
49	114	10	119
170	106	9	108
189	104	8	98,1
174	101	7	88,9
75	91	6	80,6
349	87	5	73,0
302	83	4	66,2
102	54	3	60,0
323	51	2	54,4
23	49	1	49, 3
218	40	0	44,7
127	23		

 $R = n^{\circ} de référence officiel (Adm. communale)$

A = activité mesurée (classement dégressif)

 $n = n^{\circ} d$ 'ordre des valeurs dans la zone log-linéaire

A_{th} = activité « théorique » (« meilleure droite »)

Formule de régression

	$\log A_{th} = 1,6501 + 0,0427.n$	
c	pefficient de corrélation : 0,977	14

log A _{th} min.	log A _{th} max.	Moy. arithm.
1,65	2,46	2,06
A _{th} min.	A _{th} max.	Moy. géom.

289

114

Caractérisation du site

44.7

, an enerence mesareer 107 1 24, m

2.5. Distribution statistique ordonnée par commune complète. Première interprétation et conjecture

Comme on le sait, les « communes fusionnées » d'Ardenne regroupent en général autour d'une « ancienne » commune importante de plus petites sous-entités (villages, anciennes communes, hameaux, ...) parfois très distantes géographiquement et l'on est a priori contraint par souci d'homogénéité de l'échantillonnage, comme on l'a dit et réalisé, d'étudier toutes les sous-entités séparément en vue d'établir les distributions statistiques de l'exhalation unité par unité. C'est ce que nous avons pu réaliser, et ce qui est détaillé ci-dessus, dans le cas de la grande commune de Jalhay car nous avons obtenu des diverses instances concernées la permission d'analyser en détails les données de l'Administration. Malgré cet a priori nous avons analysé le cas dans sa globalité et la figure 8 montre la distribution ordonnée correspondante des quelque 350 valeurs réunies lors de l'enquête communale.



Figure 8. Distribution statistique ordonnée des valeurs d'activité volumique unitaire (diagramme semi-log.) de la grande commune de Jalhay (totalité des données)



Figure 9. Distribution statistique ordonnée des 50 premières valeurs d'activité volumique unitaire (diagramme semi-log.) de la grande commune de Jalhay (début du diagramme de la figure 8)

Ayant aussi reçu, la totalité des résultats (malheureusement non différenciés par sous-entités) de la grande commune de Vielsalm, nous pouvons en présenter la distribution globale ordonnée (quelque 280 valeurs) à la figure 10.



Figure 10. Distribution statistique ordonnée des valeurs d'activité volumique unitaire (diagramme semi-log.) de la grande commune de Vielsalm

On peut tout d'abord constater la grande similitude entre ces distributions ordonnées (figures 8 et 10). La prééminence d'un segment principal est d'emblée manifeste. Dans le premier cas plus de 280 valeurs (soit plus de 80% de l'ensemble) et dans le second cas plus de 160 valeurs (soit environ 60% de l'ensemble) sont assez remarquablement alignées ce qui confirme si besoin en était que la répartition, ici encore et malgré les réticences annoncées, est bien prioritairement « log-linéaire ».

Une observation plus attentive des figures montre un fait plus remarquable encore. Il apparaît clairement - mais nous l'avons néanmoins souligné en superposant des segments en traits d'axe aux parties concernées des figures - que toutes deux comportent une succession de segments linéaires nettement marqués (ruptures de pentes indubitables) différenciant absolument leur graphe d'une courbe unique telle que celle qui traduirait une loi log-normale par exemple.

Le fait est déjà patent sur la figure 8, conforté d'ailleurs aux faibles valeurs par l'agrandissement (40 premières données) de la figure 9, mais il est plus évident encore sur la figure 10 où la deuxième zone linéaire concerne plus de 70 valeurs.

Cette dernière constatation n'est pas sans rappeler les résultats mentionnés dans la première partie du travail traitant des sites « pluriels », et aurait mérité une analyse circonstanciée mais celle-ci eût exigé une coopération plus active de la part des instances qui détiennent les résultats détaillés de cette campagne de mesures.

Au contraire, et malgré ce qui vient d'être évoqué, l'observation « avec un certain recul » des figures 8 et 10, suggère immanquablement que les graphes d'ensemble « se rapprochent » ici beaucoup plus d'une sigmoïde que dans le cas des distributions correspondant à ce que nous avons nommé en introduction des prélèvements effectués « sur sites cohérents », on est donc amené à conjecturer que la tendance vers la loi lognormale résulterait en fait de l'hétérogénéité du site ce qui n'aurait a priori rien que de très naturel si l'on fait le rapprochement avec le théorème central limite des probabilités.

3. Evolution temporelle sur longue durée de l'exhalation du radon en un site très circonscrit. Mise en évidence des « signatures » du site depuis le niveau horaire jusqu'au niveau annuel

3.1. Introduction

Après nous être intéressé aux cas des distributions spatiales et spatio-temporelles, nous nous sommes penché sur la problématique des distributions temporelles. L'étude d'un cas particulier nous ayant été soumis pour examen détaillé, nous en avons entrepris avec le plus grand profit l'étude systématique « longue durée ».

Il s'agit du cas de la Grotte préhistorique de Ramioul (Province de Liège, Vallée de la Meuse entre Liège et Huy) où l'existence d'un puits profond de 30 mètres débouche dans une crevasse (*La Crevasse Henri Bernard*) s'ouvrant dans une paroi du chemin emprunté par le très nombreux public visitant le site. L'existence d'un ru souterrain au niveau inférieur (ru débouchant au centre du village de Ramioul, au lieudit *Pouhon du Bruta* en contrebas du préhistosite, où il laisse un important dépôt ferro-manganifère, de même que l'existence de nombreuses couches de schiste ampélitique dans la colline avoisinante, essentiellement calcaire, et dans la carrière Carmeuse qui jouxte le préhistosite, avaient fait suspecter l'exhalation de radon par le puits (Godissart et Ek, 2010).

L'existence de concrétions ocres (Hubart, 1983) et même « rouges » (Ek et Gewelt, 1986) au niveau inférieur de la grotte de même que les importants dépôts « d'hydroxyde de fer » laissés sur les fronts de taille de la carrière par les nombreuses coulées d'eau de percolation au travers des schistes (figures 11 et 12), montrent que la grotte se situe dans un environnement riche en fer. Or celui-ci est dans la nature très souvent (toujours ?) complexé avec l'uranium (et contient donc du radium) ainsi que les études systématiques des dépôts ferrifères des sources wallonnes l'ont confirmé de longue date (Vanderschueren, 2011).

La mesure (moyenne horaire) a été effectuée sans discontinuer durant 3 années complètes (du 1^{er} janvier 2008 au 31 décembre 2010 (à de rares exceptions près dues à de courtes interruptions de l'alimentation électrique des appareils surtout en début de campagne, avant qu'une amélioration et une autonomie ne soient apportées à notre installation) fournissant ainsi un « flux de données », de plus de 26.000 valeurs, traité en tant que tel et en détails aux chapitres 4 et 5.

L'étude mathématique des données correspondant aux 2 premières années de la campagne de mesure, a fait l'objet d'une publication circonstanciée - avec intercomparaison entre plusieurs sites divers - (Vanderschueren 2010) à laquelle nous renverrons pour les détails de procédure. Nous nous limiterons ici d'une part à la présentation de la totalité des résultats de mesures (moyennes horaires) d'autre part au rappel des principaux enseignements mis en exergue dans ladite publication et qui seuls concernent directement le sujet du présent travail.



Figure 11. Traces d'hydroxyde de fer sur les fronts de taille dans la carrière Carmeuse à Engis (photo L. Barchy, reproduite avec l'aimable autorisation de son auteur)



Figure 12. Ecoulement d'eau ferrugineuse et dépôt oxydé dans la carrière Carmeuse à Engis (photo J.-M. Marion, reproduite avec l'aimable autorisation de son auteur)

3.2. Présentation des enregistrements mensuels obtenus sur la période s'étendant du 1^{er} janvier 2008 au 31 décembre 2010

La totalité des mesures sont ici présentées en colonnes de 3 graphiques conjoints, 1^{ère} colonne : chronogrammes mensuels des valeurs moyennes horaires (A en Bq/m³), 2^{ème} colonne : chronogrammes correspondants du logarithme de la valeur de l'activité (log A), 3^{ème} colonne : redistributions des valeurs précédentes par ordre croissant.

On remarquera dans les premiers mois surtout les quelques périodes, généralement brèves, sans mesures : elles correspondent, comme déjà signalé, à des coupures intempestives de l'alimentation électrique de la grotte (orages ou maintenance) auxquelles il a été ultérieurement porté efficacement remède grâce à l'intervention des techniciens du site.



Figure 13. Enregistrements mensuels (janvier à juin 2008) de l'activité volumique unitaire (moyenne horaire) à l'embouchure du puits P30 dans la crevasse Henri Bernard de la Grotte de Ramioul



Figure 14. Enregistrements mensuels (juillet à décembre 2008) de l'activité volumique unitaire (moyenne horaire) à l'embouchure du puits P30 dans la crevasse Henri Bernard de la Grotte de Ramioul



Figure 15. Enregistrements mensuels (janvier à juin 2009) de l'activité volumique unitaire (moyenne horaire) à l'embouchure du puits P30 dans la crevasse Henri Bernard de la Grotte de Ramioul



Figure 16. Enregistrements mensuels (juillet à décembre 2009) de l'activité volumique unitaire (moyenne horaire) à l'embouchure du puits P30 dans la crevasse Henri Bernard de la Grotte de Ramioul



Figure 17. Enregistrements mensuels (janvier à juin 2010) de l'activité volumique unitaire (moyenne horaire) à l'embouchure du puits P30 dans la crevasse Henri Bernard de la Grotte de Ramioul



Figure 18. Enregistrements mensuels (juillet à décembre 2010) de l'activité volumique unitaire (moyenne horaire) à l'embouchure du puits P30 dans la crevasse Henri Bernard de la Grotte de Ramioul

A toutes fins utiles, nous avons installé, en libre accès, sur un site de l'Université de Liège, (Vanderschueren et Vanderbemden 2012), le flux total des données numériques (26304 valeurs) correspondant à ces 3 années de mesures. Il est ainsi permis à tout un chacun de reprendre ces valeurs pour d'autres recherches que celles que nous avons nous-même envisagées dans cette étude. Nous nous sommes en effet à ce jour limité à des traitements mathématiques des données ne voulant pas nous immiscer dans des domaines connexes, apanages d'autres disciplines : corrélation avec les conditions atmosphériques ou (et) avec les émissions de CO_2 dans les grottes (domaine d'intérêt croissant) par exemple.

3.3. Enseignements tirés de l'observation des chronogrammes

De l'observation directe des chronogrammes, il appert que l'on peut mettre en évidence, à divers niveaux temporels, des « régimes » ou « modes » d'exhalation significativement reproductibles (figures 13 à 18, 1ère colonne). Ces divers régimes sont évidemment la traduction de la liaison de l'exhalation du radon aux moindres fluctuations des conditions ambiantes, climatiques ou environnementales - anthropiques notamment - telles que température, pression, humidité, percolation, débit et agitation d'écoulements souterrains, courants d'air... Cet aspect est bien connu et a été évoqué avec quelques détails, tout particulièrement dans le cas des grottes, dans d'autres publications (Cigna 2005, Godissart et Ek 2010, Vanderschueren 2010) et nous n'y reviendrons pas ici.

3.3.1. Premier niveau : de l'heure au mois

Sur les figures19 à 21, cas particuliers des séries précédentes, ont été mis en exergue 4 régimes particuliers que l'on rencontre fréquemment et que l'on peut plus ou moins classer par ordre croissant de durée en régimes impulsionnel, nycthéméral, « grand calme » (ou inhibition), et long créneau ou palier.

Le premier régime est fréquemment superposé aux 3^{ème} et 4^{ème} tandis que le 2^{ème}, imputable essentiellement aux inversions du gradient de température, est rarement aussi nettement discernable que dans l'exemple choisi car souvent perturbé par les impulsions ou transitions entre autres régimes. Les périodes de pseudo-stabilité, calme et palier, quant à elles, se rencontrent essentiellement et respectivement en hiver et en été.

A titre de simple remarque ici et pour offrir matière à réflexion, nous dirons que l'on peut physiquement (thermodynamique des phénomènes irréversibles) considérer le régime impulsionnel comme traduisant des « ruptures de stabilité conditionnelle » à la manière du dégagement des premières bulles d'air lors du dégazage de l'eau amenée progressivement à l'ébullition.



Figure 19. Mise en évidence d'une longue période de « très grand calme » (ou « inhibition » de l'exhalation)



Figure 20. Mise en évidence d'un « régime nycthéméral »



Figure 21. Mise en évidence d'une longue période de forte exhalation quasi permanente (« palier ») avec superposition d' « impulsions » (positives et négatives)

3.3.2. Deuxième niveau : saisons

La considération de la succession des chronogrammes fait sans peine apparaître de grandes différences saisonnières. Si l'on peut considérer les périodes hivernales et estivales comme relativement stables, il n'en est pas de même des inter-saisons (printemps, automne), périodes de transition « heurtée » entre les régimes extrêmes précédents. Mais si le fait est déjà patent ici, il sera surtout particulièrement bien illustré par la considération des redistributions ordonnées et nous renvoyons pour cette raison en 3.4.

3.3.3. Troisième niveau : année

L'évolution annuelle de l'exhalation du radon est connue et exprimée depuis longtemps déjà. Elle a été particulièrement étudiée dans le cas des grottes, A. Cigna rapporte (Cigna, 2005) des résultats d'étude portant sur plus de 15 années par Hakl et al concernant une grotte de Hongrie.

Nous reproduisons à la figure 22 l'évolution des moyennes mensuelles au cours des 3 ans de mesures à Ramioul. Le tableau 3 en fournit les valeurs numériques de l'exhalation, très comparables en l'occurrence aux valeurs illustrées en (Cigna, 2005).



Figure 22. Evolution de la valeur de l'exhalation moyenne mensuelle durant 3 années consécutives

Tableau 3. Valeurs numériques de l'activité volumique unitaire (Bq/m3) de janvier 2008 à janvier 2011

Janvier 08	2943
Février	2253
Mars	3245
Avril	5268
Mai	7837
Juin	9558
Juillet	11604
Août	10945
Septembre	6479
Octobre	4680
Novembre	3038
Décembre	1532
Janvier 09	772
Février	896
	•••••••••••••••••••••••••••••••••••••••

Mars	2182
Avril	5234
Mai	6512
Juin	6395
Juillet	9426
Août	13679
Septembre	8705
Octobre	6502
Novembre	7286
Décembre	2233
Janvier 10	838
Février	1727
Mars	2278
Avril	2124
Mai	2197
Juin	4149
Juillet	8631
Août	8601
Septembre	5689
Octobre	6180
Novembre	5942
Décembre	769
Janvier 11	1934

3.4. Enseignements tirés de l'observation des graphes réorganisés

Des graphes résultant de la réorganisation des valeurs logarithmiques de l'activité, on déduit 2 propriétés remarquables sur lesquelles nous voulons insister tout particulièrement ici car elles constituent à proprement parler la justification du troisième volet de notre thèse à savoir la prééminence de la distribution log-linéaire, ici au niveau strictement temporel (figures 13 à 18, 3ème colonne).

3.4.1. Propriété générale

Si l'on considère l'ensemble des 36 graphes mensuels de redistribution des valeurs logarithmiques des données que l'on a présentés aux figures 13 à 18, on constatera sans peine que la quasi totalité des graphes mensuels se présentent de manière assez convaincante comme constitués de segments de droite.

On pourra remarquer que plus d'une fois la totalité du chronogramme mensuel conduit même à une droite unique de répartition statistique ce qui montre bien l'intérêt de l'approche du phénomène temporel que nous avons préconisée et qui traduit donc au niveau mensuel aussi la validité de la loi log-normale et donc, au point de vue statistique l'équiprobabilité des valeurs logarithmiques de l'activité. On trouve cette répartition mensuelle unique presque parfaite notamment durant les mois de février 2008, mars 2009 et mars 2010. D'autres cas s'en approchent assez bien (juillet 2009 notamment).

La plupart des redistributions mensuelles sont bien modélisables par 2, moins souvent 3, segments de droite avec rupture de pentes très nette mettant en évidence la coexistence de régimes différents caractérisés. par des équiprobabilités nettement différentes (puisque pentes différentes comme explicité en 1.1). Ces régimes peuvent être par exemple <u>un palier et des impulsions</u> superposées (très bien traduits par les graphes de juillet et août 2008 ou juillet 2010 entre autres) ou <u>une période</u> <u>de grand calme avec impulsions superposées</u> (traduits notamment par les graphes remarquables de janvier et février 2009 ou mai 2010).

On attirera l'attention sur le cas typique de juin 2010, remarquable à plus d'un titre. Il s'agit d'un cas à 3 segments dont 2 de faibles pentes unis par un segment de pente nettement plus grande. L'interprétation en est rendue aisée par la mise en parallèle (la considération simultanée) des figures des 2^{ème} et 3^{ème} colonnes et elle fournit peut-être ici l'illustration la plus intuitive de ce dont est capable de traduire « quantitativement » (au niveau statistique) une telle approche.

En effet, les figures des 2 premières colonnes montrent que l'on se trouve dans une période charnière entre les périodes prioritairement calmes de l'hiver et les paliers de forte exhalation estivale mais ici contrairement à ce que l'on rencontre le plus couramment, la transition n'est pas progressive mais essentiellement caractérisée par une grande instabilité. Employant une terminologie anthropique, on pourrait dire que le système « tente » de passer trop « brutalement » du niveau d'exhalation inférieur stable (de l'ordre de 1 kB/m³) au 2^{ème} niveau stable (de l'ordre de 10 kB/m³) et il « n'arrive pas » à s'y « maintenir » (« l'ambition est prématurée ») de sorte que l'on assiste à des oscillations « incessantes » entre les 2 niveaux mais à un rythme fréquemment pluri-horaire ce qui explique des « séjours » (plus rares néanmoins, ce que traduit le segment de plus forte pente) à des niveaux intermédiaires.

3.4.2. Comportement saisonnier

On peut facilement se rendre compte en suivant systématiquement les graphes sur les figures 13 à 18 que les courbes se disposent en groupes nettement distincts. En effet, on peut voir que non seulement leur allure générale évolue régulièrement mais de plus que cette évolution semble bien se faire « par à-coups » : chaque changement de forme importante correspondant sensiblement aux changements de saisons.

Pour accentuer cet aspect des choses, nous avons présenté, à la figure 23, les résultats en 2 graphes (sensiblement : hiver-printemps-été et été-automne-hiver, avec répétition des mois de juillet et août pour raison évidente) de janvier 2008 à janvier 2009. Sur ces graphes, les mois sont repérés par une numérotation progressive débutant par le mois de janvier 2008).



Figure 23. Différenciation saisonnière des distributions réordonnées du logarithme de l'activité moyenne horaire [figure reproduite de (Vanderschueren 2010) avec l'aimable accord de l'éditeur]

Nous avons souligné par des flèches, respectivement la croissance puis la décroissance de l'activité au cours du temps. L'interprétation en est particulièrement claire, les graphes d'intersaisons se différenciant nettement des graphes extrêmes correspondant aux périodes hivernales et estivales. Ceci constitue sans conteste un deuxième argument de poids en faveur de la représentation ordonnée.

4. Distribution statistique log-linéaire et loi loguniforme consécutive - conclusions générales et critiques

4.1. Préambule

It's just theories. Human beings can't help making them, but the fact is that theories are just fantasies. And they change.

Michael Crichton : « The lost world ».

Dans ce qui précède, touchant à la distribution statistique de l'exhalation du radon - aussi bien spatiale (Vanderschueren 2011) que spatio-temporelle et temporelle -, nous avons essentiellement présenté l'ensemble des résultats de mesures et seulement effleuré les causes et sources possibles de l'exhalation de radon et de ses variations.

Sans oser prétendre à une quelconque compétence dans les domaines physique-mathématique et métrologique, il est néanmoins patent que notre compétence dans le domaine de la géologie est moins encore évident. Nous avons donc toujours tenté de privilégier la qualité de l'approche métrologique, de crainte qu'une maladresse personnelle dans l'interprétation n'étende le discrédit à l'ensemble des résultats d'observation euxmêmes (« Petites causes, grands effets » ou encore « Expérience malheureuse de Wegener » !). Nous voulons ainsi les offrir à plus compétents que nous. Nous avons par ailleurs chaque fois voulu ces résultats nombreux et diversifiés afin d'éviter la focalisation sur des aspects qui pourraient s'avérer a posteriori n'être que des cas particuliers (nous montrerons dans la suite que cela se présente !).

Même si Einstein a dit – et on ne peut qu'abonder dans ce sens - « Rien ne vaut une bonne théorie », il faut bien reconnaître que la qualité de celle-ci ne se mesure qu'à l'aune des résultats expérimentaux qui la vérifient a posteriori (et on sait combien Einstein lui-même en était obsédé) ... ou qui la préparent, car qu'aurait pu faire Képler sans la simple mais abondante moisson de mesures précises méticuleusement répertoriées par Tycho Brahé ? Par ailleurs, quel temps les données abondantes et correctes de Wegener n'ont-elles pas fait regagner aux géologues lorsque ceux-ci ont enfin consenti à brider leur orgueil partisan !

Ces arguments tendent à justifier la présentation que nous avons adoptée jusqu'ici de notre thèse mais nous voulons néanmoins ci-après oser en divers domaines quelques réflexions personnelles complémentaires à considérer *cum grano salis* vu notre argumentation préalable. En ce qui concerne les aspects mathématiques en particulier, nous avons aussi limité la présentation aux résultats du traitement statistique que nous privilégions sans nous étendre sur sa signification profonde afin de ne pas digresser du sujet fondamental. Pour élémentaire qu'ait été notre incursion en ce domaine, nous nous sommes néanmoins senti obligé de fournir en introduction au présent travail, en 1.1., une illustration plus détaillée que dans la première partie de notre travail. Ces petits compléments d'information trouvent leur justification à la fois en réponse à une pertinente question d'un collègue géologue et, surtout, en préparation à la discussion qui suivra concernant la comparaison des 2 lois log-normale et log-uniforme en cause en ce domaine.

4.2. Considérations critiques concernant la loi loguniforme en général

Intrinsèquement, on peut insister d'emblée sur le fait que le *constat* d'équiprobabilité qu'entraîne (Fig. 1 en 1.1.) une redistribution ordonnée linéaire, révélerait plutôt une « non-loi ». En effet, on peut, en manière de caricature, dire que « cela » signifie que le phénomène en cause - ici l'activité radon (exprimée en valeur logarithmique) - *ne présente rien de particulier* : tout se passe exactement comme dans le jet d'un dé ou au « jeu » de la roulette, où tous les « numéros » ont a priori la même probabilité d'occurrence - 1/6 et 1/37 respectivement et là aussi bien sûr entre 2 limites caractéristiques du jeu -1 et 6 pour le dé, 0 et 36 pour la roulette -.

Un incontestable intérêt de cette « loi » réside par conséquent, et paradoxalement, dans la mise en évidence de cas où elle se trouve *au premier abord* mise en défaut car ces cas révèlent alors une « anomalie » de comportement - ou plus exactement : une *spécificité de comportement* - dont il vaut la peine de rechercher l'origine : site géologique « pluriel » (en reprenant le vocable du chapitre 8 du premier travail) ou changement saisonnier de comportement (chapitre 3 du présent travail) par exemple.

Un deuxième intérêt qui nous paraît majeur est à trouver dans l'étude et la caractérisation à partir du relevé de l'activité spatio-temporelle de la dangerosité des sites habités. Si l'on accepte la « loi », il est indéniable que pour avoir une bonne connaissance du niveau moyen et de l'étendue du « spectre » d'activité, il suffit de beaucoup moins de valeurs que celles qui font l'objet des études traditionnelles.

Il est donc inutile <u>pour cet objectif précis</u> de se plaindre de l'éventuel manque d'enthousiasme d'une population à répondre à l'invitation des autorités lors des projets de campagnes de mesure : <u>tous</u> les graphes de redistribution log concernant la commune de « C » semblent suffisamment édifiants. Pour un même taux d'occupation de l'appareillage, et toujours <u>à ce sujet</u> <u>précis</u>, il serait par exemple plus judicieux <u>à notre</u> <u>point de vue</u> de réduire de moitié le nombre de pots installés et de doubler la durée de stockage (6 mois au lieu de 3).

On aurait ainsi une meilleure approche de la moyenne annuelle de l'activité (la seule réellement significative) car on peut raisonnablement douter de la validité de raisonnements du type de ceux qui sont répétés à l'envi : « on se calfeutre en hiver, donc il vaut mieux faire les relevés en cette période pour obtenir les résultats les plus pessimistes » ! Notre « expérience » de simple *homme de terrain* accompagnant chacune de ses propres mesures d'une *enquête* détaillée auprès de chacune des personnes intéressées par l'intervention en question, révèle que cet argument n'est pas à toute épreuve.

C'est le cas notamment pour une salle de séjour car la vie quotidienne impose des entrées et sorties multiples en hiver comme en été et l'on sait de plus combien rapidement s'opèrent les transferts de gaz puisqu'il suffit de peu de minutes pour renouveler entièrement l'air d'une pièce (ceci est d'ailleurs un argument avancé, et à juste titre, en faveur de l'aération hivernale comme moyen de lutte contre le radon !). L'assertion précédente est bien illustrée par la figure 24 qui traduit l'évolution saisonnière de l'exhalation dans la (grande) salle de séjour d'une habitation d'Ardenne où, malgré le taux moyen élevé de l'activité, les habitants ne se sont imposé aucune modification majeure de leur mode de vie. On peut constater que le rapport entre les taux d'exhalation estival et hivernal est effectivement élevé.



Figure 24. Evolution de l'activité volumique unitaire dans un living ardennais dans les conditions de vie habituelles

4.3. Inspection critique des exemples traités en temporel et interprétation

Si l'on veut bien passer en revue, les très nombreux diagrammes de redistribution ordonnée des logarithmes des valeurs d'activité moyenne horaire fournies au chapitre 3, on conviendra qu'il n'est pas utopique de constater dans les graphes la prépondérance des segments linéaires. Les graphes se présentent comme des lignes brisées plutôt que comme des courbes, certains apparaissent même comme raisonnablement linéaires dans leur quasi totalité. Comme signalé antérieurement une succession de segments linéaires de pentes différentes est l'indice de régimes d'exhalation temporelle différents. L'analogie est directe avec le cas des caractérisations spatiales où une rupture de pente dans la redistribution statistique faisait suspecter une hétérogénéité géologique du site (hétérogénéité réelle des dépôts ou présence d'une faille par exemple).

Tableau 4. Caractérisation des diagrammes de redistribution statistique en temporel (chapitre 3)

Fig.	N°	Lin	Bi	Tri	Qu	Psl	Psb	0
13	1			×		×		
	2	×						
	3			×			×	
	4		×					
	5			×			×	
	6		×					
14	1		×					
	2		×					
	3		×					
	4					×?		\times ?
	5		×			×		
	6			×			×	
15	1		×					
	2						$\times ?$	\times ?
	3	×						
	4				×		×	
	5		×					
	6		×					
16	1	×						
	2		×?			×		
	3		×					
	4							×
	5							×
	6		×					
17	1		×					
	2							×
	3		×			×		
	4		×					
	5		×					
	6			×				
18	1			×			×	
	2		×					
	3					×		
	4		×					
	5		\times ?					?
	6		×					

Signification des abréviations : N° = numéro d'ordre sur la figure correspondante, Lin = linéaire, Bi = bilinéaire, Tri = tri-linéaire, Qu = quadri-linéaire, Psl = pseudo-linéaire, Psb = pseudo-bilinéaire, 0 = non lin. (= « échec »)

Nous avons fait au tableau 4 un décompte critique (que l'on pourra aisément contrôler vu les références y fournies) des types de graphes en nous référant au nombre de segments de droite qu'ils comptent. Le tableau révèle d'un seul regard la suprématie des distributions bilinéaires. En considérant comme « échec » de notre assertion (prépondérance des segments linéaires), les cas où l'on ne décèle aucun segment « raisonnablement linéaire », on *déplore 3* échecs francs sur 36 cas.

Statistiquement parlant il n'est donc pas « déraisonnable », de considérer ces échecs comme « accidentels » et donc non invalidants.

4.4. Tentative d'explication des principaux régimes d'exhalation temporelle

4.4.1. Comportements annuels et saisonniers

Nous pouvons avancer sans grand risque de contestation grave que les comportements annuel et saisonnier de l'exhalation radon, tels que mis en lumière par l'étude systématique et pluriannuelle sur le site de Ramioul – et confortés par diverses études sur d'autres sites (Vanderschueren 2010), trouvent assez aisément une justification à partir d'éléments physiques élémentaires que nous répertorions ici.

- (1) Bonne corrélation saisonnière (dans nos pays tempérés) entre température moyenne et humidité relative ambiantes: évolution quasi harmonique en opposition de phase (maximum de température et minimum d'humidité en été) or l'eau adsorbée dans les fissures des roches ou recouvrant celles-ci inhibe l'exhalation des gaz (l'effet d'obstruction est d'ailleurs renforcé par la bonne solubilité du radon dans l'eau)
- (2) La désorption des gaz par les solides (pores, fissures) est un phénomène activé thermiquement
- (3) La désorption par les liquides est également activée thermiquement
- (4) L'assèchement de dépôts argileux ou limoneux, superficiels ou en insertion dans les failles et fissures des roches, accroît les possibilités de migration des gaz. On rappellera ici un fait bien connu - et facilement constaté dans les campagnes de mesure *domestiques* - : si l'argile est un excellent isolant en contexte naturel (régions argileuses hors périodes de grande sècheresse), contre l'exhalation du radon, il devient éminemment perméable dans les vides sanitaires de par ses craquelures et fissures de dessication.

4.4.2. Comportements à court terme

L'explication des fluctuations rapides de l'activité est plus sujette à caution. S'agissant essentiellement d'expliquer l'exhalation par la couche superficielle des roches, l'effet de la pression atmosphérique est évidemment prépondérant ainsi qu'en atteste d'ailleurs le régime nycthéméral. Les fluctuations plus rapides encore du type « impulsionnel » sont comme on l'a évoqué plus haut, elles aussi liées à des effets de pression compliqués d'effets d'instabilité aux interfaces (couches limites d'adsorption) relevant de la thermodynamique des phénomènes irréversibles d'ailleurs fortement modulés par les simples turbulences atmosphériques.

4.5. Confrontation des lois log-normale et log-uniforme - une conjecture

Nous avons à diverses reprises dans ce qui précède fourni des arguments en faveur de la loi log-uniforme en lieu et place de la loi log-normale et insisté sur les incontestables ruptures de pentes qui affectent les distributions réorganisées. Nous voulons avancer ici un argument supplémentaire résultant de la comparaison des distributions spatio-temporelles étudiées dans le cas de la campagne de mesure dans la commune de Jalhay.

Considérés isolément pour chacune des sous-entités les ensembles de mesures réordonnées suivent assez bien, on l'a vu, des distributions log-linéaires traduisant donc une même loi de répartition. En considérant l'ensemble de ces distributions on se rapproche, mathématiquement parlant, d'un cas d'application (le plus simple en l'occurrence) du « théorème central limite » de la théorie élémentaire des probabilités, lequel exprime que: si l'on ajoute des composantes de même loi de répartition, on tend vers la loi normale (ici log-normale pour être précis). On en infère qu'il n'est pas étonnant que la répartition correspondant à la grande entité soit plus proche de la sigmoïde traduisant la loi log-normale que la répartition de chacune des sous-entités et, poussant plus loin le raisonnement, on peut conjecturer que le fait d'obtenir en pratique pour un phénomène physique une loi normale peut, occasionnellement au moins, être l'indice d'une inadéquation des conditions d'échantillonnage (en l'occurrence hétérogénéité des échantillonnages).

Mais il s'agit là d'une réflexion toute personnelle que nous offrons sans autre prétention que d'appeler à la prudence dans l'interprétation d'une loi normale issue de mesures physiques.

5. Compléments sur le traitement des flux de données temporelles : analyse des variations et mise en évidence d'un comportement normal (gaussien) et d'un comportement fractal (chaos déterministe)

La première étape de la science consiste à distinguer une chose d'une autre.

Carl Linné

Là où il n'y a pas de réflexion théorique, la science n'est plus qu'une collection d'archives.

René Thom

5.1. Considération des moyennes journalières de l'exhalation et de leurs variations : distribution normale

Au chapitre 3, nous avons présenté, sous forme de chronogrammes ordinaires, les flux de données (moyennes horaires) correspondant aux mesures de longue durée effectuées sur le site du Puits de la Grotte de Ramioul (3 années complètes : 26304 mesures). Nous y avons

janvier2008

notamment mis en évidence quelques caractéristiques directement perceptibles : notamment 4 régimes différents d'exhalation : « impulsionnel », « nycthéméral », « grand calme » (inhibition) et « en paliers » (ou mieux en créneaux).

Comme on a pu le remarquer sans peine les 2 premiers régimes caractérisent en général des transitions de « grande amplitude » et « rapides » (périodes brèves : de l'ordre de quelques heures), les 2 autres tout au contraire caractérisent des évolutions que l'on peut qualifier de « progressives) et se déroulant sur de très longues périodes : elles débouchent comme on l'a montré sur les comportements saisonniers et annuels, tous deux systématiques et reproductifs.

Il est a priori logique de considérer qu'une autre unité temporelle est susceptible de fournir des informations comportementales à long terme. En effet, intermédiaire entre les deux types extrêmes de comportement évoqués, la moyenne journalière nivelle (« tend à effacer ») les fluctuations « rapides » tout en participant par pas minimes à l'évolution progressive qu'elle aborde ainsi de manière beaucoup moins heurtée.



Figure 25. Chronogrammes mensuels (année 2008) des moyennes journalières de l'exhalation dans la Grotte de Ramioul (puits P30, Crevasse Henri Bernard)



Figure 26. Chronogrammes annuels (2008-2010) et trisannuel des moyennes journalières de l'exhalation (1ère colonne) ainsi que les chronogrammes de leurs valeurs logarithmiques (2ème colonne) et les redistributions ordonnées de ces dernières (3ème colonne) dans la Grotte de Ramioul.

D'un simple regard d'ensemble sur la figure 25 qui fournit, pour l'année 2008, les chronogrammes mensuels construits à partir des moyennes journalières, on peut constater un fait assez général. Les *variations de niveau* d'exhalation, qui sont bien évidemment moins importantes que dans le cas des moyennes horaires - auxquelles le vocable de *fluctuations* paraît d'ailleurs mieux convenir -, se maintiennent fréquemment pendant plusieurs jours (souvent deux ou trois) d'affilée sensiblement au même taux (conservation de la pente). On est donc amené tout normalement à y chercher la trace de la « normalité ». Les figures 25' et 25'', en annexe A.2 fournissent, tout en confirmant l'assertion précédente, les mêmes diagrammes pour les années 2009 et 2010 respectivement. La figure 26 présente les chronogrammes annuels (2008, 2009 et 2010) et trisannuel des moyennes journalières de l'exhalation (1^{ère} colonne) ainsi que les chronogrammes de leurs valeurs logarithmiques (2^{ème} colonne) et les redistributions ordonnées de ces dernières (3^{ème} colonne).

On peut constater l'assez bonne reproductibilité annuelle à ce niveau, en particulier entre 2008 et 2009. L'année 2010, de moyenne inférieure, a été nettement plus « chahutée » que les précédentes ce qui se traduit par une courbe de redistribution quasi linéaire (donc sans la rupture de pente correspondant à l'établissement d'un palier estival bien net).



Figure 27. Chronogrammes annuels (2008-2010) des variations des moyennes journalières de l'exhalation (1ère colonne) ainsi que de leurs redistributions par valeur croissante (2ème colonne) et histogrammes correspondants, par pas de 1kBq/m3, ainsi que l'histogramme trisannuel (3ème colonne) dans la Grotte de Ramioul.

La figure 27 présente les chronogrammes annuels (2008, 2009 et 2010) des variations (de jour en jour) des moyennes journalières de l'exhalation (1^{ère} colonne). Ces chronogrammes seraient simplement les fonctions dérivées premières des distributions temporelles dans le cas où celles-ci seraient continues. On peut déjà constater d'un seul regard sur ces graphes la bonne symétrie d'ensemble entre la répartition des variations positives (croissance de l'exhalation d'un jour à l'autre) et des valeurs négatives (décroissance de l'exhalation).

Cette symétrie est plus directement mise en évidence sur les courbes de la deuxième colonne qui présentent les graphes des redistributions par valeur croissante de ces variations journalières et mieux encore sur les histogrammes correspondants, par pas de 1kBq/m³, ainsi que l'histogramme trisannuel montrés en troisième colonne.

On constatera aisément l'allure gaussienne des histogrammes, allure que préparait d'ailleurs bien la forme sigmoïdale des redistributions par valeur croissante de la deuxième colonne (référence chapitre 1). Le fait que la distribution statistique gaussienne soit centrée (symétrie par rapport à zéro) et aiguë (variance faible) traduit bien la « tendance à la persistance » (donc en quelque sorte une « signature ») du phénomène en cause : paliers et variations se maintiennent sensiblement constants fréquemment sur plus d'une journée.

5.2. Retour sur les moyennes horaires et considération de leurs variations : chaos déterministe

5.2.1. Principe général adopté

Tous les graphes temporels, mensuels ou annuels, traduisant les moyennes horaires et présentés au chapitre 3 ne sont pas sans évoquer une allure chaotique des fluctuations d'amplitude. A fortiori en serait-il ainsi du chronogramme total des 26304 valeurs moyennes horaires correspondant à la totalité des mesures effectuées au long des années 2008 à 2010.

Nous nous proposons de montrer ici, par la mise en évidence d'une dimension fractale caractéristique, qu'il en est bien ainsi et que le problème mérite donc d'être abordé sous l'angle du chaos déterministe.

Pour illustrer le plus simplement possible la manière choisie pour aborder le problème, nous considérons le chronogramme temporel de l'exhalation moyenne horaire sous la forme d'un graphe en marches d'escalier comme représenté à la figure 29, supposé être le résultat d'un zoom effectué sur une partie de ce chronogramme.

Nous suivons ici une méthode calquée sur celle de Mandelbrot lui-même dans sa célèbre évocation de la « mesure » de la longueur d'un rivage maritime, tributaire de la longueur unitaire de référence (Mandelbrot, 1967). Toutefois, les ordonnée et abscisse du diagramme n'étant pas de même **dimension**, il ne peut s'agir de mesure de « longueur » à proprement parler et le problème ne consiste pas à rechercher une auto-similarité mais une auto-affinité (Turcotte, 1997).

En conséquence pour calculer la dimension fractale (éventuelle), nous nous intéressons à la « **longueur ver-ticale totale** » des échelons franchis – aussi bien en montée qu'en descente – (ou en d'autres termes : la « longueur cumulée des contremarches » de l'escalier) lorsque l'on parcourt le chronogramme et donc en ne se souciant pas de l'extension horizontale («longueur») des marches.

Le principe général de la recherche d'une dimension fractale selon la méthode évoquée consiste donc à calculer cette « **longueur verticale totale** » avec différentes « longueurs (unitaires) de référence », ce que nous pouvons traduire en disant : que l'on parcourt plusieurs fois le chronogramme en franchissant chaque fois un nombre de marches différent « à la fois ».

Si, portés dans un diagramme log-log, les points représentatifs des **longueurs verticales totales** en fonction des longueurs de référence, s'alignent raisonnablement, on en déduit que la pente relative (adimensionnelle !) représente la dimension fractale recherchée. Il est intéressant de noter que si l'on choisit les unités (nombres de marches franchies à la fois) en progression géométrique (par exemple 1 marche puis 2, 4, 8 ...), les longueurs totales doivent être elles-mêmes en progression géométrique.



Figure 28. Zoom supposé sur une zone d'un chronogramme « de moyennes horaires »



Figure 29. Même fraction de chronogramme que sur la figure 28 « par franchissement de 2 marches à la fois »



Figure 30. Même fraction de chronogramme que sur la figure 29 « de mesures moyennes bihoraires »

5.2.2. Remarque concernant les données manquantes

Comme on l'a fait remarquer précédemment, l'installation de mesure dans la grotte a subi, surtout dans les premiers mois de fonctionnement quelques avatars suite à des déclenchements intempestifs ce qui a provoqué la perte de quelques courtes séquences (de quelques jours au plus). Rapidement solutionné ce problème ne s'est plus représenté qu'exceptionnellement de sorte que le flux est quasi ininterrompu. Toutefois la présence de ces « trous », perturbant les traitements mathématiques, nous nous sommes permis, comme toujours en pareil cas, de remplacer les données manquantes par les valeurs moyennes calculées entre les séries, de même longueur, directement adjacentes afin que le flux complet de valeurs traitées soit sans hiatus préjudiciable.

5.2.3. Etude du flux trisannuel

Nous appliquons à la totalité du flux de données le principe de calcul annoncé. La première valeur (pour un pas de 1 heure) correspond donc au calcul de la « **longueur verticale totale** » mesurée sur le chronogramme des mesures moyennes horaires construit en marches d'escaliers soit donc la somme des hauteurs d'échelons (tels qu'ils apparaissent sur le zoom de la figure 28).

Si nous adoptons des unités de référence en progression géométrique de raison 2, la deuxième valeur calculée correspondra donc à un franchissement de 2 marches à la fois (pas de 2 heures), ce qui revient à considérer un chronogramme de même extension temporelle totale mais avec des « marches » d'extension « horizontale » double. Le graphe de la figure 28 se transforme donc en celui de la figure 29 dont nous devons calculer la « **longueur verticale totale** » pour obtenir la deuxième valeur recherchée.

Poursuivant ce processus pour des pas de 4, 8, 16 heures ... nous obtenons les valeurs reportées dans le tableau 5 et sur le diagramme log-log (base 2) de la figure 31.

Tableau 5. Tableau des valeurs obtenues pour la «longueur verticale totale» y en fonction du pas x dans le cas du flux trisannuel

x (heures)	y (Bq/m3)	log y
1	27172300	24.6956
2	18389900	24.1324
4	11723000	23.4828
8	7012700	22.7416
16	4051700	21.9501
32	2361600	21.1713
64	1347500	20.3619
128	728600	19.4749
256	329960	18.3319
512	169600	17.3717



Figure 31. Diagramme log-log (base 2) des données du tableau 5. En abscisse est porté le n° d'ordre des valeurs de x soit donc : $1 + \log 2 x$

On peut constater que les points s'alignent raisonnablement ce qui traduit donc bien un comportement fractal. La « meilleure droite » d'ajustement passant sensiblement par les 3^{ème} et 8^{ème} points, on en déduit immédiatement la valeur de la pente et donc la dimension fractale :

$$p = -(23.4828 - 19.4749)/(7 - 2) \cong 4/5$$

5.2.4. Première vérification de l'invariance de jauge : partition du flux de données

Pour nous assurer de la « persistance » de la propriété trouvée, nous reproduisons les opérations systématiques ci-dessus pour les 3 années considérées séparément. Le tableau 6 et la figure 32 reproduisent les résultats de cette analyse.

Tableau 6. Tableau des valeurs obtenues pour la «longueur verticale totale » y en fonction du pas x dans le cas des 3 flux annuels

		y (Bq/m3)	
X (II)	2008	2009	2010
1	9607800	10335800	7228700
2	6283900	6940350	5165600
4	4077300	4134500	3511200
8	2351050	2458000	2203400
16	1354900	1398300	1252500
32	851860	784400	801400
64	469500	509900	404800
128	225260	263900	242600
256	158400	120450	126200
512	58950	82900	81640
24	•		
22		* ₁₀	



Figure 32. Diagramme log-log (base 2) des données des tableaux 6 et 5

Sur la figure 32, le résultat précédent a été reporté également afin de montrer la bonne concordance des pentes et donc la persistance de la dimension fractale (\rightarrow invariance de « jauge » ou « d'échelle »). On remarquera tout particulièrement la quasi coïncidence des 3 alignements annuels.

5.2.5. Seconde vérification de l'invariance de jauge : modification de la durée de moyennage des mesures unitaires

Modifiant la durée de moyennage de chaque mesure (passant de la moyenne horaire à une moyenne bi, quadri, octo-horaire), nous soumettons les nouveaux flux de données au même traitement que ci-dessus.

A titre d'exemple, le zoom de la figure 30 explicite le cas bi-horaire. Le tableau 7 et la figure 33 fournissent les résultats de cette dernière analyse et l'on peut à nouveau directement constater la bonne vérification de l'invariance de jauge.

Tableau 7. Tableau des valeurs obtenues dans le cas du flux trisannuel en fonction du pas x pour 3 durées (2, 4, 8h) de moyennage des mesures

v (b)	y (Bq/m3)			
x (II)	(2h)	(4h)	(8h)	
1	15602000	7517600	4389800	
2	10891000	5304100	3017760	
4	6704600	3235700	1881300	
8	3932300	1882600	1107500	
16	2294800	1150300	715200	
32	1271600	585900	359300	
64	696700	308770	190350	
128	317350	177350	134550	
256	161800	59200	38400	
512	92000	36170	24400	



Figure 33. Diagramme log-log (base 2) des données des tableaux 7 et 5

6. Conclusion générale

Le présent travail joint à une première publication dans cette même collection (Geological Survey of Belgium Professional Paper 2011/1, n° 308) clôture le volet principal, consacré à l'étude statistique de l'exhalation du radon, des travaux consacrés depuis quelque vingt années au radon à l'Institut Montefiore de l'Université de Liège.

Cette recherche a tout d'abord porté sur la distribution purement spatiale de l'exhalation par l'étude de l'activité d'échantillons recueillis sur de nombreux sites différant tant par la nature des roches (du granite au calcaire) que par leur situation géographique (Belgique ou étranger) ou leur conformation (surface ou alignement linéaire, air libre ou galeries souterraines). Elle a débouché sur la mise en évidence d'une caractéristique générale - que nous présentons comme thèse personnelle - à savoir la prééminence absolue d'une loi de distribution log-linéaire en contradiction avec la distribution lognormale avancée dans la littérature technique depuis les années 1970 comme étant de règle pour les éléments en trace dans les minéraux.

Cette loi log-linéaire a été confortée – au-delà de toute espérance – par l'étude des résultats de mesures effectuées par les instances officielles, communales et fédérales, dans une grande entité ardennaise (Jalhay). Nous désignons ces valeurs, représentant comme on le sait le taux moyen enregistré sur une période de 3 mois, comme spatio-temporelles en insistant sur leur importance intrinsèque, à notre point de vue personnel, puisqu'elles ont été effectuées en totale indépendance, n'y ayant quant à nous pris part en aucune façon avant la publication des résutats globaux.

La troisième partie de ce volet de recherche a consisté en l'étude de la distribution temporelle longue durée (plusieurs mois consécutifs incluant au moins un hiver et un été) en divers sites (salle de séjour, cave, puits à eau, puits sec) afin de mettre en évidence concrètement et numériquement la suprématie générale de l'exhalation estivale quelles que soient les conditions environnementales. Une étude ininterrompue sur une période de 3 ans complets dans la grotte de Ramioul (située entre Liège et Huy), où existe un puits profond, a quant à elle permis de mettre en évidence avec précision les comportements saisonniers et annuels caractéristiques de l'exhalation du radon. La prééminence de la loi loglinéaire - au moins par segments - a ici aussi été mise en évidence dans les distributions mensuelles ordonnées des valeurs moyennes horaires de l'exhalation. Il est de plus montré que les variations temporelles des moyennes horaires suivent quant à elles une distribution gaussienne tandis qu'une plus longue unité temporelle de référence (moyenne journalière), oriente plutôt le comportement de très longue durée (annuel) vers une loi fractale (chaos déterministe).

En sus de ces études statistiques concernant les distributions des valeurs de l'exhalation du radon, nous avons entrepris diverses recherches touchant aux propriétés physiques de ce gaz (distribution en volume, adsorption, efficacité de l'aération naturelle, ...) dont les résultats ont été cités dans la première publication mentionnée.

Nous mentionnerons enfin une étude spécifique de longue haleine, toujours en cours, portant sur l'exhalation de radon par les dépôts « rouges » des sources ferrugineuses particulièrement abondantes sur le Massif de Stavelot et dont certains de leurs dépôts trahissent un important contenu uranifère. Nous avons entrepris cette étude, qui s'inscrit dans la ligne de la première étude mentionnée ci-dessus (exhalation par les roches), comme première approche d'une recherche pluridisciplinaire en voie de concrétisation à l'ULg (collaboration avec le Service minéralogie et cristallographie du Département de géologie, notamment). Les premiers résultats, très parcellaires, ont été mentionnés dans la première publication (Prof. Paper n° 308).

Remerciements

In memoriam Julien Garsou

Tout au long de nos travaux dans le domaine particulier du radon, travaux dont la présente publication « clôture » le volet « traitements mathématiques » - après Vanderschueren 2011 et 2010 - , nous avons bénéficié de l'assistance aussi efficace que toujours cordiale, d'une série impressionnante de collègues, amis, chercheurs bénévoles, responsables officiels ou officieux de sites, passionnés de la nature à divers titres.

La plupart d'entre eux ont été remerciés dans nos précédentes publications, mais nous nous devons ici de nous adresser tout spécialement à quatre collègues auxquels nous avions imposé le pénible devoir de nous donner leur avis concernant l'éventuelle plausibilité des thèses ici développées. Que MM Jean-Marie Charlet (FPMons), Paul Gérard (Sc,ULg), François-Xavier Litt (Sc. Appl., ULg) et Samuel Nicolay (Sc, ULg) veuillent bien accepter ici l'expression de notre plus vive reconnaissance.

7. Références

Cigna A. A., 2005. Radon in caves. International Journal of Speleology, Bologna, 34 (1-2), 1-18

Ek C. et Gewelt M.,1986. Composition cationique de trois concrétions colorées de la grotte de Ramioul . Bulletin de la Soc. Roy. Belge d'Etudes géologiques et archéologiques « Les Chercheurs de la Wallonie », $n^{\circ}27$, 37-45.

Godissart J. et Ek C., 2010. L'atmosphère de la grotte de Ramioul. Bulletin de la Soc. Roy. Belge d'Etudes géologiques et archéologiques « Les Chercheurs de la Wallonie », hors-série n°3, 97-114

Hubart J.-M., 1983. La Grotte de Ramioul. Notice explicative à l'usage des visiteurs. Liège, Société d'éditions et de publication du Marché Commun, 31 p.

Mandelbrot B.B., 1967. How long is the coast of Britain ? Statistical self-similarity and fractional dimension. Science 156, 636-8

Ostermann J.-M. et al., 2007. Le radon atmosphérique dans quelques cavités françaises. Approche de l'évaluation du risque pour les spéléologues. Edition de la Fédération française de Spéléologie, Commission médicale, 165p.

Turcotte D.L., 1997. Fractals and chaos in Geology and Geophysics. Cambridge University Press, second edition, 398 p.

Vanderschueren H.W., 2010. Etude systématique de l'exhalation du radon à l'embouchure du puits P30 dans la *Crevasse Henri Bernard* de la Grotte de Ramioul (Flémalle, Belgique). Bulletin de la Soc. Roy. Belge d'Etudes géologiques et archéologiques « Les Chercheurs de la Wallonie », hors-série n°3, 97-114

Vanderschueren H.W., 2011. Le radon dans l'air, dans l'eau et dans les roches. Mesure dynamique de son exhalation et contribution à la caractérisation géologique des matériaux. Geological Survey of Belgium, Professional Paper, n°308, 96p.

Annexes

Afin d'alléger autant que faire se peut un texte a priori rébarbatif de par son objectif fondamental (traitement mathématique de flux de données), nous regroupons ici systématiquement les ensembles de données « secondaires », estimant ne pas pouvoir - et eu égard à cet objectif fondamental justement -, nous dispenser de les fournir au lecteur qui serait intéressé à les reconsidérer de son propre point de vue.

A.1. Tableaux de données supplémentaires (correspondant aux figures 5 et 6 du chapitre 2.3)

Tableau 1.c. Ensemble ordonné des mesures effectuées à« D », régression linéaire et caractérisation

R	Α	n	\mathbf{A} th
331	1436		
115	656	19	565
100	514	18	512
229	498	17	463
224	371	16	419
72	320	15	379
332	316	14	343
40	310	13	311
209	297	12	281
158	271	11	255
154	231	10	231
78	212	9	209
32	182	8	188,8
166	166	7	170,9
241	163	6	154,7
77	162	5	140,0
192	124	4	126,7
191	105	3	114,7
6	104	2	103,8
91	91	1	94,0
322	88	0	85,1
104	64		
99	46		

Formule de régression

$$\log A_{th} = 1,9297 + 0,0433.n$$

coefficient de corrélation : 0,9909

log A _{th} min.	log A _{th} max.	Moy. arithm.
1,93	2,75	2,34
A		3.6 /
A _{th} min.	A _{th} max.	Moy. géom.

Caractérisation du site

$$43,4 < A_{th} < 565$$
 ou 157 x/ 3,6 Bq/m³

Val. extrême mesurée: 1436 Bq/m³

Tableau 1.d. Ensemble ordonné des mesures effectuées à « E », régression linéaire et caractérisation

R	Α	n	Ath
	630		
266	492		
106	400		
62	253	18	241
160	233	17	224
250	228	16	208
35	208	15	194
316	206	14	180
171	171	13	167
20	150	12	156
67	134	11	145
118	124	10	135
64	107	9	125
74	107	8	116
341	91	7	108
31	87	6	101
143	87	5	93,6
150	87	4	87,0
217	87	3	80,9
79	83	2	75,2
293	81	1	69,9
277	73	0	65,0
256	38		

Formule de régression

$$\log A_{th} = 1,8131 + 0,0316.n$$

coefficient de corrélation : 0,9703

log A _{th} min.	log A _{th} max.	Moy. arithm.
1,81	2,38	2,10
A _{th} min.	A _{th} max.	Moy. géom.

Caractérisation du site

R	A	n	Ath
44	644		
253	201		
47	173		
103	125	16	122
22	114	15	113
223	108	14	105
25	99	13	97,6
321	96	12	90,6
296	77	11	84,0
351	77	10	78,0
58	67	9	72,4
193	63	8	67,2
199	62	7	62,4
329	62	6	57,9
2	51	5	53,7
273	51	4	49,9
121	50	3	46,3
275	50	2	43,0
19	39	1	39,9
145	33	0	37,0
5	9		

Tableau 1.e. Ensemble ordonné des mesures effectuées à« F », régression linéaire et caractérisation

Formule de régression

log A_{th} = 1,5682 + 0,0324.ncoefficient de corrélation : 0,9842

log A _{th} min.	log A _{th} max.	Moy. arithm.
1,57	2,09	1,83
A _{th} min.	A _{th} max.	Moy. géom.
37,0	122	67

Caractérisation du site

$$37 < A_{th} < 122$$
 ou $67 \text{ x/ } 1.8$ Bq/m³

Val. extrême mesurée: 644 Bq/m³

Tableau 1.f. Ensemble ordonné des mesures effectuées à« F » + « G », régression linéaire et caractérisation

R	А	n	\mathbf{A}_{th}
188	1039		
44	644		
51	265		
288	234		
253	201		
47	173		
354	130	23	127
103	125	22	122
22	114	21	117
4	108	20	112
223	108	19	107
25	99	18	103
321	96	17	98,7
146	95	16	94,6
21	87	15	90,7
166	87	14	86,9
167	87	13	83,3
187	83	12	79,8
296	77	11	76,5
351	77	10	73,4
177	74	9	70,3
58	67	8	67,4
193	63	7	64,6
199	62	6	61,9
329	62	5	59,3
164	54	4	56,9
2	51	3	54,5
273	51	2	52,3
121	50	1	50,1
275	50	0	48,0
19	39		
145	33		
	9		

Formule de régression

log A_{th} = 1,6814 + 0,0184.ncoefficient de corrélation : 0,9934

log A _{th} min.	log A _{th} max.	Moy. arithm.
1,68	2,10	1,89
A _{th} min.	A _{th} max.	Moy. géom.
48,0	127	78

Caractérisation du site

$$48 < A_{th} < 127$$
 ou 78 x/ 1,6 Bq/m³

Val. extrême mesurée: 1039 Bq/m³

A.2. Figures complémentaires à la figure 25



Figure 25'. Chronogrammes mensuels (année 2009) des moyennes journalières de l'exhalation dans la Grotte de Ramioul (puits P30, Crevasse Henri Bernard)



Figure 25". Chronogrammes mensuels (année 2010) des moyennes journalières de l'exhalation dans la Grotte de Ramioul (puits P30, Crevasse Henri Bernard)

Professional Papers of the Geological Survey of Belgium

The series, which started in 1966, welcomes papers dealing with all aspects of the earth sciences, with a particular emphasis on the regional geology of Belgium and adjacent areas. Detailed geological observations are accepted if they are interpreted and integrated in the local geological framework (e.g. boreholes, geological sections, geochemical analyses, etc.). Submitted papers written in English, French, Dutch or German should present the results of original studies. Excursion guides or proceedings of regional conferences can be published in this series. Papers promoting or using the collections and databases of the institute are particularly welcome.

Members of the Geological Survey of Belgium or external reviewers will review each paper.

Editorial Board

Michiel Dusar, editor in chief Cecile Baeteman Léon Dejonghe Walter De Vos Jean-Clair Duchesne, Geologica Belgica Eric Goemaere David Lagrou, VITO Kris Piessens Edouard Poty, ULiège Noel Vandenberghe, KU Leuven Jacques Verniers, UGent

Instructions for authors, website information

Guide for authors : see website Geologica Belgica http://www.geologicabelgica.be

List of publications and conditions of sale : see website Geological Survey of Belgium http://www.naturalsciences.be/geology/products/pp or website Royal Belgian Institute of Natural Sciences http://www.naturalsciences.be/common/pdf/science/publications/Cata/index.html

ISSN 0378-0902

© Geological Survey of Belgium

Impression: Service public fédéral Economie, P.M.E., Classes moyennes et Energie Drukwerk: Federale Overheidsdienst Economie, K.M.O., Middenstand en Energie

"The Geological Survey of Belgium cannot be held responsible for the accuracy of the contents, the opinions given and the statements made in the articles published in this series, the responsability resting with the authors."