



**HAL**  
open science

## PREVISION HYDROLOGIQUE D'ENSEMBLE ADAPTEE AUX BASSINS A CRUE RAPIDE.

Elaboration de prévisions probabilistes de précipitations à 12 et 24 h. Désagrégation horaire conditionnelle pour la modélisation hydrologique. Application à des bassins de la région Cévennes Vivarais.

Renaud Marty

► **To cite this version:**

Renaud Marty. PREVISION HYDROLOGIQUE D'ENSEMBLE ADAPTEE AUX BASSINS A CRUE RAPIDE. Elaboration de prévisions probabilistes de précipitations à 12 et 24 h. Désagrégation horaire conditionnelle pour la modélisation hydrologique. Application à des bassins de la région Cévennes Vivarais.. Hydrologie. Université de Grenoble, 2010. Français. NNT: . tel-00480713v1

**HAL Id: tel-00480713**

**<https://theses.hal.science/tel-00480713v1>**

Submitted on 4 May 2010 (v1), last revised 22 Mar 2012 (v2)

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.





*Oh, rassurez-vous, ce n'est pas certain. C'est seulement probable, fortement probable et cela nous suffit.*  
*Entendez bien que nous n'avons aucunement la prétention d'être des prophètes ou d'odieus savants déterministes se vantant d'anticiper chacune de vos réactions. Chacun de vous est libre, et le choix final de Capt nous restera à jamais une énigme, enfouie dans les tréfonds de sa conscience.*

**A. Damasio**, La Zone du Dehors



# Remerciements

Paradoxalement, les premières lignes de ce manuscrit sont les dernières rédigées. Une fois ce manuscrit finalisé, la soutenance passée, il est grand temps de remercier l'ensemble des personnes rencontrées, ici ou ailleurs, et qui ont contribué, chacune à sa façon, à l'aboutissement de ces 3 (et quelques) années de thèse, synthétisé dans les 300 (et quelques) pages qui suivent.

J'adresse en premier lieu toute ma gratitude envers mes directeurs de thèse, Charles Obled et Isabella Zin, pour m'avoir accordé leur confiance dans ce travail de recherche que j'espère avoir mené à bien. Malgré des emplois du temps bien chargés, ils ont toujours été disponibles à mon égard pour me conseiller, me guider sur le chemin tortueux de la prévision des crues sur les bassins à crues rapides. Je les remercie également pour m'avoir confié des enseignements en hydrologie de projet, géostatistiques et météorologie appliquée, à l'ENSHMG puis à l'ENSE3. J'espère un jour enseigner l'hydrologie avec le même plaisir et la même pédagogie et encadrer des travaux de recherche avec la même passion.

Je remercie l'ensemble des membres du jury pour s'être intéressé à ce travail, pour leurs remarques et questions pertinentes. Merci à András Bardossy d'avoir accepté de présider ce jury. Merci à Jutta Thielen et à Christian Onof d'avoir pris le temps de lire et de commenter minutieusement ce manuscrit. Merci à André Bachoc du SCHAPI et à Rémy Garçon d'EDF/DTG d'avoir apporté leurs points de vue d'acteur opérationnel.

Je tiens à remercier le SCHAPI pour l'intérêt porté à ce travail et le soutien financier. Merci à Jean-Michel Tanguy, Caroline Wittwer, Olivier Louis, Bruno Janet, Réginald Sarralde. Un grand merci à Alain Gauthéron du SPC Alpes Nord pour les riches échanges sur les prévisions par analogie et les prévisions hydrologiques sur son ancien terrain de jeu, la Loire. Je remercie le SPC Loire-Cher-Indre pour l'application du système de prévision hydrologique sur le bassin de la Loire amont. Je remercie également l'OHM-CV et, en particulier, Brice et Pierre-Emmanuel pour les données pluviométriques critiquées, Laurent pour les cartes des Cévennes, Bruno pour SEVNOL, Guy et Eric pour m'avoir invité et initié au retour d'expérience (Gard-Cèze 2008).

Je remercie Olivier Métais, directeur de l'ENSHMG puis de l'ENSE3, Eric Barthélémy et Céline Bourgeois, pour m'avoir confié des enseignements en hydraulique à surface libre et en hydrométrie, en tant que vacataire puis en tant qu'ATER. Je profite de ce préambule pour remercier Fred, François et l'ensemble du personnel du service Visu-Repro de l'ENSE3, sans qui la version papier n'aurait pas le même cachet.

Je remercie également Jean-Dominique Creutin et Thierry Lebel, directeurs successifs du LTHE pendant cette thèse, pour m'avoir accueilli au sein du Laboratoire. Je remercie les membres de l'équipe IBIS, ceux d'ASP et les anciens du G, pour leur enthousiasme, leur convivialité, lors de discussions scientifiques ou lors de moments de détente autour d'un café. Merci donc à Jean-Paul, Jean-François, Hervé, Mathieu, Sylvie, Luc, Théo, Guy, Laurent, Véronique, Benoît, Abdel, Gilles, Brice et les autres. . . Un grand merci à Patrick et Wajdi pour le soutien informatique, sans lequel ce travail n'aurait pas abouti. Un autre grand merci à Claire, Ghislaine, Martine, Odette, Synhtia et Joseph pour les tâches administratives, les départs en mission, parfois au dernier moment. Je remercie également les autres membres du laboratoire qui m'ont gentiment accueilli lors de mon passage estival au CERMO.

Merci à Véronique, Samer, Laurent, Pierre-Emmanuel et Eric pour avoir partagé les bons moments et pour m'avoir soutenu dans les moins bons au G108. Je remercie Laetitia pour sa collaboration sur la Loire et son soutien en fin de thèse. Je salue chaleureusement la voisine, Magali, pour sa bonne humeur légendaire, les anciens thésards : Céline, Vincent, Olivier, Oke, Pierre-Emmanuel, Christophe, Nicolas, Benoît, Alexandre ; les compagnons de route : Angélique, Stéphanie, Adrien, Matthieu et Cédric ; les prochains sur la liste : Aurélien, Aurélien, Aline, Elsa, Rémi, Nan, Moussa, Mathieu, Davide, Eric, Dorothée, Joris et les autres ; ceux des labos voisins avec qui j'ai partagé de très bons moments via LaiTUE : JC, Romain, Soline, Shasa, Xavier, Samuel, Clément, Basile, Joseph, Caroline. . .

Ces 3 (et quelques) années ont été riches en émotion et en réflexion. Je salue en particulier la Théso'Risk team pour avoir montré que la science est réellement interdisciplinaire. Merci donc à Laurence, Angélique, Céline, Cécile, Géraldine, Isabelle, Aurélie et Vincent pour notre collaboration passée et en espérant de nombreux échanges futurs, n'est-ce pas Angélique. Je salue sincèrement Nicola, Lucas, Bertrand, Jeanne, Alexane, Victor, Charlotte, Marion, Peggy, Nicolas, Ali, Georges, Pat, Flora, Caro, Mathieu, Yani, Morgane, Nathan, Armand, Claire, Amélie et les autres pour votre enthousiasme et nos échanges, sérieux ou non, autour d'un thé ou ailleurs. Je salue chaudement les potes de Grenoble ou d'ailleurs, pour les bons moments passés ensemble au fin fond de la Bulgarie, en haut du Grand Veymont pour le lever du soleil, au bout du monde sous le soleil de Crozon ou ici, simplement : Mélanie, Mathieu, Claire, Cédric, Marion, Marion, Romain, Aurélie, Xavier, Sylvie, Xavier, Julie, Paul, Amandine, Cyril, Pierrot, Marianne, Pierre-Louis, Nicolas, Nat, Steph, Claire et Amélie.

Enfin, je dédie ce travail à mes parents et à Julien, sans qui je n'aurai certainement pas parcouru le même chemin et sans qui ce document contiendrait un grand nombre de coquilles. Merci d'avoir cru en moi. Un grand merci également à Mélissa pour avoir fait le voyage pour la soutenance et à l'ensemble de la famille pour vos encouragements.



# Résumé

Les bassins de la région Cévennes-Vivarais subissent des crues récurrentes, générées par des épisodes de précipitations intenses, généralement en automne. La prévision de ces crues est une préoccupation majeure, nécessitant l'anticipation maximale pour le déclenchement de l'alerte, ainsi que la meilleure estimation possible des débits futurs. Après avoir dressé un panorama des éléments nécessaires à l'élaboration de prévisions hydrologiques, avec leurs incertitudes associées, nous proposons une approche simple et modulaire, adaptée aux bassins versants à réponse rapide (temps au pic de quelques heures). Compte tenu de l'anticipation souhaitée (24-48h), les prévisions quantitatives de précipitations constituent un élément clé de la démarche. Nous décrivons et évaluons deux sources de prévisions disponibles, i.e. la prévision d'ensemble EPS du CEPMMT et la prévision élaborée par adaptation statistique (analogie) au LTHE, puis nous proposons une correction de la seconde qui améliore encore sa fiabilité. Ces prévisions sont ensuite désagrégées des pas 12 ou 24h au pas horaire, via un désagrégateur flexible, générant des scénarios qui respectent les prévisions de précipitations et la structure climatologique horaire des averses. Ces scénarios forcent un modèle hydrologique, simple et robuste, pour élaborer une prévision hydrologique ensembliste. Il ressort alors que les prévisions hydrologiques sont sensiblement améliorées lorsqu'elles intègrent une information sur la répartition infra-journalière des cumuls de précipitations prévus, issue soit des EPS à 6 ou 12h, soit de la méthode des analogues appliquée au pas de 12h, soit d'une combinaison des deux approches.

Mots-Clés :

Crues rapides, Prévision hydrologique, Prévision hydro-météorologique, Prévision d'ensemble, Prévisions probabilistes quantitatives de précipitations, Adaptation par analogie, Propagation des incertitudes, Modélisation hydrologique.

# Abstract

Catchments of Southern France are regularly subject to quick floods, usually in autumn, generated by intense rainfall events. Thus, flood risk is a major concern, necessitating a maximal lead-time to issue early flood warning, as well as an estimation of future discharges. Firstly, the elements required for hydrological forecasts and the related uncertainties are illustrated. Then, a simple and modular approach adapted to flash flood catchments (having a time to peak of about few hours) is proposed. Considering the targeted lead-time (24-48h), quantitative precipitations forecasts are a key element of this approach. Two prediction systems are described and evaluated : the EPS ensemble forecasts provided by ECMWF and the ANALOG probabilistic forecasts issued from an analog sorting technique produced by LTHER. A statistical correction of the latter is suggested to improve its reliability. The different forecasts are thereafter disaggregated by a generator from a 12 or 24 hours time-step to hourly scenarios which respect the precipitation forecasts and are climatologically consistent. Rainfall scenarios are then used as input to a simple and robust hydrological model, to provide hydrological ensemble forecasts. These forecasts get noticeably improved when sub-daily information about rainfall amounts is provided, either from EPS at a 6 or 12h time-step, or from ANALOG applied at 12h, or from a combination of both approaches, taking into account daily rainfall amount from ANALOG and a sub-daily chronology from EPS at 6h.

Keywords :

Flash flood, Hydrologic forecasting, Hydro-meteorological forecasting, Ensemble prediction, Probabilistic quantitative precipitation forecast, Analogues sorting, Uncertainties propagation, Hydrologic modelling.



# Table des matières

Remerciements . . . . .	v
Résumé . . . . .	viii
Abstract . . . . .	ix
Table des matières . . . . .	xi
Liste des figures . . . . .	xv
Liste des tableaux . . . . .	xxi
Liste des abréviations . . . . .	xxiii

<b>INTRODUCTION GÉNÉRALE</b>	<b>1</b>
------------------------------	----------

## partie I

### PRÉVISION HYDROLOGIQUE EN RÉGION CÉVENOLE

<b>1</b>	<b>PRÉVISION HYDROLOGIQUE D'ENSEMBLE</b>	<b>7</b>
1.1	La prévision en hydrologie . . . . .	7
1.1.1	La prévision des crues . . . . .	7
1.1.2	Vers des prévisions probabilistes . . . . .	9
1.1.3	Hydrological Ensemble Prediction EXperiment . . . . .	10
1.2	Les incertitudes en hydrométéorologie . . . . .	12
1.2.1	La prévision des précipitations . . . . .	12
1.2.2	Les échelles hydrométéorologiques . . . . .	16
1.2.3	Les données et modèles hydrologiques . . . . .	21
1.2.4	Bilan sur les incertitudes . . . . .	24
1.3	Outils de prévision hydrologique . . . . .	25
1.3.1	Pour la mise en vigilance . . . . .	25
1.3.2	Vers la prévision d'hydrogrammes de crue . . . . .	26
1.4	Évaluation de prévisions hydrométéorologiques . . . . .	28
1.4.1	Attributs d'une prévision probabiliste . . . . .	29
1.4.2	Outils d'évaluation pour la mise en vigilance . . . . .	31
1.4.3	Outils d'évaluation pour la prévision hydrologique . . . . .	35
1.4.4	Bilan sur les outils d'évaluation des prévisions hydrométéorologiques . . . . .	40

<b>2</b>	<b>CONTEXTE D'APPLICATION AUX BASSINS À CRUES RAPIDES</b>	<b>43</b>
2.1	Contexte hydrométéorologique . . . . .	43
2.1.1	Origine atmosphérique des crues rapides . . . . .	43
2.1.2	Les bassins à crues rapides . . . . .	44
2.1.3	La prévision opérationnelle des crues en France . . . . .	47
2.2	Prévisions de précipitations disponibles . . . . .	52
2.2.1	Bulletin Précipitations (Météo France) . . . . .	52
2.2.2	Ensemble Prediction System (CEPMMT) . . . . .	53
2.2.3	Prévision par analogie (LTHE) . . . . .	55
2.2.4	Prévision immédiate par imagerie radar . . . . .	60
2.3	Données et modélisation hydrologiques . . . . .	61
2.3.1	Données opérationnelles . . . . .	61
2.3.2	Episodes historiques . . . . .	63
2.3.3	Le modèle hydrologique TOPSIMPL . . . . .	64
2.3.4	Bilan sur les données . . . . .	69
2.4	Présentation de la chaîne hydrométéorologique (LTHE) . . . . .	70
2.4.1	Cahier des charges du système de prévision hydrologique . . . . .	70
2.4.2	Présentation de la chaîne de prévision hydrologique . . . . .	71
2.4.3	Visualisation des prévisions hydrologiques d'ensemble . . . . .	74

## partie II

# PRÉVISION HYDROLOGIQUE AVEC FORÇAGE JOURNALIER

<b>3</b>	<b>PRÉVISIONS JOURNALIÈRES DE PRÉCIPITATIONS</b>	<b>79</b>
3.1	Evaluation des prévisions météorologiques opérationnelles . . . . .	79
3.1.1	Evaluation pour la mise en vigilance . . . . .	80
3.1.2	Evaluation pour la prévision hydrologique . . . . .	89
3.1.3	Analyse de la fiabilité des prévisions . . . . .	93
3.2	Correction des prévisions par analogie . . . . .	97
3.2.1	Sources de biais de la méthode . . . . .	97
3.2.2	Traitement du biais interne . . . . .	98
3.3	Bilan sur les prévisions journalières de précipitations . . . . .	109
<b>4</b>	<b>DÉSAGRÉGATION TEMPORELLE ET CYCLE DE PRÉVISION</b>	<b>111</b>
4.1	Désagrégation temporelle fine au pas hydrologique horaire . . . . .	111
4.1.1	Historique du générateur choisi . . . . .	111
4.1.2	Principe du générateur . . . . .	112
4.1.3	Optimisation du générateur . . . . .	113
4.1.4	Validation par génération marginale . . . . .	120
4.2	Utilisation du générateur en mode prévision . . . . .	122
4.2.1	Conditionnement par le passé . . . . .	122
4.2.2	Conditionnement par le futur . . . . .	123
4.2.3	Utilisation des prévisions probabilistes . . . . .	124

4.3	Combinaison de deux lois Gamma . . . . .	125
4.3.1	Application à la loi Gamma à un paramètre . . . . .	125
4.3.2	Application à la loi Gamma à deux paramètres . . . . .	127
4.4	Cycle journalier de prévision hydrologique : rafraîchissement et mise-à-jour . . . . .	128
4.4.1	A 6 hTU : réception des nouvelles prévisions . . . . .	128
4.4.2	Entre 7 hTU et 17 hTU : mise-à-jour de la distribution journalière . . . . .	130
4.4.3	Entre 18 hTU et 5 hTU : combinaison des deux prévisions J et J+1 . . . . .	130
<b>5</b>	<b>UTILISATION DE PRÉVISIONS DE PRÉCIPITATIONS JOURNALIÈRES</b>	<b>133</b>
5.1	Fonctionnement en temps réel : la crue de septembre 2005 sur le Gardon à Anduze . . . . .	133
5.1.1	Aspects hydrométéorologiques . . . . .	134
5.1.2	Prévisions de précipitations . . . . .	135
5.1.3	Prévisions hydrologiques opérationnelles du 5 au 9 septembre 2005 . . . . .	139
5.2	Apports d'informations qualitatives complémentaires et récents développements . . . . .	148
5.2.1	Impacts de la correction des prévisions par analogie . . . . .	148
5.2.2	Extension de l'échéance de prévision . . . . .	152
5.2.3	Influences de l'apport d'informations qualitatives . . . . .	156
5.3	Bilan sur les prévisions hydrologiques avec forçage météorologique journalier . . . . .	158

### partie III

## PRÉVISION HYDROLOGIQUE AVEC FORÇAGE BI-QUOTIDIEN

<b>6</b>	<b>PRÉVISIONS PROBABILISTES DE PRÉCIPITATIONS INFRA-JOURNALIÈRES</b>	<b>163</b>
6.1	Critères de sélection du pas de temps infra-journalier . . . . .	163
6.1.1	Pas de temps caractéristique des bassins à crues rapides . . . . .	164
6.1.2	Disponibilité des prévisions de précipitations infra-journalières . . . . .	166
6.1.3	Bilan sur le pas de temps infra-journalier . . . . .	167
6.2	Archives météorologiques et pluviométriques infra-journalières . . . . .	168
6.2.1	Les archives météorologiques . . . . .	168
6.2.2	L'archive pluviométrique SAFRAN . . . . .	170
6.3	Prévisions bi-quotidiennes de précipitations par analogie . . . . .	176
6.3.1	Analogie sur les champs géopotentiels . . . . .	177
6.3.2	Analogie sur l'humidité . . . . .	181
6.3.3	Validation sur la période 1997-2001 . . . . .	186
6.3.4	Performance globale sur la période 1959-2001 . . . . .	188
6.4	Bilan sur les prévisions probabilistes de précipitations infra-journalières . . . . .	192
<b>7</b>	<b>UTILISATION DE PRÉVISIONS DE PRÉCIPITATIONS INFRA-JOURNALIÈRES</b>	<b>193</b>
7.1	Nouveaux cycles de fonctionnement opérationnel . . . . .	194
7.1.1	Modulation des prévisions journalières selon la chronologie des EPS à 6 ou 12 heures	194
7.1.2	Véritables prévisions bi-quotidiennes . . . . .	198

7.2	Indicateurs de désagrégation temporelle des prévisions de précipitations journalières . . . .	201
7.2.1	Influence de la chronologie des prévisions d'ensemble . . . . .	201
7.2.2	Variabilité et désagréations temporelles des traces des prévisions d'ensemble . . . .	207
7.2.3	Limites de l'approche mixte . . . . .	213
7.2.4	Bilan de l'approche par indicateurs qualitatifs . . . . .	216
7.3	Assimilation des prévisions bi-quotidiennes en entrée du générateur . . . . .	217
7.3.1	Les prévisions d'ensemble à 12 h . . . . .	217
7.3.2	Les prévisions par analogie à 12 h . . . . .	223
7.3.3	Bilan sur le cycle bi-quotidien . . . . .	228
7.4	Bilan sur les prévisions hydrologiques utilisant de l'information infra-journalière . . . . .	229

<b>CONCLUSION GÉNÉRALE</b>	<b>233</b>
----------------------------	------------

<b>RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b>	<b>241</b>
------------------------------------	------------

## ANNEXES

<b>A</b>	<b>ÉVALUATION DE PRÉVISIONS HYDROMÉTÉOROLOGIQUES</b>	<b>261</b>
A.1	Prévision binaire . . . . .	261
A.1.1	Tableau de contingence . . . . .	261
A.1.2	Brier Score . . . . .	266
A.1.3	Diagramme de fiabilité . . . . .	268
A.2	Prévision par catégorie . . . . .	269
A.2.1	Tableau multicatégorie . . . . .	269
A.2.2	Probability Score et Ranked Probability Score . . . . .	270
A.2.3	Diagramme de rang . . . . .	272
A.3	Prévision continue . . . . .	273
A.3.1	Scores d'erreur moyenne . . . . .	273
A.3.2	Continuous Ranked Probability Score . . . . .	275
A.3.3	Diagramme de probabilité . . . . .	277
<b>B</b>	<b>BASSINS À CRUES RAPIDES ET DONNÉES</b>	<b>279</b>
<b>C</b>	<b>GÉNÉRATEUR STOCHASTIQUE ET RAPPELS STATISTIQUES</b>	<b>291</b>
C.1	Rappels statistiques . . . . .	291
C.1.1	Lois de probabilité . . . . .	291
C.1.2	Rappels mathématiques et statistiques . . . . .	293
C.1.3	Combinaison de deux lois Gamma à deux paramètres . . . . .	293
C.2	Générateur stochastique et information probabiliste . . . . .	296
C.2.1	Utilisation des prévisions par fourchette . . . . .	296
<b>D</b>	<b>EVALUATION DE SAFRAN/AVALANCHE</b>	<b>299</b>

# Liste des figures

1.1	Exemple de prévisions à 24 h sur le Gardon à Anduze selon différents scénarios de précipitations futures . . . . .	8
1.2	Schéma d'un système de prévision hydrologique probabiliste . . . . .	11
1.3	Echelles spatio-temporelles des processus hydro-météorologiques . . . . .	17
1.4	Interprétation graphique du score CRPS et de sa décomposition en Finesse et Justesse . . . . .	39
1.5	Représentations possibles d'un diagramme de fiabilité . . . . .	40
2.1	Topographies et réseaux hydrographiques de l'Ardèche à Vogüé, du Gardon à Anduze et de la Loire à Chadrac . . . . .	46
2.2	Carte des 22 Services de Prévision des Crues . . . . .	48
2.3	Tronçons réglementaires du SPC Grand Delta . . . . .	50
2.4	Tronçons réglementaires du SPC Loire-Cher-Indre . . . . .	51
2.5	Exemple de Bulletin Précipitations . . . . .	52
2.6	Grilles des prévisions EPS disponibles . . . . .	53
2.7	Principe de sélection des situations analogues . . . . .	57
2.8	Cartes des groupements pluviométriques . . . . .	58
2.9	Fenêtres d'analogie du pourtour méditerranéen et de la Loire . . . . .	59
2.10	Exemples d'ajustement de la distribution des précipitations des dates analogues . . . . .	59
2.11	Réseau ARAMIS (Source Météo France) . . . . .	61
2.12	Indice topographique . . . . .	65
2.13	Distribution des indices topographiques . . . . .	66
2.14	Schématisation de la zone non saturée . . . . .	67
2.15	Fonctions de Transfert . . . . .	67
2.16	Débits observés et simulés lors de l'épisode de décembre 2003 . . . . .	68
2.17	Débits observés et simulés lors des épisodes sélectionnés pour la chaîne . . . . .	69
2.18	Schéma de la chaîne de prévision hydrologique du LTHE . . . . .	73
2.19	Affichage des prévisions hydrologiques . . . . .	74
2.20	Mode d'emploi pour la lecture des prévisions hydrologiques . . . . .	75
3.1	Scores relatifs aux prévisions opérationnelles par analogie M2 et M3 pour le jour J . . . . .	82
3.2	Scores relatifs aux prévisions opérationnelles par analogie M2 et M3 selon le quantile Q60 en fonction de l'échéance de prévision . . . . .	83
3.3	Scores relatifs aux prévisions opérationnelles par analogie M2 et M3 selon le quantile Q90 en fonction de l'échéance de prévision . . . . .	84
3.4	Scores relatifs aux prévisions EPS opérationnelles pour le jour J . . . . .	86
3.5	Scores relatifs aux prévisions EPS opérationnelles selon le quantile Q20 en fonction de l'échéance de prévision . . . . .	87

3.6	Scores relatifs aux prévisions EPS opérationnelles selon le quantile Q90 en fonction de l'échéance de prévision . . . . .	88
3.7	CRPS, Finesse, Justesse et Compétences des prévisions opérationnelles . . . . .	91
3.8	CRPS, Finesse et Justesse des prévisions opérationnelles selon des précipitations observées seuillées . . . . .	92
3.9	Fiabilité des prévisions opérationnelles par analogie . . . . .	95
3.10	Fiabilité des prévisions d'ensemble opérationnelles . . . . .	96
3.11	Fiabilité des prévisions parfaites par analogie sur l'ensemble de l'archive . . . . .	99
3.12	Fiabilité des prévisions parfaites par analogie sur l'automne . . . . .	100
3.13	Effectifs des classes des quantiles de la distribution des valeurs strictement positives selon la valeur de la fréquence des précipitations nulles . . . . .	102
3.14	Coefficients correctifs pour les prévisions par analogie pour l'ensemble de l'année et sur la période Septembre-Décembre . . . . .	104
3.15	Coefficients correctifs sur l'Ardèche à Vogüé et du Gardon à Anduze pour l'automne . . . . .	105
3.16	Validation de la correction des prévisions par analogie selon l'algorithme M3 suivant la méthode itérative et la méthode des moments pondérés. . . . .	106
3.17	Validation de la correction en fonction de $F(0)$ selon les facteurs propres à chaque bassin et les facteurs communs, sur les prévisions par analogie . . . . .	107
3.18	Validation de la correction en fonction de $F(0)$ selon les facteurs propres à chaque bassin et les facteurs communs, sur les prévisions par analogie . . . . .	108
3.19	Compétences du CRPS, de la Finesse et de la Justesse pour les prévisions corrigées M2 et M3 selon le type de facteurs correctifs . . . . .	108
3.20	Prévisions parfaites pour l'épisode du 04/11/1994 sur le Gardon à Anduze selon l'algorithme M3 et les corrections par bassin et commune . . . . .	109
4.1	Paramètres de bassin du générateur . . . . .	113
4.2	Calage des paramètres de bassin . . . . .	115
4.3	Ajustement du nombre d'averses par épisode NA . . . . .	115
4.4	Ajustement de la durée d'averse DA . . . . .	116
4.5	Ajustement de l'intensité maximale HPMX . . . . .	116
4.6	Ajustement du volume d'averse HPA . . . . .	117
4.7	Ajustement de l'intervalle sec ITEA . . . . .	117
4.8	Ajustement de la position du maximum HEMA . . . . .	118
4.9	Génération d'un scénario de précipitations horaires . . . . .	121
4.10	Comparaison des variables externes observées et générées . . . . .	121
4.11	Transformation de la loi de distribution des prévisions probabilistes . . . . .	124
4.12	Principe de sélection des scénarios dans le cas de prévision probabiliste . . . . .	125
4.13	Cycle journalier de la chaîne de prévision hydrologique . . . . .	129
4.14	Cycle de mise-à-jour des distributions, de 6 à 17 hTU . . . . .	129
4.15	Cycle de mise-à-jour des distributions, de 18 à 5 hTU . . . . .	131
5.1	Cumuls pluviométriques obtenus par krigeage sur les Cévennes de l'épisode du 6-8 septembre 2005 . . . . .	134
5.2	Prévisions opérationnelles par analogie M2 émises lors de l'épisode du 6-8 septembre 2005 . . . . .	136
5.3	Prévisions opérationnelles par analogie M3 émises lors de l'épisode du 6-8 septembre 2005 . . . . .	137
5.4	Prévisions opérationnelles du 5 au 8 septembre 2005 selon la méthode des analogues M3 puis M2 et les prévisions d'ensemble eps_fin . . . . .	138
5.5	Prévisions de débits émises le 05/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin . . . . .	140
5.6	Prévisions de débits émises le 05/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin . . . . .	140

5.7	Prévisions de débits émises le 06/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin .	141
5.8	Prévisions de débits émises le 06/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin	142
5.9	Prévisions de débits émises le 07/09/2005 à 0 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin .	142
5.10	Prévisions de débits émises le 07/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin .	143
5.11	Prévisions de débits émises le 07/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin	144
5.12	Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 0 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin .	144
5.13	Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin .	145
5.14	Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 12 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin	145
5.15	Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin	146
5.16	Prévisions de débits émises le 09/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 et eps_fin .	146
5.17	Prévisions émises sur l'Ardèche à Vogüé le 17/11/2006 à 6 hTU . . . . .	149
5.18	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 20/11/2007 à 6 hTU . . . . .	149
5.19	Prévisions émises sur la Loire à Chadrac le 31/10/2008 à 18 hTU . . . . .	150
5.20	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 09/09/2005 à 6 hTU . . . . .	150
5.21	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 08/09/2005 à 6 hTU . . . . .	151
5.22	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 08/09/2005 à 12 hTU . . . . .	151
5.23	Prévisions émises sur l'Ardèche à Vogüé le 15/11/2006 à 6 hTU . . . . .	153
5.24	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 21/11/2007 à 6 hTU . . . . .	154
5.25	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 08/09/2005 à 12 hTU . . . . .	155
5.26	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 20/11/2007 à 12 hTU . . . . .	155
5.27	Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 06/09/2005 à 18 hTU . . . . .	156
5.28	Prévisions émises sur l'Ardèche à Vogüé le 17/11/2006 à 0 hTU . . . . .	157
5.29	Prévisions émises sur l'Ardèche à Vogüé le 16/11/2006 à 6 hTU . . . . .	157
5.30	Prévisions émises sur la Loire à Chadrac le 01/11/2008 à 18 hTU . . . . .	158
6.1	Impact du pas de temps d'intégration des prévisions de précipitations sur l'efficience de Nash	164
6.2	Impact du pas de temps d'intégration des prévisions de précipitations et de leurs incertitudes sur l'efficience de Nash . . . . .	165
6.3	Compétences du CRPS et de sa décomposition en Finesse et Justesse des prévisions opérationnelles . . . . .	167
6.4	Massifs Alpains et pyramide SAFRAN/A . . . . .	171
6.5	Localisation des points de grille SAFRAN/F disponibles au LTHE . . . . .	172
6.6	Corrélation entre les lames SAFRAN/F et OHMCV/SEVNOL2 aux pas de temps 6, 12 et 24h sur les bassins du Gardon à Anduze et de l'Ardèche à Vogüé . . . . .	174
6.7	Schéma de la référence des fenêtres temporelles d'analogie . . . . .	176
6.8	Fenêtre d'analogie du premier niveau . . . . .	177
6.9	Performance moyenne sur l'ensemble des groupements en fonction des instants de mesure et des niveaux de pression du champ géopotentiel . . . . .	178
6.10	Performances moyennes sur l'ensemble des groupements en fonction des heures de mesure et des niveaux de pression du champ géopotentiel, pour les cumuls 0618 et 1806 . . . . .	179
6.11	Performance moyenne sur l'ensemble des groupements en fonction des niveaux de pression de deux champs géopotentiels pris aux instants 1 et 3 . . . . .	180
6.12	Performances moyennes sur l'ensemble des groupements en fonction des niveaux de pression des champs géopotentiels aux instants 1 et 3, pour les cumuls 0618 et 1806 . . . . .	180
6.13	Fenêtre 1234 d'analogie du second ordre et positionnements de l'ensemble des grilles explorées	182
6.14	Performance moyenne de l'analogie sur l'humidité à 925 hPa pour la fenêtre 32 sur l'ensemble des groupements en fonction de N1 et N2 . . . . .	183

6.15	Performance moyenne de l'analogie sur le flux horizontal de l'humidité à 700 hPa pour la fenêtre 2 sur l'ensemble des groupements en fonction de N1 et N2 . . . . .	185
6.16	Exemples de prévisions issues des modèles D2 et D3 sur les bassins de la Loire à Chadrac, de l'Ardèche à Vogüé et du Gardon à Anduze . . . . .	190
7.1	Cycle journalier adapté pour prendre en compte la répartition des prévisions EPS par pas de temps de 6 h . . . . .	195
7.2	Prévisions EPS émises le 06/09/2005 à 0 hTU et cumulées sur 6 et 12 h . . . . .	195
7.3	Cycle opérationnel bi-quotidien . . . . .	199
7.4	Prévisions EPS émises le 06/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze pour les périodes 06-18 hTU et 18-30 hTU, distribution combinée pour 06-30 hTU et mise à jour en prenant en compte le cumul observé depuis 6 hTU . . . . .	199
7.5	Prévisions émises le 16/11/2006 à 0 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	202
7.6	Prévisions émises le 16/11/2006 à 18 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	203
7.7	Prévisions émises le 08/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	203
7.8	Prévisions émises le 07/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	204
7.9	Prévisions émises le 17/11/2006 à 18 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	205
7.10	Prévisions émises le 06/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	206
7.11	Prévisions émises le 17/11/2006 à 0 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	207
7.12	Prévisions émises le 23/11/2007 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	208
7.13	Prévisions émises le 22/11/2007 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	209
7.14	Prévisions émises le 20/11/2007 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	210
7.15	Prévisions émises le 08/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	211
7.16	Prévisions émises le 21/11/2006 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	212
7.17	Prévisions émises le 22/11/2006 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	212
7.18	Prévisions émises le 07/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	214
7.19	Prévisions émises le 05/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	215
7.20	Prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	215
7.21	Prévisions émises le 22/11/2007 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	218
7.22	Prévisions émises le 06/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	219
7.23	Prévisions émises le 07/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	220
7.24	Prévisions émises le 22/11/2007 à 12 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	220
7.25	Prévisions émises le 08/09/2005 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	221
7.26	Prévisions émises le 05/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	222
7.27	Prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	223
7.28	Prévisions émises le 15/11/2006 à 18 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	224
7.29	Prévisions émises le 16/11/2006 à 6 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	225
7.30	Prévisions émises le 05/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	226
7.31	Prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l'Ardèche à Vogüé . . . . .	227
7.32	Prévisions émises le 07/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze . . . . .	228

---

A.1	Diagramme ROC . . . . .	266
A.2	Représentations possibles d'un diagramme de fiabilité . . . . .	268
A.3	Interprétation graphique du score CRPS et de sa décomposition en Finesse et Justesse . . . . .	277
B.1	Topographies et réseaux hydrographiques des autres bassins cévenols . . . . .	280
B.2	Topographies et réseaux hydrographiques des autres bassins de la Loire et de la Côte d'Azur . . . . .	281
B.3	Cartographie des stations pluviographiques et limnimétriques de l'OHM-CV . . . . .	282
C.1	Ajustement d'une loi Gamma à partir d'une gamme de cumuls probabilisés . . . . .	297
D.1	Bassins versants de l'Arve à la frontière franco-suisse et du Fier à la confluence avec le Rhône . . . . .	300
D.2	Corrélation entre les lames SAFRAN/A et MF/CNR aux pas de temps 6, 12 et 24h sur les bassins de l'Arve et du Fier . . . . .	302



# Liste des tableaux

1.1	Outils d'évaluation de prévision selon le type de prédictand et le type de prévision . . . . .	29
1.2	Tableau de contingence d'une prévision binaire. . . . .	32
2.1	Synthèse des autres bassins . . . . .	47
2.2	Seuils de débits sur les tronçons réglementaires . . . . .	50
2.3	Développements majeurs des EPS depuis leur implémentation en 1992 . . . . .	54
2.4	Nombres d'analogues en fonction de l'échéance . . . . .	60
2.5	Stations limnimétriques cévenoles . . . . .	63
2.6	Paramètres retenus pour TOPSIMPL . . . . .	68
2.7	Récapitulatifs des données et modèles hydrologiques disponibles . . . . .	70
3.1	Erreurs relatives moyennes sur les caractéristiques des lois Gamma initiales, selon la méthode des moments . . . . .	103
3.2	Erreurs relatives moyennes sur les caractéristiques des lois Gamma initiales, selon la méthode des moments pondérés . . . . .	103
4.1	Ajustements par la méthode des moments des lois statistiques employées . . . . .	114
4.2	Récapitulatif des calages du générateur . . . . .	119
6.1	Variables extraites des réanalyses NCEP/NCAR . . . . .	169
6.2	Variables extraites des réanalyses ERA-40 . . . . .	169
6.3	Evaluation des lames d'eau SAFRAN/F sur les bassins du Gardon à Anduze et de l'Ardèche à Vogüé . . . . .	173
6.4	Performances de l'analogie sur l'humidité selon la région et le pas de temps de cumul . . . . .	184
6.5	Performances de l'analogie sur le flux horizontal de l'humidité selon la région et le pas de temps de cumul . . . . .	186
6.6	Description des algorithmes de sélection de situations analogues retenus pour la phase de validation . . . . .	187
6.7	Performances globales des modèles retenus sur la période 1959-2001 exprimées selon la compétence du CRPS et de sa décomposition en Finesse et Justesse sur l'ensemble des groupements et sur les bassins cévenols uniquement . . . . .	188
6.8	Performances globales des modèles retenus sur la période 1959-2001 selon la zone géographique du groupement pluviométrique . . . . .	189
7.1	Liste des modes de génération stochastique tenant compte de l'information infra-journalière issue des EPS . . . . .	197

---

A.1	Tableau de contingence d'une prévision binaire. . . . .	262
A.2	Tableau de contingence dans le cas d'une prévision en trois catégories. . . . .	269
A.3	Exemple de ré-écriture du tableau de contingence A.2 en trois tableaux de contingence, d'après Bontron (2004). . . . .	270
B.1	Listes des postes pluviométriques des archives RIO et LOIRE . . . . .	283
B.2	Stations pluviographiques pour l'Ardèche à Vogüé . . . . .	284
B.3	Stations pluviographiques pour le Chassezac à Gravières . . . . .	285
B.4	Stations pluviographiques pour la Cèze à Tharoux . . . . .	286
B.5	Stations pluviographiques pour le Gardon à Alès . . . . .	287
B.6	Stations pluviographiques pour le Gardon à Anduze . . . . .	288
B.7	Stations pluviographiques pour le Vidourle à Sommières . . . . .	289
B.8	Evènements pluie-débit historiques disponibles . . . . .	290
D.1	Evaluation des lames d'eau SAFRAN/A sur les bassins de l'Arve et du Fier . . . . .	301

# Liste des abréviations

<b>BP</b>	Bulletin Précipitations, prévision fournie par Météo France
<b>BVNE</b>	Bassins Versants Numériques Expérimentaux, projets de recherche du SCHAPI
<b>CEN</b>	Centre d'Etude de la Neige de Météo-France
<b>CEPMMT</b>	Centre Européen pour les Prévisions Météorologiques à Moyen Terme, <i>ECMWF - European Centre for Medium-Range Weather Forecasts</i>
<b>CNR</b>	Compagnie Nationale du Rhône
<b>CNRS</b>	Centre National de la Recherche Scientifique
<b>DDE</b>	Direction Départementale de l'Equipemnt
<b>EDF</b>	Électricité De France
<b>ENSHMG</b>	École Nationale Supérieure de Mécanique et d'Hydraulique de Grenoble
<b>ENSE<sup>3</sup></b>	École Nationale Supérieure Energie, Eau et Environnement
<b>GFS</b>	<i>Global Forecast System</i> , modèle météorologique américain du NCEP
<b>hTU</b>	heure en Temps Universel
<b>INSU</b>	Institut National des Sciences de l'Univers
<b>LTHE</b>	Laboratoire d'étude des Transferts en Hydrologie et Environnement (Grenoble)
<b>MAL</b>	Modèle à Aire Limitée <i>LAM - Limited Area Model</i>
<b>MARS</b>	<i>Meteorological Archival and Retrieval System</i> serveur archivant les réanalyses ERA-40, les prévisions EPS du CEPMMT
<b>MCG</b>	Modèle de Circulation Générale <i>GCM - General Circulation Model</i>
<b>MNT</b>	Modèle Numérique de Terrain
<b>MOS</b>	<i>Model Output Statistics</i>
<b>NCAR</b>	<i>National Center for Atmospheric Research</i>
<b>NCEP</b>	<i>National Centers for Environmental Prediction</i>
<b>NOAA</b>	<i>National Oceanic and Atmospheric Administration</i>
<b>OHM-CV</b>	Observatoire Hydrométéorologique Méditerranéen Cévennes Vivarais
<b>ORE</b>	Observatoire de Recherche en Environnement
<b>OSUG</b>	Observatoire des Sciences de l'Univers de Grenoble
<b>RIC</b>	Réglement de surveillance de prévision et de transmission de l'Information sur les Crues
<b>SAC</b>	Service d'Annonce des Crues
<b>SCHAPI</b>	Service Central d'Hydrométéorologie et d'Appui à la Prévision de Inondations
<b>SPC</b>	Service de Prévision des Crues
<b>SPE</b>	Système de Prévision d'Ensemble, <i>EPS - Ensemble Prediction System</i>



# Introduction générale

## Contexte et Problématique

Les bassins du Sud de la France subissent des crues de façon récurrente, de l'ordre de 1 à 3 par an. Celles-ci sont générées par des épisodes de précipitations intenses, généralement en automne. Le risque inondation est, dès lors, une préoccupation majeure, notamment dans la région Cévennes-Vivarais, comme en témoigne la création de l'Observatoire Hydrométéorologique Méditerranéen Cévennes Vivarais. Les récentes inondations, touchant par exemple l'Ouvèze à Vaison-la-Romaine en 1992, le Gard en 2002, ont montré l'insuffisance des systèmes d'alerte fondés uniquement sur la propagation des débits (*annonce*). En effet, les délais de réponse relativement courts (environ 6 h) impliquent le besoin d'intégrer les prévisions hydrométéorologiques afin d'augmenter l'anticipation des systèmes d'alertes (*prévision*). Cela a conduit les autorités à réformer le fonctionnement opérationnel, passant de l'annonce à la prévision des crues. La nouvelle organisation, composée du Service Central d'Hydrométéorologie et d'Appui à la Prévision des Inondations et de 22 Services de Prévision des Crues, affiche délibérément un tel objectif.

D'une manière générale, la prévision des crues recherche donc l'anticipation maximale pour le déclenchement de l'alerte à un événement dommageable, associée à la meilleure estimation possible de la chronique des débits futurs. Elle doit être réalisée avec une échéance de prévision suffisante pour la mise en vigilance des services opérationnels et les actions à engager, et doit fournir une information la plus fiable, la plus fine et la plus juste possible sur l'amplitude de la crue attendue, pour que les décisions soient prises avec confiance. Cette anticipation suppose l'utilisation par les hydrologues, de prévisions de précipitations fournies par les météorologues, soit directement, soit après une adaptation supplémentaire à leurs besoins spécifiques, et de modèles hydrologiques. La prévision hydrologique est l'un des questionnements scientifiques actuels en météorologie et en hydrologie. Cela porte en particulier sur la constitution de systèmes intégrant les prévisions hydrométéorologiques, les modélisations hydrologiques et sur l'estimation des incertitudes propres à chaque étape de l'élaboration des prévisions hydrologiques ensemblistes. Ces préoccupations ont conduit à la création du projet de coopération internationale « Hydrological Ensemble Prediction EXperiment ».

Cette thèse s'inscrit pleinement dans ce contexte hydrométéorologique réunissant les aspects de recherche et opérationnels, en s'intéressant particulièrement aux bassins de moyenne montagne, et plus particulièrement, de la région Cévennes-Vivarais. L'objectif principal consiste à utiliser au mieux les prévisions de précipitations et leurs incertitudes associées, tant du point de vue quantitatif que du point de vue qualitatif, afin d'élaborer des prévisions hydrologiques affichant une anticipation maximale et la meilleure estimation possible de la chronique de débit attendue.

Par rapport à des démarches « lourdes », utilisant un couplage complet et figé entre un modèle hydrologique et le modèle météorologique qui l'alimente en scénarios de précipitations, nous préférons une démarche plus légère, plus souple. Nous souhaitons pouvoir nous alimenter en prévisions de précipitations auprès de plusieurs fournisseurs, quitte à effectuer des pré-traitements permettant leur introduction dans un ou plusieurs modèles hydrologiques, choisis eux-mêmes simples et robustes. Cette démarche se situe dans la continuité de travaux de recherche menés au LTHE sur le développement d'une chaîne de prévision hydrologique (Tourasse 1981, Lebel 1984, Lardet 1992, Datin 1998, Obled *et al.* 2004, Moulin 2007). Dans le cadre de cette thèse, elle sera appliquée à trois bassins du Massif Central : la Loire à Chadrac, l'Ardèche à Vogüé et le Gardon à Anduze.

## Organisation du mémoire

Ce document s'articule en 7 chapitres, répartis en 3 parties. La première partie s'intéresse à la prévision hydrologique en général, et au contexte d'application à la région Cévennes-Vivarais en particulier. La deuxième partie se préoccupe des prévisions hydrologiques élaborées à partir d'un forçage hydrométéorologique journalier. La dernière partie porte sur l'intégration d'informations infra-journalières, nécessaires à la production de prévisions hydrologiques plus justes, plus fines et fiables.

Le **premier chapitre** présente les concepts et outils nécessaires pour élaborer des prévisions hydrologiques. Il explore notamment les sources d'incertitudes associées à la prévision des précipitations, à l'adaptation des échelles météorologiques et hydrologiques, aux données et modélisations hydrologiques, et dresse un panorama des différentes approches employées pour les estimer. Il évoque également quelques exemples de systèmes opérationnels ou prototypes de prévisions hydrologiques ensemblistes existants. Il détaille les différents outils d'évaluation statistique des prévisions hydrométéorologiques, employés en fonction du cadre d'utilisation des prévisions de précipitations.

Le **deuxième chapitre** est dédié aux contextes hydrométéorologique et opérationnel des bassins à crues rapides de la région Cévennes-Vivarais. Après avoir rappelé les principaux éléments hydrométéorologiques, il introduit les prévisions de précipitations, les données pluviométriques et

hydrométriques disponibles et utilisées, issues des réseaux opérationnels et d'archives historiques. Il présente enfin la chaîne de prévision hydrologique développée au sein du LTHE.

Le **troisième chapitre** est consacré à l'évaluation des prévisions journalières de précipitations provenant soit directement des sorties de modèles météorologiques (prévision d'ensemble), soit d'une approche de prévision par analogie, comparées aux observations opérationnelles. Il décrit ensuite la correction d'un biais des prévisions par analogie révélé lors de l'évaluation de leur fiabilité statistique.

Le **quatrième chapitre** se focalise sur une pièce maîtresse de la chaîne de prévision hydrologique : le générateur stochastique de scénarios horaires de précipitations. Après avoir introduit les principes sous-jacents à la technique de désagrégation temporelle des prévisions de précipitations, il décrit la méthodologie employée lors de sa calibration. Il explicite également son utilisation dans le cadre de l'élaboration de prévisions, en évoquant son conditionnement par le passé et en détaillant son conditionnement par le futur, c'est-à-dire par les prévisions. Il présente enfin le cycle de fonctionnement opérationnel avec un rafraîchissement journalier des prévisions de précipitations en 24 h.

Le **cinquième chapitre** détaille le fonctionnement opérationnel de la chaîne de prévision hydrologique illustré par l'évènement des 6 et 8 septembre 2005 sur le Gardon à Anduze. Il montre ensuite les récentes améliorations opérées sur cet outil apportées par l'augmentation de l'échéance de prévision, la prise en compte de la correction statistique des prévisions par analogie et par l'introduction d'informations qualitatives complémentaires. Les prévisions hydrologiques sont illustrées par des épisodes sur nos bassins d'application. Il dévoile enfin les défauts subsistants, qui plaident pour l'introduction d'informations à des pas de temps infra-journaliers.

Le **sixième chapitre** est dédié aux prévisions de précipitations fournies à des pas de temps infra-journaliers. Il propose une analyse du pas de temps optimal sur lequel fournir les prévisions de précipitations, propre aux bassins à crues rapides. Il s'attache également à l'élaboration d'une méthode de prévisions par analogie à un pas de temps bi-quotidien. Nous démontrerons à cette occasion la flexibilité de la méthode, et le fait que ses limitations proviennent seulement de la disponibilité d'archives pluviométriques appropriées.

Le **septième chapitre** introduit donc deux nouvelles approches introduisant de l'information infra-journalière qualitative ou quantitative sur les précipitations. Il dévoile notamment les nouveaux cycles de fonctionnement opérationnel associés. Il présente enfin les améliorations apportées par ces nouvelles approches, permettant une meilleure anticipation et une meilleure estimation de la chronique de débits.



Première partie

Prévision hydrologique en région  
cévenole



# Prévision Hydrologique d'Ensemble

# 1

## 1.1 La prévision en hydrologie

Prévoir revient à considérer que disposer d'une information sur le futur est préférable à l'ignorance (Jolliffe et Stephenson 2003). Cette maxime est aujourd'hui appliquée dans de nombreux domaines tels que l'économie (indicateurs économiques, investissement), les transports (trafic routier, essor démographique), la médecine (propagation épidémique) et, évidemment, la météorologie (pollution de l'air, navigation maritime, inondation, avalanche, agriculture). La prévision s'appuie sur un ensemble d'informations disponibles, concernant le passé ou le futur, à l'instant où elle a été effectuée, pour fournir une information sur le comportement futur de l'objet, sur une certaine durée, appelée *horizon de prévision* ou *échéance de prévision*.

### 1.1.1 La prévision des crues

En hydrologie, la prévision est utilisée dans la gestion du risque (alerte, gestion des barrages et réservoirs, gestion des stations d'épuration, ...), l'évaluation de la ressource en eau et de ses usages (écoulement annuel, étiage, apport dans les retenues, ...), en s'intéressant aux précipitations solides et liquides, aux niveaux d'eau dans les rivières, au contenu en eau du sol, à la formation du ruissellement sur les versants, à la propagation des apports en eau dans les systèmes hydrographiques. En météorologie, on distingue quatre types de prévision, en fonction de l'horizon de prévision :

- la prévision immédiate (*nowcasting*), jusqu'à 2-3 heures.
- la prévision à courte échéance (*short range forecasting*), jusqu'à 3 jours.
- la prévision à moyen-terme (*medium range forecasting*), de 3 à 15 jours.
- la prévision à long terme (*long range forecasting*), du mois à la saison.

La prévision des crues se rattache aux trois premières catégories, selon les caractéristiques météorologiques, hydrologiques et géophysiques du lieu d'étude. En effet, pour passer à la prévision des crues il faut intégrer et normaliser par le temps de réponse du système hydrologique. Celui-ci est couramment résumé dans l'hydrogramme unitaire du bassin considéré (Duband *et al.*

1993). Si une pluie efface r epond entre 0 et le temps de concentration  $T_c$ , la pluie tomb ee au pas de temps 0 reste majoritaire dans la r eponse hydrologique jusqu'au temps de mont ee au pic  $T_p$ . Il est donc possible de se contenter, pour cet horizon  $T_p$  du bassin consid er e, de pr evoir les d ebits entre  $t + 0$  et  $t + T_p$  avec les seules pr ecipitations observ ees jusqu'au temps  $t$ . Dans ce cas, la pr evision hydrologique est rattach ee  a la pr evision imm ediate puisqu'elle est r ealis ee sans pr evision de pr ecipitations. Par contre, au-del a de ce temps  $T_p$ , les pluies tomb ees entre 0 et  $T_p$ , si elles sont importantes, prennent un r ole dominant et doivent  tre pr evues, comme l'illustre la figure 1.1. Enfin, si au temps 0, on souhaite pr evoir les d ebits au-del a de  $T_c$ , alors la pr evision de pr ecipitations devient indispensable. Le probl eme est que, si les  ch eances m eteorologiques sont relativement fix ees a priori, il n'en est pas de m eme pour les  ch eances hydrologiques, o u le temps de mont ee au pic peut aller de quelques dizaines de minutes pour les bassins urbains,   quelques demi-heures pour les petits bassins ruraux ou montagneux, puis   quelques heures pour un bassin plus grand et jusqu' a quelques dizaines d'heures pour de grands syst emes fluviaux.

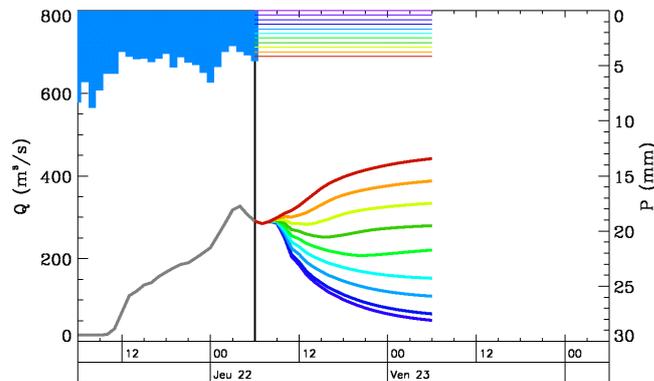


FIGURE 1.1 – Exemple de pr evision   24 h sur le Gardon   Anduze selon diff erents sc enarios de pr ecipitations futures lors de l' pisode de novembre 2007. Chaque sc enario correspond   une proportion de la derni ere pluie tomb ee, prolong ee pendant 24 heures.

De fa on simple, la pr evision est une extrapolation du comportement de l'hydrosyst eme via l'utilisation d'un ou plusieurs mod eles hydrologiques et hydrauliques,   partir d'un  tat connu de ce syst eme, en int egrant la pr evision des variables m eteorologiques. Elle requiert de nombreuses donn ees m eteorologiques observ ees et pr evues (pr ecipitations, temp eratures), g eophysiques (humidit e dans le sol, conductivit e hydraulique) et hydrom etriques (hauteur d'eau, d ebit, enneigement, volume dans les retenues). Coupl e   un syst eme d'information g eographique, cet ensemble permet ainsi d' laborer une pr evision des inondations.

Dans le cadre de cette th ese, nous nous consacrerons aux bassins de quelques centaines de kilom etres carr es situ es en moyenne et haute montagne et sujets aux crues parfois appel ees «  clair » ou « rapides », caract eris ees par des  volutions tr es soudaines de l'hydrosyst eme, g en eralement engendr ees par des pr ecipitations intenses. Le terme « rapide » renvoie   la formation et l' volution rapide de la crue sur les bassins dont les temps caract eristiques sont inf erieurs   24 h. Dans la suite de ce document, le terme g enerique « pr evision hydrologique » se rapportera plus sp ecifiquement   la « pr evision des crues rapides ». Sur de tels bassins ayant des temps de mon-

tée au pic  $T_p$  de une à quelques heures, la prévision des crues nécessite l'emploi de prévisions météorologiques afin de disposer d'un horizon de prévision suffisant (24-48 h) dans une optique opérationnelle (Siccardi *et al.* 2005).

### 1.1.2 Vers des prévisions probabilistes

En France, la prévision opérationnelle des crues par les services de l'Etat est relativement récente. La loi de 2002 instaure le passage de l'annonce de crue à la prévision des crues, créant en même temps le Service Central d'Hydrométéorologie et d'Appui à la Prévision des Inondations (SCHAPI) ainsi que les 22 services régionaux de prévisions des crues (Tanguy *et al.* 2005). Une première approche pour prévoir les crues consiste à appliquer des abaques fournissant un niveau de risque associé à l'aléa « crue », à partir des prévisions météorologiques et d'informations sur la saturation du sol, voire de prévisions de prélèvement ou de rejet de la part d'opérateurs hydro-électriques. Une seconde approche, plus récente, est généralement réalisée sur de grands bassins, utilisant des modèles hydrauliques de propagation de crue, initialisés par des observations hydro-métriques récoltées sur les bassins amont. Sur les bassins à crues rapides, cette approche se révèle insuffisante pour prévoir correctement les crues (Duband 2000). Une première technique consiste alors à utiliser les prévisions météorologiques en entrée de modèles hydrologiques, principalement globaux, produisant des chroniques de débits (*e.g.* Droegemeier *et al.* (2000)). Le système de prévision hydrologique produit un seul hydrogramme sur l'horizon de prévision.

Cette approche déterministe demeure insuffisante, l'incertitude sur les événements futurs n'étant pas négligeable, et justifie le besoin de prévisions probabilistes (Krzysztofowicz 2001). La prévision des crues se situant à l'interface entre de nombreuses disciplines (l'hydrologie, la météorologie, la mécanique des fluides, les mathématiques, les statistiques, l'informatique), elle bénéficie des avancées de chacune d'entre elles dans la compréhension des mécanismes des systèmes précipitants, dans la modélisation en sciences de l'environnement et dans la prise de décision en avenir incertain (Droegemeier *et al.* 2000, Golding 2000) :

- imagerie radar,
- imagerie satellite,
- modèles numériques de prévision du temps à haute résolution,
- modèles hydrologiques,
- modèles hydrauliques de propagation de l'onde de crue,
- techniques statistiques de couplage hydrométéorologique,
- techniques de calibration des modèles.

En effet, malgré les récentes avancées scientifiques, les prévisions déterministes ne pourront être parfaites. D'une part, certains éléments restent mal représentés dans les modèles numériques, notamment l'orographie en zone de montagne (*e.g.* Arduino *et al.* (2005)). D'autre part, la nature non-linéaire de tels hydrosystèmes amplifie les erreurs avec l'horizon de prévision. Elle impose ainsi une limite de prévisibilité, même avec des observations et des modèles parfaits (Lorenz 1969). Krzysztofowicz (2001) précise que cet aspect déterministe crée l'illusion de la certitude.

L'approche probabiliste se développe donc depuis quelques années (Siccardi *et al.* 2005, Collier 2007, Cloke et Pappenberger 2008, Zappa *et al.* 2008, Thielen *et al.* 2009a). Ainsi, comme le souligne Krzysztofowicz (2001), l'incertitude de la prévision (*predictive uncertainty*) donne une mesure numérique du degré de certitude sur l'occurrence et l'amplitude de l'évènement que l'on cherche à prévoir. Il indique également qu'au-delà d'une certaine échéance, la climatologie devient l'information la plus judicieuse à utiliser. Cette approche probabiliste revient généralement à spécifier une distribution statistique pour la variable à prévoir (*predictand*) au lieu d'une estimation ponctuelle. Bogner et Kalas (2008) précisent qu'une prévision probabiliste doit respecter trois caractéristiques primordiales :

- **avoir un horizon de prévision suffisante** pour la mise en vigilance des services opérationnels, la mise en sécurité des personnes et des biens, engager des actions préventives, comme l'écrêtement des crues via une vidange préventive de barrages.
- **être juste**, à savoir bien prévoir le temps et l'amplitude du pic de débit, voire la chronique entière.
- **être fiable** afin de prendre des décisions avec confiance.

Schaake *et al.* (2006) suggèrent qu'il est nécessaire d'intégrer l'ensemble des avancées de la recherche scientifique dans les procédures opérationnelles de prévision des crues, insistant sur l'aspect probabiliste et les incertitudes. L'intérêt d'une telle approche et la nécessité de l'évaluer correctement (Krzysztofowicz 2001, Schaake *et al.* 2007, Welles *et al.* 2007), en particulier sur les trois qualités précédemment citées, conduisent à la création de projets internationaux interdisciplinaires dont l'Hydrological Ensemble Prediction EXperiment (HEPEX).

### 1.1.3 Hydrological Ensemble Prediction EXperiment

HEPEX est un projet de coopération internationale lancé en 2004 (Schaake *et al.* 2007, Thielen et Schaake 2008), destiné à développer des procédures visant à produire des prévisions hydrologiques fiables, qu'elles soient immédiates, à court terme (échelle locale), à long terme avec la perspective du changement climatique (échelle régionale), et à démontrer leur utilité dans la prise de décision dans les domaines de l'environnement, de l'eau et des secours (hydro-électricité, agriculture, risque, prévention, aménagement hydraulique). Il regroupe des chercheurs, des prévisionnistes, des gestionnaires de ressource en eau et des décideurs. Thielen *et al.* (2008) mettent en évidence quatre composantes dans l'élaboration de prévisions hydrologiques, schématisé par la figure 1.2 :

- les observations hydrologiques, hydrométriques, météorologiques, géographiques définissant les conditions initiales du système hydrologique ;
- les prévisions météorologiques et les outils de traitement associés fournissant des entrées fiables aux modules suivants ;
- les modèles hydrologiques reproduisant aussi bien que possible le comportement du bassin ;
- les modules de traitement des prévisions hydrologiques résultantes pour les corriger, et ainsi améliorer leur fiabilité.

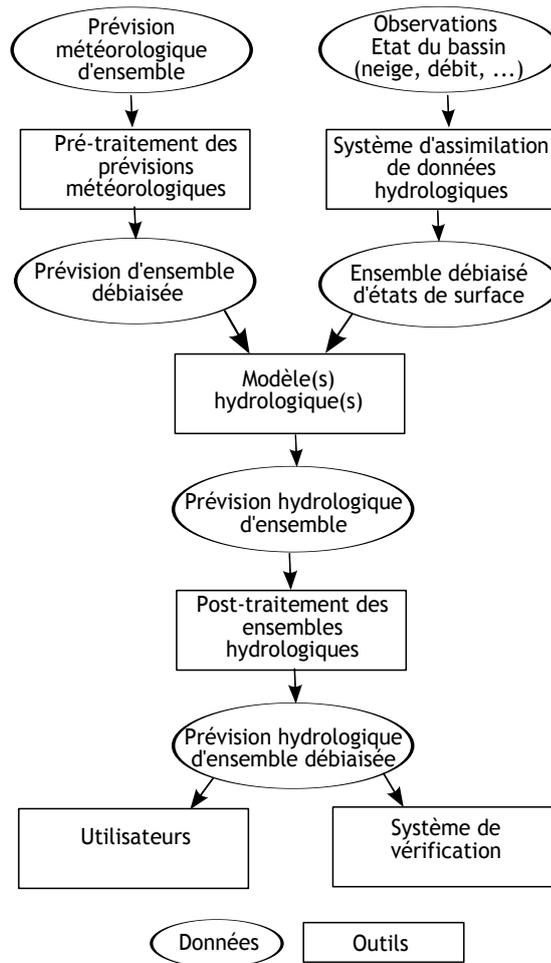


FIGURE 1.2 – Schéma d'un système de prévision hydrologique probabiliste, d'après Schaake *et al.* (2007)

Dans le cadre de cette thèse, on s'intéresse principalement à la façon de produire des prévisions hydrologiques intégrant les incertitudes des prévisions de précipitations. Il s'agit, au préalable, de les évaluer, de les corriger si besoin et surtout d'en faire le meilleur usage hydrologique, en incorporant des informations quantitatives et qualitatives. Ces objectifs s'insèrent pleinement dans le projet HEPEx, qui soulève de nombreuses interrogations scientifiques (Schaake *et al.* 2007, Thielen *et al.* 2008). Parmi celles-ci, les questions suivantes ressortent particulièrement :

- Quelle est l'influence d'une résolution plus fine des modèles météorologiques sur la justesse et la fiabilité des prévisions hydrologiques ?
- Quel bénéfice peut-on tirer de l'utilisation de telles prévisions ?
- Comment combiner des prévisions à échéances diverses ?
- Comment produire des prévisions hydrologiques probabilistes reflétant l'ensemble des incertitudes ?
- Comment les valider, détecter des biais et les corriger, si besoin ?
- Comment combiner différentes sources d'informations quantitatives et qualitatives ?
- Quels avantages sont apportés par les méthodes de post-traitement des sorties des modèles météorologiques ?

Il en résulte que les incertitudes sont au coeur de la prévision hydrologique probabiliste. L'élaboration de prévisions hydrologiques requiert ainsi l'utilisation de procédures débiaisant les variables de forçage, en entrée de modèles hydrologiques calibrés sur des données historiques, pour produire des prévisions hydrologiques débiaisées (Georgakakos 2007), comme schématisé sur la figure 1.2. Il est essentiel de les lister exhaustivement, de comprendre comment elles se propagent dans de tels systèmes aux comportements non linéaires et comment en tenir compte dans la prise de décision (Krzysztofowicz 2001, Thielen *et al.* 2008). Pappenberger et Beven (2006) montrent cependant les réticences actuelles à les intégrer au sein des modèles, notamment en mode « prévision ». Ces incertitudes peuvent provenir des conditions initiales de l'atmosphère et du bassin à travers les mesures réalisées sur les réseaux d'observations météorologiques et hydrologiques, de la connaissance physique du bassin (topographie, nature du sol, couverture de la végétation), des modèles météorologiques (forçage orographique, paramétrisation sous-maille) et hydrologiques (structure du modèle, choix de la paramétrisation) et des états futurs prévus.

La section 1.2 propose un aperçu des différentes sources d'incertitudes. La section 1.3 expose quelques exemples de chaînes de prévision hydrologique. Par ailleurs, Schaake *et al.* (2006) indiquent qu'il ne faut pas oublier la finalité opérationnelle lors de l'évaluation. Différentes méthodologies et outils ont été développés, que ce soit pour qualifier la distribution statistique ou la détection d'un évènement. La section 1.4 présente les outils destinés à évaluer les prévisions déterministes et probabilistes, en insistant sur les qualités requises pour ces dernières.

## 1.2 Les incertitudes en hydrométéorologie

### 1.2.1 La prévision des précipitations

#### 1.2.1.1 Les sources d'incertitudes

La Prévision Numérique du Temps (PNT - *Numerical Weather Prediction, NWP*) consiste à prévoir le temps à partir d'un état initial de l'atmosphère grâce à des lois de mécanique des fluides et de thermodynamique régissant l'évolution de l'atmosphère, via un modèle numérique déterministe. Résultant d'interactions thermodynamiques complexes sur de grandes (circulations de moussons, perturbations et structures frontales) à petites échelles (systèmes convectifs et orages, déclenchement orographique), les précipitations demeurent l'une des variables météorologiques les plus difficiles à simuler et donc à prévoir.

L'état initial de l'atmosphère est obtenu à l'aide d'un nombre important d'observations météorologiques provenant des réseaux de mesure au sol ou sur les océans, de radiosondages (pression, vent, humidité, température), voire de radars météorologiques et de satellites. Ces données sont ensuite assimilées selon des techniques mathématiques d'*assimilation de données* fournissant l'état initial de l'atmosphère, appelé *analyse*, sur des échelles spatio-temporelles adaptées au modèle numérique. Cette étape est importante du fait de la qualité inégale des observations et de

leur distribution hétérogène sur le globe, en particulier sur les océans. Malgré tout, ces conditions initiales sont estimées avec une certaine justesse et demeurent ainsi une source d'incertitudes, appelée *incertitudes sur les conditions initiales*, pour la prévision météorologique (Kalnay 2003, Leutbecher et Palmer 2008).

La dynamique et la physique atmosphérique ne peuvent être intégrées analytiquement, du fait de la complexité et de la non-linéarité des équations à résoudre. Il faut alors recourir aux techniques d'analyse numérique élaborant une représentation dynamique des lois à résoudre. Celle-ci nécessite une discrétisation des équations sur un maillage, un couplage pour définir les conditions aux limites. La résolution horizontale, variant aujourd'hui de 15 à 50 km pour les modèles globaux et de 100 à 200 km pour les modèles de circulation générale, résulte du compromis entre le réalisme de la prévision et le temps de calcul induit. Toutefois, ces échelles spatiales ne permettent pas de représenter l'ensemble des phénomènes météorologiques. Une bonne prévision doit également tenir compte de ceux dont les longueurs caractéristiques sont inférieures à la résolution du modèle, phénomènes dits *sous-maille* (convection, physique des nuages, effets radiatifs, turbulence proche du sol, effets orographiques). La représentation de l'influence moyenne à grande échelle de ces processus sous-maille est réalisée à l'aide de paramètres physiques, d'où le terme *paramétrisation*. Toutefois, cette étape indispensable ne compense pas les limitations imposées par la résolution trop grossière du modèle, révélant ainsi les *incertitudes du modèle* (Kalnay 2003, Leutbecher et Palmer 2008).

### 1.2.1.2 La prévision d'ensemble

La *prévision d'ensemble* élargie l'approche classique déterministe pour prendre en compte les incertitudes sur les conditions initiales et les incertitudes du modèle. Pour des raisons numériques, les modèles utilisés dans un Système de Prévision d'Ensemble (SPE - *EPS* en anglais) sont généralement dégradés, comparés aux modèles globaux, en réduisant notamment les résolutions horizontale et verticale. Les sorties de modèles intégrant ces incertitudes sont appelées *traces* et la sortie issue du SPE sans aucune perturbation est appelée *contrôle*.

### Prise en compte des incertitudes sur les conditions initiales

Plusieurs approches existent pour estimer l'incertitude sur les conditions initiales (Collier 2007, Leutbecher et Palmer 2008). Cette diversité révèle la connaissance limitée de cette source d'incertitudes. On distingue les techniques dont l'objectif est d'obtenir un échantillon d'états initiaux, généralement en perturbant les observations, et celles sélectionnant des états initiaux perturbés engendrant dynamiquement la dispersion maximale de l'ensemble sur l'horizon de prévision.

Le Centre Météorologique Canadien (CMC) applique une technique issue de la première catégorie puisque les observations sont perturbées en amont de l'analyse (Houtekamer *et al.* 1996), le bruit rajouté respectant l'incertitude connue des observations. Cette méthode est complétée par

un ensemble de cycle d'assimilation de données appelé *Ensemble Kalman Filter* (Houtekamer et Mitchell 1998), fournissant ainsi un ensemble d'analyses.

Le Centre Américain (NCEP) et le Centre Européen (CEPMMT) emploient deux procédés différents provenant de la seconde catégorie, à partir d'une version dégradée du modèle du SPE en terme de résolution. Le SPE du NCEP utilise la méthode des vecteurs d'accroissement (*Bred Vectors*). Cela consiste à déterminer de façon cyclique les évolutions dynamiques des analyses perturbées sur de courtes périodes (24-48 h), puis à les contraindre selon les incertitudes d'analyse connues (Toth et Kalnay 1997). Une méthode moins locale utilise les vecteurs de Lyapunov (Kalnay 2003). Les analyses produisant les perturbations présentant les croissances les plus rapides sont alors employées pour représenter les incertitudes sur les conditions initiales. Le CEPMMT applique la méthode des vecteurs singuliers (*singular vectors*) décrivant la dynamique des perturbations d'analyse sur les 48 premières heures de l'horizon de prévision (Buizza et Palmer 1995, Molteni *et al.* 1996). La dernière version (Persson et Grazzini 2007) intègre aussi cette méthode sur les 48 h précédant l'instant de prévision pour être mieux adaptée au cycle d'assimilation (Buizza *et al.* 2003) et à un ensemble de cycles d'assimilation (Buizza *et al.* 2008). Il s'agit d'identifier les incertitudes sur la structure initiale ayant un impact maximal à 48 h puis d'appliquer ces vecteurs singuliers à l'analyse, avec un ajustement d'échelles pour obtenir un ensemble de conditions initiales respectant les incertitudes d'analyses connues.

### Prise en compte des incertitudes du modèle

La prise en compte des incertitudes du modèle est plus récente. Elle consiste généralement à perturber la paramétrisation (CMC) ou à réaliser une paramétrisation statistico-dynamique (CEPMMT) tenant compte des corrélations spatiale ( $10^\circ$ ) et temporelle (6 h) (Buizza *et al.* 1999). L'utilisation de plusieurs modèles est également une approche utilisée (Arribas *et al.* 2005, Leutbecher et Palmer 2008), sous-entendant que chaque modèle est construit indépendamment des autres et qu'au moins l'un d'entre eux est capable de prévoir l'évènement.

### Approches multi-ensemblistes

Les dernières versions des SPEs canadien, américain et européen produisent respectivement 20, 10 et 25 paires (perturbations négatives et positives) de conditions initiales, formant ainsi une prévision d'ensemble comprenant respectivement 40, 20 et 50 traces, considérées comme équiprobables, et un contrôle. Depuis leurs implémentations respectives, ces prévisions d'ensemble sont plus performantes, en particulier grâce à l'augmentation du nombre de traces (Buizza et Palmer 1998, Buizza *et al.* 1998, Richardson 2001, Ferro *et al.* 2008), à l'introduction de résolutions horizontales et verticales plus fines (Buizza *et al.* 1999, Buizza *et al.* 2003, Richardson *et al.* 2007, Buizza *et al.* 2008) et à la combinaison de modèles de résolutions différentes selon l'échéance de prévision, telle que le propose VAREPS (Buizza *et al.* 2007). Buizza *et al.* (2005) montrent que ces trois SPEs présentent des performances de prévision similaires. En particulier, ils sont tous sous-dispersifs, montrant que pris individuellement, chaque SPE n'intègre pas toutes les incertitudes. Afin de remédier à ce défaut de prédictabilité, la dernière démarche consiste à intégrer les prévisions d'ensemble des SPEs existants, dans un système multi-ensembliste, par

exemple le NAEFS pour l'Amérique du Nord (Candille 2009) et TIGGE pour l'ensemble du globe (Park *et al.* 2008). Candille (2009) signale qu'un tel système est meilleur que les SPEs contributeurs, que ce soit en terme de fiabilité ou de résolution. Ce gain provient de l'augmentation du nombre de traces, de la compensation des erreurs de prévision (Hagedorn *et al.* 2005) et surtout d'une meilleure capture des incertitudes de prévision météorologique (Weigel *et al.* 2008). Ces systèmes multi-ensemblistes se révèlent être de bonnes opportunités pour la prévision opérationnelle météorologique (Park *et al.* 2008) et hydrologique (Pappenberger *et al.* 2008, He *et al.* 2009).

### 1.2.1.3 L'adaptation statistique

Les incertitudes issues des conditions initiales et du modèle introduisent des erreurs systématiques dans les sorties brutes du modèle météorologique, notamment les précipitations. La prévision d'ensemble est une approche stochastique gourmande en ressources numériques et, même si l'émission de 30 à 50 traces donne une idée de l'incertitude, elles peuvent globalement être biaisées par rapport à la réalité. Une autre approche, plus empirique, consiste donc à corriger ces biais en rajoutant l'information contenue dans les observations. Il s'agit ainsi de relier statistiquement le *prédicteand* (*i.e.* la variable que l'on cherche à mieux prévoir) et les *prédicteurs* (*i.e.* les variables explicatrices). On distingue les méthodes purement statistiques et les méthodes statistico-dynamiques.

#### Les statistiques de sorties de modèles

Glahn et Lowry (1972) ont développé une méthode objective d'adaptation statistique de sorties de modèles de prévision du temps (*Model Output Statistics - MOS*). Elle relie les observations du prédicteand aux prédicteurs prévus par le modèle météorologique à plusieurs échéances à l'aide d'une régression linéaire multiple par la méthode des moindres carrés. Cette relation est ensuite employée pour déterminer la prévision du prédicteand. La discrétisation de variables continues, comme les précipitations, est requise. Antolik (2000) l'a appliquée aux sorties du modèle américain (*Global Forecast System - GFS*) et signale que, généralement, les prédicteurs sont physiquement acceptables. Souvent appliquée aux prévisions déterministes, cette technique peut être employée pour corriger les sorties des SPEs (Gneiting *et al.* 2005, Hamill *et al.* 2004).

#### Traitement bayésien de sorties de modèles

Krzysztofowicz et Maranzano (2006) ont introduit une technique de traitement statistique de sorties de modèles fondée sur la théorie bayésienne (*Bayesian Processor of Output - BPO*). Cette version est destinée à produire des prévisions quantitatives et probabilistes de variables continues. Dans le cas de prévision de précipitations, la distribution prévue est scindée en deux composantes : la probabilité d'occurrence et la distribution des cumuls strictement positifs. La première est obtenue par la version du BPO adaptée aux variables binaires (Krzysztofowicz 2004). La seconde est déterminée à partir de la distribution climatologique et des prédicteurs issus des sorties de modèle.

## Adaptation par analogie

L'adaptation par analogie permet d'extrapoler temporellement le prédictand à partir de prédicteurs prévus par le modèle déterministe. Pour chaque échéance de prévision, les prédicteurs prévus sont comparés à des archives de prédicteurs observés. Les plus proches selon un critère d'analogie sont ensuite sélectionnés. Il en résulte la création d'un ensemble de situations analogues qui fournit alors la distribution attendue du prédictand pour l'échéance considérée. Diomede *et al.* (2008) signalent que l'ensemble des situations considérées comme analogues représentent les incertitudes sur les conditions initiales. Ce n'est pas tout-à-fait le cas puisque l'approche par analogie est dépendante de la longueur de l'archive, du biais du modèle météorologique dans la prévision des prédicteurs et des différences en résolutions horizontale et verticale des modèles d'analyse des variables météorologiques. Le critère d'analogie appliqué, le choix des prédicteurs et la taille de l'ensemble sont primordiaux pour que cette technique soit stable et fiable, et représente correctement les incertitudes dues aux conditions initiales et aux modèles. Le critère d'analogie peut s'apparenter soit à un critère de proximité (analyse en composante principale, distance euclidienne), soit à un score de corrélation (score de corrélation de Pearson, score de Teweless-Wobus) (Altava-Ortiz *et al.* 2006, Wetterhall *et al.* 2005). Ce dernier est détaillé dans le paragraphe §2.2.3. Par ailleurs, les variables généralement retenues sont celles qui présentent le moins de biais dans leur prévision tout en apportant un maximum d'informations sur le prédictand, à savoir le géopotential, la température, le vent (Wilby et Wigley 2000).

## Reforecasts

Le défaut de ces techniques, en particulier l'approche MOS, réside dans leurs dépendances aux modèles météorologiques, du fait de la compensation des erreurs de leurs parties dynamique et physique (Carter *et al.* 1989), et de la profondeur des jeux de données utilisés pour caler les relations statistiques. Or les modèles sont en constante évolution limitant de ce fait l'utilisation pratique de cette méthode par la modification des caractéristiques des erreurs (Hamill *et al.* 2004). Pour y remédier, une solution réside dans l'élaboration et l'utilisation d'archives longues et homogènes de prévisions de prédicteurs, appelées *reforecasts*, qu'il faudrait idéalement produire, rétrospectivement, à chaque changement de modèle (Hamill *et al.* 2006). En effet, elles offrent la possibilité de corriger les erreurs de prévisions actuelles par l'analyse des erreurs de prévisions passées. Néanmoins, ces archives ne sont pas courantes en météorologie du fait de leur coût numérique important. Il est à noter que, depuis mars 2009, le CEPMMT élabore de telles archives de prévisions de façon opérationnel, une fois par semaine. Elles comportent 5 traces et couvrent les 18 dernières années (Hagedorn *et al.* 2008, Hamill *et al.* 2008).

### 1.2.2 Les échelles hydrométéorologiques

La prévision météorologique n'est pas la seule source d'incertitudes sur la prévision hydrologique (Ferraris *et al.* 2002, Schaake *et al.* 2007). Même si le modèle lui-même était parfait, les variables sont prévues sur des pas de temps (de l'ordre de 6 h à 24 h) et d'espace (de 20 à 200 km) trop grossiers pour être directement appliquées dans les modèles hydrologiques (Blöschl et

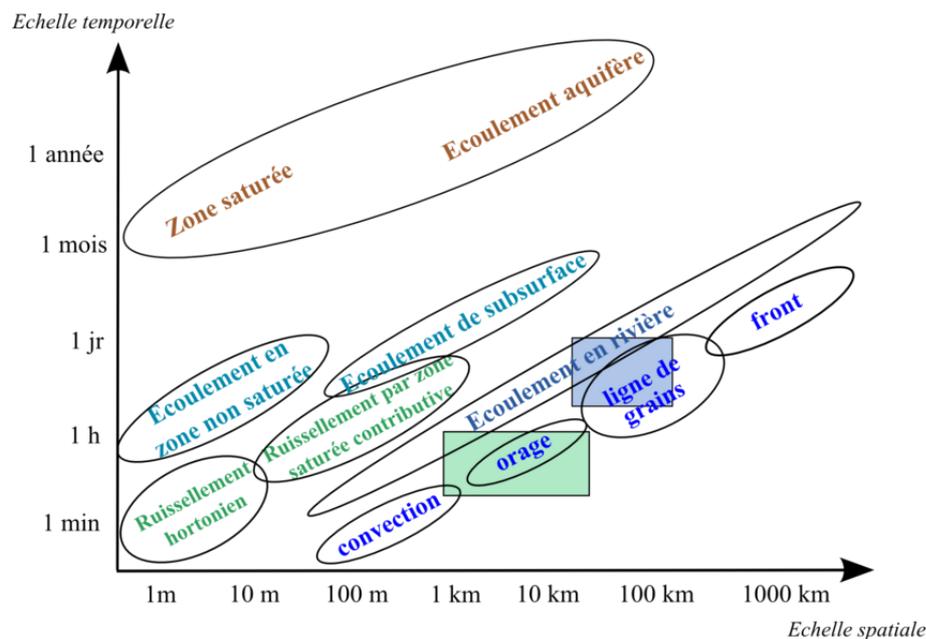


FIGURE 1.3 – Echelles spatio-temporelles des processus hydro-météorologiques (adapté de Blöschl *et al* (1995)). Le rectangle bleu indique schématiquement les échelles auxquelles sont fournies les prévisions hydro-météorologiques. Le rectangle vert représente les échelles hydrologiques requises.

Sivapalan 1995), en particulier dans le cadre de la prévision des crues rapides sur des bassins généralement petits. Cette discordance d'échelle est schématisée par la figure 1.3. Une étape supplémentaire est ainsi requise : l'adaptation des échelles météorologiques et hydrologiques, respectivement appelées *échelle synoptique* et *échelle locale*. Les techniques présentées dans la littérature se distinguent en deux catégories : la désagrégation spatiale et/ou temporelle et la réduction d'échelle (*downscaling*). La première approche permet de générer des séries à l'échelle locale tout en respectant l'information fournie à l'échelle synoptique. La seconde approche se fonde sur les liens statistiques et/ou dynamiques existant entre les variables synoptiques et les variables locales (Vischel 2006). Les techniques de réduction d'échelle sont généralement employées pour mieux harmoniser les échelles spatiales météorologique et hydrologique. Elles sont alors couplées à des techniques de désagrégation temporelle ou spatio-temporelle pour obtenir, par exemple, un signal horaire de précipitations (Segond *et al.* 2006, Marty *et al.* 2008).

### 1.2.2.1 Techniques de désagrégation

#### Désagrégation spatiale

L'adaptation des échelles spatiales synoptiques et locales est préférentiellement réalisée à l'aide de techniques de réduction d'échelles. Néanmoins, plusieurs modèles existent pour prendre en compte la variabilité spatiale des précipitations. Mackay *et al.* (2001) associent un modèle bayésien déterminant les aires pluvieuses au sein de la maille synoptique à une loi Beta caractérisant les intensités. Onof *et al.* (1998) proposent de générer, selon un processus de Markov, la couverture pluvieuse en fixant sa proportion au sein de la maille selon le type de précipita-

tions (convectif, stratiforme). Shah *et al.* (1996) appliquent des mod eles de bandes tournantes issues des g eostatistiques, technique  etendue aux champs non-gaussien par Lebel *et al.* (1998). D'autres mod eles d esagr egent le champ synoptique  a l'aide de cascades multifractales (Perica et Fofoula-Georgiou 1996, Venugopal *et al.* 1999, Deidda 2000).

### D esagr egation temporelle

Les m ethodes de d esagr egation temporelle consistent  a g en erer des sc enarios  a l' echelle fine souhait ee, ici horaire, parfois conditionn es par l'information  a l' echelle grossi ere disponible. Elles proviennent notamment des mod eles bay esiens, des r eseaux de neurones et de mod eles chaotiques (Sivakumar *et al.* 2001). Les mod eles de cascades multiplicatives, d eriv ees de la th eorie multifractale, sont  egalement appliqu ees pour g en erer des s eries horaires de pr ecipitations (Venugopal *et al.* 1999, Deidda 2000),  a condition que les pas de temps synoptiques et locaux soient dans la m eme gamme d'invariance d' echelle (Gaume *et al.* 2007).

D'autres m ethodes couramment utilis ees pour la d esagr egation de pr ecipitations journali eres  elaborent les hy etogrammes horaires par agr egation d'entit es pluvieuses (m ethodes par recouvrement) ou par la succession de p eriodes s eches et pluvieuses (m ethodes par renouvellement).

Les premi eres  emanent des mod eles de processus de Poisson, en particulier les mod eles de Neyman-Scot et de Bartlett-Lewis (Rodriguez-Iturbe *et al.* 1987, Rodriguez-Iturbe *et al.* 1988, Cowpertwait 1991, Onof et Wheeler 1993, Connolly *et al.* 1998). L'occurrence des  ev enements est obtenue par une loi de Poisson. Pour chacun d'eux, les dur ees et intensit es moyennes des entit es pluvieuses rectangulaires qui le composent, sont d etermin ees  a l'aide de lois exponentielles ou Gamma. Ces deux sch emas se distinguent par la chronologie des entit es pluvieuses au sein des  ev enements, Neyman-Scott les d efinissant de fa con relative et Bartlett-Lewis de fa con absolue depuis le d ebut de l' ev enement. L'avantage de ces m ethodes r eside dans le respect des caract eristiques statistiques des pr ecipitations horaires (moyenne, variance, auto-corr elation, intensit e maximale) et des p eriodes s eches (Cowpertwait 1991, Onof et Wheeler 1993), propri etes am elior ees par l'introduction de param etres saisonniers (Onof et Wheeler 1994) et r egionalis es (Gyasi-Agyei 2005). Par ailleurs, Glasbey *et al.* (1995) et Koutsoyiannis et Onof (2001) proposent des versions permettant de conditionner les sc enarios g en er es par les cumuls journaliers, respectant ainsi les statistiques sur des dur ees d'agr egation sup erieures  a la journ ee.

La construction de s eries horaires par renouvellement consiste  a g en erer des p eriodes pluvieuses et s eches successives, parfois consid er ees comme des hy etogrammes adimensionn es (Kottegoda *et al.* 2003), puis  a transformer chaque entit e pluvieuse selon sa dur ee, son intensit e maximale et moyenne et la position de l'intensit e maximale, pour obtenir un profil al eatoire (Croley *et al.* 1978, Heneker *et al.* 2001). Deux mod eles similaires d eriv es de celui de Croley *et al.* (1978) sont respectivement d evelopp es au CEMAGREF (SHYPRE) pour la pr ed etermination des crues extr emes (Cernesson *et al.* 1996, Arnaud *et al.* 2007) et au LTHE pour la pr evision des crues (Lardet et Obl ed 1994). Ce dernier est pr esent e plus en d etail au paragraphe  4.1.

### Désagrégation spatio-temporelle

En général, la désagrégation spatio-temporelle consiste à désagréger spatialement puis temporellement les champs synoptiques (Kottegoda *et al.* 2003). Après avoir construit un champ à l'échelle locale par réduction d'échelle, Segond *et al.* (2006) le désagrègent temporellement en appliquant une version ponctuelle d'un schéma de Bartlett-Lewis. Lardet et Obled (1994) utilisent une stratégie similaire avec une adaptation par analogie associée au générateur par renouvellement décrit précédemment. Lebel *et al.* (1998) appliquent un hyétogramme standard pour désagréger temporellement les champs de précipitations réalisés par bandes tournantes. Les cascades multifractales peuvent être employées pour désagréger spatialement puis temporellement les champs de précipitations (Venugopal *et al.* 1999) ou simultanément (Deidda 2000). Une autre approche consiste à intégrer l'information sur la structure spatiale via un terme de corrélation inter-sites. Onof *et al.* (1998) et Koutsoyiannis *et al.* (2003) ont respectivement appliqué les schémas de Neyman-Scott et de Bartlett-Lewis pour réaliser des générations multi-sites.

#### 1.2.2.2 Techniques de réduction d'échelle (*Downscaling*)

Les techniques de réduction d'échelles exploitent l'information synoptique provenant du prédictand et/ou des prédicteurs et fournissent de l'information locale par la constitution de relations entre les variables synoptiques et les variables locales. Elles comportent à la fois des modèles à base physique et des approches statistiques.

#### Approche dynamique

L'approche dynamique consiste à utiliser des modèles météorologiques sur un domaine restreint, permettant une meilleure résolution. Ceux-ci, appelés Modèle à Aire Limitée (MAL), simulent les processus physiques à une échelle plus fine : de 2 à 20km pour les MAL contre 20 à 50 km pour les modèles globaux. Les précipitations sont mieux prévues par ce type de modèle grâce à l'affinement des résolutions horizontale et verticale, permettant une meilleure représentation de la topographie et des processus de la couche limite (Damrath *et al.* 2000, Brankovic *et al.* 2008). La résolution du MAL implique toujours le recours à la paramétrisation et son étendue spatiale limitée requiert l'introduction de conditions aux limites, contraintes par les sorties de modèles globaux. De ce fait, la performance des Modèles à Aire Limitée est conditionnée par la qualité des prévisions du modèle global et par les techniques couplage aux limites (Warner *et al.* 1997, Marsigli *et al.* 2001) et de mises à jour (Marbaix *et al.* 2003, Amengual *et al.* 2007). Ces modèles sont également utilisés en mode probabiliste, alimentés par les modèles de prévision d'ensemble (*cf.* §1.2.1.2). Les ressources numériques requises étant importantes, un nombre limité de traces est retenu. Celles-ci sont extraites selon un pré-traitement définissant des traces représentatives à partir d'informations synoptiques (géopotentiel, vent) et locales (précipitations) (Brankovic *et al.* 2008, Marsigli *et al.* 2001, Marsigli *et al.* 2005).

## Approches statistiques et statistico-dynamiques

L'approche physique requiert des ressources numériques non négligeables, limitant la résolution spatio-temporelle des MAL. Les méthodes statistiques remédient à cette discordance d'échelles, en introduisant des relations statistiques entre les variables synoptiques et la variable locale à prévoir, tout en respectant les propriétés statistiques de cette dernière (Lanza *et al.* 2001). Plusieurs méthodes linéaires issues de l'analyse statistique descriptive existent pour élaborer de telles relations dont la régression multiple (Charles et Bates 1999), les modèles linéaires généralisés (Segond *et al.* 2006, Mezghani et Hingray 2009), l'analyse discriminante, l'analyse en composantes principales (Westra *et al.* 2007) et les réseaux de neurones (Gardner et Dorling 1998). La sélection des prédicteurs repose sur (i) leurs existences dans une archive de prévisions à l'échelles synoptiques et à l'échelle locale, (ii) leurs bonnes corrélations avec le prédicteand. Ils sont ainsi retenus selon la part de variance expliquée du prédicteand. La méthode RainFARM repose, quant à elle, sur les propriétés spectrales du prédicteand, qui est donc également le prédicteur, à des échelles synoptiques suffisantes pour être extrapolées à des échelles spatiales et temporelles locales (Ferraris *et al.* 2003, Rebora *et al.* 2006b). Elle nécessite néanmoins un seuil pour définir l'intermittence spatiale et temporelle des précipitations.

La réduction d'échelle constitue l'utilisation principale de l'approche par analogie présentée au paragraphe §1.2.1.3 (Zorita et von Storch 1999, Wilby et Wigley 2000, Bontron *et al.* 2002, Bontron et Obled 2005, Bliefernicht et Bárdossy 2007, Gibergans-Báguena et Llasat 2007). Ici, une telle approche relie des prédicteurs à l'échelle synoptique (géopotential, vent, température) au prédicteand à l'échelle locale (précipitations), supposant (i) qu'il existe des situations synoptiques similaires dans le passé, (ii) que les variables locales répondent en partie en fonction de ces situations synoptiques et (iii) que la variabilité due aux effets locaux est contenue dans les observations (Obled *et al.* 2002). Le choix du critère d'analogie et la qualité de la prévision des prédicteurs demeurent essentiels pour la sélection des situations analogues (Altava-Ortiz *et al.* 2006, Bliefernicht et Bárdossy 2007, Wetterhall *et al.* 2005). En outre, les processus locaux impliquent l'apport d'une information supplémentaire sur la thermodynamique locale (indices d'instabilité, convection, flux d'humidité) et sur la saisonnalité, améliorant les performances de cette technique (Gibergans-Báguena et Llasat 2007, Wetterhall *et al.* 2005). Les prédicteurs prévus à l'échelle synoptique sont ainsi comparés aux prédicteurs observés disponibles dans une archive. Les situations similaires sont alors sélectionnées et les précipitations associées fournissent la prévision du prédicteand à l'échelle locale. S'appuyant sur les sorties de modèles à plusieurs échéances pour produire la chronologie de la variable locale, l'approche par analogie est parfois considérée comme statistico-dynamique. Une technique similaire consiste à évaluer l'analogie des prédicteurs synoptiques prévus par rapport à des situations synoptiques issues d'une classification par type de temps (Boe *et al.* 2006, Paquet *et al.* 2006, Mezghani et Hingray 2009). Boe *et al.* (2006) soulignent que l'approche par analogie est une extension de l'approche par type de temps en considérant autant de types de temps que de situations observées.

L'avantage de ces méthodes statistiques et statistico-dynamiques réside dans leur faible coût d'utilisation. Toutefois, elles nécessitent d'avoir à disposition des archives homogènes de variables synoptiques et locales. Les modèles météorologiques étant en constante évolution, les premières archives couvrent généralement une période insuffisante pour la prévision des extrêmes. L'utilisation d'archives d'analyses (*reanalyses*) est une solution courante mais elles sont en taille limitée et ne permettent pas de tenir compte des erreurs du modèle opérationnel. Des archives de prévisions opérationnelles, précédemment évoquées (*cf.* §1.2.1.3) constituent une meilleure voie mais elles ne sont pas encore assez répandues dans la communauté météorologique (Hamill *et al.* 2006). Les approches statistiques et statistico-dynamiques sont communément employées en sorties de MAL pour pallier les erreurs dues aux échelles de prévisions parfois jugées encore trop grandes (Bliefert et Bárdossy 2007, Diomede *et al.* 2008, Marsigli *et al.* 2005, Theis *et al.* 2005, Ferraris *et al.* 2002, Taramasso *et al.* 2005).

### 1.2.2.3 Incertitudes et génération probabiliste

Que ce soient par les techniques de désagrégation ou par les techniques de réduction d'échelles, l'objectif demeure la génération de scénarios plausibles de précipitations à l'échelle locale à partir d'informations à l'échelle synoptique, voire d'informations historiques à l'échelle locale, tout en respectant les principales propriétés statistiques. Un seul scénario ne peut contenir toutes ces informations. Un ensemble de scénarios est ainsi indispensable pour évaluer les incertitudes provenant de la discordance des échelles météorologiques et hydrologiques. Autrement dit, pour prendre en compte la variabilité spatio-temporelle à l'échelle locale, il est nécessaire d'utiliser ces modèles en mode probabiliste, revenant à générer un ensemble de « traces ».

### 1.2.3 Les données et modèles hydrologiques

Un modèle hydrologique est une représentation du comportement complexe des hydrosystèmes, construite selon les objectifs fixés *a priori* (compréhension des processus, prédétermination, prévision) dans un cadre déterminé (contexte d'application). La construction du modèle dépend de la complexité du système et du contenu informatif des données. Il relie les variables d'entrée ou de **forçage** (précipitations, température, couverture du manteau neigeux), aux variables d'**état** ou internes du système (humidité dans le sol, évapotranspiration) afin de déterminer au mieux les variables de sorties ou **pronostiques** (débit en rivière, transport solide, ruissellement). Comme il est inenvisageable de reproduire parfaitement une entité telle qu'un bassin versant, le processus de modélisation implique le choix des processus actifs à reproduire et de leurs interactions : il s'agit donc avant tout d'une hypothèse (Savenije 2009). L'élaboration d'un modèle résulte ainsi de la sélection de lois de comportements reliant l'ensemble de ces variables et de la définition du formalisme mathématique et du schéma numérique de résolution. Cet ensemble définit la **structure** du modèle. La conceptualisation des processus implique l'introduction de **paramètres** du modèle.

### 1.2.3.1 Sources d'incertitude de la modélisation hydrologique

Malgré tout le soin apporté lors de l'élaboration du modèle hydrologique, les variables de sorties ne sont jamais parfaitement reproduites, du fait des données entâchées d'erreurs, de la simplification du comportement du système et des incertitudes liées à la détermination des paramètres. Il est donc primordial de les considérer proprement (Wagener et Gupta 2005).

#### Données hydrologiques observées

Les données hydrologiques sont mesurées à l'aide d'appareils caractérisés par leurs seuils de précision. Une mesure est donc intrinsèquement imprécise. Les conditions de mesures peuvent également affecter la précision de la mesure. Les incertitudes sur les données de précipitations et de débits dépendent notamment de la sévérité de l'épisode pluie-débit. Elles peuvent également être mesurées indirectement et donc être sujettes aux incertitudes de la mesure initiale et des relations aboutissant à la variable d'intérêt (e.x. les précipitations par imagerie radar, Kirstetter (2008)). Par ailleurs, les mesures sont généralement réalisées à des échelles spatiales et temporelles insuffisantes d'un point de vue physique et parfois incompatibles avec les échelles imposées par la représentation numérique de la modélisation. Les incertitudes de mesure et leur représentativité spatio-temporelle constituent les *incertitudes sur les données*.

#### Connaissances physiques et représentations numériques du bassin versant

Un modèle hydrologique cherchant à reproduire le comportement réel d'un hydrosystème, la première source légitime d'incertitude provient des limites théoriques des processus et de leurs interactions. La modélisation impliquant la sélection de processus jugés prépondérants, les hypothèses retenues par le modélisateur apportent également des incertitudes. En outre, le schéma de résolution numérique possède ses caractéristiques spatio-temporelles propres, pas nécessairement compatibles avec les échelles spatio-temporelles des processus. Ces incertitudes théoriques et numériques représentent les *incertitudes de structure du modèle*. La seconde source des *incertitudes du modèle* provient des *incertitudes d'estimation des paramètres*. Une étape importante dans le processus d'élaboration d'un modèle hydrologique se réfère donc à l'évaluation de la pertinence de la structure du modèle et à l'estimation des multiples sources d'incertitudes affectant la performance du modèle (Wagener et Gupta 2005, Zin 2002).

### 1.2.3.2 Techniques d'estimation des incertitudes

Le principe des techniques d'estimation des incertitudes repose sur le besoin d'évaluer les incertitudes des données de forçage, celles du modèle et de quantifier ainsi les incertitudes des sorties du modèle. L'ensemble de ces techniques se regroupe en deux familles :

- l'*analyse des incertitudes* permettant l'étude et la quantification des propriétés statistiques des sorties de modèle, en fonction de celles des multiples sources d'incertitudes. Cette approche est plutôt utilisée dans le cadre de l'étude des propriétés statistiques des variables de forçage et de sorties.

- l'**analyse de sensibilité** évaluant les effets relatifs des sources d'incertitudes sur les sorties du modèle. Elle est employée lors de la spécification des paramètres.

### Estimation des incertitudes sur les données

Les incertitudes sur les données concernent le processus de mesure et la mise à l'échelle spatiale requise par le modèle. Si la mesure peut être réalisée plusieurs fois dans les mêmes conditions expérimentales, *i.e.* si la mesure est **répétable**, alors les incertitudes sont représentées par la distribution obtenue en conservant ces mesures répétées. Les effets sur les sorties de modèles sont évalués en générant des scénarios plausibles des variables de forçage à partir de cette distribution, selon une approche de type Monte Carlo. La mise à l'échelle de modélisation consiste à créer une information homogène à une certaine échelle à partir des mesures ponctuelles. Dans le cas des précipitations, cette information est appelée **lame d'eau moyenne**. Ce traitement repose essentiellement sur des techniques d'interpolation telles que les méthodes géostatistiques (krigeage) (Lebel *et al.* 1987, Lebel et Laborde 1988), parfois complétée par une information sur la topographie (Bárdossy et Das 2008) ou par un modèle auto-régressif pour modéliser les erreurs dans le temps (Moulin *et al.* 2009). Des approches plus simples reposent sur la pondération des mesures selon l'aire d'influence géométrique du poste, dont les polygones de Thiessen.

### Spécification des paramètres

Les erreurs de structure étant difficilement quantifiables, peu d'études se concentrent sur ce point (Clark *et al.* 2008). Par conséquent, la structure est jugée soit adéquate au problème posé et, dans ce cas, elle est conservée, soit inadéquate et le processus d'élaboration du modèle repart à l'étape de sélection des processus à reproduire. L'évaluation des incertitudes de modèle réside ainsi principalement dans la détermination des paramètres qui est une tâche délicate du fait de la complexité du système et des possibles compensations entre les processus physiques retenus (Pappenberger et Beven 2006, Collier 2007). Cette étape requiert une fonction d'évaluation (fonction de coût ou d'objectif). L'efficacité de Nash et Sutcliffe (1970) est un score déterministe généralement employé pour juger la qualité de la modélisation. Positivement orientée, une valeur de 1 indique que les sorties simulées sont confondues avec les observations.

$$Efficiency = 1 - \frac{\sum (Q_{sim}(t) - Q_{obs}(t))^2}{\sum (Q_{obs}(t) - \overline{Q_{obs}})^2} \quad (1.1)$$

Zin (2002) présente d'autres fonctions de coût et d'objectif dont le choix dépend de la finalité de la modélisation (ressource en eau, hydrogramme de crue, débit de pointe, étiage, ...). La spécification des paramètres se fonde principalement sur les techniques globales d'analyse de sensibilité (Saltelli *et al.* 2000). En effet, les nombreuses sources d'incertitudes concernant la structure et les paramètres limitent l'application des méthodes d'assimilation ou de problèmes inverses aux modèles hydrologiques, pourtant classiques dans d'autres domaines (météorologie, océanographie) (Vrugt *et al.* 2005, Liu et Gupta 2007). Ces techniques de **calibration** explorent l'espace des paramètres selon un algorithme d'échantillonnage de type Monte Carlo en examinant les effets sur les variables de sorties de modèle analysés par la fonction d'évaluation. La technique

d'échantillonnage peut résulter d'une exploration aléatoire, autorisant parfois une dégradation des performances entre deux itérations successives (Duan *et al.* 1992, Vrugt *et al.* 2003), d'une méthode selon les hypercubes latins qui divise la distribution *a priori* des paramètres afin de sonder l'ensemble de l'intervalle des valeurs acceptables de chaque paramètre (Christiaens et Feyen 2002, Zin 2002, Wagener et Gupta 2005).

Des techniques de type Monte Carlo plus élaborées sont développées, intégrant également l'information *a priori* accessible, en particulier dans le cas de modèles à base physique dont l'Analyse de Sensibilité Régionalisée (Spear *et al.* 1994, Ratto *et al.* 2007, Saltelli *et al.* 2000, Zin 2002) et la *Generalized Likelihood Uncertainty Estimation* (GLUE) (Beven et Binley 1992). Qualifiée de méthode pseudo-bayésienne (Mantovan et Todini 2006, Mantovan *et al.* 2007, Stedinger *et al.* 2008), elle classe les structures et combinaisons « acceptables » selon la vraisemblance *a priori* des paramètres et la performance de la modélisation, définissant ainsi la vraisemblance *a posteriori* (Beven et Freer 2001, Beven *et al.* 2007, Liu *et al.* 2009). Gupta *et al.* (1998) et Vrugt *et al.* (2003) suggèrent de sélectionner les jeux de paramètres acceptables selon une approche multi-objective faisant intervenir plusieurs fonctions d'évaluation, afin d'intégrer davantage d'informations provenant des données. Des approches plus complètes intègrent les incertitudes sur les variables de forçage (Kavetski *et al.* 2006, Vrugt *et al.* 2008) et de sorties (Liu *et al.* 2009) lors de la spécification des paramètres. L'introduction de la vraisemblance ont conduit les modélisateurs à abandonner le concept de « modèle optimal », autorisant ainsi la multiplicité des représentations simples de la réalité à travers la conception de « modèles acceptables », définissant le principe d'*équifinalité* (Beven 1993, Beven et Freer 2001, Beven 2006).

Ces approches d'analyse de sensibilité dépendent de la série chronologique utilisée (série de *calibration*). Il est ainsi nécessaire d'évaluer sa robustesse sur une seconde série dite de *validation*. Si une structure de modèle admet une ou plusieurs combinaisons « acceptables » de paramètres, alors elle est également jugée « acceptable ». L'ensemble des structures et combinaisons de paramètres retenues permet d'estimer les incertitudes de modèle.

#### 1.2.4 Bilan sur les incertitudes

La prévision hydrologique probabiliste est tenue de quantifier l'incertitude totale sur les variables hydrologiques pronostiques, qui dépend de l'évènement à prévoir et des méthodes de prévision (Krzysztofowicz 2001). L'inventaire réalisé au cours de ce chapitre met en évidence trois sources d'incertitude :

- l'incertitude des variables de forçage, incluant les prévisions de précipitations et l'adaptation des échelles météorologiques ou d'observation aux échelles hydrologiques ou du modèle,
- l'incertitude sur les variables de sorties, contenant notamment l'incertitude de mesure de débit (mesure limnimétrique et courbe de tarage),
- l'incertitude de la structure du modèle hydrologique et de la détermination de ses paramètres, liée aux précédentes sources d'incertitude.

Krzysztofowicz (2001) indique que prendre en compte ces incertitudes permet de se détacher de la certitude qui n'est qu'illusion. Toutefois, cet inventaire ne doit pas non plus conduire l'hydrologue à l'autre extrémité où élaborer des prévisions hydrologiques serait totalement illusoire. Schaake *et al.* (2007) soulignent, en effet, que chaque étape comporte des traitements, précédemment décrits, permettant de corriger les biais systématiques, que ce soit dans les prévisions d'ensemble généralement considérées comme sous-dispersives, dans la prise en compte des incertitudes de modélisation hydrologique par une approche multi-modèles, et dans le débiaisement des prévisions hydrologiques (*cf.* figure 1.2 page 11). Parmi cet ensemble d'incertitudes, celle portant sur les précipitations futures demeure dominante (Krzysztofowicz 2001), même si leurs contributions respectives peuvent varier d'une situation à une autre (Schaake *et al.* 2007).

Le cadre de cette thèse se focalise sur les incertitudes sur les précipitations futures, en s'intéressant aux prévisions probabilistes et quantitatives de précipitations (*cf.* §2.2), adaptées aux échelles spatio-temporelles du modèle hydrologique (*cf.* §2.3.3) et à sa propagation au sein d'une chaîne de prévision hydrologique, dans une optique opérationnelle.

## 1.3 Outils de prévision hydrologique

Le développement d'outils opérationnels de prévision des crues n'est pas récent. Georgakakos (1986a, 1986b) couplait déjà un modèle d'interpolation des précipitations provenant des sorties de modèles météorologiques, avec un modèle prenant en compte l'humidité du sol et un modèle hydraulique. Toutefois, Rabuffetti *et al.* (2008) indiquent que de tels outils ne sont pas encore généralisés dans la sphère opérationnelle. Cloke et Pappenberger (2008) et Krzysztofowicz (1998) témoignent de l'intérêt croissant pour de tels systèmes opérationnels. Ils constatent que les utilisations de SPE se multiplient, qu'elles soient opérationnelles ou semi-opérationnelles (temps réel différé).

Deux familles d'outils sont appliquées en situation opérationnelle, respectivement orientées pour la mise en vigilance et la prévision des hydrogrammes de crues. La première s'affranchit de la modélisation hydrologique en mode opérationnel, exploitant directement les prévisions de précipitations, voire les mesures d'humidité du sol. La seconde se calque sur le schéma 1.2 page 11 et produit des prévisions de débits à l'aide de prévisions de précipitations, de modèles hydrologiques, voire d'outils de correction et/ou d'adaptation. Cette dernière a l'avantage de fournir un ensemble d'hydrogrammes probables alors que la première méthode se limite à la mise en vigilance.

### 1.3.1 Pour la mise en vigilance

Une première méthode, appelée *Flash Flood Guidance* et décrite par Georgakakos (2006) et Ntelekos *et al.* (2006), fonctionne en temps réel aux Etats-Unis. Elle consiste à comparer les précipitations observées et prévues sur le bassin ( $P_{obs}$ ,  $P_{prev}$ ), sur leurs pas de temps respectifs ( $t_{obs}$  et

$t_{prev}$ ) à des précipitations de référence ( $P_{ref}$  sur  $t_{ref} = t_{obs} + t_{prev}$ ), tout en tenant compte de l'humidité du sol. Cette valeur de référence est construite en employant un modèle hydrologique en mode inverse et en prenant comme débit référence  $Q_{ref}$  le débit tel qu'une crue mineure survient à l'exutoire considéré. En faisant varier l'humidité initiale du sol, des abaques sont construites. En temps réel, en connaissant l'humidité initiale du sol, les précipitations observées et prévues, les prévisionnistes sont capables d'annoncer une crue avec une bonne anticipation. Un avantage de cette technique réside dans son application aux bassins non jaugés par la transposition de ces paramètres et de l'information sur l'humidité du sol (Norbiato *et al.* 2008, Norbiato *et al.* 2009).

En France, et en particulier pour les bassins de tête, le choix du niveau de vigilance affiché sur chaque tronçon suivi par les Services de Prévision des Crues se fait à partir des prévisions Météo France de lames d'eau précipitées sur 24h, en utilisant des abaques construits à partir de l'analyse d'événements passés (O. Payrastre, SPC Grand Delta, communications personnelles). Ceux-ci relient les antécédents pluviométriques, la lame d'eau précipitée sur 24 ou 6h, et la gamme de débits effectivement observée sur chaque cours d'eau pour émettre leurs prévisions hydrologiques.

### 1.3.2 Vers la prévision d'hydrogrammes de crue

Depuis quelques années, de nombreux prototypes ont été développés, notamment dans le cadre de projets internationaux (*e.g.* AMPHORE :Rabuffetti *et al.* (2008), HYDROPTIMET :Taramasso *et al.* (2005), PREVIEW :Vincendon *et al.* (2009)) et ne se limitent pas à la prévision des crues rapides.

Jusqu'à présent, la grande majorité d'entre eux servent à mettre en évidence l'apport de tels outils appliqués en différé dans la prévision des crues (Habets *et al.* 2004, Bartholmes et Todini 2005, Thielen *et al.* 2009) ou à évaluer la propagation des incertitudes météorologiques au sein des hydrosystèmes (Ferraris *et al.* 2002, Arduino *et al.* 2005, Rabuffetti et Barbero 2005, Rabuffetti *et al.* 2008, Vincendon *et al.* 2009) ou la performance de l'un des maillons d'une chaîne de prévision (Deidda *et al.* 2006, Younis *et al.* 2008) ou de modèles à haute résolution (Zappa *et al.* 2008, Vincendon *et al.* 2009).

Leur principale source de prévisions quantitatives probabilistes de précipitations sont les prévisions d'ensemble (Ferraris *et al.* 2002, Gouweleeuw *et al.* 2005, Siccardi *et al.* 2005, Olsson et Lindstrom 2008, Thirel *et al.* 2008, Thielen *et al.* 2009), voire un ensemble de prévisions d'ensemble (Pappenberger *et al.* 2008). A titre de comparaison, certains prototypes utilisent également des sorties déterministes de modèles météorologiques (Habets *et al.* 2004, Gouweleeuw *et al.* 2005, Rabuffetti et Milelli 2005, Rabuffetti *et al.* 2008, Thielen *et al.* 2009).

Ensuite, ces prévisions étant disponibles à des échelles météorologiques incompatibles avec les échelles hydrologiques, elles sont interpolées à des échelles plus fines à l'aide de Modèle à Aire

Limitée (MAL). La majorité d'entre elles sont déterministes (Rabuffetti et Milelli 2005, Golding 2009). Toutefois, certains prototypes combinent la prévision d'ensemble aux Modèles à Aire Limitée pour fournir un ensemble de prévisions météorologiques (appelée LEPS dans la littérature) à une échelle de meilleure résolution via une technique de réduction du nombre de traces qui extrait les scénarios représentatifs (Marsigli *et al.* 2001, Siccardi *et al.* 2005, Diomede *et al.* 2006, Brankovic *et al.* 2008, Thielen *et al.* 2009).

Plusieurs techniques sont intégrées dans ces prototypes pour adapter les prévisions météorologiques aux échelles hydrologiques. Les cascades multifractales, appliquées sur les sorties du modèle météorologique (Deidda *et al.* 2006) ou après une première étape de descente d'échelle via un Modèle à Aire Limitée (Taramasso *et al.* 2005, Ferraris *et al.* 2002). Reborá *et al.* (2006a) utilisent la méthode spectrale RainFARM en sortie d'un MAL. Olsson et Lindstrom (2008) ont développé une méthode autorégressive de correction d'erreur. D'autres prototypes s'affranchissent de l'étape de désagrégation puisque la résolution des modèles météorologiques devient satisfaisante pour la prévision sur de grands bassins (Gouweleeuw *et al.* 2005, Thielen *et al.* 2009).

Les modèles hydrologiques sont généralement distribués et à base physique (Bartholmes et Todini 2005, Reborá *et al.* 2006a), notamment en raison de la grande surface couverte (Habets *et al.* 2004, Thirel *et al.* 2008, Thielen *et al.* 2009a). Sur les bassins de petite taille, les modèles sont généralement globaux et utilisés en mode déterministe (Olsson et Lindstrom 2008, Marty *et al.* 2008, Rabuffetti *et al.* 2008).

Parmi ces prototypes, deux sont capables de produire des prévisions en temps réel sur de grandes régions : EFAS sur l'Europe (*European Flood Alert System*) et MAP D-PHASE (*Mesoscale Alpine Programme, Demonstration of Probabilistic Hydrological and Atmospheric Simulation of flood Events in the Alpine region*) sur les Alpes. Depuis 2005, EFAS fournit chaque jour des prévisions de crues avec un horizon de 3 à 10 jours, sur une grille de 5km, à partir de prévisions météorologiques déterministes et probabilistes provenant principalement du CEPMMT (Thielen *et al.* 2009a, Thielen *et al.* 2009b). Son utilisation opérationnelle est principalement orientée vers la mise en vigilance déterminée à partir des hydrogrammes modélisés par leur modèle hydrologique LISFLOOD (Bartholmes *et al.* 2009). Récemment, certains services nationaux, dont le SCHAPI, ont implémenté EFAS pour la prévision des crues (Cloke *et al.* 2009). Dans la continuité du programme MAP, MAP D-PHASE a réalisé des prévisions sur les Alpes (France, Allemagne, Suisse, Autriche, Slovénie, Croatie et Italie) entre le 1<sup>er</sup> juin et le 30 novembre 2007. Les prévisions déterministes et probabilistes du CEPMMT, de Météo Suisse et du MetOffice approvisionnent les modèles hydrologiques de cette plateforme, certaines étant auparavant utilisées en entrée de MAL (COSMO-LEPS). Zappa *et al.* (2008) démontrent ainsi l'intérêt d'un tel outil qui peut apporter une information précieuse quelques jours avant l'évènement.

Les prototypes produisant des prévisions de débits sont également capable d'émettre des alertes, via l'évaluation des probabilités de dépassement de seuil. Selon l'objet à évaluer, à savoir

le dépassement de seuil ou l'hydrogramme, l'évaluation comprendra des méthodologies et des scores distincts (*cf.* §1.4.2 et §1.4.3). Cloke et Pappenberger (2008) indiquent que chaque étape doit être analysée indépendamment et suggèrent donc d'effectuer cette évaluation sur chaque composant du système de prévision hydrologique, pris individuellement. Dans le cas contraire, un défaut d'un composant peut être compensé par un autre composant, limitant l'utilisation, la compréhension et ainsi l'amélioration du système complet.

## 1.4 Évaluation de prévisions hydrométéorologiques

La prévision ne peut se concevoir sans vérification (Welles *et al.* 2007). Les méthodes et outils d'évaluation de prévisions, qu'elles soient déterministes ou probabilistes, proviennent principalement de la météorologie (Pappenberger *et al.* 2008). Leurs applications et extensions à la prévision hydrologique sont relativement récentes. Dans la littérature, la sémantique employée diffère selon la discipline et les objectifs visés. Les météorologues utilisent le terme « vérification » pour évaluer leurs prévisions, dans un objectif d'amélioration de leur qualité, d'analyse de compensation ou de correction de biais systématique (Casati *et al.* 2008) : ils **vérifient** ce qu'ils produisent. A contrario, les hydrologues optent pour une posture d'utilisateur de prévisions météorologiques. Ils **évaluent** ce que les météorologues leur fournissent, sachant qu'ils peuvent s'adresser à plusieurs fournisseurs, d'où l'utilisation du terme « évaluation ». De nombreux outils existent pour évaluer les prévisions, qu'elles soient déterministes ou probabilistes, et qu'elles concernent des variables binaires, multicatégoriques ou continues. Le tableau 1.1 résume les méthodes de vérification disponibles. Celles utilisées dans le cadre de cette thèse sont décrites ultérieurement. Une présentation plus exhaustive est placée en annexe A.

Les chaînes de prévision hydrologique présentées à la section 1.3 sont essentiellement appliquées à des fins d'alerte, en se concentrant sur le dépassement ou non d'un certain seuil (Gouweleeuw *et al.* 2005, Rabuffetti et Barbero 2005, Olsson et Lindstrom 2008, Bartholmes *et al.* 2009). Ces prévisions, qualifiées de binaires (oui, je dépasse ; non, je ne dépasse pas), sont évaluées selon de nombreux scores issus du tableau de contingence. Par ailleurs, les dispositifs actuels requièrent généralement plus d'un seuil (mise en vigilance, mise en alerte ; niveaux d'alerte jaune, orange, rouge, noir). On parle alors de prévision par catégorie multiple. Les outils d'évaluation utilisés dérivent également du tableau de contingence. Une fois mis en alerte, le prévisionniste active le système de prévision hydrologique qui utilise les prévisions hydrométéorologiques en entrée. Il s'intéresse alors plus particulièrement à la gamme de valeurs prévues pour chacune des variables météorologiques requises. Or, un bon nombre de variables que l'on cherche à prévoir sont continues (température, humidité, cumul de précipitations, etc). Cela signifie qu'elles peuvent prendre un nombre infini de valeurs possibles. Krzysztofowicz (2001) signale que, dans ce cas, l'utilisation de distribution pour ces variables continues est la plus adaptée. L'outil d'évaluation doit donc renseigner sur les différentes propriétés souhaitées des prévisions probabilistes, présentées dans le paragraphe 1.4.1. Le score appliqué dans ce cadre est un score issu du score de Brier : le Continuous Ranked Probability Score.

	Prédicteand Discret			Prédicteand Continu
	Binaire	Multicatégorie		
		Nominal	Ordinal	
Prévision Déterministe	Tableau de Contingence binaire	Tableau de Contingence multicatégorie		Scores d'erreur moyenne (MSE, MAE)
Prévision Probabiliste	Score de Brier <b>BS</b>	Probability Score <b>PS</b>	Ranked Probability Score <b>RPS</b>	Continuous Ranked Probability Score <b>CRPS</b>

TABLEAU 1.1 – Outils d'évaluation de prévision selon le type de prédicteand et le type de prévision (adapté de Laio et Tamea (2007))

### 1.4.1 Attributs d'une prévision probabiliste

Les attributs recherchés d'une prévision dépendent de la posture de l'évaluateur (Casati *et al.* 2008, Cloke et Pappenberger 2008, Jolliffe 2008). Le prévisionniste privilégiera la concordance entre les valeurs prévues et les valeurs observées, *i.e.* sollicitera la consistance (Jolliffe 2008) et la qualité de la prévision. L'utilisateur s'intéresse davantage au gain engendré par ces décisions prises selon la prévision reçue. Son évaluation examinera en particulier la consistance (l'honnêteté de la prévision) et l'utilité (le gain apporté par la prévision), *cf.* Murphy (1993).

#### 1.4.1.1 La consistance

La consistance d'une prévision (*consistency*) fait référence à l'honnêteté de la prévision. En effet, en sortie du processus d'élaboration de cette prévision incluant l'ensemble des connaissances sur la météorologie, la physique, le modèle, celle-ci doit être en accord avec le jugement, l'expertise du prévisionniste. Historiquement, cette caractéristique s'est révélée primordiale pour comparer les prévisions des experts qui ne disposaient pas des modèles numériques actuels. Les prévisions émises devaient refléter l'ensemble des informations disponibles, de façon honnête. Cet attribut est donc indispensable et requiert l'utilisation de scores « propres », *i.e.* donnant la meilleure valeur aux prévisions consistantes (Jolliffe 2008, Mason 2008).

#### 1.4.1.2 La qualité

La qualité d'une prévision reflète la concordance entre la prévision et l'observation. Elle peut se décliner sous différentes formes, chacune apportant une part d'information sur la performance de la prévision (Stephenson 2003).

### Biais, *bias*

Le biais représente généralement l'erreur moyenne entre les prévisions et les observations. Dans le cas de prévision par catégorie multiple, il exprime le ratio entre la climatologie d'événements prévus et celle des événements observés (*cf.* équation 1.8).

**Fiabilit , *reliability***

Ce terme repr esente le biais conditionnel entre les pr evisions  mises et les observations. Autrement dit, elle mesure la similarit  entre la pr evision  mise et les observations conditionn es par cette pr evision. Bontron (2004) distingue le biais   petite  chelle et le biais   grande  chelle. Le premier  value la correspondance entre l'incertitude contenue dans une pr evision et l'incertitude du ph enom ne que l'on cherche   pr evoir. Cela consiste   comparer la distribution empirique des observations pour chaque pr evision distincte. La difficult  r sident dans le besoin de disposer d'un grand nombre de pr evisions identiques pour  tablir la distribution empirique des observations associ es. Le second biais est moins rigoureux, dans le sens o  l' valuation porte sur un ensemble cons quent de r alisations (pr evisions et observations) : les pr ecipitations affich es avec une probabilit  au non d passement de x% sont-elles r ellement observ es avec cette probabilit  ? La fiabilit  peut  tre corrig e en substituant la pr evision  mise par la distribution des observations conditionn es par cette pr evision *a priori*. Par construction, la pr evision *a posteriori* est fiable.

**Finesse, *sharpness***

Cet attribut quantifie la capacit    se d marquer de la moyenne climatologique de la cat gorie, ou, pour les pr evisions probabilistes, de la distribution climatologique. Ainsi, la plus mauvaise finesse correspond   une pr evision climatologique, alors que la meilleure finesse est obtenue avec une pr evision d terministe, *i.e.* donnant une seule valeur. Pour les variables discr tes ou continues, la finesse est d termin e par la variance de la pr evision. En outre, dans le cas de pr evision parfaitement fiable, la finesse est  quivalente   la r solution.

**Variabilit  climatologique, *climatologic uncertainty***

L'incertitude, parfois compl t e par l'adjectif « climatologique » exprime la dispersion moyenne des observations, *i.e.* la distribution climatologique. Elle est g n ralement mesur e par la variance de cette distribution. Cet attribut est important car il refl te un aspect de la performance d'un syst me sur lequel le pr evisionniste n'a aucun contr le.

**Justesse, *accuracy***

La justesse traduit la distance moyenne entre les pr evisions et les observations. Elle repr esente la capacit  d'une pr evision   bien cerner la valeur qui sera observ e *a posteriori* (Bontron 2004). Dans le cas de pr evision d terministe ou par cat gorie, elle est mesur e par la distance entre la valeur pr vue et la valeur observ e. Pour les pr evisions probabilistes, il est n cessaire de les transformer en pr evisions d terministes par un crit re arbitraire. Ce dernier peut  tre un quantile particulier, g n ralement la m diane, ou un crit re d fini par l'utilisateur.

**R solution, *resolution***

La r solution mesure la capacit    distinguer les valeurs observ es *a posteriori*, conditionn es par les pr evisions  mises, de la climatologie. Si les pr evisions sont fiables, cet attribut revient  

évaluer la capacité à distinguer les prévisions émises de la climatologie, à savoir la finesse. Autrement dit, la résolution montre en quoi le système de prévision est capable de prendre un risque en se démarquant de la climatologie (Joël Gaillard, EDF-DTG, communications personnelles). Atger (2004b) a évalué la résolution et la fiabilité, en détaillant les sources de biais, à savoir le système de prévision, la construction de l'ensemble, leur dispersion.

### 1.4.1.3 L'utilité

L'utilité d'une prévision se rapporte aux gains engendrés ou aux pertes subies suite à l'utilisation de la prévision. Elle définit la valeur, généralement économique, perçue par l'utilisateur (gestionnaire hydroélectrique, décideur, sécurité civile). Cela implique que la prévision n'a pas de valeur intrinsèque. Cet attribut requiert la construction d'un modèle coût-perte, en introduisant le coût de toute action, que l'évènement soit observé ou non, et la perte subie à la suite d'un évènement manqué (Richardson 2001). Le coût est ainsi spécifique à chaque utilisateur.

### 1.4.1.4 La compétence

En général, une évaluation isolée de la performance d'un système de prévisions ne permet pas de se représenter la part concrète d'information contenue dans les prévisions. Pour mieux afficher le gain potentiellement apporté par les prévisions, l'évaluation introduit une référence, généralement la climatologie. La compétence ( $Comp_S$ , *skill score*) représente alors le gain des prévisions émises  $S$  rapportées à la prévision climatologique  $S_{réf}$  et à la prévision parfaite  $S_{parf}$ , selon l'équation 1.2. Une compétence de 100% correspond à une prévision parfaite, 0% à une prévision équivalente à la prévision climatologique. Une compétence négative indique que la prévision a une moins bonne qualité que la prévision de référence. Casati *et al.* (2008) soulignent que la climatologie doit être construite selon le lieu, la saison pour obtenir une référence homogène.

$$Comp_S = \frac{S - S_{réf}}{S_{parf} - S_{réf}} \quad (1.2)$$

## 1.4.2 Outils d'évaluation pour la mise en vigilance

De nombreux phénomènes, que ce soit en météorologie (tempête, tornade, précipitations) ou en hydrologie (crue, inondation), peuvent être examinés comme des évènements binaires, notamment si l'occurrence de l'objet est évaluée, sans se soucier de son amplitude exacte. Dans le cas d'utilisation à des fins d'alerte, la réalisation ou la prévision d'un évènement est déterminée à partir d'un seuil fixé par le prévisionniste. Il s'agit alors de savoir si les évènements ont été prévus (oui/non) et/ou observés (oui/non). Une méthode simple d'évaluation est le tableau de contingence, présenté par le tableau 1.2, rassemblant les bonnes (a, d) et les mauvaises prévisions (b, c), *cf.* Mason (2003). Ce tableau permet de définir ainsi :

$a$  : le nombre d'évènements observés effectivement prévues (bonne alerte, *hit*) ;

$b$  : le nombre d'évènements prévus mais non observés (fausse alerte, *false alarm*) ;

		Observations	
		Oui	Non
Pr�evisions	Oui	$a$	$b$
	Non	$c$	$d$

TABLEAU 1.2 – Tableau de contingence d'une pr evision binaire.

$c$  : le nombre d' v nements observ s mais non pr evus (d faut d'alerte, *miss*) ;

$d$  : le nombre d'observations n'ayant donn  lieu ni   un  v nement ni   une pr evision d'un  v nement (non alerte correcte, *correct rejection*) ;

$n$  : le nombre total d'observations sur lesquelles porte la pr evision :  $n = a + b + c + d$ .

Les valeurs en colonne,  $a + c$  et  $b + d$ , sont impos es par la climatologie. Rapport e au nombre total d' v nements, la premi re colonne  $(a + c)/n$  correspond   la fr quence climatologique des  v nements. A contrario, les valeurs en ligne sont li es au syst me de pr evision  valu  :  $(a + b)/n$  correspondant   la fr quence des alertes pr evues. La v rification consiste alors   d finir un score appropri  r sumant en une seule valeur, l'information contenue dans le tableau de contingence (Laio et Tamea 2007). Mason (2003) propose une description exhaustive des scores fr quemment utilis s pour  valuer la performance des syst mes de pr evisions binaires. Devant la multiplicit  de ces scores, seuls les plus usit s sont pr sent s dans la suite<sup>1</sup>.

### Proportion de Pr evisions Correctes (*Proportion Correct, PC*)

Ce score quantifie le nombre de bonnes pr evisions rapport    la taille de l' chantillon. Toutefois, ce score ne prend pas en compte l'information climatologique et ne distingue pas les bonnes alertes des non alertes correctes. Ces d fauts, ajout s   sa d pendance prononc e au seuil fix  pour l' mission de la pr evision, limitent son utilisation.

$$PC = \frac{a + d}{n} \quad (1.3)$$

### Probabilit  de D tection (*Probability of Detection, POD*)

Ce score mesure la proportion d' v nements correctement pr evus ( $a$ ), parmi les  v nements observ s ( $a + c$ ). C'est donc la probabilit  conditionnelle de faire une bonne pr evision d'alerte, sachant qu'un  v nement est observ . Il peut appara tre sous une autre expression (Bontron 2004), que Mason (2003) nomme **Proportion de Pr evisions Correctes** (*cf. PC*). Il peut aussi appara tre sous le nom de **Indice de R ussite**, not   $H$ . Afin d' viter toute confusion, l'appellation *POD* est conserv e dans le reste du document. Ignorant les fausses alertes, ce score

1. Le lecteur peut se reporter   l'annexe A.1.1 qui donne une liste plus exhaustive de scores issus du tableau de contingence

est insuffisant pour qualifier la performance d'un système de prévision.

$$H = POD = \frac{a}{a + c} \quad (1.4)$$

#### Taux de Fausses Alertes (*False Alarm Rate, F*)

Le Taux de Fausses Alertes est la proportion de non évènements étant incorrectement prévus. Parfois appelé **Probabilité de Fausse Détection** (*Probability Of False Detection, POFD*) et souvent confondu avec le **Ratio de Fausses Alerte** (*cf. FAR*), il représente la probabilité conditionnelle d'un évènement prévu mais non observé.

$$F = \frac{b}{b + d} \quad (1.5)$$

#### Ratio de Fausses Alertes (*False Alarm Ratio, FAR*)

Ce score est le pendant du POD (*cf. Probabilité de Détection*) et représente la proportion de fausses alertes, parmi les alertes émises. C'est donc la probabilité conditionnelle d'émettre une fausse alerte lorsqu'une prévision est produite. Il ignore les défauts d'alerte.

$$FAR = \frac{b}{a + b} \quad (1.6)$$

#### Spécificité (*Specificity, SPE*)

La spécificité est la probabilité conditionnelle d'émettre une non alerte correcte, parmi les non-évènements. Il apporte la même information que  $F$  puisque :  $F = (1 - SPE)$ . Afin d'éviter toute confusion entre  $F$  et  $FAR$ , seuls  $FAR$  et  $SPE$  sont conservés dans la suite du document.

$$SPE = \frac{d}{b + d} \quad (1.7)$$

#### Biais (*Bias, B*)

Le Biais est le ratio entre le nombre d'alertes émises et le nombre d'évènements observés. Il donne une indication sur la cohérence avec la climatologie plutôt qu'une mesure de la qualité du système de prévision, n'indiquant en rien la concomitance des alertes émises et des évènements observés (Bontron 2004).

$$B = \frac{a + b}{a + c} \quad (1.8)$$

#### True Skill Statistic (*TSS*)

Ce score possède plusieurs appellations : **score de Hansen et Kuipers** et le **Score de Peirce**. Il est également une variante du score  $PC$  qui tient compte de la proportion de prévisions correctes réalisées de façon aléatoire  $(a_{has} + d_{has})/n$ . Ces prévisions émises au « hasard », conservent la fréquence d'alerte émises  $a + b$  et  $c + d$  ainsi que la fréquence climatologique des évènements observés  $a + c$  et  $b + d$ .

Les termes  $a_{has}$ ,  $b_{has}$ ,  $c_{has}$  et  $d_{has}$  sont donc liés selon les équations suivantes :

$$\begin{aligned}\frac{a_{has} + b_{has}}{n} &= \frac{a + b}{n} \\ \frac{c_{has} + d_{has}}{n} &= \frac{c + d}{n} \\ \frac{a_{has} + c_{has}}{n} &= \frac{a + c}{n} \\ \frac{b_{has} + d_{has}}{n} &= \frac{b + d}{n}\end{aligned}$$

Il prend également en compte les prévisions émises selon la climatologie  $PC_{clim}$  pour lesquelles la fréquence climatologique des évènements observés est conservée et la fréquence des alertes émises est égale à la fréquence climatologique.

$$\begin{aligned}\frac{a_{clim} + c_{clim}}{n} &= \frac{a + c}{n} \\ \frac{b_{clim} + d_{clim}}{n} &= \frac{b + d}{n} \\ \frac{a_{clim} + b_{clim}}{n} &= \frac{a + c}{n} \\ \frac{c_{clim} + d_{clim}}{n} &= \frac{b + d}{n}\end{aligned}$$

Les termes du tableau de contingence associé s'écrivent alors :

$$\begin{aligned}a_{clim} &= (a + c) \cdot \frac{a + c}{n} \\ b_{clim} &= (b + d) \cdot \frac{a + c}{n} \\ c_{clim} &= (a + c) \cdot \frac{b + d}{n} \\ d_{clim} &= (b + d) \cdot \frac{b + d}{n}\end{aligned}$$

Le TSS est défini par l'expression suivante :

$$TSS = \frac{PC - PC_{has}}{1 - PC_{clim}} \quad (1.9)$$

Il peut s'écrire à partir des scores définis précédemment  $TSS = POD - (1 - SPE)$ . Son expression analytique donne :

$$TSS = \frac{ad - bc}{(a + c) \cdot (b + d)} \quad (1.10)$$

Mason (2003) distingue les scores de vérification ( $POD$ ,  $F$ ,  $PC$ ,  $FAR$ ,  $SPE$  et  $B$ ) des scores de compétences ( $TSS$ ), développés pour la prévision des tornades au cours du 19ème siècle. La plupart des scores sont orientés positivement, *i.e.* les prévisions parfaites donnent un score de 1 ( $POD$ ,  $PC$ ,  $SPE$ ,  $B$  et  $TSS$ ). Les valeurs minimales sont 0 ( $POD$ ,  $PC$  et  $SPE$ ), -1 ( $TSS$ ) voire dépendent de  $b$  et  $c$  ( $B$ ). Seuls les scores  $F$  et  $FAR$  sont orientés négativement, donnant un score de 0 pour les prévisions parfaites et un score de 1 pour les plus mauvaises prévisions.

## Prévisions probabilistes

Ces outils peuvent également être appliqués aux prévisions probabilistes en définissant un quantile seuil déterminant l'émission d'alerte (Richardson 2001), afin de transformer la prévision probabiliste en prévision déterministe. Le prévisionniste peut ainsi définir le quantile seuil maximisant la probabilité de détection d'un évènement (*POD*) et minimisant le ratio de fausses alertes (*FAR*, *SPE*).

## Prévisions multicatégoriques

Dans le cadre de la prévision des crues, les prévisionnistes peuvent être amenés à définir plusieurs seuils (pas de vigilance particulière, mise en vigilance, mise en alerte). Cette fois-ci, les dimensions du tableau de contingence sont supérieures à 2. Livezey (2003) définit ainsi les catégories comme étant mutuellement exclusives et collectivement exhaustives. Certains scores issus de l'évaluation de prévisions déterministes binaires sont applicables aux prévisions par catégories. Toutefois, seul le score PC s'applique aisément aux prévisions par multicatégories, donnant une information sur la performance globale du système de prévision. Les scores définis précédemment sont généralement utilisés en itérant sur les multiples seuils, transformant ainsi le tableau de contingence associé aux prévisions multicatégoriques en un tableau relatif à une prévision binaire (sup-seuil / sub-seuil). Les différents scores peuvent être déterminés sur chacun des tableaux binaires ainsi définis.

### 1.4.3 Outils d'évaluation pour la prévision hydrologique

#### 1.4.3.1 Le score de Brier et scores dérivés

##### Le score de Brier

La prévision probabiliste binaire associe une probabilité à l'occurrence d'un évènement (pluie / non pluie, température au-dessus / en dessous de la normale, ...). Cette probabilité est estimée à partir de la fraction des traces de la prévision d'ensemble prévoyant cet évènement. L'intérêt de garder l'aspect probabiliste réside dans l'assignation de la probabilité selon la vraisemblance attendue de l'évènement, et donc de l'estimation des incertitudes associées à cette prévision. Le score de Brier (1950), cité par Toth *et al.* (2003), mesure la distance quadratique moyenne entre la probabilité de l'évènement binaire et son occurrence. Ce score apparaît sous de nombreuses notations et, dans un souci de clarté, les relations seront exprimées selon les notations suivantes :

$M$  : le nombre de réalisations

$p_j$  : la probabilité émise lors de la  $j^{\text{ème}}$  prévision

$o_j$  : l'observation correspondant à la  $j^{\text{ème}}$  prévision, valant 1 si l'évènement a été observé, et 0 sinon.

$p$  : toute valeur possible, entre 0 et 1, de la probabilité attribuée par la prévision

$g(p)$  : la fréquence d'émission de la probabilité  $p$

$\acute{p}(p)$  : la probabilité d'occurrence de l'évènement que l'on cherche à prévoir, conditionnée à l'émission de la probabilité  $p$  par le système de prévision

$p_c$  : la probabilité climatologique d'occurrence de l'évènement

Le score de Brier s'exprime selon l'expression suivante :

$$BS = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M (p_j - o_j)^2 \quad (1.11)$$

Le score de Brier vaut 0 dans le cas de prévision parfaite, où l'évènement a été prévu avec une probabilité de 1 et également observé, et inversement. Les plus mauvaises prévisions donnent un score de 1, l'évènement ayant été prévu avec une probabilité de 0 et observé, et inversement. Ce score est fréquemment utilisé en météorologie. Buizza *et al.* (2003) l'ont appliqué aux champs  $Z_{500}$  et  $T_{850}$  pour évaluer les prévisions d'ensemble EPS du CEPMMT. Il possède la propriété d'être *propre*, attribuant un meilleur score aux prévisions honnêtes (Jolliffe 2008).

### Probability Score

Parfois également nommé Brier Score (Atger 2004b), le Probability Score  $PS$  s'applique aux prévisions probabilistes ayant plus de deux catégories  $L > 2$ , mutuellement exclusives et collectivement exhaustives (Atger 1999).

$M$  : le nombre de réalisations

$L$  : le nombre de catégories

$p_{jl}$  : la probabilité émise lors de la  $j^{\text{ème}}$  prévision, affectée à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie

$o_{jl}$  : l'observation correspondant à la  $j^{\text{ème}}$  prévision et à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie, valant 1 si l'évènement a été observé, et 0 sinon.

Le Probability Score s'exprime selon l'expression suivante :

$$PS = \frac{1}{M} \frac{1}{L} \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^L (p_{jl} - o_{jl})^2 \quad (1.12)$$

### Ranked Probability Score

Epstein (1969) souligne le fait que les distances entre catégorie dépendent de leurs ordres respectifs. Or, cette distance implicite n'apparaît pas dans le Probability Score. Epstein (1969) a donc défini le Ranked Probability Score  $RPS$ , parfois appelé Discrete Ranked Probability Score (Candille et Talagrand 2005). Reformulé par Murphy (1971), il s'exprime selon l'équation suivante :

$$RPS = \frac{1}{M} \frac{1}{L} \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^L \left( \sum_{k=1}^l p_{jk} - \sum_{k=1}^l o_{jk} \right)^2 \quad (1.13)$$

En définissant,  $P_{jl}$  la probabilité cumulée émise lors de la  $j^{\text{ème}}$  prévision, affectée à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie et  $O_{jl}$ , l'observation correspondant à la  $j^{\text{ème}}$  prévision et à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie, valant 1 si l'évènement a été observé dans cette catégorie  $l$  ou dans une catégorie inférieure, et 0 sinon, le  $RPS$  peut également s'écrire :

$$\begin{aligned}
P_{jl} &= \sum_{k=1}^l p_{ik} \\
O_{jl} &= \sum_{k=1}^l o_{ik} \\
RPS &= \frac{1}{M} \frac{1}{L} \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^L (P_{jl} - O_{jl})^2
\end{aligned} \tag{1.14}$$

Le *RPS* est un score propre (Murphy 1969). Il varie de 0 pour une prévision parfaite (probabilité de 1 pour la catégorie de l'évènement observé), à  $L - 1$  (la probabilité valant 1 dans la catégorie 1 et l'observation correspondant à la catégorie  $L$ , et inversement). Le *RPS* présente l'inconvénient d'être dépendant de la construction des catégories ( $L$ ), ce qui réduit son intérêt (Bontron 2004). Autorisant les prévisions probabilistes attribuées sur plusieurs catégories et respectant le caractère ordonné entre les catégories, ce score est fréquemment appliqué pour évaluer les prévisions d'ensemble, pour évaluer le gain en jours de prévision (Jung et Leutbecher 2008), mesurer la sous-dispersion des EPS du CEPMMT (Doblas-Reyes *et al.* 2008), l'impact de la taille de la prévision d'ensemble sur sa qualité (Richardson 2001, Atger 2004a, Ferro *et al.* 2008) et le biais provenant de l'échantillonnage climatologique sur l'évaluation (Muller *et al.* 2005, Hamill et Juras 2006, Tippett 2008, Weigel *et al.* 2007a, Weigel *et al.* 2007b).

#### 1.4.3.2 Le Continuous Ranked Probability Score

Les prévisions probabilistes de variables continues sont produites sous forme de distributions. Les scores d'évaluation de prévisions probabilistes issus du score de Brier à l'aide d'une discrétisation en classe dépendent alors de leurs catégorisations. Autrement dit, des scores différents peuvent être attribués à une même prévision continue, selon la discrétisation retenue. L'extension continue du *RPS* s'affranchit des catégories discrètes en considérant un nombre infini de catégories, transformant la somme finie en intégrale (Stanski *et al.* 1989).

$$CRPS = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{\Re} [F_j(x) - H(x, x_j^o)]^2 dx \tag{1.15}$$

où :

$M$  : le nombre de réalisations

$F_j$  : la fonction de répartition de la  $j^{\text{ème}}$  prévision

$x_j^o$  : la valeur de la  $j^{\text{ème}}$  observation

$H(x, x_j^o)$  : la fonction Heaviside, valant 1 si  $x \geq x_j^o$  et 0 sinon.

De même que le score de Brier dont il est issu, le *CRPS* est un score *propre* (Gneiting et Raftery 2007). Casati *et al.* (2008) indiquent que ce score est le plus communément admis pour l'évaluation de système de prévision de variables continues. Gritmit *et al.* (2006) l'ont appliqué

pour la prévision du vent en introduisant une formulation circulaire tandis que Gneiting *et al.* (2005) l'ont utilisé pour la calibration de méthodes statistiques de post-traitement de sorties de modèles météorologiques.

### Décomposition de Candille (2005)

De façon analogue au score de Brier et au Ranked Probability Score<sup>1</sup>, Candille et Talagrand (2005) ont décomposé le *CRPS* en fiabilité, résolution et incertitude, selon les notations suivantes :

$F$  : toute fonction de répartition attribuée par la prévision

$g(F)$  : la fréquence d'émission de la distribution  $F$

$\hat{F}_F$  : la distribution des observations, conditionnées par l'émission de la distribution  $F$

$F_c$  : la distribution climatologique

$$\begin{aligned}
 CRPS = & \underbrace{\int g(F) dF \int [F(x) - \hat{F}_F(x)]^2 dx}_{\text{fiabilité}} - \underbrace{\int g(F) dF \int [\hat{F}_F(x) - F_c(x)]^2 dx}_{\text{résolution}} \\
 & + \underbrace{\int F_c(x) [1 - F_c(x)] dx}_{\text{incertitude}} \tag{1.16}
 \end{aligned}$$

Le terme *fiabilité* de la précédente décomposition est difficilement évaluable en pratique. Hersbach (2000) propose une autre décomposition du *CRPS* où le terme de fiabilité s'apparente au biais à grande échelle défini par Bontron (2004), certes moins rigoureux mais plus facilement quantifiable. L'approche de Hersbach (2000) consiste à intégrer séparément les probabilités au non dépassement plutôt que la fonction de répartition  $F$  entière. Le terme *fiabilité* mesure ainsi la distance moyenne entre deux distributions découpées en morceaux selon des probabilités au non dépassement définies *a priori*. Chaque morceau étant évalué indépendamment des autres, cette *fiabilité moyenne* engendre toujours une valeur moindre (et donc meilleure) que la *fiabilité stricte* de Candille et Talagrand (2005) qui évalue la distribution comme un tout, surestimant ainsi la cohérence statistique du système de prévision. La valeur du *CRPS* étant conservée, le terme de *résolution* d'Hersbach est plus faible que celui de Candille. Toutefois, l'avantage de cette décomposition réside dans l'utilisation de l'équiprobabilité des traces des prévisions d'ensemble et dans sa quantification plus aisée, puisqu'elle ne requiert pas de classification des fonctions de répartition. Une seconde version intégrant l'erreur de mesure des observations est présentée par Candille *et al.* (2007).

### Décomposition de Bontron (2004)

Les décompositions précédentes révèlent que le *CRPS* est un score évaluant la qualité du système de prévisions probabilistes. Bontron (2004) propose une autre formulation du *CRPS*, définissant alors un score d'utilité, composé d'un terme de  *finesse* et d'un terme de *justesse*. Le

1. Leurs décompositions respectives sont présentées dans les annexes A.1.2 et A.2.2

critère de *justesse* est déterminé par la distance entre la valeur observée  $x_j^o$  et la valeur médiane  $x_{j,50}$  de la  $j^{\text{ème}}$  distribution émise. Si le système de prévision est fiable, la *finesse* est équivalente à la *résolution*, révélant ainsi que ce score s'apparente également à un score de qualité. La figure 1.4 présente une interprétation graphique du score CRPS et de sa décomposition en Finesse et Justesse.

$$\begin{aligned}
 CRPS &= \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{-\infty}^{\infty} [F_j(x) - H(x, x_j^o)]^2 dx \\
 &= \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{-\infty}^{\infty} [F_j(x) - H(x, x_{j,50})]^2 dx}_{\text{finesse}} + \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{x_{j,50}}^{x_j^o} [1 - 2F_j(x)] dx}_{\text{justesse}} \quad , \text{ si } x_j^o \geq x_{j,50} \\
 &= \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{-\infty}^{\infty} [F_j(x) - H(x, x_{j,50})]^2 dx}_{\text{finesse}} + \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{x_j^o}^{x_{j,50}} [1 - 2F_j(x)] dx}_{\text{justesse}} \quad , \text{ si } x_j^o < x_{j,50}
 \end{aligned} \tag{1.17}$$

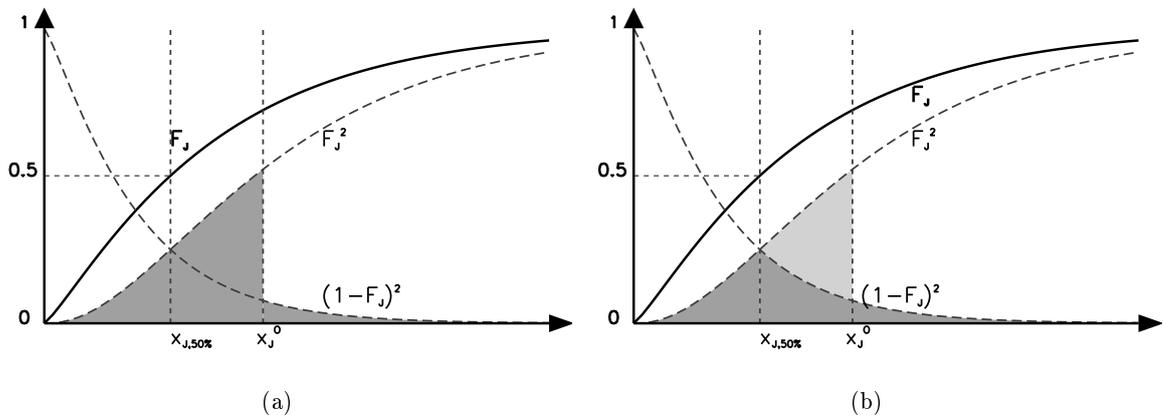


FIGURE 1.4 – Interprétation graphique (a) du score CRPS et (b) de sa décomposition en Finesse (gris foncé) et Justesse (gris clair)

### 1.4.3.3 Le diagramme de probabilité

La fiabilité des prévisions probabilistes peut être évaluée à l'aide d'un diagramme de probabilité, tirant son origine du diagramme de fiabilité. Celui-ci évalue la fiabilité statistique du système de prévision. Il représente la fréquence d'apparition des observations, pour une probabilité  $p$  attribuée par la prévision. La construction de ce diagramme repose sur le découpage de l'intervalle  $[0,1]$ . Pour chaque sous-intervalle de  $p$ , la fréquence d'occurrence  $\hat{p}(p)$  de l'évènement que l'on cherche à prévoir, est estimée. Le diagramme de fiabilité consiste alors à afficher les probabilités  $p$  en abscisse et  $\hat{p}(p)$  en ordonnée. La figure 1.5 illustre les différentes configurations

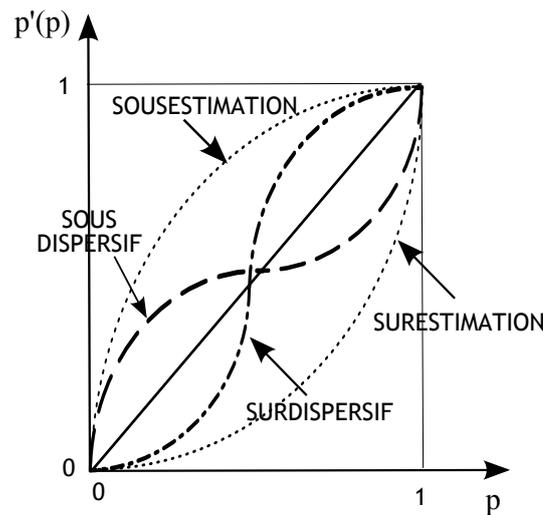


FIGURE 1.5 – Repr esentations possibles d'un diagramme de fiabilit , adapt  de Laio et Tamea (2007)

possibles. Un syst me de pr evision est fiable si, et seulement si, la courbe obtenue se superpose   la premi re bissectrice. Une courbe en forme de  $S$  vertical indique que les pr evisions pr esentent une trop grande dispersion (*large forecast*). Inversement, une courbe en forme de  $S$  horizontal, d montre que les pr evisions sont trop fines, *i.e.* un manque de dispersion (*narrow forecast*). Une courbe enti rement en-dessous de la premi re bissectrice d note une sur-estimation (*under prediction*) de la probabilit  d'occurrence de l' v nement puisque  $\forall p \in [0, 1], \hat{p}(p) < p$ . A contrario, une courbe int gralement au-dessus de la premi re bissectrice d c le une sous-estimation (*over prediction*) de la probabilit  d'occurrence :  $\forall p \in [0, 1], \hat{p}(p) > p$ .

Le diagramme de probabilit  est une extension du diagramme de fiabilit . Toutefois, la fiabilit   valu e par cet outil s'apparente au biais   grande  chelle (Hersbach 2000, Bontron 2004). En effet, l' valuation ne porte pas directement sur les distributions prises comme un tout. Elle s'int resse seulement   leurs quantiles. La construction d'un tel diagramme consiste   (i) choisir *a priori* les quantiles (*e.g.*  $P = (Q_{5\%}, \dots, Q_{95\%})$ ), (ii) d terminer leurs probabilit s au non d passement  $\hat{P}(P)$  et (iii)   les reporter, respectivement sur l'axe des abscisses et l'axe des ordonn es. Le diagramme de probabilit  est susceptible de fournir diff rentes formes de courbe, dont les descriptions sont identiques   celles du diagramme de fiabilit  (*cf.* figure 1.5).

#### 1.4.4 Bilan sur les outils d' valuation des pr evisions hydrom t orologiques

En m t orologie, la v rification porte g n ralement sur les variables synoptiques, telles que le champ g opotentiel   500 hPa et les temp ratures   850 hPa ( $Z_{500}, T_{850}$ ), par comparaison avec les champs analys s   partir du r seau d'observation (Saetra *et al.* 2002). En effet, les r solutions des mod les m t orologiques ne sont pas encore assez fines pour  tre directement compar es aux observations, celles-ci appartenant au domaine sous-maille du mod le (Richardson *et al.* 2007). En outre, en m t orologie, les seuils sont arbitrairement choisis (1, 5, 10, 20mm) sans lien avec la climatologie du lieu, de la saison. Or, le score est sensible   cette climatologie (Hamill et Juras 2006).

Par ailleurs, les prévisions probabilistes sont moins familières que les prévisions déterministes, expliquant le peu d'outils d'évaluation disponibles (Laio et Tamea 2007). Un autre obstacle réside dans le besoin de disposer de longues séries d'observations, notamment si les extrêmes sont l'objet de la prévision (Schaake *et al.* 2007). Ces séries permettent également l'évaluation des procédures de calibration statistiques en terme de fiabilité, de finesse et de justesse. Malheureusement, en météorologie, il est difficile de disposer de telles séries. Les schémas d'assimilation, les résolutions horizontales et verticales, le nombre de traces évoluent fréquemment, entravant le travail d'apprentissage opéré par les prévisionnistes, les utilisateurs de prévisions météorologiques et hydrologiques (Krzysztofowicz 2001).

Les évaluations de prévisions hydrométéorologiques dépendent de l'objectif du système de prévision hydrologique (Welles *et al.* 2007). Elles sont donc généralement réalisées selon l'objectif visé par les prévisions hydrologiques :

- Pour **la mise en vigilance**, l'objectif est de connaître la capacité à émettre de bonnes alertes et à éviter les fausses alertes du système de prévision. Les scores usités proviennent alors du tableau de contingence (*POD*, *SPE* et *TSS*). Les prévisions probabilistes sont transformées en prévisions déterministes via le choix d'un quantile comme indicateur d'alerte. Ce choix est important, souhaitant maximiser la capacité de détection tout en minimisant le risque de fausse alerte.
- Dans le cadre de **la prévision hydrologique**, on s'intéresse préférentiellement aux distributions entières. Celles-ci étant utilisées en entrée du système hydrologique, la *fiabilité*, la *finesse* et la *justesse* sont des attributs primordiaux. Le premier terme est évalué à l'aide de diagrammes de probabilité. Seul le biais à grande échelle est quantifié, le biais à petite échelle étant malheureusement inabordable avec les séries de données disponibles. Les deux autres attributs sont examinés au moyen de la décomposition du *CRPS* de Bontron (2004) (*cf.* équation 1.17). L'ensemble des prévisions émises est évalué par la compétence du *CRPS*, en prenant la distribution climatologique comme référence.



# Contexte d'application aux bassins à crues rapides



## 2.1 Contexte hydrométéorologique

Depuis les années 1970, le LTHE a développé une collaboration avec la DDE du Gard et s'est investi dans des recherches sur la prévision hydro-météorologique. Plus récemment, on a vu se créer en 1999 l'Observatoire Hydrométéorologique Méditerranéen Cévennes Vivarais (OHM-CV) qui est un Observatoire de Recherche en Environnement (ORE) et un service d'observation de l'Institut National des Sciences de l'Univers (INSU-CRNS) et de l'Observatoire des Sciences de l'Univers de Grenoble (OSUG) consacré à l'étude des pluies intenses et des crues rapides en région méditerranéenne. La stratégie d'observation se concentre sur (i) l'utilisation d'informations sur les crues historiques, (ii) les retours d'expérience réalisés après les événements majeurs (septembre 2002, octobre-novembre 2008) et (iii) les données opérationnelles (pluviographe, pluviomètre, radar, limnigraphe, courbe de tarage). Celles-ci provenant des nombreux services opérationnels (Météo France, Directions Départementales de l'Équipement, Services de Prévision des Crues, EDF, CNR), un effort particulier porte donc sur la construction d'une base de données avec un format unique, accessible à l'ensemble des composantes de l'OHM-CV depuis le serveur SEVNOL2 ([http://lthe1n21.hmg.inpg.fr/OHM-CV/P400\\_bdd.php](http://lthe1n21.hmg.inpg.fr/OHM-CV/P400_bdd.php)). Cette thèse utilisera cette base de données et s'inscrit ainsi pleinement dans le contexte hydrométéorologique des bassins à crues rapides de cet observatoire de recherche.

### 2.1.1 Origine atmosphérique des crues rapides

Les bassins du Sud de la France se caractérisent par la rapidité de leurs crues, générées par des épisodes de précipitations intenses. Leurs origines s'expliquent par la présence d'une dépression généralement située entre la Grand-Bretagne et l'Espagne, entraînant des flux de sud, sud-ouest sur le pourtour méditerranéen. Cette configuration permet notamment d'advecter les basses couches chaudes et chargées d'humidité provenant de la mer Méditerranée, jouant ainsi le rôle de réservoir d'énergie et d'humidité à la fin de l'été et en début d'automne. Ces basses

couches renforcent l'instabilité de l'air sur le littoral ou à l'approche des reliefs. Le relief prononcé du pourtour méditerranéen (Pyrénées, Massif Central, Alpes) favorise le déclenchement de la convection et la convergence des flux d'humidité (Ducrocq *et al.* 2008).

La principale configuration à l'origine de ces précipitations est le Système Convectif de Mésoséchelles qui a notamment concerné Nîmes en 1988, Vaison-la-Romaine en 1992, le Gard en 1995, l'Aude en 1999 et le Gard 2002 (Delrieu *et al.* 2005). Résultant de l'interaction entre la convection profonde et les flux de sud, ces systèmes peuvent demeurer quasi-stationnaires pendant quelques heures et engendrer de fortes intensités. Leur forme typique en V, visible grâce à l'imagerie satellitaire et radar, indique le lieu de déclenchement (la pointe du V) et l'advection (les branches du V). La fin de l'épisode correspond à la disparition de ce système, généralement par l'arrivée d'un front froid venu de l'ouest (Nuissier *et al.* 2008).

Les bassins amont de la Loire sont eux aussi concernés par ces épisodes. Ils subissent également des passages pluvieux engendrés par les fronts provenant de l'ouest (influence océanique). Les intensités sont alors plus faibles que celles observées lors d'épisodes « méditerranéens », mais la zone affectée est plus grande. Parfois, ces deux influences se combinent, générant les épisodes les plus dangereux (Moulin 2007).

### 2.1.2 Les bassins à crues rapides

La prévision hydrologique appliquée aux bassins à crues rapides porte en particulier sur les bassins de l'Ardèche à Vogüé, du Gardon à Anduze et de la Loire à Chadrac, affichant des contextes hydrométéorologiques similaires et pourvus de données et outils de qualité. La topographie et le réseau hydrographique de ces trois bassins sont présentés sur la figure 2.1 page 46. Dans le cadre de ce travail, d'autres bassins seront pris en compte, en particulier pour les prévisions probabilistes de précipitations et leurs évaluations opérationnelles<sup>1</sup>.

#### L'Ardèche à Vogüé

L'Ardèche prend sa source dans le massif de Mazan à 1467 m d'altitude. Au niveau de Vogüé<sup>2</sup> (140 m), le bassin s'étend sur 635 km<sup>2</sup>. Le principal affluent est la Volane (110 km<sup>2</sup>) qui se jette dans l'Ardèche à Vals-les-Bains. Morphologiquement, le bassin se caractérise par une configuration de moyenne montagne, avec des vallées encaissées et un couvert boisé. Le sol est relativement peu profond et le sous-sol est principalement composé de granite et de basalte. Il comporte des ouvrages hydro-électriques d'EDF ayant une influence minimale sur les crues moyennes et fortes. Le complexe de Montpezat est alimenté par des prises d'eau situées sur le bassin de la Loire. Ce bassin extrêmement dynamique est marqué par de nombreuses crues historiques :

- le 08/11/1982, avec un débit de pointe à 1700 m<sup>3</sup>/s,

1. Les figures B.1 et B.2, situées en annexe pages 280 et 281, indiquent leurs topographies et réseaux hydrographiques respectifs

2. Pour une description plus exhaustive, le lecteur pourra se reporter à la thèse de Datin (1998)

- le 22/09/1992, avec un débit estimé à 2400 m<sup>3</sup>/s, correspondant à un temps de retour de 30 ans,
- le 02/12/2003, avec une crue biennale (1100 m<sup>3</sup>/s).

Rappelons que la plus grande crue connue, le 22/09/1890, a apporté au Rhône (Saint-Martin d'Ardèche) un débit estimé à 7500 m<sup>3</sup>/s (Lang *et al.* 2002).

### Le Gardon à Anduze

Le Gardon d'Anduze se compose de deux cours d'eau principaux, les Gardons de Saint-Jean et de Mialet, dont la confluence se situe à 3 km d'Anduze. D'une surface de 545 km<sup>2</sup>, le bassin est essentiellement compris dans le département du Gard (30); seule l'extrême partie amont appartient au département de la Lozère (Mont Aigoual, 1567 m). Il se caractérise par des vallées étroites, séparées par des crêtes orientées nord-ouest sud-est. Le sous-sol de la partie amont est granitique alors que le sixième du bassin proche de l'exutoire est calcaire, présentant des systèmes karstiques. Le bassin est bien végétalisé, avec une couverture forestière de 65% (hêtre, chêne et châtaignier). Il ne comporte pas d'ouvrage hydraulique important. Les principales crues historiques ont lieu en automne, au cours d'épisodes dits « cévenols ».

- la crue du 30/09/1958 représente la crue de référence, avec un débit estimé à 3300 m<sup>3</sup>/s,
- le 08/09/2002, le débit de pointe est estimé à 3200 m<sup>3</sup>/s,
- le 20/10/2006, avec un débit de 1500 m<sup>3</sup>/s,
- le 22/10/2008 et le 02/11/2008, avec un débit de l'ordre de 1000 m<sup>3</sup>/s,
- le débit associé à une crue décennale est environ 1100 m<sup>3</sup>/s (12/09/1976, 23/10/1977, 03/12/2003)

### La Loire à Chadrac

La Loire à Chadrac est un bassin plus grand que les précédents (1310 km<sup>2</sup>), s'étendant sur 80 km depuis sa source au Mont Gerbier de Jonc à 1408 m, dans le département de l'Ardèche. Les principaux affluents sont la Gazeille en rive droite (100 km<sup>2</sup>) et la Borne en rive gauche (430 km<sup>2</sup>). Ce bassin présente une topographie marquée, composée de terrains essentiellement granitiques sur la partie haute et basaltiques sur la partie basse. Cette distinction est aussi visible dans l'occupation des sols. La partie amont est majoritairement forestière alors que la partie basse est plutôt agricole. La partie amont (200 km<sup>2</sup>) comporte de nombreux réservoirs alimentant la centrale hydro-électrique de Montpezat en Ardèche. Une partie de la Loire est ainsi détournée.

Ce territoire a connu des crues significatives en 1846, 1856 (*cf.* Coeur et Djerboua (2007)) et 1866. Plus récemment, il a subi des crues importantes :

- le 21/09/1980, où le débit a été évalué à 2000 m<sup>3</sup>/s à Brives-Charensac, légèrement en amont de Chadrac,
- le 01/12/1984, avec un débit de pointe de 800 m<sup>3</sup>/s proche du débit décennal estimé à 700m<sup>3</sup>/s,
- le 13/11/1996, le pic de débit atteignant 1400 m<sup>3</sup>/s,
- le 01/12/2003, le débit maximum s'élevant à 900 m<sup>3</sup>/s,
- le 02/11/2008, avec un débit de 1300 m<sup>3</sup>/s.

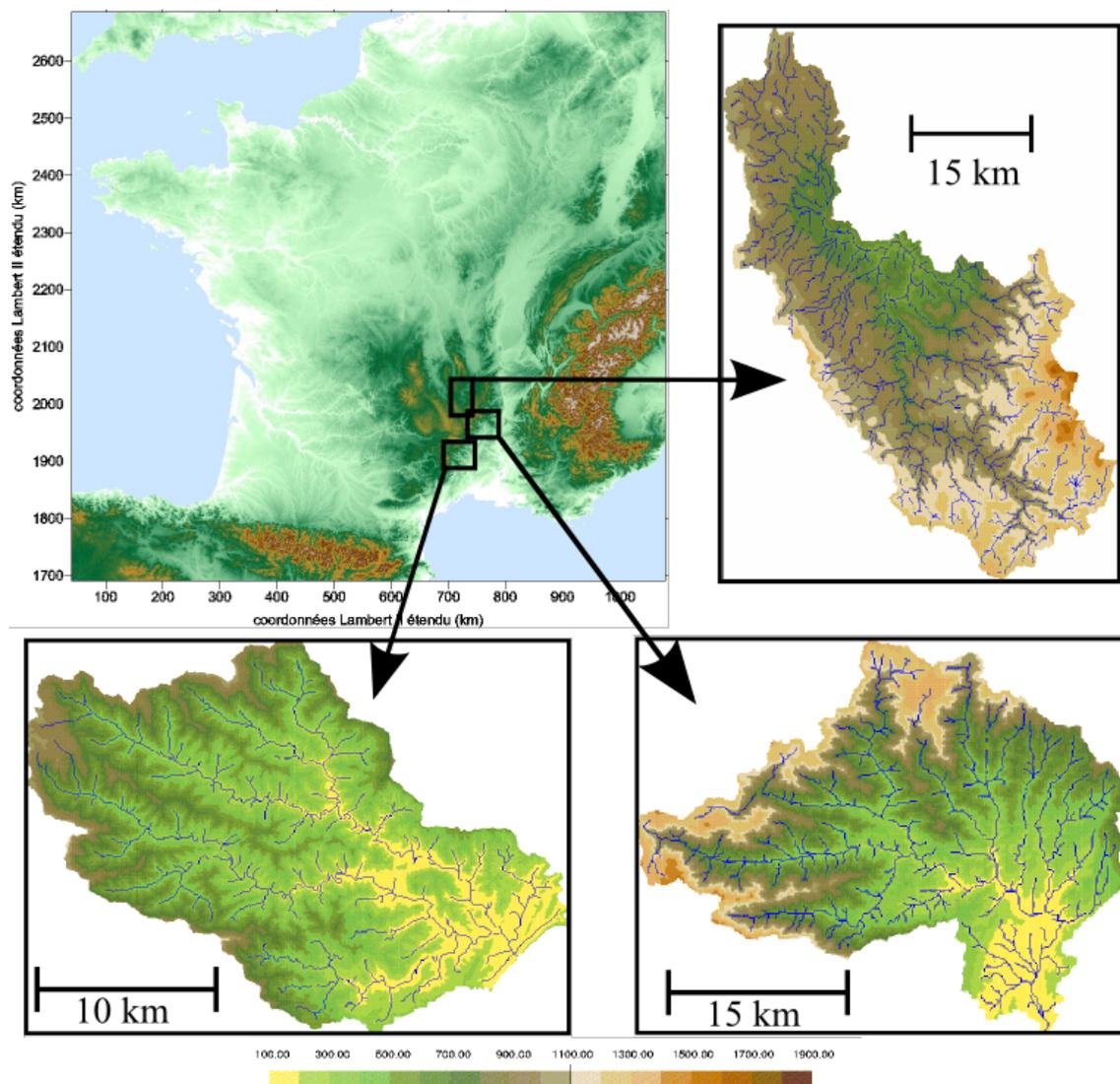


FIGURE 2.1 – Topographies et réseaux hydrographiques de l’Ardèche à Vogüé (à droite, en bas), du Gardon à Anduze (à gauche) et de la Loire à Chadrac (à droite en haut)

Cours d'eau	Exutoire	Surface [km <sup>2</sup> ]	Altitudes [m]
Ardèche	Saint-Martin-d'Ardèche	2265	69 - 1680
Chassezac	Gravières	498	172 - 1680
Cèze	Tharoux	665	115 - 1580
Gardon d'Alès	Alès	316	123 - 1347
Vidourle	Sommières	618	27 - 960
Lignon-du-Velay	Pont-de-Lignon (Confolent)	715	465 - 1678
Loire	Bas-en-Basset	3080	448 - 1747
Loire	Goudet	445	770 - 1595
-	Marseille Métropole	1275	1 - 1034
Paillon	Nice	235	45 - 1480
Siagne	Pegomas (en amont de Cannes)	480	10 - 1685

TABLEAU 2.1 – Synthèse des autres bassins

### Les autres bassins

Les autres bassins sur lesquels nous nous sommes penchés, mais dans une moindre mesure, se situent dans le bassin de la Loire, dans le Vivarais et les Cévennes, ainsi que sur le pourtour Méditerranéen de la région Provence-Alpes-Côte-d'Azur<sup>1</sup>. Ces bassins présentent certes des caractéristiques geomorphologiques différentes mais subissent avant tout des crues rapides générées par des précipitations intenses. Il est à noter que Marseille n'est pas un bassin versant. Il s'agit de la zone couvrant l'agglomération de Marseille, sujette à des crues très rapides du fait de son urbanisation. Les exutoires des bassins sélectionnés correspondent aux stations hydrologiques utilisées par les services opérationnels. Le tableau 2.1 synthétise les informations géographiques de ces bassins.

## 2.1.3 La prévision opérationnelle des crues en France

### 2.1.3.1 Le SCHAPI

#### Organisation de la prévision des crues en France

Les crues récentes (l'Ouvèze à Vaison-la-Romaine en 1992, le Gard en 2002 (Gaume *et al.* 2003, Neppel 2003), le Rhône en 2003 (Balland *et al.* 2004)) ont mis en évidence les limites du système d'annonce de crues. L'Etat a alors modifié la philosophie de la prévention des crues, passant des Services d'Annonce de Crues (SAC) aux Services de Prévision des Crues (SPC), estimant que (i) les mesures de prévention et de protection ne supprimeront pas le risque, (ii) le suivi de la situation en cours (**Annnonce**) n'est pas suffisant et que (iii) l'information envers le public sur un événement avec une anticipation suffisante (**Prévision**) est devenue nécessaire (Tanguy *et al.* 2005). Par conséquent, le Service Central d'Hydrométéorologie et d'Appui à la Prévision des Inondations (SCHAPI) a été créé en juin 2003, suivi par la réforme et la réorganisation régionale des services compétents. Les 22 SPC créés couvrent l'ensemble du territoire national (*cf.* figure 2.2). Chacun d'entre eux est spécifique à un territoire, en terme de régime pluviométrique, de

1. Les figures B.1 et B.2 présentent les topographies et réseaux hydrographiques de ces bassins



FIGURE 2.2 – Carte des 22 Services de Prédiction des Crues (Source SCHAPI)

couvert végétal, de sous-sol géologique, et définit les bassins et cours d'eau réglementaires sur lesquels la prédiction des crues est réalisée. La prédiction opérationnelle est effectuée dans chacun de ces SPC deux fois par jour, en concertation avec les services régionaux de Météo France et transmise au SCHAPI qui centralise ainsi l'information à diffuser auprès du public via une carte de vigilance inondation disponible sur le site <http://www.vigicrues.ecologie.gouv.fr/>. Les tronçons sont affichés avec leurs niveaux d'alerte respectifs (Vert, Jaune, Orange et Rouge) relatifs au risque de crue ou de montée rapide des eaux nécessitant une vigilance particulière (Jaune), pouvant générer des débordements importants (Orange) voire créer une menace directe et généralisée (Rouge). Chaque SPC définit ses propres seuils d'alerte sur chacun de ses tronçons réglementaires.

## Bassins Versants Numériques Expérimentaux

Les missions du SCHAPI ne se limitent pas aux supports technique et opérationnel auprès des SPC. Il mène également des actions auprès de laboratoires de recherche en subventionnant des travaux portant sur le couplage de modèles météorologiques et hydrologiques, l'assimilation de données au sein de ces modèles et l'évaluation de prototypes de prévision hydrologique opérationnelle. Ce dernier point est abordé dans le cadre d'un projet de recherche, appelé Bassins Versants Numériques Expérimentaux (BVNE), à l'interface entre le monde opérationnel (SCHAPI, SPC) et la recherche scientifique (Météo France, CEMAGREF, IMFT, LTHE, HSM, EMA, BRGM, EDYTEM). Il concerne l'ensemble des types de bassins et régimes pluviométriques, au travers de bassins représentatifs (Somme, Meuse, Gardon).

Le projet BVNE Gardon a mis en place une intercomparaison de modèles hydrologiques adaptés aux bassins à crues rapides, devant fonctionner en temps réel. En parallèle, il a révélé les besoins exprimés par les SPC concernés par les crues rapides en terme d'anticipation minimale (temps de réaction du bassin) et idéale (temps d'activation des services de sécurité), de temps de calcul et de renouvellement admissibles (respectivement de 1 à 5 minutes et de 5 minutes à 1 heure selon les SPC), de types de prévision (déterministes ou probabilistes, respectivement jugées indispensables et utiles) et de qualité de prévision. La synchronisation du pic de crue, la concordance des débits de pointe et des pentes lors de la phase de montée et le dépassement de seuils sont jugés primordiaux par les services opérationnels opérant sur les bassins à crues rapides. Les critères d'évaluation élaborés au cours du projet BVNE Gardon portent donc sur ces caractéristiques des prévisions hydrologiques : erreur moyenne sur l'ensemble de la crue, autour du débit de pointe, lors de la phase de montée et autour des seuils définis par les SPC. Même si le cadre de cette thèse se situe à la marge de cette phase d'intercomparaison de modèles pluie-débit, il rentre pleinement dans la seconde phase où il sera question d'intégrer les prévisions de précipitations.

### 2.1.3.2 Les Services de Prévision des Crues

Les trois bassins choisis pour illustrer les travaux menés dans le cadre de cette thèse appartiennent à deux SPC : le SPC Grand Delta pour l'Ardèche et le Gardon, le SPC Loire-Cher-Indre pour la Loire.

#### SPC Grand Delta

Le SPC Grand Delta couvre la partie aval du Rhône, répartie sur trois régions (Rhône-Alpes, Provence-Alpes-Côte-d'Azur et Languedoc-Roussillon), et marquée par des crues significatives notamment en novembre 1840, mai 1856 et décembre 2003 avec des débits estimés respectivement à 13000, 12500 et 11500 m<sup>3</sup>/s à Beaucaire (SPC Grand Delta 2006). Basé à la DDE du Gard (Nîmes), ses compétences portent sur une quinzaine de cours d'eau, traversant 397 communes. Le linéaire réglementaire (1500 km) concerne en particulier le Rhône, ponctué d'ouvrages hydrauliques de la CNR, et ses affluents en rive-gauche (Ouvèze, Durance) et rive-droite (Ardèche, Cèze, Gard), ainsi que des fleuves côtiers (Vidourle, Vistre). La figure 2.3 présente les

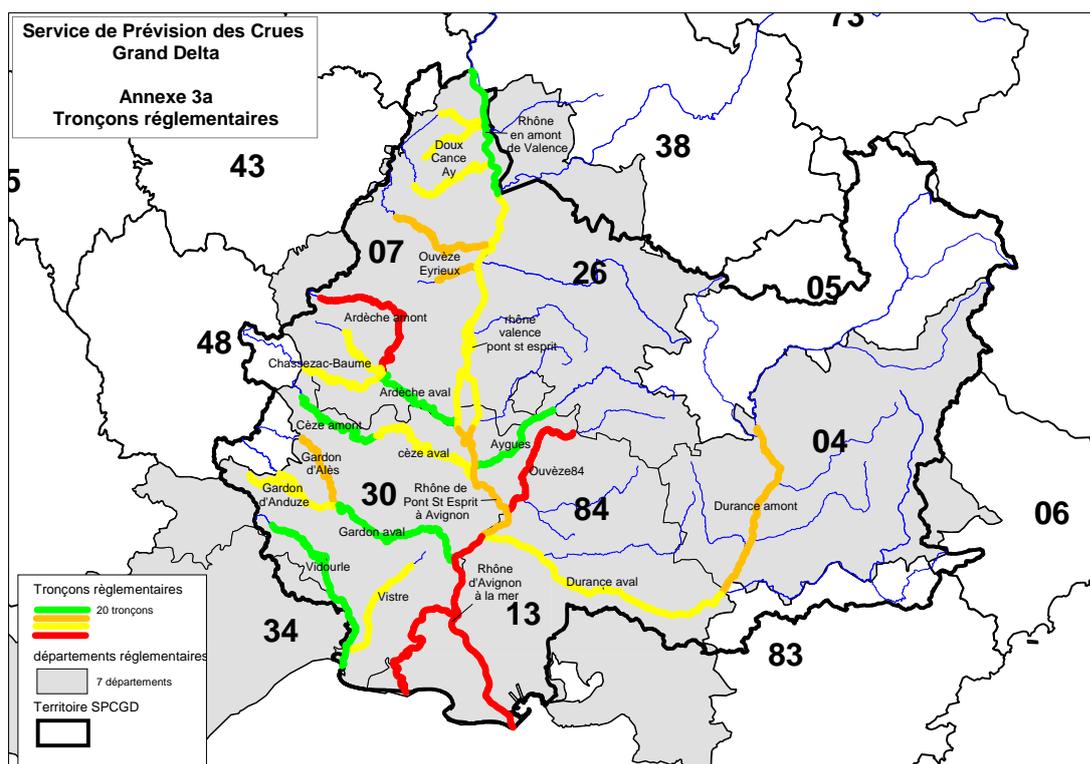


FIGURE 2.3 – Tronçons réglementaires du SPC Grand Delta (Source RIC SPC Grand Delta)

Définition du seuil	Ardèche à Vogüé	Gardon à Anduze	Loire à Chadrac
Seuil d'alerte, passage au niveau <b>Jaune</b>	300	500	200
Passage au niveau <b>Orange</b>	1500	1200	800
Passage au niveau <b>Rouge</b>	3000	2200	1500

TABLEAU 2.2 – Seuils de débits sur les tronçons réglementaires (unité en  $m^3/s$ )

tronçons réglementaires du SPC Grand Delta. Le Règlement de surveillance de prévision et de transmission de l'Information sur les Crues (RIC) du SPC indique les seuils d'alerte associés à des temps de retour sur les tronçons réglementaires, en particulier sur l'Ardèche à Vogüé et le Gardon à Anduze, présentés dans le tableau 2.2

### SPC Loire-Cher-Indre

Basé à la DIREN Centre (Orléans), le SPC Loire-Cher-Indre couvre le bassin versant de la Loire jusqu'à la confluence avec la Vienne exclue (SPC Loire Cher Indre 2006), réparti sur cinq régions (Rhône-Alpes, Auvergne, Bourgogne, Centre et Limousin). Ce bassin a été marqué par de nombreuses crues au cours du 19<sup>ème</sup> siècle (1846, 1856 et 1866). Son territoire, s'étendant sur 46 000  $km^2$  comprend les affluents en rive gauche de la Loire (Indre, Cher). Le principal affluent, l'Allier appartient au territoire de compétence du SPC Allier. La partie amont de la Loire comporte des ouvrages hydrauliques (Villerest, Grangent) ayant un impact sur le comportement du bassin. Les tronçons réglementaires (800 km) sont indiqués sur la figure 2.4. Les seuils à Chadrac sont donnés dans le tableau 2.2.

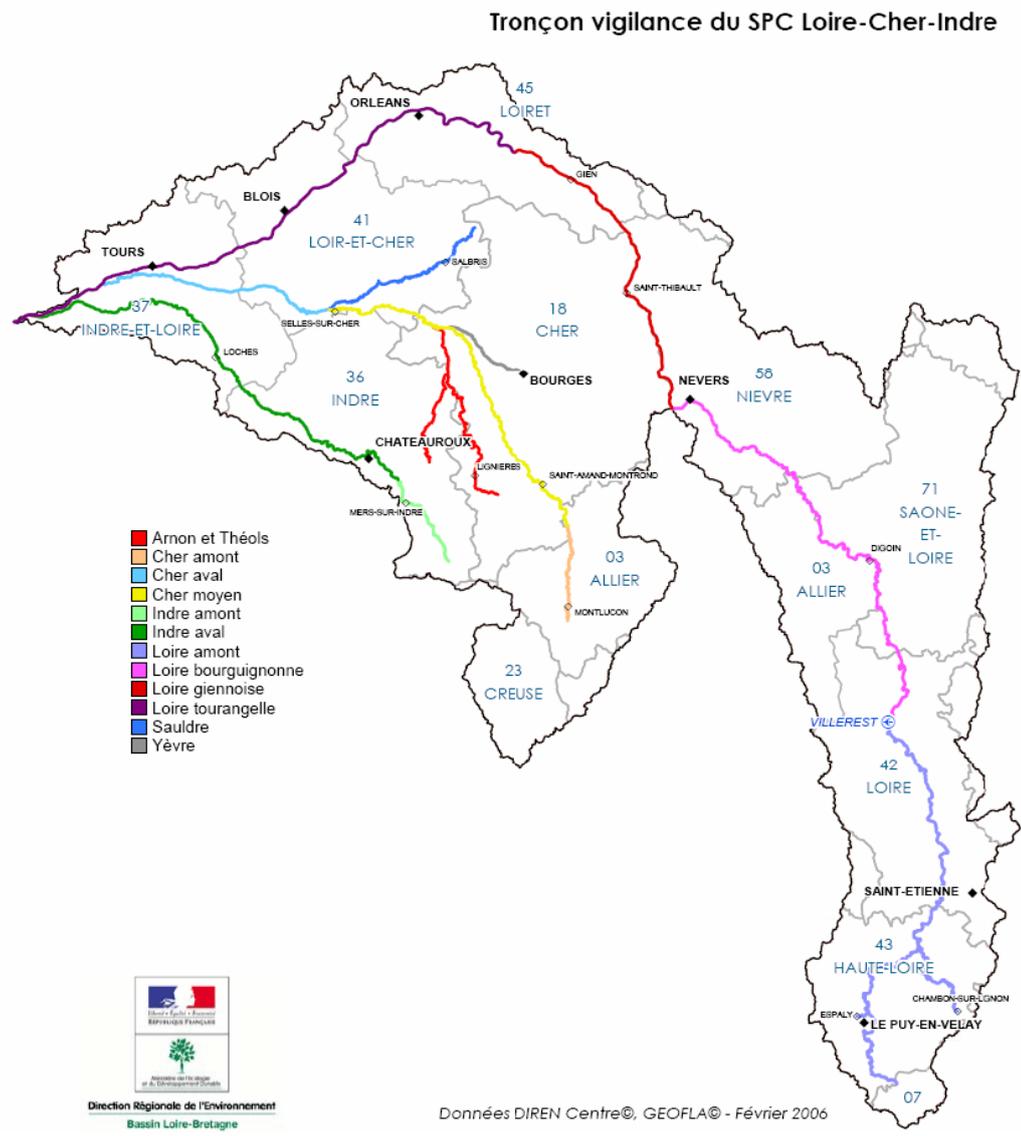


FIGURE 2.4 – Tronçons réglementaires du SPC Loire-Cher-Indre (Source RIC SPC Loire-Cher-Indre)

## 2.2 Prévisions de précipitations disponibles

### 2.2.1 Bulletin Précipitations (Météo France)

Les SPC reçoivent les prévisions de précipitations de la part de Météo-France sous la forme de Bulletin Précipitations (BP) (SPC Grand Delta 2006, SPC Loire Cher Indre 2006). Emis deux fois par jour, à 6h30 et 14h30 TU, ils fournissent les hauteurs d'eau prévues sur les zones d'intérêt du SPC. La version du matin, présentée sur la figure 2.5(a) indique le cumul moyen observé la veille et les cumuls attendus sur les 48 h à venir. Celle de l'après-midi indique les cumuls prévus sur la journée en cours et les deux jours suivants (*cf.* figure 2.5(b)). L'information quantitative est affichée sous forme de fourchette de cumul moyenne, éventuellement complétée par un maximum ponctuel.

**BULLETIN PRECIPITATIONS**  
**Origine : METEO-FRANCE CMIRSE/Aix-en-Provence**  
**Destinataires : SCHAPI, SPC X, SPC Y, ...**  
 Bulletin émis le xx juillet XXXX à 8 h 30

#### 1 Hauteurs de précipitations en mm

Zones AP	AP	Moyenne observée du 3/7 8 heures au 4/7 8 heures	Hauteurs prévues du 4/7 8 heures au 5/7 8 heures		Hauteurs prévues du 5/7 8 heures au 6/7 8 heures	
			Moyenne	Max ponctuel	Moyenne	Max ponctuel
Pyrenées Orientales		15	5/15		0	
Aude		20	10/20		0	
Hérault	AP	0	20/40	60	10	
Cotier Montpellierain	AP	10	40/60	100	10/20	
Gard côtier	AP	0	60/80	140	10/20	
Gard CévenolE	AP	0	20/30		50/70	120
Ardèche Sud		0	0			
Ardèche Nord	AP	0	0		30/40	70
Drôme		0	0			
Vaucluse	AP	0	20/30		50/70	120
Haute durance	AP	0	20/30		50/70	120
Moyenne Durance	AP	0	20/30		50/70	120
Verdon	AP	0	10/20		30/40	70
Basse Durance		0	0		10/20	
Delta du rhône		0	0		0	

(a)

**BULLETIN PRECIPITATIONS**  
**Origine : METEO-FRANCE CMIRSE/Aix-en-Provence**  
**Destinataires : SCHAPI, SPC X, SPC Y, ...**  
 Bulletin émis le xx juillet XXX à 16 h 30

#### 1 Hauteurs de précipitations en mm

Zones AP	AP	Hauteurs prévues du 4/7 8 heures au 5/7 8 heures		Hauteurs prévues du 5/7 8 heures au 6/7 8 heures		Hauteurs prévues du 6/7 8 heures au 7/7 8 heures	
		Moyenne	Max ponctuel	Moyenne	Max ponctuel	Moyenne	Max ponctuel
Pyrenées Orientales		5/15		0		0	
Aude		10/20		0		0	
Hérault	AP	20/40	60	10		0	
Cotier Montpellierain	AP	40/60	100	10/20		0	
Gard côtier	AP	20/30		50/70	120	0	
Gard CévenolE		0				0	
Ardèche Sud	AP	0		30/40	70	0	
Ardèche Nord		0				0	
Drôme	AP	20/30		50/70	120	0	
Vaucluse	AP	20/30		50/70	120	0	
Haute durance	AP	20/30		50/70	120	0	
Moyenne Durance	AP	10/20		30/40	70	0	
Verdon		0		10/20		0	
Basse Durance		0		0		10/20	
Delta du rhône		0		0		10/20	

(b)

FIGURE 2.5 – Exemple de Bulletin Précipitations émis (a) le matin et (b) l'après-midi (*Source RIC SPC Grand Delta*)

Dans le cadre de cette thèse, les Bulletins Précipitations opérationnels ne sont pas disponibles. Cependant, la chaîne de prévision hydrologique doit tout de même être capable d'intégrer cette information lors de l'élaboration des prévisions hydrologiques, sous forme de fourchettes de volumes, probabilisées ou non.

### 2.2.2 Ensemble Prediction System (CEPMMT)

Depuis 1992, le CEPMMT émet des prévisions d'ensemble opérationnelles appelées *Ensemble Prediction System* et optimisées pour une échéance de 48 h (Molteni *et al.* 1996). Dans la suite du document, le terme *EPS* sera employé pour éviter toute confusion avec les autres Systèmes de Prévision d'Ensemble, précédemment décrits (*cf.* 1.2.1.2). De même que le modèle global du CEPMMT, les EPS ont subi de nombreux changements au cours des années (Persson et Grazzini 2007). La version actuelle utilise la méthode des vecteurs singuliers (Buizza et Palmer 1995) et une approche stochastique de paramétrisation (Buizza *et al.* 1999) pour représenter respectivement les incertitudes des conditions initiales et celles du modèle météorologique. Palmer *et al.* (2007) présentent les modifications majeures des EPS depuis leur implémentation, résumées dans le tableau 2.3.

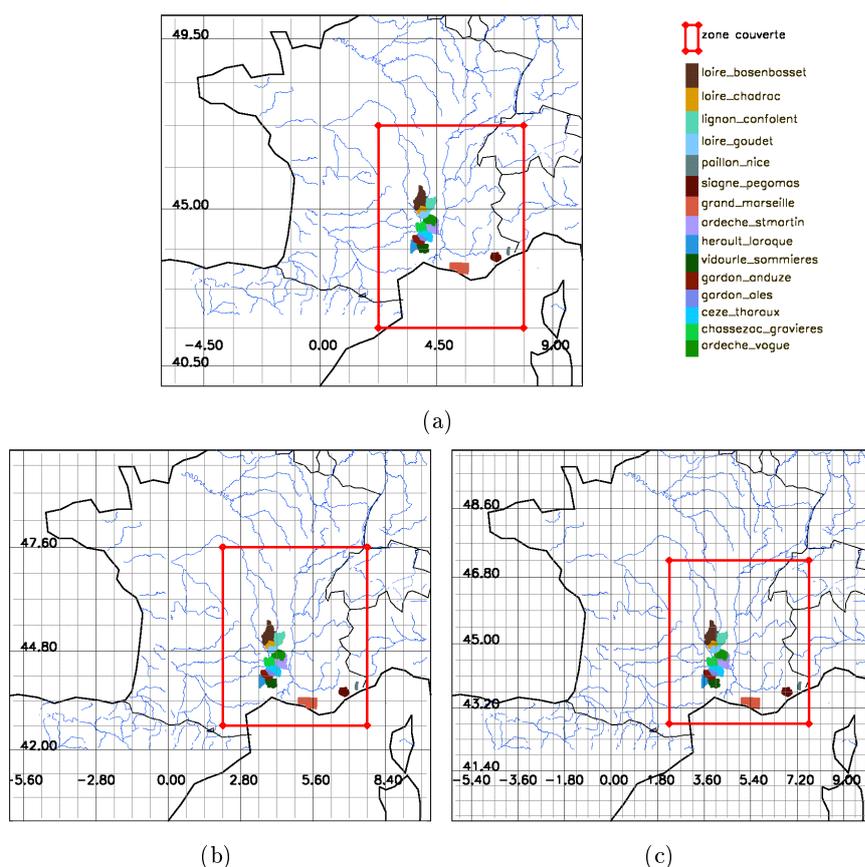


FIGURE 2.6 – Grilles des prévisions EPS disponibles à (a) 1.125°, (b) 0.700° et (c) 0.450°

Date	Incertitudes			Caractéristiques des prévisions				
	Vecteurs Singulier (SV)	Modèle SV	Incertitudes modèle	Modèle EPS	Résolution	Nb. de traces	Échéance (Pas de temps)	Instant de prévision [hTU]
12/1992	SV (Buizza et Palmer 1995)	T21L19	non	T63L19	1.1875°	32	10 jours (12 h)	12
12/1996	-	T42L31	-	T <sub>L</sub> 159L31	1.125°	50	-	-
1998	SV évolués (Buizza <i>et al.</i> 2003)	-	oui (Buizza <i>et al.</i> 1999)	-	-	-	-	-
10/1999	-	T42L40	-	T <sub>L</sub> 159L40	-	-	10 jours (6 h)	-
11/2000	-	-	-	T <sub>L</sub> 255L40	0.700°	-	-	-
03/2003	-	-	-	-	-	-	-	00 et 12
02/2006	-	T42L62	-	T <sub>L</sub> 399L62	0.450°	-	-	-
12/2006	-	-	-	VAREPS : T <sub>L</sub> 399L62 0-10 jours et T <sub>L</sub> 255L62 10-15 jours (Buizza <i>et al.</i> 2007)		-	6 jours (3 h) 15 jours (6 h)	-
fin 2009	-	-	-	T <sub>L</sub> 639L62 (0-10) T <sub>L</sub> 319L62 (10-15)	0.250°(0-10) 0.500°(10-15)	-	-	-

TABEAU 2.3 – Développements majeurs des EPS depuis leur implémentation en 1992. Le symbole - signifie que l'élément correspondant est identique à l'élément antérieur.

Les principaux changements à retenir sont :

- l'évolution des résolutions horizontales, valant de  $1.1875^\circ$  en 1992 à  $0.450^\circ$  depuis 2006 (Buizza *et al.* 1999, Buizza *et al.* 2003, Buizza *et al.* 2007, Buizza *et al.* 2008),
- les instants d'émission des prévisions 00 et 12 hTU, 00hTU n'étant disponible que depuis mars 2003,
- le nombre de traces passant de 32 à 50 en 1996 (Buizza et Palmer 1998, Buizza *et al.* 1998).

Dans le cadre de cette thèse, deux archives de prévisions de précipitations ensembliste ont été constituées sur le quart sud-est de la France. La première, appelée *eps\_fin* est destinée à alimenter la chaîne de prévision hydrologique. Elle couvre les mois de septembre, octobre, novembre et décembre de la période 2002-2008 avec la meilleure résolution possible ( $0.700^\circ$  jusqu'en février 2006 et  $0.450^\circ$  depuis, soit environ 80 puis 50 km) pour chaque instant d'émission de prévision (12hTU et 00hTU depuis respectivement 2002 et 2003), avec une échéance de 3 jours (72h) et un pas de temps de 6h. La seconde, appelée *eps\_large*, couvre entièrement la période 2000-2008, avec une résolution unique ( $1.125^\circ$ , soit environ 120 km), émise aux mêmes instants de prévision, avec une échéance de 10 jours (240h) et un pas de temps de 6h. La figure 2.6 page 53 représentent les différentes grilles et, selon leurs résolutions respectives, la zone sur laquelle les prévisions sont disponibles. Au sein des EPS, les précipitations sont fournies sous deux variables estimées à chaque point de grille comme moyenne sur le pixel qui l'entoure : les précipitations stratiformes (ou à grande échelle) et les précipitations convectives. Elles ont donc été additionnées pour fournir les précipitations totales contenues dans nos archives.

### 2.2.3 Prévision par analogie (LTHE)

#### 2.2.3.1 Historique de la méthode

L'apparition de cette méthode en France vient d'un besoin d'EDF qui souhaitait, dans les années 60, améliorer les informations sur les précipitations futures afin de gérer au mieux ses aménagements hydrauliques, avec une échéance de 24 à 72 h. C'est dans cette optique que Duband (1970) a repris et complété cette méthode proposée par Lorenz (1969), au sein de la Direction Technique Générale d'EDF, en étudiant les relations entre l'analogie synoptique et les précipitations au sol, puis en utilisant une adaptation statistique des sorties de modèles météorologiques numériques.

Le développement de cette méthode a été poursuivi au LTHE, en collaboration avec la DTG depuis la fin des années 1970. Plus récemment, Guilbaud (1997) a appliqué le principe d'analogie sur la forme des champs géopotentiels (700 et 1000 hPa à 0 et 24 hTU), tout en prenant en compte les effets saisonniers, fournissant ainsi des prévisions probabilistes (50 situations analogues) de précipitations journalières (6 hTU à 6 hTU) (Obled *et al.* 2002, Bontron *et al.* 2002). Ensuite, Bontron (2004) a amélioré la méthode d'adaptation par analogie par l'utilisation des géopotentiels provenant des réanalyses NCEP/NCAR (Kalnay *et al.* 1996), en optimisant la fenêtre d'analogie. Un second niveau d'analogie portant sur une information plus locale, à savoir l'humidité relative

à 850 hPa et l'eau précipitable a été rajouté (Bontron et Obled 2003). Finalement, pour une utilisation en mode opérationnel, Thévenot (2004) a ajusté le nombre de situations analogues à retenir selon l'échéance de prévision. Aujourd'hui, cette méthode est opérationnelle à EDF, à la CNR ainsi qu'au SPC Alpes-Nord. Plusieurs versions existent au LTHE, de la version **M0** de Guilbaud (1997) aux versions opérationnelles actuelles **M2**, **M3**, respectivement sans et avec l'humidité (Bontron et Obled 2005). Elle a été évaluée par Djerboua (2001) sur les Alpes dans le cadre du programme européen MAP.

### 2.2.3.2 Principe de la méthode

La méthode part du postulat stipulant que deux situations synoptiques proches engendreront des effets locaux similaires (Lorenz 1969). Ici, la variable locale est la lame d'eau moyenne sur le bassin considéré (6 hTU - 6 hTU). La méthode suit la démarche suivante : les prévisions synoptiques du modèle météorologique sont récupérées ; on recherche ensuite dans l'archive météorologique, à savoir les réanalyses NCEP/NCAR, les situations synoptiques passées similaires à la situation cible de la prévision. NCEP/NCAR ont ré-analysé l'ensemble des mesures atmosphériques disponibles depuis 1957 avec le même modèle météorologique, afin de disposer d'une archive d'analyses météorologiques longue et homogène (Kalnay *et al.* 1996). Ces réanalyses permettent de comparer une situation prévue par le modèle avec celles passées. La figure 2.7 illustre les deux niveaux de sélection de situations analogues.

Le premier critère d'analogie utilisé s'applique à la forme des champs géopotentiels (1000 hPa à 12 hTU - 500 hPa à 24 hTU), mesurée selon le score de Teweles-Wobus, noté  $S1$  (Bontron 2004, Drosdowsky et Zhang 2003). Ce score compare les gradients entre points de grille. Négativement orienté, deux champs de forme identique donnent un score de 0 alors que deux champs de formes parfaitement opposées ont un score de 200. En reprenant les notations de Bontron (2004) où :

- $\Delta_{i,j}^{i,cible}$  est le gradient dans la direction est-ouest selon le sens positif à partir du point  $(i, j)$  du champ cible :  $\Delta_{i,j}^{i,cible} = V_{i+1,j}^{cible} - V_{i,j}^{cible}$ ,
- $\Delta_{i,j}^{j,cible}$  est le gradient dans la direction nord-sud selon le sens positif à partir du point  $(i, j)$  du champ cible :  $\Delta_{i,j}^{j,cible} = V_{i,j+1}^{cible} - V_{i,j}^{cible}$ ,

le score  $S1$  s'exprime selon la formule suivante

$$S1 = 100. \frac{\sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=1}^J \left| \Delta_{i,j}^{i,cible} - \Delta_{i,j}^{i,candidate} \right| + \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J-1} \left| \Delta_{i,j}^{j,cible} - \Delta_{i,j}^{j,candidate} \right|}{\sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=1}^J \max \left( \left| \Delta_{i,j}^{i,cible} \right| ; \left| \Delta_{i,j}^{i,candidate} \right| \right) + \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{J-1} \max \left( \left| \Delta_{i,j}^{j,cible} \right| ; \left| \Delta_{i,j}^{j,candidate} \right| \right)} \quad (2.1)$$

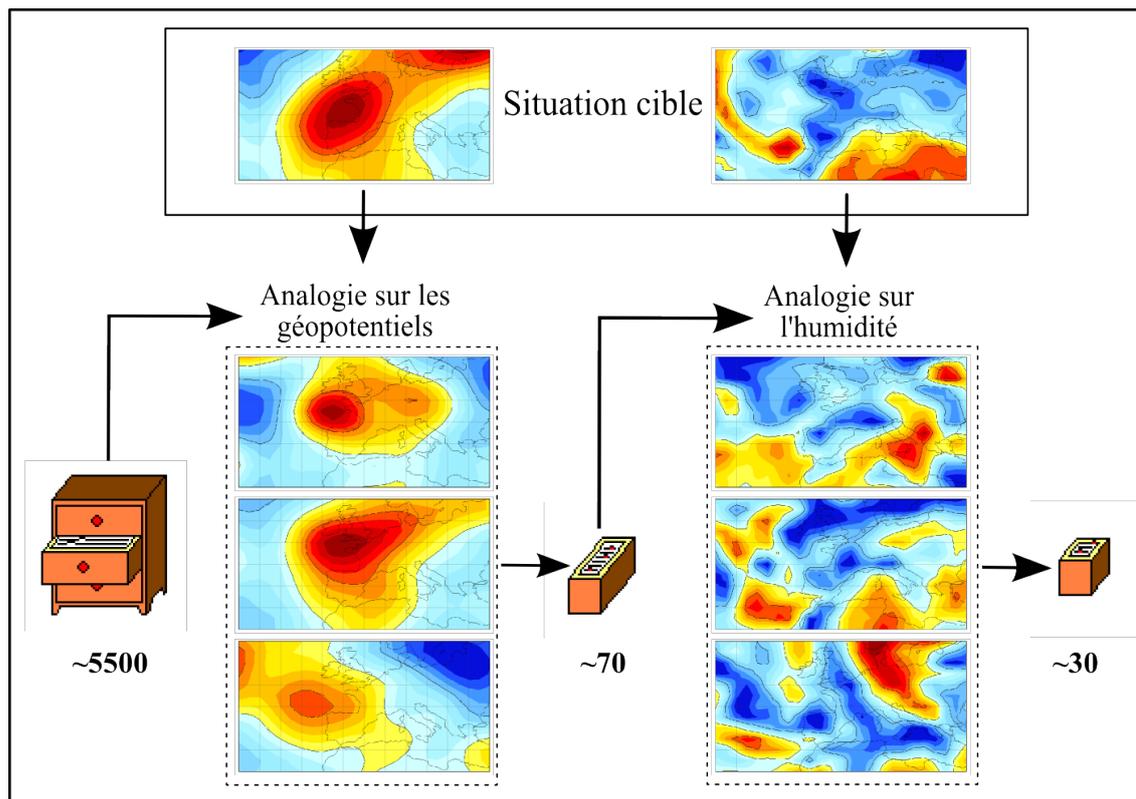


FIGURE 2.7 – Principe de sélection des situations analogues

La seconde étape utilise une information plus locale via deux variables : l'humidité relative à 850 hPa et l'eau précipitable, prises à 12 et 24 hTU. Ce second niveau d'analogie est évalué selon le score RMSE. Avec les notations de Bontron (2004), il s'exprime sous la forme :

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{I.J} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J (V_{i,j}^{cible} - V_{i,j}^{candidate})^2} \quad (2.2)$$

Cependant, ce second niveau se révèle satisfaisant jusqu'à J+3. Au-delà, les prévisions se fondent uniquement sur les champs géopotentiels car les prévisions d'humidité deviennent peu performantes.

Pour prendre en compte l'effet saisonnier sur les situations synoptiques, la recherche dans l'archive s'effectue sur 4 mois glissants centrés sur la journée cible (journée où l'on veut émettre la prévision). Bontron (2004) a optimisé la méthode par analogie sur 48 groupements d'EDF répartis sur la France (Bretagne, Corse, Pyrénées, Jura, Alpes du Nord, Alpes du Sud, Cévennes-Vivarais). Depuis, d'autres regroupements pluviométriques ont complété cet ensemble : Piémont, RIO<sup>1</sup> (Cévennes-Vivarais, Grenoble, Grésivaudan, Marseille, Siagne et Paillon) et DIREN Loire (Goudet, Chadrac, Lignon, Bas-en-Basset, cf. Moulin (2007)). La figure 2.8 détaille la position

1. Les stations constituant les archives pluviométriques des regroupements RIO et LOIRE requises dans l'élaboration de la méthode des analogues, sont listées dans le tableau B.1.

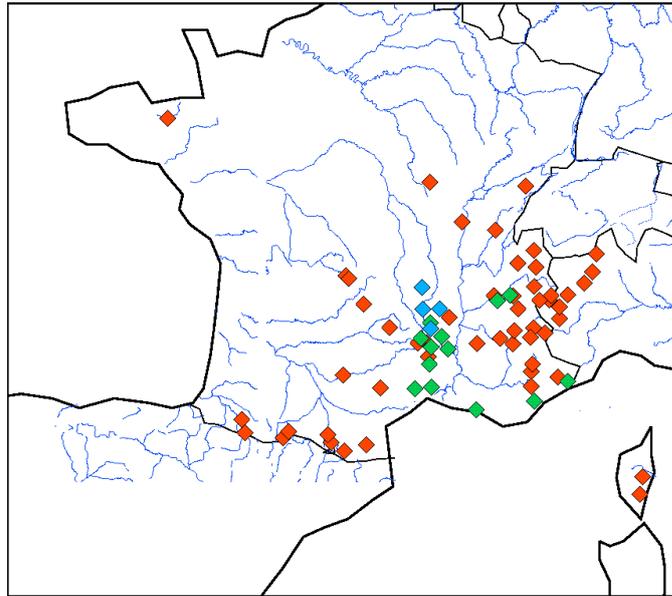


FIGURE 2.8 – Cartes des groupements pluviométriques EDF et Piémont (rouge), RIO (vert) et LOIRE (bleu)

géographique des groupements. Les graphes de la figure 2.9 présentent les fenêtres d'analogie correspondant à nos bassins d'intérêt.

Connaissant les précipitations des journées sélectionnées comme analogues, on en déduit une prévision quantitative de précipitations pour chaque bassin d'intérêt. En effet, l'ensemble des précipitations observées lors de ces dates analogues nous permet d'obtenir une courbe de fréquence cumulée empirique. La figure 2.10 présente deux exemples de distributions. Le caractère probabiliste de cette prévision rend compte des incertitudes sur la représentation de la situation synoptique par le modèle numérique. L'intérêt de cette méthode réside dans le fait que la prévision des variables synoptiques par le modèle est bien plus performante (partie dynamique) que celle des précipitations (partie physique). Cette technique d'adaptation des modèles météorologiques s'applique également aux prévisions EPS (Thévenot 2004) mais ne sera pas évoquée ici.

### 2.2.3.3 Aspects opérationnels

Il faut considérer qu'en utilisation opérationnelle, la méthode dépend du modèle qui l'alimente. On cherche donc à l'optimiser pour compenser les biais du modèle et la perte de fiabilité avec l'échéance. Thévenot (2004) a optimisé ainsi nos deux algorithmes de recherche de situations analogues en s'appuyant sur les prévisions du CEPMMT. Il en a conclu qu'il fallait prendre un nombre d'analogues croissant avec l'échéance, de 30 pour J à 820 et 860 pour J+6 (*cf.* tableau 2.4 page 60), afin de prendre en compte la dégradation progressive des prévisions météorologiques et de se rapprocher de la climatologie.

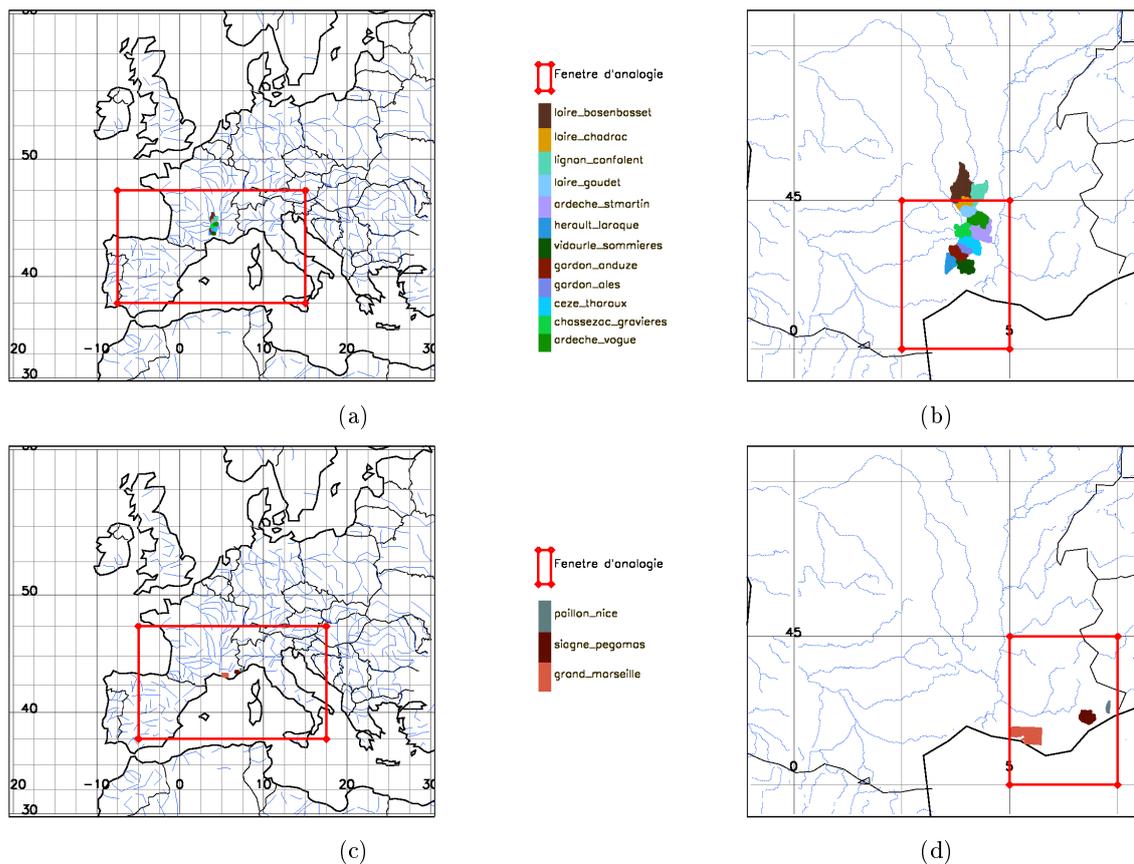


FIGURE 2.9 – Fenêtres d’analogie des groupements des Cévennes et de la Loire (a) et (b), et des groupements de la Côte d’Azur (c) et (d). Les figures (a) et (c) correspondent au premier niveau d’analogie, (b) et (d) correspondant au second niveau d’analogie.

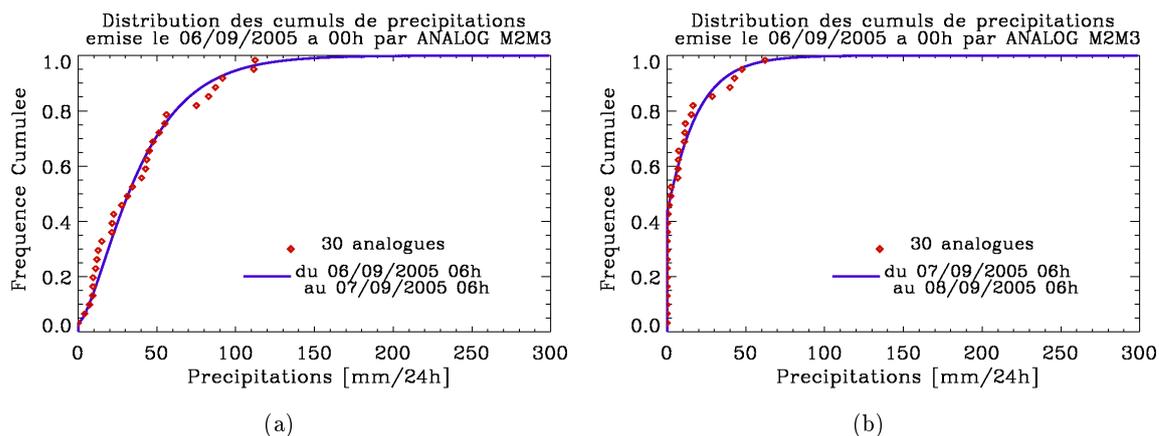


FIGURE 2.10 – Exemples d’ajustement de la distribution des précipitations des dates analogues. Les prévisions ont été émises le 06/09/2005 et donnent les distributions des cumuls prévus pour (a) le 06/09/2005 et (b) le 07/09/2005.

Version	Echéance de prévision, en jour						
	0	1	2	3	4	5	6
M2	30	30	40	60	120	680	820
M3	<i>60</i>	<i>60</i>	<i>80</i>	<i>120</i>	<i>230</i>	<i>500</i>	<i>860</i>
	30	30	40	60	170	350	860

TABLEAU 2.4 – Nombres d’analogues en fonction de l’échéance. La ligne en *italique* relative à M3 indique les nombres d’analogues retenues lors du premier niveau d’analogie avant d’appliquer le second niveau.

Les différentes versions de la méthode des analogues fonctionnent en temps réel au LTHE depuis septembre 2002. Les prévisions météorologiques proviennent du modèle américain GFS, téléchargées depuis la plateforme NOMADS (<http://www.nomad3.ncep.noaa.gov>) de la NOAA (Rutledge *et al.* 2005). Elles contiennent :

- les champs géopotentiels HGT à 500, 700, 850 et 1000 hPa,
- la température T, les composantes U et V du vent et l’humidité relative RH à 850 hPa,
- l’eau précipitable,

pour des échéances de +00 h à +168 h, avec un pas de 12 h. Ainsi, la méthode des analogues fournit des prévisions probabilistes quantitatives de précipitations de J à J+6. Toutefois, malgré toute l’attention apportée à la réalisation de ces prévisions, les multiples aléas opérationnels (arrêt du serveur NOMADS, rupture du réseau au LTHE, prévisions GFS incomplètes sur NOMADS, ...) impliquent la présence de trous dans l’archive de prévisions par analogie (18 en 2002, 66 en 2003, 81 en 2004, 5 en 2005, 85 en 2006, 2 en 2007). La période 2005-2007 a donc été complétée en différé, également à partir de la plateforme NOMADS. Ainsi, les prévisions par analogie reprises en différé couvrent entièrement la période 2005-2008, sur 71 groupements pluviométriques (48 EDF, 6 Piémont, 13 RIO et 4 DIREN Loire).

#### 2.2.4 Prévision immédiate par imagerie radar

Sur des échéances très proches, de l’ordre de 1 à 3 heures, les prévisions dites immédiates fournies par les modèles météorologiques ont un intérêt fort limité. Les prévisionnistes emploient alors d’autres sources de prévisions quantitatives de précipitations dont le radar météorologique. En effet, cet outil permet de localiser les zones de pluviométrie marquée et produit des prévisions de précipitations via un modèle d’advection des cellules pluvieuses. En France, le réseau de radars météorologiques de Météo France (ARAMIS) est présenté sur la figure 2.11. Il couvre en particulier les bassins cévenols (Nîmes et Bollène), les bassins de la Loire (Sembadel) et les bassins de la Côte d’Azur (Collobrières). Les cercles indiquent la couverture théorique des radars à distinguer de leurs visibilité hydrologiques réelles (Delrieu *et al.* 2004).

Toutefois, de nombreuses sources d’incertitudes freinent encore son utilisation opérationnelle (échos fixes, masques, atténuation par les précipitations, remplissage partiel, bande brillante, variété des tailles de goutte, propagation anormale, défauts d’électronique, etc.) (Garçon 2002, Kirstetter 2008). En particulier, la visibilité hydrologique des radars est insuffisante sur les bassins de la Loire (Moulin 2007), du Paillon et de la Siagne. L’horizon de prévision visé dans le

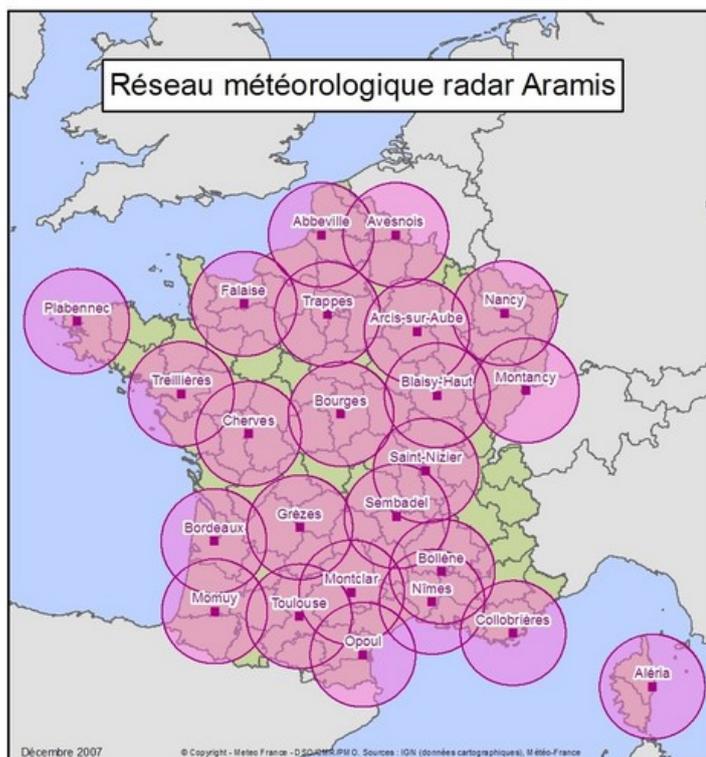


FIGURE 2.11 – Réseau ARAMIS (Source Météo France)

cadre de ce travail étant de l'ordre de 24 à 48 h, les prévisions quantitatives par imagerie radar ne seront pas utilisées. Néanmoins, afin de permettre toute introduction d'information radar permettant de mieux prévoir les premières heures, les outils employés seront capables d'assimiler cette information.

## 2.3 Données et modélisation hydrologiques

Les outils de prévision hydrologique précédemment présentés (*cf.* §1.3) comportent bien entendu au moins un modèle hydrologique transformant l'information sur les précipitations et l'humidité du sol en débit ou en hauteur d'eau. Le modèle retenu dans cette étude, TOPSIMPL, est décrit, après la description des données opérationnelles et historiques disponibles.

### 2.3.1 Données opérationnelles

Les données hydrologiques horaires proviennent des réseaux opérationnels d'EDF, de Météo France et des SPC Grand Delta et Loire-Cher-Indre. Celles concernant les bassins de Marseille, de la Siagne et du Paillon ne sont pas disponibles au pas de temps horaire dans le cadre de cette étude. Moulin (2007) a fourni les données critiquées de précipitations et de débits sur les bassins de la Loire. Toutefois, celles-ci ne couvrent que les événements pluvieux marquants de la période 2002-2008. La récolte et la critique des données cévenoles sont réalisées par l'OHM-

CV. Elles portent actuellement sur les automnes de la période 2000-2008. Seules les données opérationnelles cévenoles sont décrites dans cette étude. La technique de critique de données repose sur une analyse géostatistique de l'ensemble des pluviomètres et pluviographes au pas de temps évènementiel. Elle permet de détecter de manière automatique les stations présentant des cumuls pluviométriques anormalement différents par rapport à leur entourage. Une analyse détaillée des données des postes suspects est ensuite réalisée, notamment en examinant les valeurs au pas de temps plus fin (Kirstetter 2008, Delrieu *et al.* 2006).

### 2.3.1.1 Données de précipitations

Pour l'archive pluviométrique, nous avons besoin pour chaque bassin ou groupement d'une pluie moyenne intégrée sur le domaine. Les données de précipitations existent au pas de temps horaire (pluviographe) et au pas de temps journalier (pluviomètre). Sur les Cévennes, le réseau horaire est relativement dense, avec un pluviographe tous les 15 à 20 km. Pour chaque bassin cévenol, les postes sélectionnés se situent soit à l'intérieur du bassin, soit sur des zones limitrophes. Une station peut ainsi être employée pour plusieurs bassins. Par conséquent, on dispose de 34 stations pour l'Ardèche à Vogüé, 42 pour la Cèze à Tharoux, 31 pour le Chassezac à Gravières, 20 pour le Gardon à Alès, 22 pour le Gardon à Anduze et 20 pour le Vidourle à Sommières<sup>1</sup>. Ces données ont été extraites depuis la base de données SEVNOL, accessible depuis le site internet de l'OHM-CV.

Lebel (1984) a déterminé le variogramme climatologique rassemblant l'information climatologique de la structure des champs pluvieux, du pas de temps horaire au pas de temps journalier. En particulier, les champs pluvieux horaires des bassins cévenols sont bien décrits par un variogramme sphérique dont la formule est

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= \frac{3}{2} \cdot \frac{h}{d} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{d}\right)^3 && \text{si } h < d \\ \gamma(h) &= 1 && \text{si } h \geq d \end{aligned} \quad (2.3)$$

où  $h$  est la distance et  $d$  la portée. Ce variogramme est normé, sa variance valant 1. L'effet pépite est supposé nul et le krigeage isotrope du fait de l'absence d'anisotropie au sein des champs horaires. Lebel (1984) a établi la formulation de la portée  $d$  en km selon le pas de temps  $\Delta t$  en heure selon l'expression 2.4. Ainsi, au pas de temps horaire, la portée vaut 25 km.

$$d = 25 \cdot \sqrt{\Delta t} \quad (2.4)$$

Les données horaires ont été krigées selon ce variogramme climatologique au pas de temps horaire afin de déterminer la lame d'eau moyenne sur chacun des bassins. Celle-ci a été agrégée à 6, 12 et 24 h pour constituer nos archives de précipitations opérationnelles utilisées lors de l'évaluation des prévisions quantitatives de précipitations journalières (*cf.* §3.1).

---

1. Les caractéristiques géographiques et les disponibilités de chaque station sont détaillés dans les tableaux B.2, à B.7.

Bassin	Station limnimétrique	Fournisseur	Appareil	X [km]	Y [km]
Ardèche à Vogüé	Vogüé	DIREN RA	Pression à bulle	764.859	1951.259
Chassezac à Gravières	Gravières	DDE07	Pression à bulle	741.430	1901.094
Cèze à Tharoux	Tharoux	DDE30	Radar	757.011	1917.747
Gardon à Alès	St Hilaire de Brethmas	DIREN LR	Pression à bulle	741.430	1901.094
Gardon à Anduze	Anduze	DDE30	Pression à bulle	732.137	1896.930
Vidourle à Sommières	Sommières	DDE30	Sonar	741.287	1866.110

TABLEAU 2.5 – Stations limnimétriques cévenoles

### 2.3.1.2 Données hydrométriques

Les données limnimétriques proviennent des réseaux opérationnels des Directions Départementales de l'Équipement de l'Ardèche et du Gard (DDE07 et DDE30) et des Directions Régionales de l'Environnement Rhône-Alpes et Languedoc-Roussillon (DIREN RA et DIREN LR). Elles contiennent les hauteurs d'eau mesurées aux exutoires, à savoir Vogüé, Gravières, Tharoux, St Hilaire de Brethmas (en aval d'Alès), Anduze et Sommières. La fréquence de mesure varie selon le lieu de mesure. Seules les mesures à heure fixe sont conservées dans cette étude. Plusieurs types d'appareils mesurent les hauteurs d'eau sur ces cours d'eau : pression à bulle, radar, sonar. La première technique consiste à déterminer la hauteur d'eau via sa pression hydrostatique associée. La seconde technique s'appuie sur l'estimation du niveau de l'eau à partir d'impulsions radar. La dernière utilise la technologie à impulsions ultrasonores traversant la rivière. Le tableau 2.5 rassemble les caractéristiques des stations limnimétriques disponibles.

Les données limnimétriques sont ensuite transformées en débit à l'aide de courbes de tarage fournies par l'OHM-CV. Ces données débitométriques sont principalement utilisées pour créer des archives d'évènements pluie-débit sur les bassins cévenols. Dans le cadre de cette thèse, seules les données relatives à nos trois bassins d'application de la chaîne de prévision hydrologique sont utilisées.

### 2.3.2 Episodes historiques

L'ensemble des données opérationnelles sur les Cévennes (précipitations et débit) recense quelques épisodes significatifs sur la période 2000-2008. Toutefois, ceux-ci ne constituent pas un échantillon suffisant pour calibrer et valider le modèle hydrologique. Ces données sont donc complétées par des épisodes historiques issus des travaux de Datin (1998) et Zin (2002) pour l'Ardèche à Vogüé, de Tourasse (1981) et Valet (2003) pour le Gardon à Anduze et de Moulin (2007) pour la Loire à Chadrac. Pour chacun d'entre eux, les lames d'eau moyenne sont obtenues selon la méthode de krigeage. Au final, les archives événementielles contiennent respectivement 46, 39 et 38 épisodes pluie-débit, sur 1984-2008, 1972-2008 et 1977-2008, respectivement <sup>1</sup>.

1. Les détails de ces épisodes sont présentés dans le tableau B.8.

### 2.3.3 Le modèle hydrologique TOPSIMPL

#### 2.3.3.1 Critères de sélection du modèle hydrologique

De nombreux modèles hydrologiques existent pour appréhender le comportement des hydro-systèmes, en particulier dans le domaine de la prévision. Cette grande variété se traduit notamment par la possibilité de choisir une modélisation globale, utilisant des données moyennées sur le bassin (*e.g.* Deidda *et al.* (2006), Olsson et Lindstrom (2008), Rabuffetti *et al.* (2008)) , semi-distribuée via l'assemblage de modèles globaux pour chaque sous-bassin (*e.g.* Ferraris *et al.* (2002), Reborra *et al.* (2006a)) et distribuée (*e.g.* Habets *et al.* (2004), Bartholmes et Todini (2005), Van Der Knijff *et al.* (2008), Vincendon *et al.* (2009)). Dans le cadre de la prévision des crues rapides, les critères de sélection sont multiples :

- Le choix et la représentation du/des processus de ruissellement (refus à l'infiltration, zones saturées contributives) doivent être en adéquation avec les caractéristiques intrinsèques des bassins. Pour les bassins de tête du Gardon, de l'Ardèche et de la Loire, les zones saturées contributives semblent être le processus dominant. En effet, la formation de l'onde de crues provient majoritairement de la formation de nappe de versant temporaire qui, une fois affleurant la surface du sol, peu profond pour ces bassins, génère le ruissellement de surface en empêchant toute infiltration des précipitations. La *fonction de production* du modèle retenu doit par conséquent représenter ce processus de génération du ruissellement.
- La modélisation hydrologique s'inscrivant dans le cadre de la prévision opérationnelle, le modèle retenu doit donc être simple à mettre en oeuvre, parcimonieux et aisément initialisable si celui-ci est événementiel.
- Les temps de réaction étant relativement courts sur les bassins étudiés, de l'ordre de 3 à 9 h, le modèle doit fonctionner au pas de temps horaire afin de correctement échantillonner les hydrogrammes (Obled *et al.* 2009).

Le modèle global TOPSIMPL satisfait ces trois conditions. Il affiche de bonnes capacités à reproduire les hydrogrammes de crues sur l'Ardèche à Vogüé (Datin 1998, Zin 2002), le Gardon à Anduze (Lardet 1992, Marty *et al.* 2008) et la Loire à Chadrac (Moulin 2007). Disposant d'échantillons suffisants d'épisodes historiques, ce seront les seuls bassins modélisés par TOPSIMPL. Le choix d'une modélisation globale est jugée satisfaisante pour l'Ardèche à Vogüé (635 km<sup>2</sup>) et le Gardon à Anduze (545 km<sup>2</sup>). En effet, il résulte de l'approche géostatistique, précédemment décrite, que l'approche globale est satisfaisante pour des bassins de l'ordre de 500 km<sup>2</sup> (Obled *et al.* 2009). Malgré une surface plus élevée, ce choix est aussi considéré comme suffisant pour la Loire à Chadrac (1310 km<sup>2</sup>). Obled *et al.* (1994) ont montré que l'estimation de la lame d'eau moyenne a un impact visible sur les pics secondaires sur les bassins de cette taille. Pour les bassins plus grands, une solution consiste à le modéliser par sous-bassin (Bartholmes et Todini 2005, Datin 1998).

### 2.3.3.2 Présentation du modèle

TOPSIMPL est issu de la famille des modèles TOPMODEL. Le premier a été proposé par Beven et Kirkby (1979) pour modéliser le comportement des bassins du Nord de l'Angleterre, marqués par la formation de ruissellement par zones saturées contributives. Saulnier (1996) a simplifié TOPMODEL en vue de modéliser les crues rapides des bassins cévenols. D'autres modèles de cette famille ont été développés au LTHE aux zones soudaniennes (TOPAMMA, Le Lay (2006)), aux bassins nivo-pluviaux (TOPBAND, Durot (1999)), aux bassins cévenols dans une version distribuée (TOPODYN, Datin (1998) et N-TOPMODEL, Le Lay et Saulnier (2007)). L'ensemble de ces modèles de cette famille se caractérise par la notion d'*indice topographique*. Le débit à l'exutoire comporte deux termes, le ruissellement superficiel et le débit d'exfiltration de la nappe. La séparation des précipitations en ces deux composantes, respectivement rapide et lente, est réalisée à l'aide d'une *fonction de production*. Celles-ci sont finalement transférées à l'exutoire par une *fonction de transfert*. Obled et Zin (2004) résument le schéma de fonctionnement de TOPSIMPL.

#### Indice topographique

Le modèle se fonde sur le concept d'*indice de similarité hydrologique*, en considérant que les comportements de deux points ayant des indices semblables sont semblables à tous les pas de temps. Dans les TOPMODELS, cet indice définit la capacité de chaque pixel  $i$  à se saturer en introduisant la capacité à collecter de l'eau en amont par l'aire drainée  $A_i$ , et la capacité à évacuer vers l'aval par la pente locale  $\tan \beta_i$  du pixel. Si ce pixel appartient au réseau hydrographique, l'aire drainée ne comprend que le drainage venant du versant adjacent (Saulnier 1996).

$$\lambda_i = \ln \left( \frac{A_i}{\tan \beta_i} \right) \quad (2.5)$$

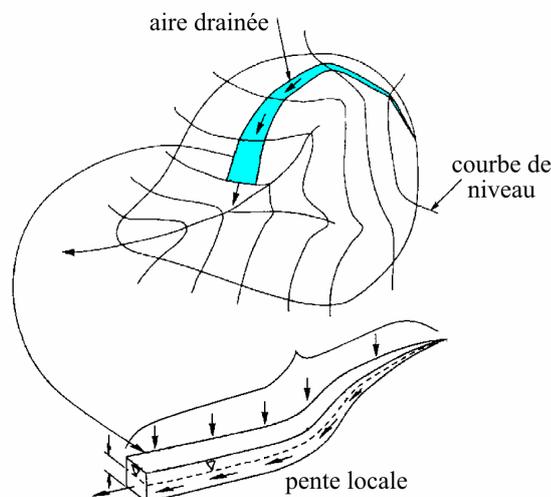


FIGURE 2.12 – Indice topographique (Saulnier 1996)

Les indices topographiques sont déterminés à partir du Modèle Numérique de Terrain (MNT) de chaque bassin versant (Saulnier 1996). La figure 2.13 présente la densité de probabilité des indices topographiques des 3 bassins d'étude, issus d'un MNT à 50 m.

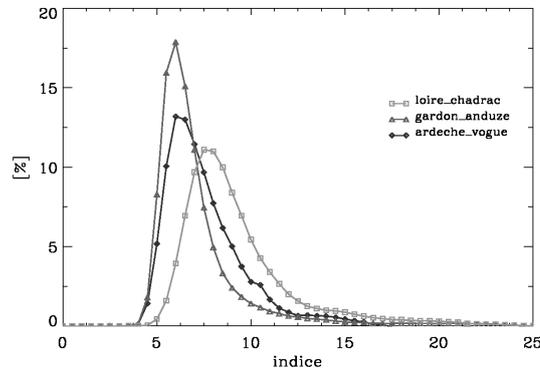


FIGURE 2.13 – Distribution des indices topographiques

### Fonction de Production

La Fonction de Production détermine le partage des précipitations en écoulements rapide (ruissellement) et lent (nappe de versant) à l'aide de quatre paramètres

- **$K_0$  [m/h], conductivité à saturation à la surface du sol** : ce paramètre contrôle le taux d'infiltration dans le sol, ainsi que la percolation vers la nappe
- **$M$  [m], taux de décroissance de la conductivité à saturation** : ce paramètre intervient dans la formule donnant la conductivité à saturation en fonction de la profondeur  $z$ , selon un profil exponentiel. Il contrôle en particulier la récession.

$$K(z) = K_0 \exp\left(\frac{z}{M}\right)$$

- **$SRMax$  [m], profondeur du réservoir racinaire** : La zone racinaire est la partie supérieure de la zone non saturée (*cf.* figure 2.14). Ce paramètre représente le volume nécessaire pour engendrer la réaction du bassin, *i.e.* le volume stocké en début d'épisode par la couche superficielle du sol et la végétation. Il dépend ainsi de l'état du bassin antérieur à l'épisode, et n'est donc pas à proprement parler un paramètre.
- **$Inter$  [m/h], taux d'évapotranspiration et d'interception** : Ce terme constant contrôle les prélèvements par évaporation ou interception effectués dans la zone racinaire.

Les précipitations tombées sur le bassin s'infiltreront ou ruisselleront (par refus d'infiltration) selon la valeur de  $K_0$ . La partie infiltrée remplit la zone racinaire. Une fois  $SRMax$  atteint, les précipitations infiltrées pénètrent la zone non saturée puis dans la nappe par gravitation. Cette recharge peut à terme engendrer l'affleurement d'une nappe, dite de versant, et ainsi le ruissellement par zones saturées contributives. La nappe de versant, temporaire, est à distinguer de la nappe pérenne qui assure, quant à elle, le soutien du débit de la rivière en période d'étiage. L'écoulement et l'exfiltration de la nappe au voisinage de la rivière constituent la composante lente du débit à l'exutoire.

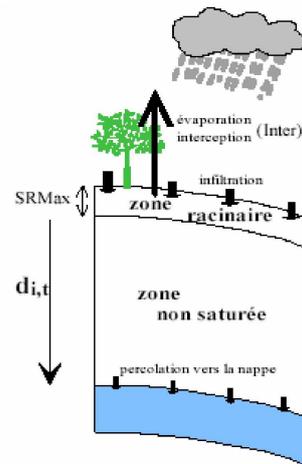


FIGURE 2.14 – Schématisation de la zone non saturée (Saulnier 1996)

### Fonction de Transfert

TOPSIMPL utilise une Fonction de Transfert par composante de débit. Le ruissellement rapide généré par les zones saturées contributives est transité jusqu'à l'exutoire par un hydrogramme unitaire identifié par la méthode de la Différence Première de la Fonction de Transfert (DPFT, cf. Duband *et al.* (1993)). Sur les bassins non jaugés, il peut être obtenu à partir de traitements geomorphologiques (Saulnier 1996, Zin et Obled 2009). La composante lente, appelée débit de base, résulte de l'exfiltration de la nappe de versant au voisinage de la rivière. Elle est transférée à l'exutoire par des isochrones, indiquant la proportion de la surface du bassin qui fournit le débit de base à l'exutoire en  $H$  heures. Ces surfaces sont déterminées lors de l'analyse du MNT, en fixant des vitesses en rivière (2 m/s) et sur versant (0.2m/s) constantes. Les figures 2.15 détaillent les fonctions de transferts appliquées sur les trois bassins.

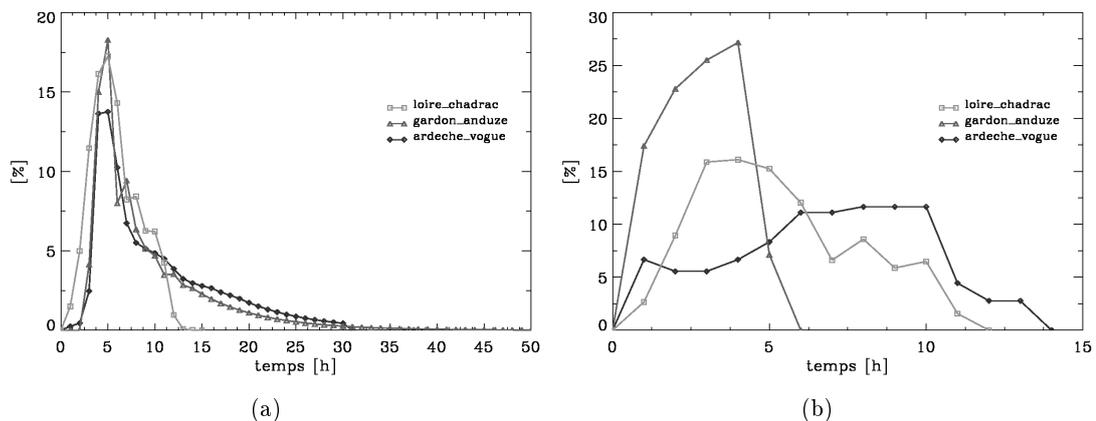


FIGURE 2.15 – Fonctions de Transfert par (a) DPFT et (b) Isochrones

### 2.3.3.3 Calage du modèle

La calibration du modèle porte sur une partie des épisodes historiques disponibles. Les données de calage comportent respectivement 17 et 13 épisodes avant 2000 pour l'Ardèche à Vogüé et le Gardon à Anduze et 35 épisodes avant 2001 pour la Loire. La qualité de la modélisation pluie-débit est évaluée par l'efficacité de Nash et Sutcliffe (1970), formulée selon l'équation 1.1, page 23. Les valeurs retenues des paramètres et les efficacités globales obtenues sur chaque bassin sont présentées dans le tableau 2.6. La mauvaise efficacité du Gardon à Anduze sur la période de validation s'explique par la présence d'évènements courts (3-4 h) dans la période de calage qui se distinguent de ceux générant les crues importantes. Les figures 2.16 et 2.17 permettent de juger visuellement de la qualité des simulations respectivement sur l'épisode de décembre 2003 qui a touché les bassins de la Loire et du Rhône et les épisodes sélectionnés pour la chaîne de prévisions (*cf.* §5 et §7).

Bassin Versant	$K_0$ [m/h]	M [m]	SRmax [m]	Inter [m/h]	Efficience Calibration	Efficience Validation
Ardèche à Vogüé	21	0.0330	0.0160	0	0.85	0.83
Gardon à Anduze	4.9	0.0317	0.0121	0.001	0.81	0.60
Loire à Chadrac	130	0.0150	0.0350	0.001	0.33	0.39

TABLEAU 2.6 – Paramètres retenus pour TOPSIMPL

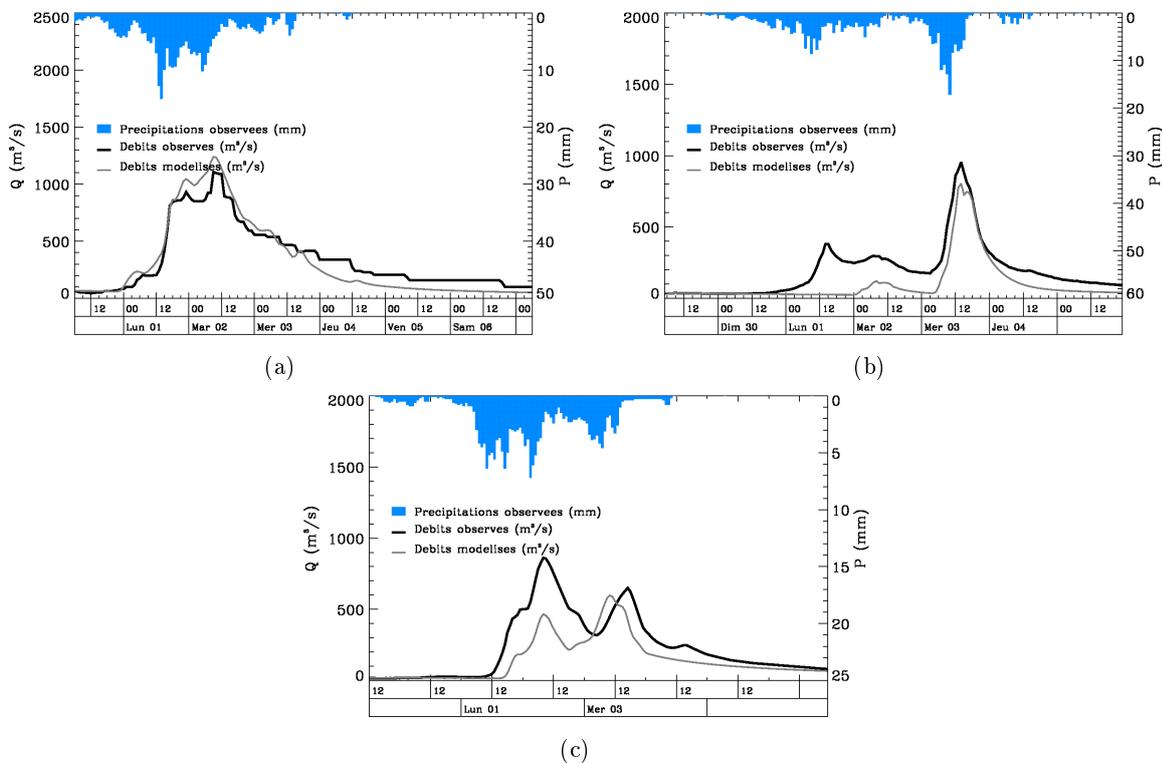


FIGURE 2.16 – Débits observés et simulés sur (a) l'Ardèche à Vogüé, (b) le Gardon à Anduze et (c) la Loire à Chadrac lors de l'épisode de décembre 2003.

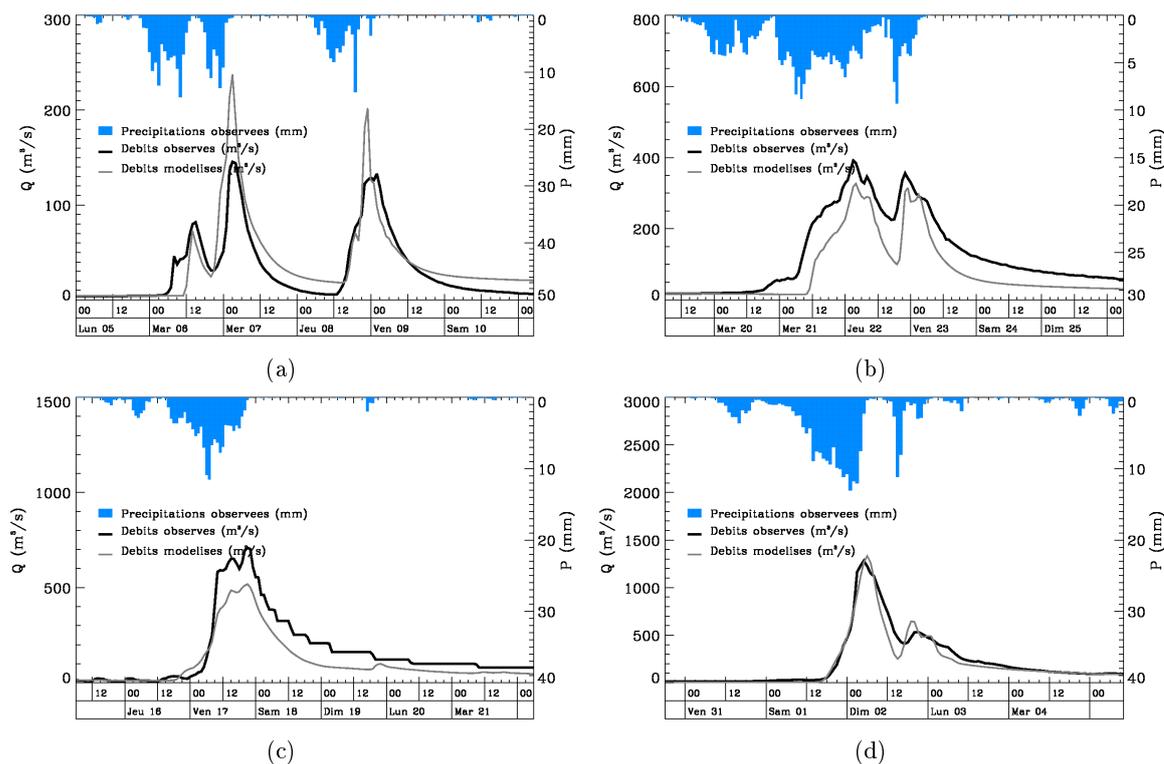


FIGURE 2.17 – Débits observés et simulés lors des épisodes sélectionnés pour la chaîne : (a) septembre 2005 et (b) novembre 2007 sur le Gardon à Anduze, (c) novembre 2006 sur l’Ardèche à Vogüé et (d) novembre 2008 sur la Loire à Chadrac

### 2.3.4 Bilan sur les données

La présentation des données disponibles a mis en évidence leur grande variété selon le bassin d’intérêt. D’un point de vue global, trois catégories non exclusives ressortent, synthétisées dans le tableau 2.7 :

- les prévisions opérationnelles de précipitations journalières (EPS et ANALOG) et infra-journalières (EPS) sont produites sur l’ensemble des quinze bassins. Il en découle que l’archive pluviométrique couvrant la période 1953-2001 et utilisée par la méthode par analogie, est également disponible pour ces bassins,
- parmi eux, seuls six bassins (l’Ardèche à Vogüé, le Chassezac à Gravières, la Cèze à Tharoux, le Gardon à Alès, le Gardon à Anduze et le Vidourle à Sommières) sont concernés par les données pluviographiques et limnimétriques opérationnelles, mises à disposition dans le cadre de l’OHM-CV,
- la modélisation requiert un certain nombre d’épisodes pluie-débit afin de mener à bien les phases de calibration et de validation du modèle hydrologique. Ces archives d’épisodes historiques existant uniquement sur les bassins de l’Ardèche à Vogüé (Datin 1998, Zin 2002), du Gardon à Anduze (Tourasse 1981, Lardet 1992) et de la Loire à Chadrac (Moulin 2007), seuls ces derniers sont modélisés par TOPSIMPL, un modèle dérivé de TOPMODEL, adapté à une utilisation événementielle pour la prévision.

	Prévission EPS Prévission ANALOG Archives pluviométriques 1953-2001 Données pluviométriques Données limnimétriques Archives d'épisodes pluie-débit Modélisation hydrologique							
Ardèche à Vogüé	x	x	x	x	x	x	x	x
Ardèche à St-Martin	x	x	x					
Chassezac à Gravirès	x	x	x	x	x			
Cèze à Tharoux	x	x	x	x	x			
Gardon à Alès	x	x	x	x	x			
Gardon à Anduze	x	x	x	x	x	x	x	
Vidourle à Sommières	x	x	x	x	x			
Hérault à Laroque	x	x	x					
Lignon	x	x	x					
Loire à Bas-en-Basset	x	x	x					
Loire à Chadrac	x	x	x			x	x	
Loire à Goudet	x	x	x					
Marseille Métropole	x	x	x					
Siagne à Pegomas	x	x	x					
Paillon à Nice	x	x	x					

TABLEAU 2.7 – Récapitulatifs des données et modèles hydrologiques disponibles

## 2.4 Présentation de la chaîne hydrométéorologique (LTHE)

### 2.4.1 Cahier des charges du système de prévision hydrologique

Le premier chapitre a mis en évidence la complexité des systèmes de prévision hydrologique, due notamment au besoin de prendre en compte les incertitudes de prévision météorologique, d'adaptation d'échelles, de modélisation hydrologique et des données hydrométriques. Cela requiert en particulier un enchaînement délicat de modules météorologiques, statistiques, hydrométriques et hydrologiques pour fournir des prévisions fines, justes et fiables. Le choix et les caractéristiques des éléments du système de prévision hydrologique dépendent des objectifs fixés. Dans le cadre de ce travail de recherche, il s'agit principalement d'*utiliser au mieux* les prévisions météorologiques dans un contexte opérationnel. Par conséquent, avoir un horizon de prévision hydrologique suffisant d'un point de vue opérationnel implique la prise en compte de prévisions de précipitations, et leurs incertitudes associées (Siccardi *et al.* 2005). Cela signifie aussi que le système de prévision hydrologique doit être compatible avec leur cycle opérationnel, appelé *cycle de rafraîchissement*. Par exemple, les SPC reçoivent les prévisions deux fois par jour, le matin pour gérer la journée et le soir pour la nuit.

Par ailleurs, produites à des échelles spatiales (celles des modèles météorologiques) incompatibles avec les échelles hydrologiques, ces prévisions nécessitent un pré-traitement statistique, voire une adaptation, afin de disposer de prévisions fiables. Finalement, les prévisions de précipitations fournissent des valeurs de précipitations cumulées sur des pas de temps plus ou moins longs, en général 3, 6, 12 ou 24 h. Or, la modélisation hydrologique de bassins à crue rapide impose un pas de temps hydrologique horaire voire infra-horaire. Ainsi, il est nécessaire de désagréger temporellement l'information hydrométéorologique en amont du modèle hydrologique. Enfin, les prévisions hydrologiques, émises à ce pas de temps hydrologique, doivent prendre en compte les observations mesurées sur le bassin, pluviographiques et limnimétriques. Les prévisions hydrométéorologiques sont alors *mises-à-jour* à ce pas de temps hydrologique, *i.e.* toutes les heures, alors que les prévisions météorologiques ne sont *rafraîchies* qu'une ou deux fois par jour.

Il en ressort qu'un système de prévision hydrologique appliqué aux bassins à crues rapides doit particulièrement être en mesure de :

1. fonctionner en mode opérationnel, *i.e.* en temps réel,
2. assimiler des prévisions de précipitations quantitatives probabilistes,
3. adapter les échelles spatiales météorologiques et hydrologiques,
4. respecter leur cycle opérationnel de rafraîchissement,
5. vérifier la qualité de ces prévisions et les corriger au besoin,
6. intégrer toute information qualitative,
7. modéliser le comportement des hydro-systèmes concernés à l'aide d'un modèle hydrologique parcimonieux, représentant les principaux processus de formation de l'onde de crue.
8. actualiser les prévisions de précipitations en fonction des observations récoltées au pas de temps hydrologique,
9. désagréger l'information fournie sur des pas de temps météorologique (3 à 24h) au pas de temps hydrologique (horaire voire moins).

Le système de prévision hydrologique peut être utilisé en routine pour la procédure de vigilance : il devra fournir des prévisions biquotidiennement, avec de longues échéances en recherchant l'évolution d'une tendance générale. En période de crise, le renouvellement des prévisions est plus fréquent et les échéances plus courtes.

### 2.4.2 Présentation de la chaîne de prévision hydrologique

Le développement de la chaîne de prévision hydrologique s'inscrit depuis longtemps dans les thématiques de recherche au LTHE (Tourasse 1981, Lardet 1992, Datin 1998, Valet 2003, Obled *et al.* 2004, Marty *et al.* 2008). La stratégie retenue consiste à construire des modules séparés et évaluables indépendamment, chacun remplissant une ou plusieurs fonctions parmi celles précédemment citées. Elle s'inscrit dans un contexte d'utilisation en période d'alerte et de crise. En reprenant une par une les contraintes issues du précédent cahier des charges, les solutions retenues, schématisées sur la figure 2.18 page 73, sont les suivantes :

1. Le fonctionnement en temps réel n'est pas la préoccupation première puisqu'il nécessiterait l'introduction d'un mode d'utilisation dégradé en cas de défaillance d'un ou plusieurs maillons de la chaîne, en particulier l'acquisition des prévisions de précipitations (les EPS ne sont pas encore fournies en temps réel au LTHE) et des observations. Le fonctionnement en temps réel différé est jugé satisfaisant dans une optique de développement d'un outil opérationnel.
2. Les prévisions quantitatives et probabilistes de précipitations proviennent (i) de la méthode des analogues fonctionnant en temps réel au LTHE depuis 2002, (ii) des prévisions d'ensemble EPS du CEPMMT.
3. L'adaptation d'échelles est effectuée par la méthode de prévision par analogie en prenant des variables synoptiques comme prédicteurs et la lame d'eau moyenne du bassin comme prédicteur. A contrario, elle n'est pas réalisée sur les prévisions EPS. La lame d'eau moyenne est obtenue selon la méthode des polygones de Thiessen à partir des valeurs à chaque point de grille. Un aspect de ce travail de recherche sera donc d'évaluer la performance des EPS « brutes » .
4. Les prévisions journalières sont rafraichies quotidiennement, à 6 hTU. Pour les précipitations cumulées sur des pas de temps infra-journaliers (6 et 12h), ce cycle devient bi-quotidien (à 6 et 18 hTU). Ce cycle et la méthode utilisée pour le respecter sont présentés dans le paragraphe §4.4.
5. La vérification est un point important dans un contexte opérationnel. Réalisée *a posteriori* sur un échantillon suffisamment grand de prévisions opérationnelles, elle peut mettre en évidence le besoin de corriger les prévisions via un pré-traitement statistique. La vérification et la correction sont présentées au chapitre 3.
6. L'information qualitative peut renseigner sur le début de l'épisode pluvieux, la présence d'une période d'accalmie durant l'épisode (intermittence) et/ou de l'arrêt de l'épisode.
7. Les bassins à crues rapides sont modélisés par le modèle global TOPSIMPL, expliquant le choix des lames d'eau moyennes comme variable d'intérêt.
8. Les précipitations observées, généralement horaires, sont prises en compte au sein du cycle de *rafraîchissement - mise-à-jour* détaillé au paragraphe §4.4.
9. Les précipitations prévues par les EPS et par la méthode par analogie sont journalières. La désagrégation temporelle requise est réalisée à l'aide d'un modèle stochastique à renouvellement, générant des scénarios horaires de précipitations (*cf.* §4.1).

Il en ressort que le générateur pluviométrique horaire (*cf.* point 9) sera le pivot de notre chaîne de prévision hydrologique. Il permet notamment de générer des scénarios au pas de temps hydrologique requis :

- en respectant la structure statistique et climatologique des épisodes observés sur le bassin,
- en les conditionnant selon le passé immédiatement observé (*cf.* point 8),
- et selon l'information sur le futur fournie par les prévisions (*cf.* point 2),
- tout en respectant le cycle *rafraîchissement - mise-à-jour* (*cf.* point 4).

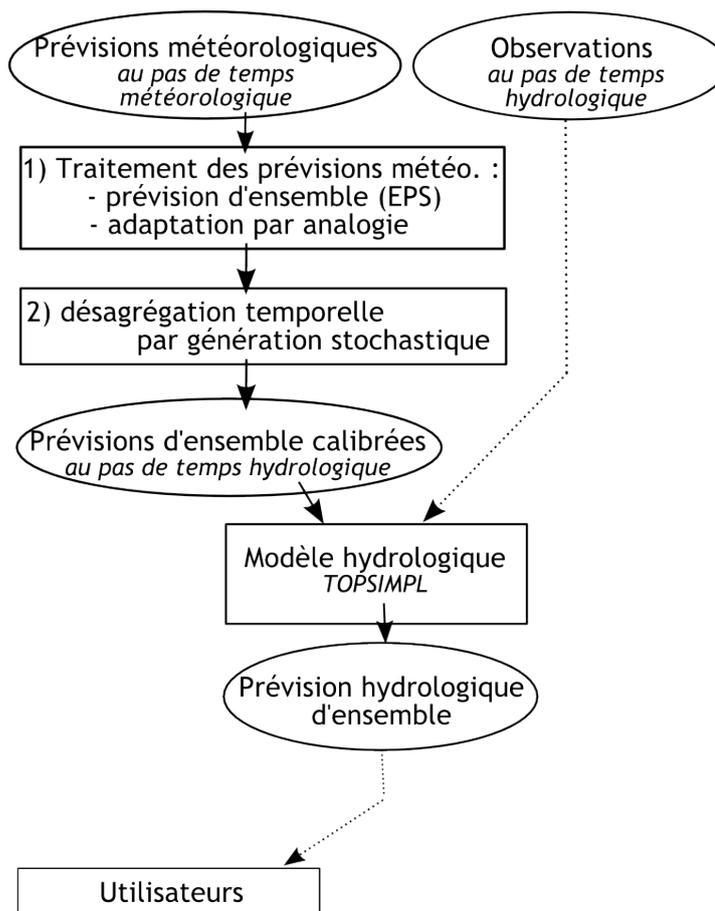


FIGURE 2.18 – Schéma de la chaîne de prévision hydrologique du LTHE

Tourasse (1981) et Lebel (1984) ont développé cet élément crucial. Lardet (1992) l'a ensuite couplé avec un modèle hydrologique et réalisé le conditionnement par le passé. Puis Datin (1998) a complété le conditionnement par l'apport d'une information probabiliste sur les volumes attendus. Obled *et al.* (2004) ont introduit les prévisions quantitatives et probabilistes de précipitations produites par la méthode d'adaptation par analogie comme information sur le futur. Enfin, dans le cadre de cette thèse, ces prévisions sont complétées par les prévisions d'ensemble du CEPMMT. L'ajout de cette source de prévisions probabilistes de précipitations a engendré une refonte de l'architecture numérique de la chaîne de prévision, afin d'apporter davantage de souplesse dans son utilisation (Marty 2009). L'utilisateur peut en particulier élaborer des prévisions hydrologiques à partir de plusieurs sources de prévisions de précipitations et introduire d'autres modèles hydrologiques sans interférer avec la prise en compte de ces sources hydrométéorologiques.

La chaîne de prévision hydrologique développée au LTHE comporte ainsi quatre modules :

- Le **premier** module est constitué par un système d'observations qui permet d'avoir la connaissance de l'état hydrique du bassin à un instant  $t$ . L'historique de la pluie (lame d'eau spatiale) est fourni par un réseau suffisamment dense de pluviographes, éventuellement complété par les radars météorologiques. Le réseau d'observation apporte également les niveaux et les débits des rivières, en proposant la courbe de tarage si nécessaire.

- Le **second** élément collecte les prévisions des précipitations futures à plusieurs échéances. Les prévisions probabilistes à court terme (jusqu'à 48h voire 72h) sont récupérées auprès des services météorologiques (ex. Météo France, NOAA, CEPMMT), ou adaptées localement par analogie.
  - Le **troisième** traite cette information météorologique afin (i) de l'adapter aux échelles spatio-temporelles hydrométéorologiques et (ii) corriger les éventuels biais afin de fournir des entrées fiables au module suivant.
  - Le **quatrième** élément concerne la modélisation hydrologique. Pour être efficace, la chaîne a besoin d'un modèle accessible, bien documenté, facile à mettre en œuvre et respectant les processus hydrologiques du bassin. Ce modèle est alimenté par les observations et les prévisions, et fournit les débits prévus, éventuellement associés à une fourchette de probabilité.
- La figure 2.18, adaptée du schéma de Schaake *et al.* (2007), présente ces quatre éléments constitutifs de la chaîne de prévision hydrologique développée au LTHE

### 2.4.3 Visualisation des prévisions hydrologiques d'ensemble

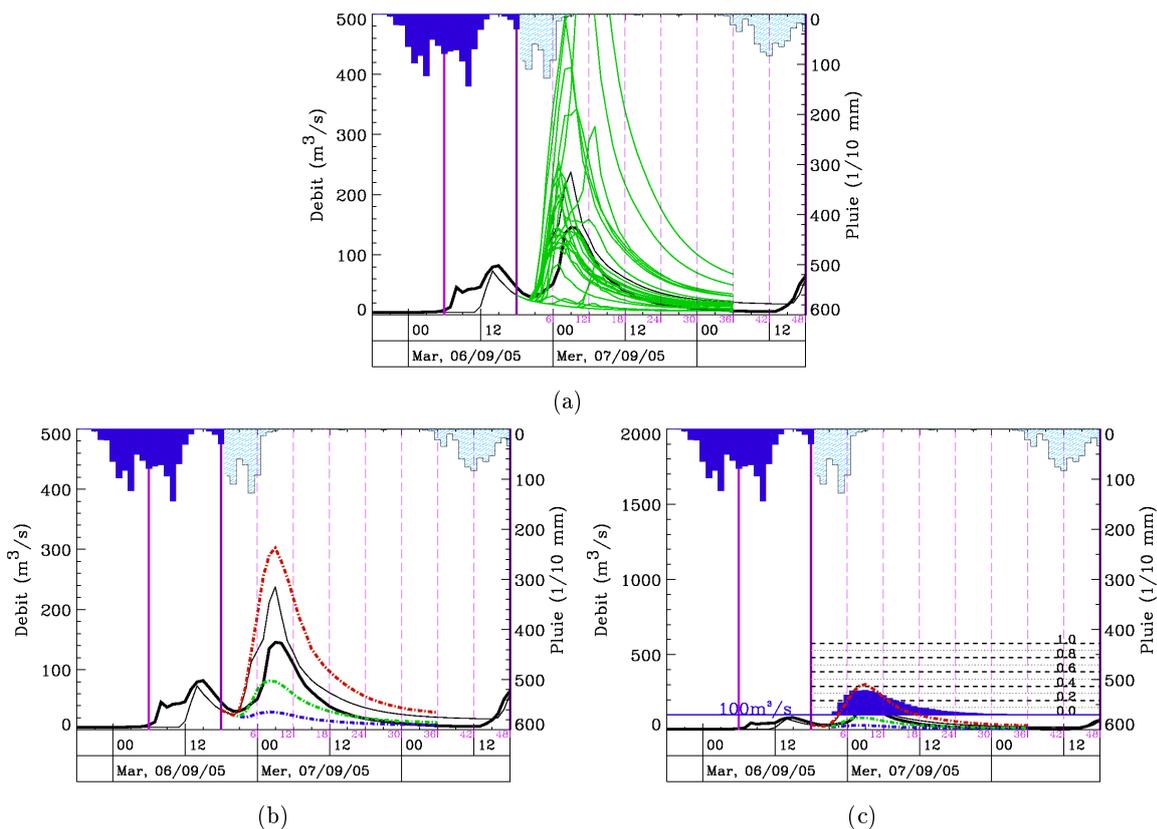


FIGURE 2.19 – Affichage des prévisions hydrologiques : (a) les traces hydrologiques sont transformées en (b) enveloppes quantiliques de débits ou (c) en probabilité au dépassement d'un seuil de débit

La chaîne de prévision hydrologique produit des prévisions de débits à l'exutoire sous forme de *traces hydrologiques* (cf. figure 2.19(a)). Cette information est relativement peu accessible visuellement (Gouweleeuw *et al.* 2005). En évaluant les quantiles de débits à chaque pas de temps de l'horizon de prévision, il est possible de déterminer (i) les enveloppes quantiliques indiquant à

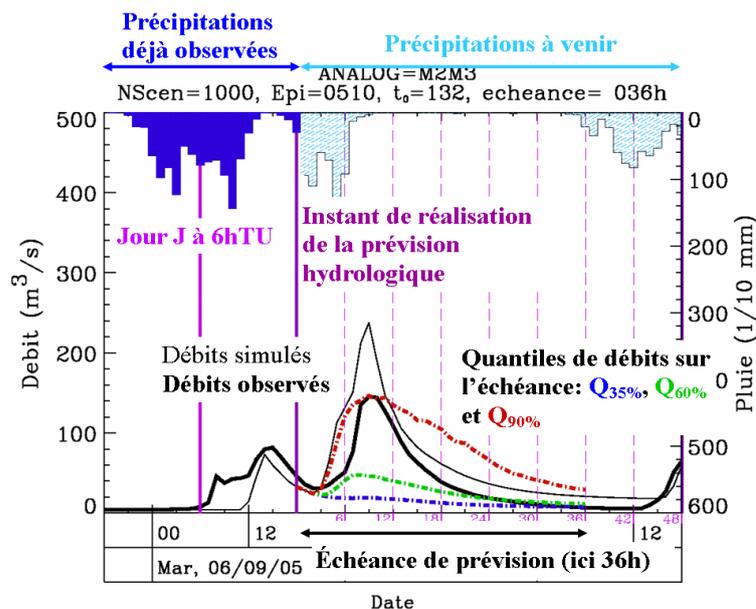


FIGURE 2.20 – Mode d'emploi pour la lecture des prévisions hydrologiques

chaque pas de temps, le débit associé à une certaine probabilité au non-dépassement (*cf.* figure 2.19(b)) et (ii) la probabilité au dépassement d'un seuil de débit à chaque pas de temps (*cf.* figure 2.19(c)).

Les figures, dont le schéma est détaillé dans la figure 2.20, et présentées tout au long de ce travail indiquent :

- Les précipitations déjà observées en bleu plein,
- les précipitations futures qui seront observées en bleu clair hachuré,
- l'instant auquel la prévision est émise par un trait violet foncé vertical ,
- l'instant auquel la prévision de précipitations a été produite par un trait vertical en violet clair,
- les échéances internes à l'horizon de prévision par des traits verticaux en pointillés violet,
- le débit observé par la courbe épaisse en noir,
- le débit simulé à partir des précipitations observées par la courbe fine en noir,
- les quantiles de débits en pointillés bleu, vert, rouge, et éventuellement orange.



Deuxième partie

Prévision hydrologique avec forçage  
journalier



# Prévisions journalières de précipitations



Le développement d'outils de prévision hydrologique requiert de nombreux ingrédients, chacun affecté par ses propres incertitudes. Parmi ceux-ci, les prévisions météorologiques de précipitations (*cf.* §2.2) occupent une place primordiale. Il est donc essentiel d'évaluer objectivement leurs qualités et utilités, en les comparant aux observations disponibles. Par ailleurs, les incertitudes associées à ces prévisions peuvent comporter une part d'erreur aléatoire et une part d'erreur systématique. Ce dernier terme peut et doit être corrigé par des outils, principalement statistiques (Schaake *et al.* 2007).

Les évaluations présentées sont réalisées sur plusieurs bassins et/ou groupements pluviométriques, soumis à des régimes différents. Afin de rendre les précipitations comparables sur différents bassins, celles-ci sont normalisées par la pluie décennale  $P_{10}$ . Les distributions des cumuls journaliers étant dissymétriques, l'utilisation de la racine carrée permet de donner moins de poids aux valeurs les plus fortes. Au final, les évaluations et corrections porteront sur la variable transformée  $R$  :

$$R = \sqrt{\frac{P}{P_{10}}} \quad (3.1)$$

## 3.1 Évaluation des prévisions météorologiques opérationnelles

L'évaluation des prévisions météorologiques opérationnelles de précipitations est réalisée sur les bassins pour lesquels les données pluviographiques issues du réseau opérationnel sont disponibles, par le biais de l'OHM-CV, à savoir :

- l'Ardèche à Vogüé,
- le Chassezac à Gravières,
- la Cèze à Tharaux,
- le Gardon à Alès,
- le Gardon à Anduze,
- le Vidourle à Sommières.

Ces données de précipitations couvrent les automnes 2000-2008 (septembre-décembre sauf en 2008 : septembre-novembre). Les prévisions opérationnelles ANALOG (*cf.* §2.2.3) et EPS (*cf.* §2.2.2) sont respectivement disponibles depuis 2005 et 2000. L'évaluation portera donc sur les automnes 2005-2008, soit 453 jours sur 6 bassins, soit 2718 cas. Les prévisions par analogie sans (**M2**) ou avec (**M3**) l'humidité présentent un horizon de prévision de 7 jours, *i.e.* de J à J+6. Les prévisions émises le jour J regroupent ainsi :

- la distribution des cumuls journaliers prévus le jour J pour le jour J,
- la distribution des cumuls journaliers prévus le jour J pour le jour J+1,
- [ ... ]
- la distribution des cumuls journaliers prévus le jour J pour le jour J+6.

Les prévisions d'ensemble du CEPMMT ont des échéances de 2 jours (résolution fine de 0.450 à 0.700°, **eps\_fin**) et de 10 jours (résolution large à 1.125°, **eps\_large**). Cette analyse est effectuée sur les prévisions opérationnelles d'abord en tant que détecteur d'évènements pluvieux, puis en tant que variables d'entrée de la chaîne de prévision hydrologique. Ainsi, elle s'intéresse successivement à leurs utilités et qualités.

### 3.1.1 Evaluation pour la mise en vigilance

Lors de la mise en vigilance, les services opérationnels (SPC, gestionnaires d'ouvrages hydrauliques) spécifient les seuils de précipitations journalières définissant l'occurrence d'un évènement pluvieux. L'étude concerne d'abord la capacité des prévisions opérationnelles à détecter ces évènements, *i.e.* son utilité (*cf.* §1.4.1.3). Les seuils appliqués sont des fractions de la variable transformée  $R$ , allant de  $R = 0$  à  $R = 1$  avec un pas de  $R = 0.05$ . Du point de vue de l'utilisateur, il s'agit de transformer la prévision probabiliste en prévision déterministe par la sélection du quantile maximisant la détection des alertes tout en minimisant les fausses alertes inhérentes à ces pratiques.

#### 3.1.1.1 Tableau de contingence et scores retenus

Parmi la pléthore des scores d'utilité présentés au paragraphe §1.4.2, les scores suivants sont retenus :

- le biais **B** qui quantifie l'écart climatologique entre les alertes émises et les évènements observés,
- le score **POD** qui évalue la capacité d'émettre une bonne alerte (*Probability Of Detection*),
- le score **SPE** qui mesure la proportion de fausses alertes émises parmi les non-évènements (*Specificity*),
- le score **FAR** qui indique la proportion de fausses alertes émises parmi l'ensemble des alertes émises (*False Alarm Ratio*),
- le score **TSS** qui synthétise la capacité de détection des évènements *POD* et l'aptitude à éviter les fausses alertes *1-SPE* (*True Skill Statistic*).

### 3.1.1.2 Prévisions par analogie

Les prévisions issues des deux méthodes d'analogie sans (M2) et avec (M3) l'humidité présentent les mêmes caractéristiques pour la mise en vigilance. Les figures 3.1 exposent les scores obtenus par les prévisions M2 et M3, en fonction de différents seuils de précipitations transformées  $R$ .

Les quantiles inférieurs (de  $Q_{10}$  à  $Q_{40}$ ) ne permettent pas d'émettre suffisamment d'alertes, quel que soit le seuil sur  $R$ . En effet, le biais associé est inférieur à 1 et diminue avec une élévation du seuil de précipitations. Leurs capacités de détection d'événements sont réduites (POD de l'ordre de 20 à 60%). En revanche, peu de fausses alertes sont produites, SPE se rapprochant de 100%. Ces quantiles inférieurs ne sont donc pas utiles pour l'occurrence pluie/non pluie et pour la mise en vigilance sur les précipitations plus élevées. En s'intéressant aux quantiles supérieurs ( $Q_{80}$  et  $Q_{90}$ ), la détection de l'occurrence pluie/non pluie est bien meilleure, avec un POD proche de 90%. Malheureusement ces bonnes performances d'alerte sont obtenues au détriment des fausses alertes qui augmentent (SPE de l'ordre de 50 à 70%). Les quantiles médians (de  $Q_{50}$  à  $Q_{70}$ ) offrent le meilleur compromis entre détection de l'occurrence pluie/non pluie et fausses alertes, compromis illustré par le score TSS qui est maximum pour le quantile  $Q_{60}$ , valant 55%. Toutefois, l'intérêt d'utiliser les quantiles médians comme indicateurs déterministes se réduit lorsque le seuil sur  $R$  augmente. A partir de  $R = 0.20$ , le quantile  $Q_{90}$ , donnant les meilleures performances en détection et émettant le plus de fausses alertes, offre néanmoins le meilleur compromis. En effet, à partir de ce seuil sur  $R$ , le score TSS est maximal pour ce quantile avec un optimum de 80% pour  $R = 0.3$  à  $R = 0.6$ . A partir de cette dernière valeur de  $R$ , les résultats deviennent chaotiques du fait de la taille limitée de l'échantillon opérationnel. Les évolutions du quantile  $Q_{60}$  selon l'horizon de prévision sont montrées par les figures 3.2. Il en ressort de bonnes performances à  $J$  et  $J+1$ . Celles de  $J+2$  et  $J+3$  sont similaires et légèrement moins bonnes. Au-delà, elles se dégradent rapidement. La capacité de détection pluie/non pluie diminue significativement pour  $J+5$  et  $J+6$ , passant de 75% pour  $J$  à 60% pour  $J+5$  et  $J+6$  pour les prévisions issues des deux méthodes d'analogie. Les fausses alertes augmentent avec l'échéance, notamment pour M3. Le biais du quantile  $Q_{90}$  augmente avec l'échéance, jusqu'à  $R = 0.6$ , seuil correspondant au début de l'effet d'échantillonnage indiqué précédemment. La capacité de détection de ce quantile diminue légèrement de  $J$  à  $J+3$  et plus fortement au-delà. Par exemple, pour  $R = 0.5$ , le score POD baisse de 95% pour  $J$  à 62% pour  $J+6$ . De façon analogue, les fausses alertes augmentent avec l'échéance, le score SPE passant de 78% pour  $J$  à 52% pour  $J+6$ , pour le seuil 0.2. La figure 3.3 présente les performances du quantile  $Q_{90}$  en fonction de l'échéance de prévision.

En résumé, que ce soit pour M2 ou M3, le quantile  $Q_{60}$  est le meilleur indicateur pour l'occurrence pluie/non pluie. Le quantile  $Q_{90}$  devient plus avantageux pour la détection des événements aux cumuls plus élevés. Mais les performances associées à ces deux quantiles diminuent avec l'échéance, notamment à partir de  $J+3$ . Bontron (2004) a obtenu les mêmes quantiles références. Les prévisions M3 affichent une meilleure climatologie des alertes associées aux quantiles supérieurs, avec un biais plus proche de 1, réduisant les fausses alertes et les bonnes alertes.

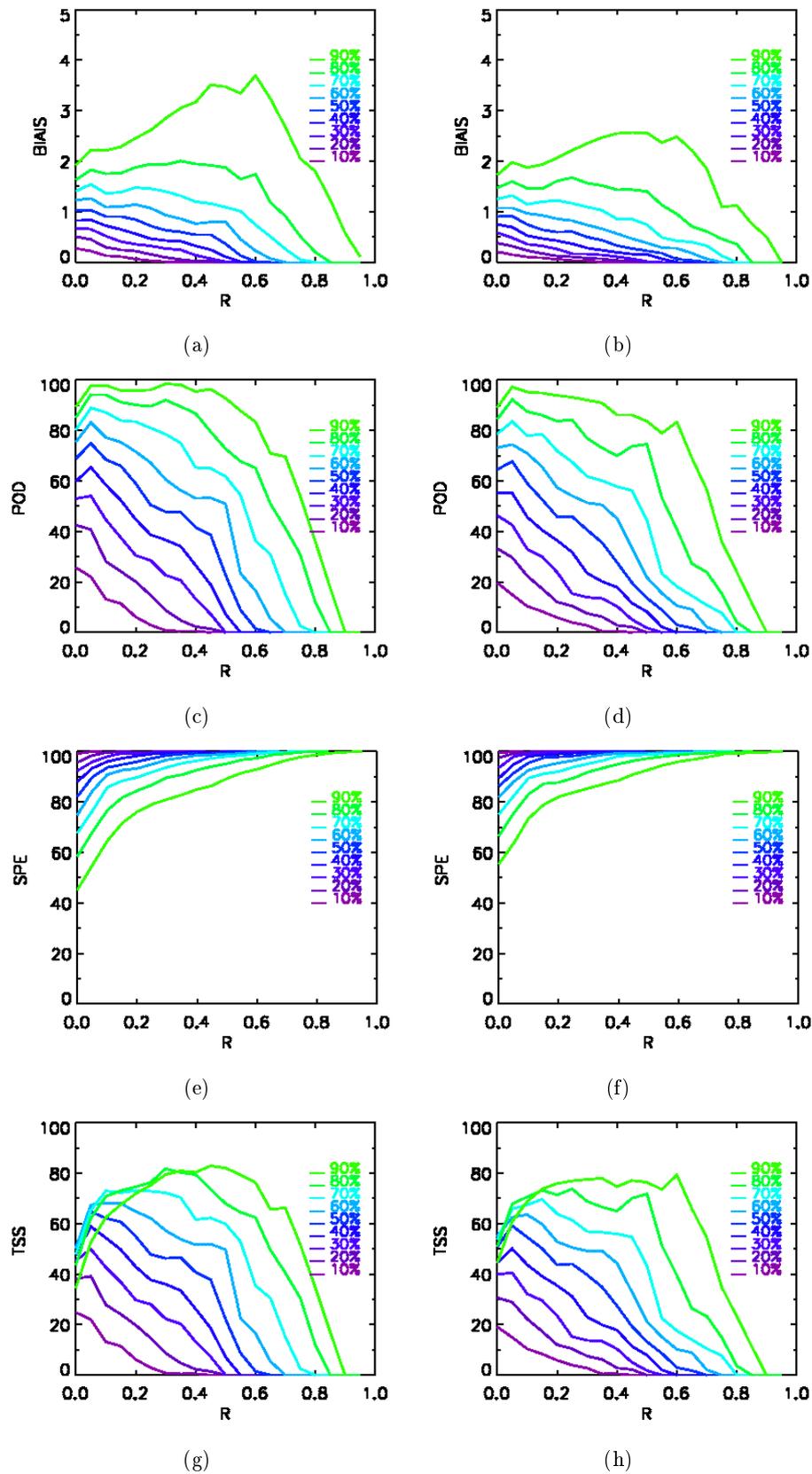


FIGURE 3.1 – Scores relatifs aux prévisions opérationnelles par analogie sans (**M2**, à gauche) et avec humidité (**M3**, à droite) pour le jour  $J$  : (a) et (b) Biais, (c) et (d) POD, (e) et (f) SPE, (g) et (h) TSS

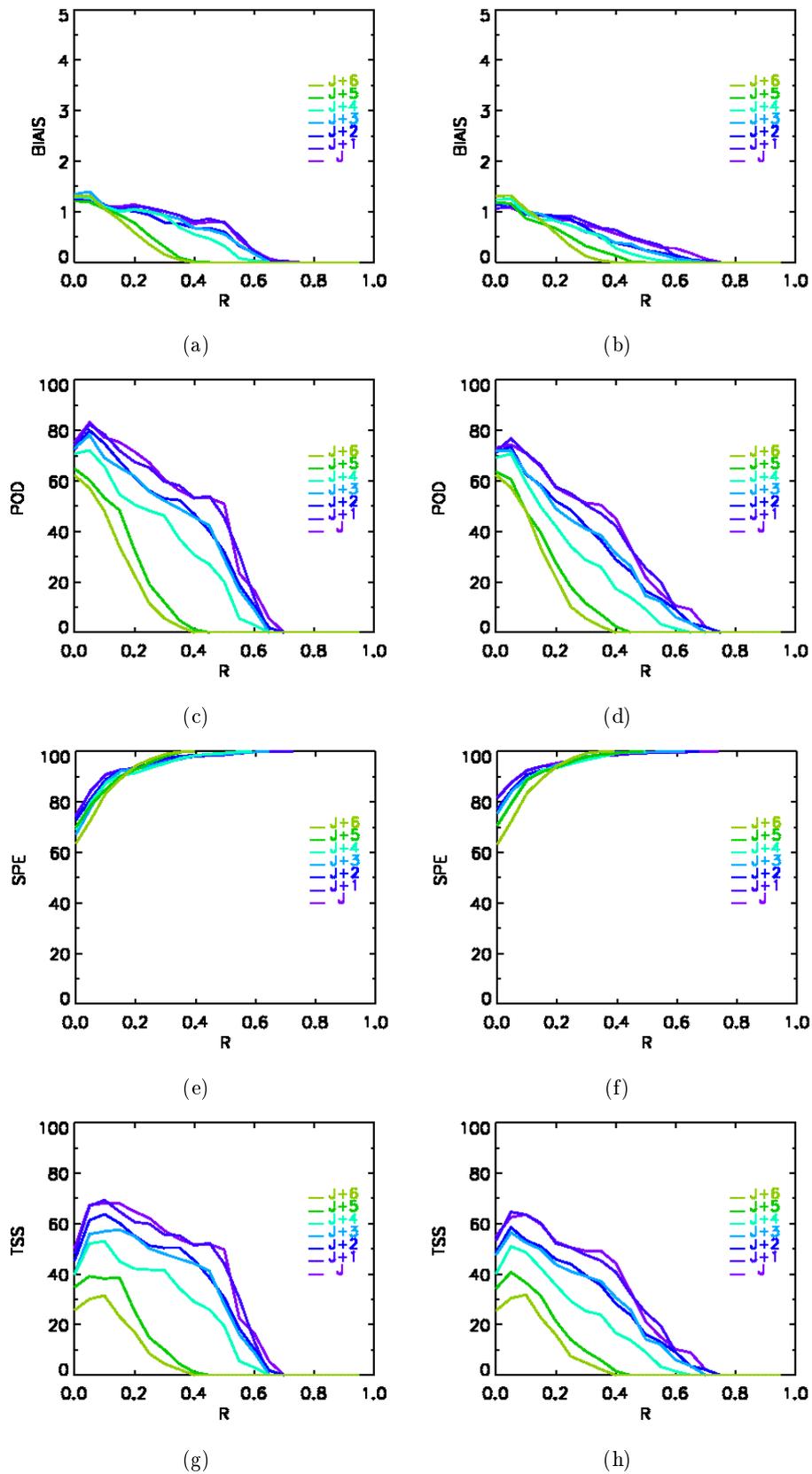


FIGURE 3.2 – Scores relatifs aux prévisions opérationnelles par analogie (M2, à gauche) et avec humidité (M3, à droite) selon le quantile  $Q_{60}$  en fonction de l'échéance de prévision : (a) et (b) Biais, (c) et (d) POD, (e) et (f) SPE, (g) et (h) TSS

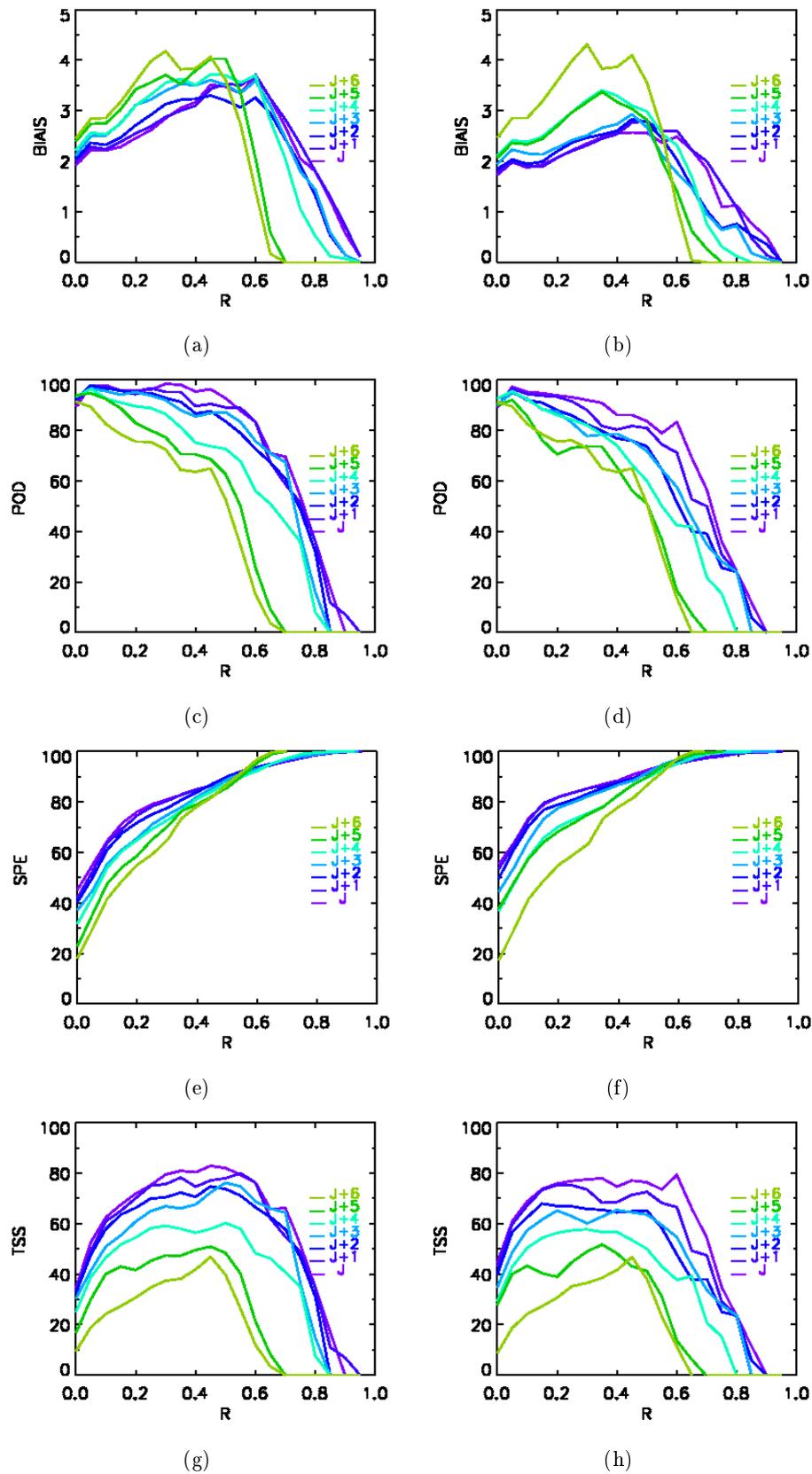


FIGURE 3.3 – Scores relatifs aux prévisions opérationnelles par analogie (M2, à gauche) et avec humidité (M3, à droite) selon le quantile  $Q_{90}$  en fonction de l'échéance de prévision : (a) et (b) Biais, (c) et (d) POD, (e) et (f) SPE, (g) et (h) TSS

### 3.1.1.3 Prévisions d'ensemble EPS

Les prévisions d'ensemble selon les grilles large ( $1.125^\circ$ ) et fine ( $0.450^\circ$  ou  $0.700^\circ$ ) possèdent les mêmes caractéristiques vis-à-vis de la détection des événements. En effet, les courbes relatives aux différents quantiles examinés et aux différents scores retenus sont très proches. Pour les faibles précipitations (de  $R = 0.00$  à  $R = 0.20$ ), les EPS ont tendance à émettre trop d'alertes. La capacité de détection augmente avec la probabilité associée au quantile, passant de 83.2% ( $Q_{10}$ ) à 91.0% ( $Q_{90}$ ) pour l'occurrence pluie/non pluie selon les prévisions `eps_fin`. Pour les prévisions `eps_large`, les scores POD valent respectivement 79.8% et 89.4%. La capacité optimale de détection est obtenue pour  $R = 0.05$ . Au-delà, elle diminue sensiblement. En prenant le quantile  $Q_{60}$  comme exemple, elle baisse de 76.9% pour  $R = 0.20$  à 4.5% pour  $R = 0.60$  pour `eps_fin` et de 71.0% à 1.5% pour `eps_large`. De façon analogue, l'aptitude à émettre des fausses alertes augmente avec le quantile et diminue lorsque  $R$  croît. En résumé, la détection optimale de l'occurrence pluie/non pluie est obtenue à partir du quantile  $Q_{20}$  avec un score TSS valant 53.5% pour `eps_fin` et 48.4% pour `eps_large`. Pour des valeurs de  $R$  supérieures à 0.10, le quantile apportant la meilleure utilité est le  $Q_{90}$ . En comparant les deux sources de prévisions d'ensemble, il ressort que les prévisions `eps_fin` sont sensiblement meilleures que `eps_large` pour des valeurs de  $R$  supérieures à 0.20. Par exemple, en prenant 0.40 comme seuil sur  $R$ , les quantiles  $Q_{20}$  et  $Q_{90}$  donnent respectivement des TSS de 30.0% et 57.1% pour `eps_fin` et 19.7% et 47.5% pour `eps_large`. La figure 3.4 illustre ces résultats selon les quantiles  $Q_{10}$  à  $Q_{90}$ .

L'analyse des performances des EPS selon l'échéance de prévision est réalisée sur les deux quantiles dont l'utilité ressort des conclusions précédentes :  $Q_{20}$  pour l'occurrence pluie/non pluie et  $Q_{90}$  pour les précipitations plus fortes (cf. figures 3.5 et 3.6). Pour rappel, elle se limite à  $J$  et  $J+1$  pour les prévisions `eps_fin`. L'utilité du quantile  $Q_{20}$  baisse légèrement entre  $J$  et  $J+1$ . Cette tendance s'accroît avec l'échéance. En effet, le score POD vaut 64.1% et 60.3% à  $J$ , respectivement pour `eps_fin` et `eps_large`. À  $J+1$ , il vaut 50.0% et 45.3%. La détection des événements est fortement réduite de  $J+3$  (18.5%) à  $J+4$  (12.1%) et devient quasiment nulle à partir de  $J+5$ . En revanche, l'aptitude à émettre des fausses alertes diminue avec l'horizon de prévision. Toutefois, ce gain est trop faible pour compenser les défauts de détection d'événements. Le score TSS décroît rapidement, passant de l'ordre de 60% pour  $J$  à 10% pour  $J+4$  et même 0% à partir de  $J+6$ . Pour des valeurs de  $R$  inférieures à 0.20, le quantile  $Q_{90}$  présente les mêmes capacités de détection des événements, de l'ordre de 87% pour `eps_fin` et 80% pour `eps_large`, quelle que soit l'échéance. De façon étonnante, la détection des événements s'améliore jusqu'à  $J+3$ . Ainsi, lorsque  $R = 0.20$ , le score POD associé aux prévisions `eps_large` vaut 79.6% à  $J$  et 82.0% à  $J+3$ . Au-delà de  $J+3$ , il baisse pour atteindre 63.3% à  $J+8$ . La perte de performance est plus marquée au-delà de  $R = 0.20$ . Pour  $R = 0.40$ ,  $J+1$  présente le meilleur score POD 53.8% contre 48.8% à  $J$ . Néanmoins, ce gain de performance sur les premières échéances est annulé par l'accroissement important des fausses alertes produites par les deux versions d'EPS. Jusqu'à  $R = 0.40$ , le nombre d'alertes émises par les EPS est nettement supérieur à la climatologie, ce biais étant accentué par l'échéance de prévision. Pour  $R = 0.20$ , le score SPE vaut 95.0% pour  $J$ , 84.0% pour  $J+3$  et 59.9% pour  $J+8$ .

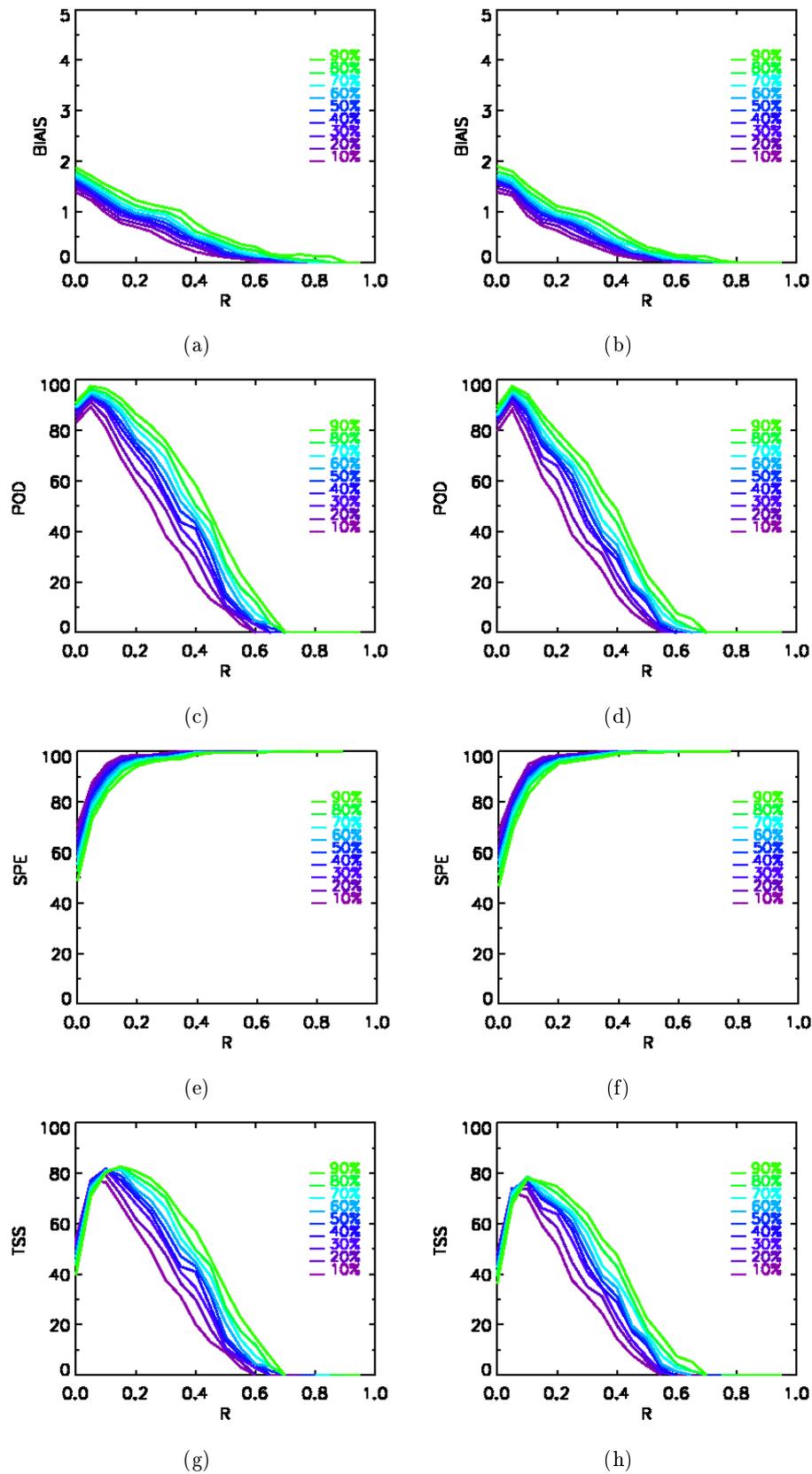


FIGURE 3.4 – Scores relatifs aux prévisions EPS opérationnelles extraites des grilles de résolution fine (à gauche) et large (à droite), pour le jour J : (a) et (b) Biais, (c) et (d) POD, (e) et (f) SPE, (g) et (h) TSS

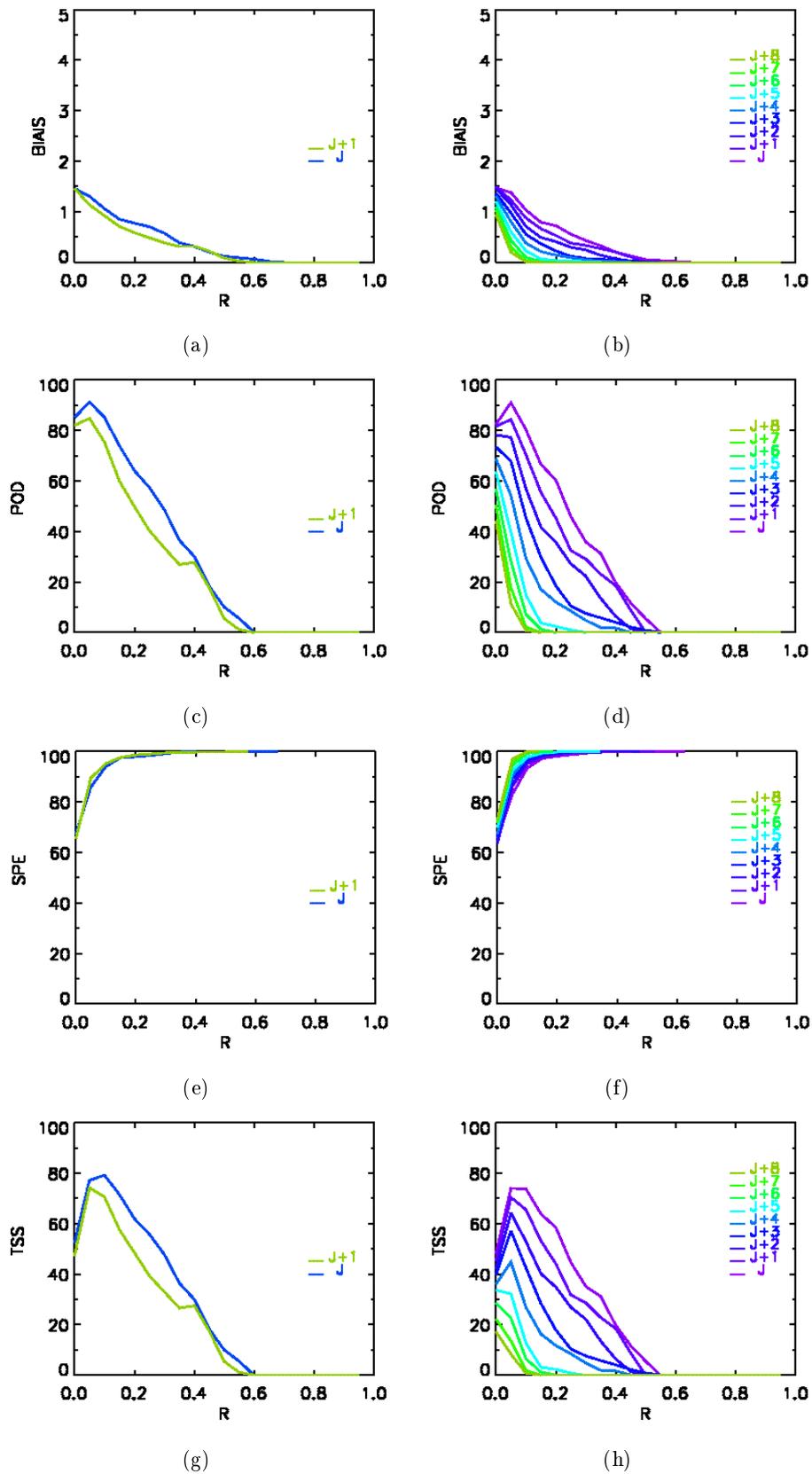


FIGURE 3.5 – Scores relatifs aux prévisions EPS opérationnelles extraites des grilles de résolution fine (à gauche) et large (à droite) selon le quantile  $Q_{20}$  en fonction de l'échéance de prévision : (a) et (b) Biais, (c) et (d) POD, (e) et (f) SPE, (g) et (h) TSS

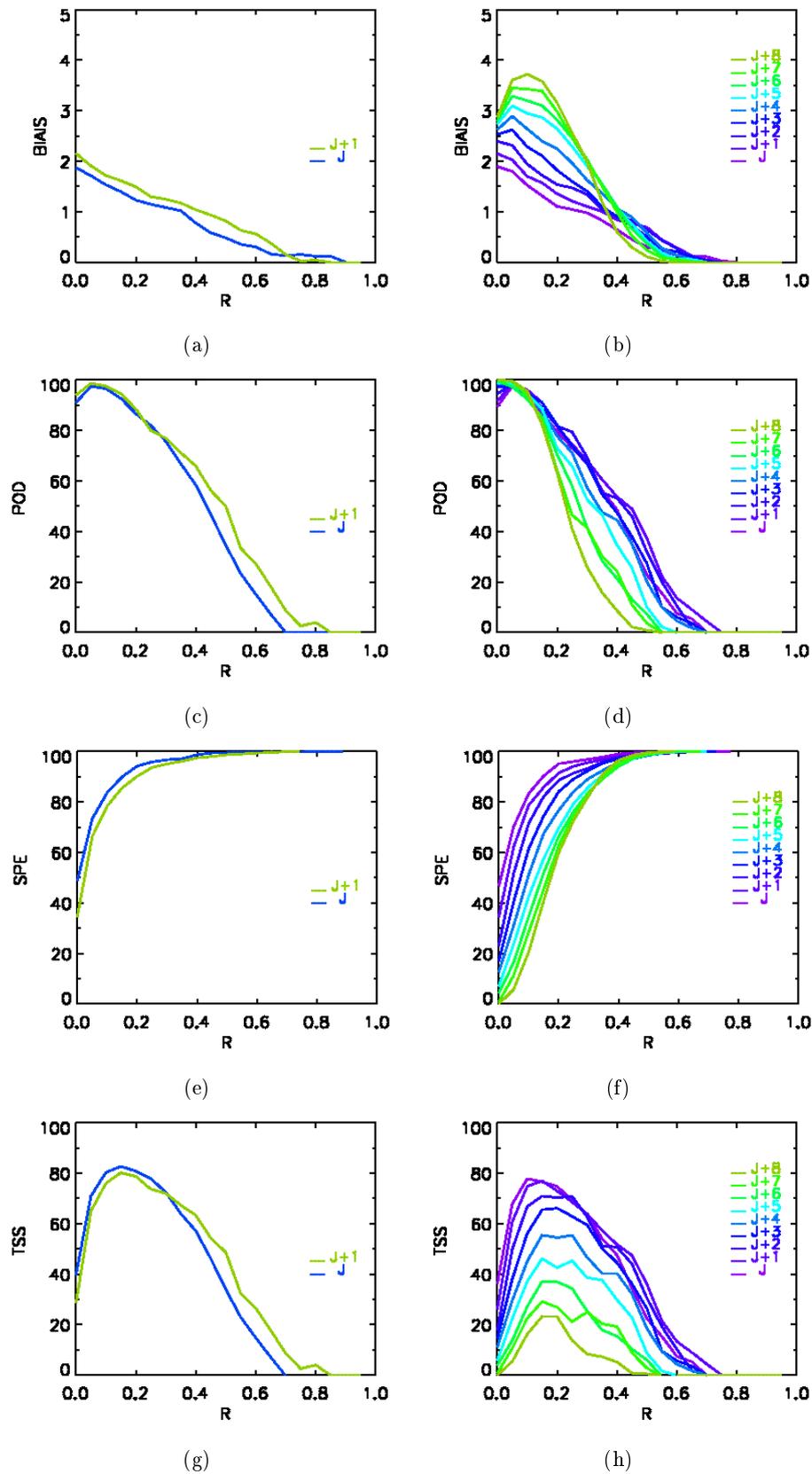


FIGURE 3.6 – Scores relatifs aux prévisions EPS opérationnelles extraites des grilles de résolution fine (à gauche) et large (à droite) selon le quantile  $Q_{90}$  en fonction de l'échéance de prévision : (a) et (b) Biais, (c) et (d) POD, (e) et (f) SPE, (g) et (h) TSS

L'évolution du score TSS qui intègre ces deux informations montre que finalement les performances des EPS se réduisent en fonction de l'échéance de prévision. Seules J+1 et J+2 donnent de meilleurs TSS pour  $R \geq 0.50$ .

L'utilité des quantiles optimaux se réduit significativement avec l'horizon de prévision. Pour le quantile  $Q_{20}$ , cette baisse provient surtout de sa capacité de détection d'évènements. Le second quantile examiné,  $Q_{90}$ , présente un POD stable jusqu'à 0.20 et décroissant au-delà. La diminution résulte principalement de l'accroissement significatif des fausses alertes. Ces résultats indiquent que les EPS sont sous-dispersives pour J et gagnent de la variance jusqu'à J+3, échéance visée lors de l'élaboration des prévisions d'ensemble (*cf.* §1.2.1.2). Ce gain de variance explique en partie le gain de performance des quantiles supérieurs pour J+1 et J+2, comparés à J.

#### 3.1.1.4 Bilan sur les performances pour la mise en vigilance

Les prévisions EPS offrent peu de variance pour J, comparées aux prévisions par analogie. Les quantiles issus de ces dernières contiennent donc divers niveaux d'information. Ainsi, pour des valeurs de  $R > 0.40$  et en s'intéressant au quantile  $Q_{90}$ , les EPS n'émettent pas suffisamment d'alertes alors que les ANALOG en produisent trop. L'occurrence pluie/non pluie est déterminée par le quantile  $Q_{60}$  pour les analogues et  $Q_{20}$  pour les EPS. Le quantile de référence retenu pour les quantités de précipitations plus élevées est le  $Q_{90}$  pour les deux sources de prévisions probabilistes. Son comportement est similaire jusqu'à  $R = 0.20$ . Au-delà, les performances des prévisions par analogie sont bien meilleures. Par conséquent, les prévisions par analogie détectent mieux les forts cumuls.

A partir de  $R = 0.60$ , soit environ 80% de la pluie décennale, les scores deviennent « chaotiques » à cause des effets d'échantillonnage. En effet, cette évaluation des performances des prévisions probabilistes de précipitations comme indicateurs pour la mise en vigilance est réalisée sur seulement 4 automnes et sur 6 bassins. Dès lors, très peu d'évènements observés ont des précipitations supérieures à ce seuil sur R. Cette conclusion explique en grande partie le rejet du score FAR, généralement adapté à ce genre d'exercice, présentant ici des résultats chaotiques et donc incertains.

#### 3.1.2 Evaluation pour la prévision hydrologique

Les prévisions hydrologiques sont réalisées à partir de prévisions météorologiques probabilistes à travers l'utilisation d'un modèle hydrologique. Dans cette optique, l'aspect recherché dépasse les capacités de mise en vigilance de la prévision météorologique. Il concerne davantage la qualité d'une telle prévision (*cf.* §1.4.1.2), en particulier sa finesse et sa justesse, évaluées sur la distribution des précipitations prévues.

### 3.1.2.1 Méthodologie et scores retenus

L'évaluation portera sur les distributions de précipitations obtenues à partir des prévisions par analogie (M2 et M3) et des prévisions d'ensemble (eps\_fin et eps\_large). Ces distributions sont transformées selon l'équation 3.1 page 79. Le critère retenu est le CRPS (*cf.* §1.4.3.2) et, notamment, la décomposition proposée par Bontron (2004), formulée par l'équation 1.17 page 39. Le CRPS associé à une prévision parfaite est nul. Lorsque des seuils sur les précipitations observées sont appliqués, l'étude conserve ce score. Sans aucun seuil appliqué, le CRPS associé aux prévisions selon la climatologie est disponible. Par conséquent, pour donner une meilleure significativité aux résultats en affichant le gain des prévisions d'ensemble et par analogie, comparées aux prévisions selon la climatologie prise ainsi comme référence, l'évaluation se fondera sur la compétence du CRPS et de ses composantes, selon l'équation 1.2 page 31. Les meilleures prévisions ont une compétence du CRPS de 100%.

### 3.1.2.2 Qualité des prévisions opérationnelles

L'étude des compétences du CRPS indique que les prévisions par analogie ont globalement des qualités similaires et surtout qu'elles sont meilleures que les prévisions d'ensemble. Le jour J, M2 et M3 donnent respectivement 35.6% et 35.0% contre 32.1% et 23.0% pour eps\_fin et eps\_large. Toutefois, ces valeurs pour M2 et M3 sont inférieures à celles obtenues en prévision parfaite par Bontron (2004), établies respectivement à 39.0% et 42.7%. La compétence du CRPS décroît aussi en fonction de l'échéance de prévision. Au-delà de J+5 et J+4 respectivement, les prévisions par analogie et les prévisions d'ensemble sont moins performantes qu'une prévision fondée sur la climatologie, puisque les compétences sont négatives. Les figures 3.7(a) à 3.7(c) présentent les CRPS obtenus pour chacune des sources de prévisions probabilistes, ainsi que sa décomposition en Finesse et Justesse. Les figures 3.7(d) à 3.7(f) affichent ces informations sous forme de compétence par rapport à la climatologie.

En décomposant les performances de chaque source de prévisions en finesse et justesse, deux tendances se dégagent. Le gain apporté par les prévisions par analogie provient essentiellement de la justesse. En effet, elle est toujours positive sur l'ensemble des échéances, *i.e.* de J à J+6, avec des compétences sur la justesse de l'ordre de 50% pour J, 40% pour J+2, 25% pour J+4 et 2% pour J+6. Quant à la finesse, à part M3 à J où la compétence de la finesse est positive (3.2%), tous les autres cas présentent des finesses négatives. Par conséquent, la perte de performance selon l'échéance provient de la perte de performance en terme de justesse. Les prévisions d'ensemble offrent un comportement à l'opposé. En effet, la compétence de la justesse demeure faible : 17% pour eps\_fin et 5% pour eps\_large, alors que celle de la finesse est significative, valant respectivement 75.5% et 77.4% pour J, nettement supérieure à celle de M3. Pour des échéances postérieures à J, la finesse des eps\_fin et eps\_large diminue, valant respectivement 57.7% et 60.5% à J+1. Elle atteint 46.1% à J+2 et 14.3% à J+4 pour eps\_large. Il en ressort également que eps\_fin produit des prévisions légèrement moins dispersées que celles issues de eps\_large. Les distributions ont donc légèrement plus de variance lorsqu'elles sont extraites des

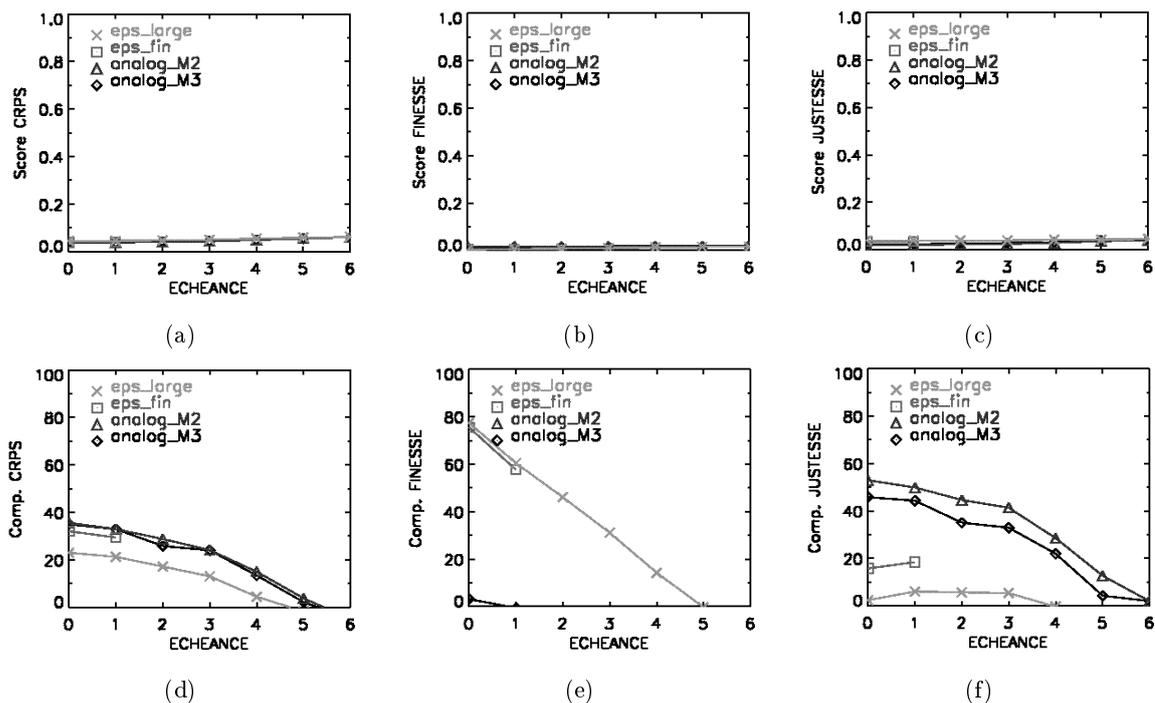


FIGURE 3.7 – (a) CRPS, (b) Finesse, (c) Justesse et (d) à (f) compétences par rapport à la climatologie des prévisions opérationnelles d’ensemble et par analogie

grilles de résolutions fines. Cette remarque peut s’expliquer par la représentation des points de grille, ceux-ci étant censés donner une valeur moyenne sur la maille dont la surface se réduit lorsque la résolution diminue.

Afin d’enlever les jours anticycloniques, où il est plus aisé de prévoir l’absence de précipitations, l’analyse précédente est complétée par un examen particulier du comportement des prévisions opérationnelles dans trois configurations, illustrées par la figure 3.8 :  $R > 0.00$ ,  $R \geq 0.25$  et  $R \geq 0.50$ . En comparant les différentes sources de prévisions, il en ressort que la détérioration des performances est plus marquée pour les prévisions d’ensemble que pour les prévisions par analogie. Parmi ces dernières, M2 se dégrade moins rapidement que M3. La décomposition de Bontron (2004) met en évidence l’origine de cette dégradation des performances. La Finesse évolue très faiblement, étant de l’ordre de 0.003 pour les EPS et 0.015 pour les prévisions par analogie sur l’ensemble de la période d’évaluation. Elle atteint respectivement des valeurs de l’ordre de 0.030 et 0.007 pour  $R > 0$ , 0.010 et 0.050 pour  $R \geq 0.25$  et 0.011 et 0.058 pour  $R \geq 0.50$ . En revanche, la Justesse est beaucoup plus sensible aux seuils de précipitations. En effet, les scores de Justesse augmentent de 0.0198, 0.0228, 0.0353 et 0.0408 sans seuil sur R à 0.0914, 0.1221, 0.1432 et 0.1734 quand  $R \geq 0.25$  et atteignent 0.1551, 0.1943, 0.2643 et 0.3061 quand  $R \geq 0.50$ , respectivement pour M2, M3, eps\_fin et eps\_large. En somme, la dégradation du CRPS provient majoritairement de la Justesse des prévisions.

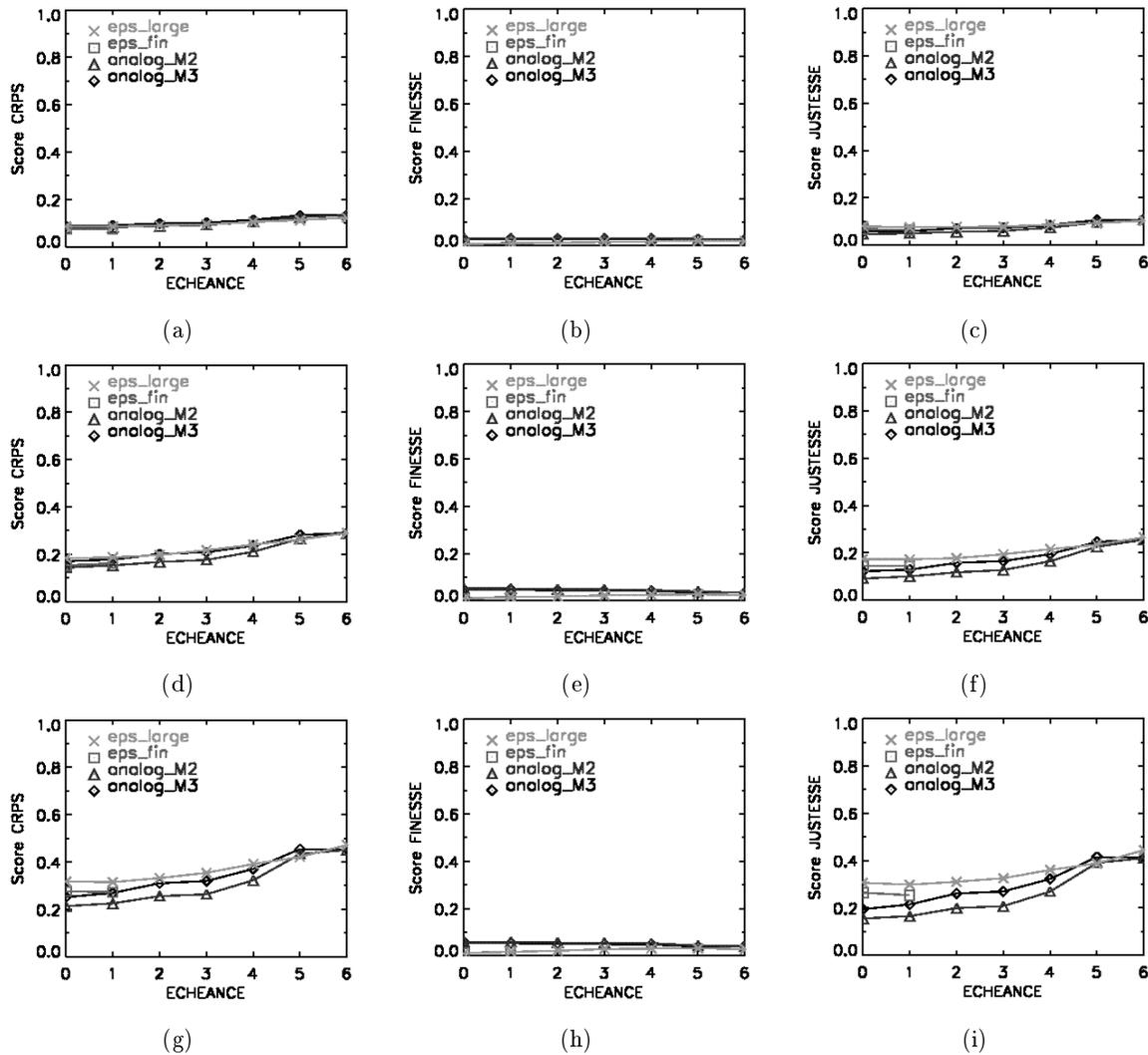


FIGURE 3.8 – CRPS, Finesse et Justesse des prévisions opérationnelles selon des précipitations observées seuillées : (a) CRPS, (b) Finesse et (c) Justesse pour les jours pluvieux. (d), (e) et (f) idem avec un seuil de 0.25 sur  $R$ . (g), (h) et (i) idem avec un seuil de 0.50 sur  $R$ .

Par ailleurs, les CRPS obtenus indiquent que la performance des prévisions se dégrade avec l'horizon de prévision, avec une tendance plus marquée lorsque le seuil sur  $R$  augmente. Si aucun seuil n'est appliqué, le CRPS vaut environ 0.039 à J, 0.041 à J+1 et 0.056 à J+5. Le CRPS croît d'autant plus avec l'échéance que le seuil appliqué est élevé : il vaut environ 0.16 à J, 0.017 à J+1 et 0.27 à J+5 pour  $R \geq 0.25$  et 0.26 à J, 0.27 à J+1 et 0.43 à J+5 pour  $R \geq 0.50$ . Comme énoncé précédemment sur J, la finesse évolue peu, étant de l'ordre de 0.015 sans seuil à J+1 et 0.040 à J+5 avec  $R \geq 0.50$ . La principale source de perte de performance des prévisions provient de la Justesse. Sans seuil, elle représente environ 55% et 90% du CRPS à J, 60% et 85% à J+1, et 68% et 74% à J+5, respectivement pour les prévisions par analogie et pour les prévisions d'ensemble. Si  $R \geq 0.50$ , ces rapports valent environ 75% et 95% à J, 76% et 94% à J+1 et, 90% et 92% à J+5. Cette dégradation plus prononcée pour les jours caractérisés par de forts cumuls signifie qu'ils ont une prévisibilité moindre que ceux ayant de faibles cumuls.

### 3.1.2.3 Bilan sur les performances des prévisions météorologiques pour la prévision hydrologique

Les prévisions par analogie présentent de meilleures performances que les prévisions d'ensemble EPS. Cette caractéristique provient principalement d'une bien meilleure justesse des prévisions par analogie, bien que moins fines. Les prévisions par analogie tenant compte de l'humidité sont légèrement moins performantes que celles n'en tenant pas compte. L'humidité est ainsi moins bien prévue par les modèles météorologiques que les champs géopotentiels. Les prévisions d'ensemble sont très fines mais peu justes. Il apparaît clairement que leurs dispersions est insuffisantes. Ces prévisions ne cernent pas assez bien les précipitations journalières observées. La résolution horizontale des prévisions d'ensemble a une influence sur leur performance : une grille de résolution plus large réduit la compétence du CRPS d'environ 10%.

La dégradation des performances selon la valeurs des précipitations est plus marquée pour M3 parmi les prévision par analogie et `eps_large` pour les prévisions d'ensemble. Les prévisions par analogie tenant compte de l'humidité sont moins performantes lorsque les précipitations sont plus élevées. Les prévisions EPS avec une grille plus large captent moins bien les forts cumuls. Les différentes sources de prévisions probabilistes de précipitations évaluées présentent une réduction de leurs performances globales selon l'échéance de prévision. Celle-ci est d'autant plus marquée que les précipitations sont fortes.

### 3.1.3 Analyse de la fiabilité des prévisions

Les précédents résultats obtenus lors de l'évaluation soulignent particulièrement le manque manifeste de finesse des prévisions par analogie et de dispersion des prévisions d'ensemble (Olsson et Lindstrom 2008), notamment sur les premiers jours. Ces défauts incitent à analyser spécifiquement la fiabilité des prévisions probabilistes dont la correction éventuelle à l'aide d'outils statistiques peut aboutir à des distributions respectivement plus et moins dispersives.

#### 3.1.3.1 Démarche méthodologique

Qu'elles proviennent des prévisions d'ensemble ou des prévisions par analogie, les traces ou analogues sont ajustées par une loi statistique. La fréquence des valeurs nulles  $F(0)$  est directement obtenue à partir de la proportion de traces ou d'analogues donnant des précipitations nulles. Les valeurs strictement positives sont ajustées par une loi Gamma, de paramètre de forme  $\lambda$  et d'échelle  $\rho$ . La distribution, notée  $F$ , s'exprime selon l'équation suivante :

$$F(x) = F(0) + [1 - F(0)] \cdot F_+(x, \lambda, \rho) \quad (3.2)$$

avec

$$F_+(x, \lambda, \rho) = \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \cdot \int_0^x e^{-t/\rho} \cdot \left(\frac{t}{\rho}\right)^{\lambda-1} \cdot dt$$

La fiabilité se définit comme un indicateur mesurant la similarité entre les prévisions probabilistes émises et les observations associées (*cf.* §1.4.3.3). Il apparaît clairement que la très grande variété de distributions statistiques émises comparée à la taille de l'échantillon rend difficile l'analyse rigoureuse de la fiabilité, appelée biais à petite échelle par Bontron (2004). Il définit alors un second terme de fiabilité, le biais à grande échelle, plus accessible puisqu'il s'intéresse aux quantiles plutôt qu'à la distribution dans son ensemble : le quantile  $x_{Q\%}$  est-il dépassé dans  $(100-Q)\%$  des observations ? Ici, répondre directement à cette question est illusoire parce que  $F(0)$  peut être non nulle. Ainsi, la démarche employée se décompose en trois étapes, les fréquences étant discrétisées avec un pas de 10% :

1. évaluation de la fiabilité de  $F(0)$  en analysant la distribution des précipitations observées selon la valeur de  $F(0)$  émise par la prévision,
2. évaluation de la fiabilité de la distribution des valeurs positives  $F_+$ , prise comme un tout,
3. évaluation de la fiabilité de  $F_+$ , conditionnée à la valeur de  $F(0)$ .

### 3.1.3.2 Fiabilité des prévisions opérationnelles

La composante  $F(0)$  de la distribution  $F$  est biaisée pour l'ensemble des prévisions probabilistes disponibles, en sous-estimant nettement la fréquence des précipitations nulles. Par exemple, lorsque la prévision donne  $F(0) = 0$ , on constate que 3%, 5%, 28% et 36% des précipitations sont effectivement nulles, respectivement pour M2, M3, eps\_fin et eps\_large. A l'inverse, pour les jours où les prévisions donnent ( $F(0) \approx 0.50$ ), les prévisions M3 sont légèrement moins biaisées que les autres, avec une probabilité de précipitations nulles de 64% contre 72% pour M2 et 75% pour les EPS. Pour des prévisions annonçant des jours plutôt secs ( $F(0) \geq 0.90$ ), environ 95% des jours sont réellement secs pour l'ensemble des sources de prévisions. Les figures 3.9(a), 3.9(b), 3.10(a) et 3.10(b) illustrent ce biais manifeste, respectivement pour M2, M3, eps\_fin et eps\_large. On rappelle que plus on est proche de la bissectrice, meilleur on est.

La seconde composante de la distribution,  $F_+$ , présente le biais opposé. Quand aucune distinction selon la fréquence  $F(0)$  n'est effectuée, les quatre sources de prévisions surestiment significativement les fréquences des précipitations strictement positives, comme le montrent les figures 3.9(c), 3.9(d), 3.10(c) et 3.10(d), respectivement pour M2, M3, eps\_fin et eps\_large. En effet, lorsqu'un quantile  $x_{Q\%}$  est prévu avec une probabilité au non-dépassement associée valant  $Q\%$ , en réalité, il n'est effectivement pas dépassé dans  $\acute{Q}\%$  des cas, avec  $\acute{Q} < Q$ , d'où l'emploi du terme « surestimation ». Par exemple, à chaque prévision, la distribution  $F_+$  associe le quantile  $x_{50\%}$  à la fréquence 50%, avec  $F_+(x_{50}) = 0.50$ . Sur l'ensemble de l'échantillon de prévisions opérationnelles fournies par chacune de nos sources de prévisions, il est attendu que la valeur observée strictement positive  $x_{obs}$  ne dépasse pas  $x_{50\%}$  dans 50% des cas. Or, il ressort de cette étude que,

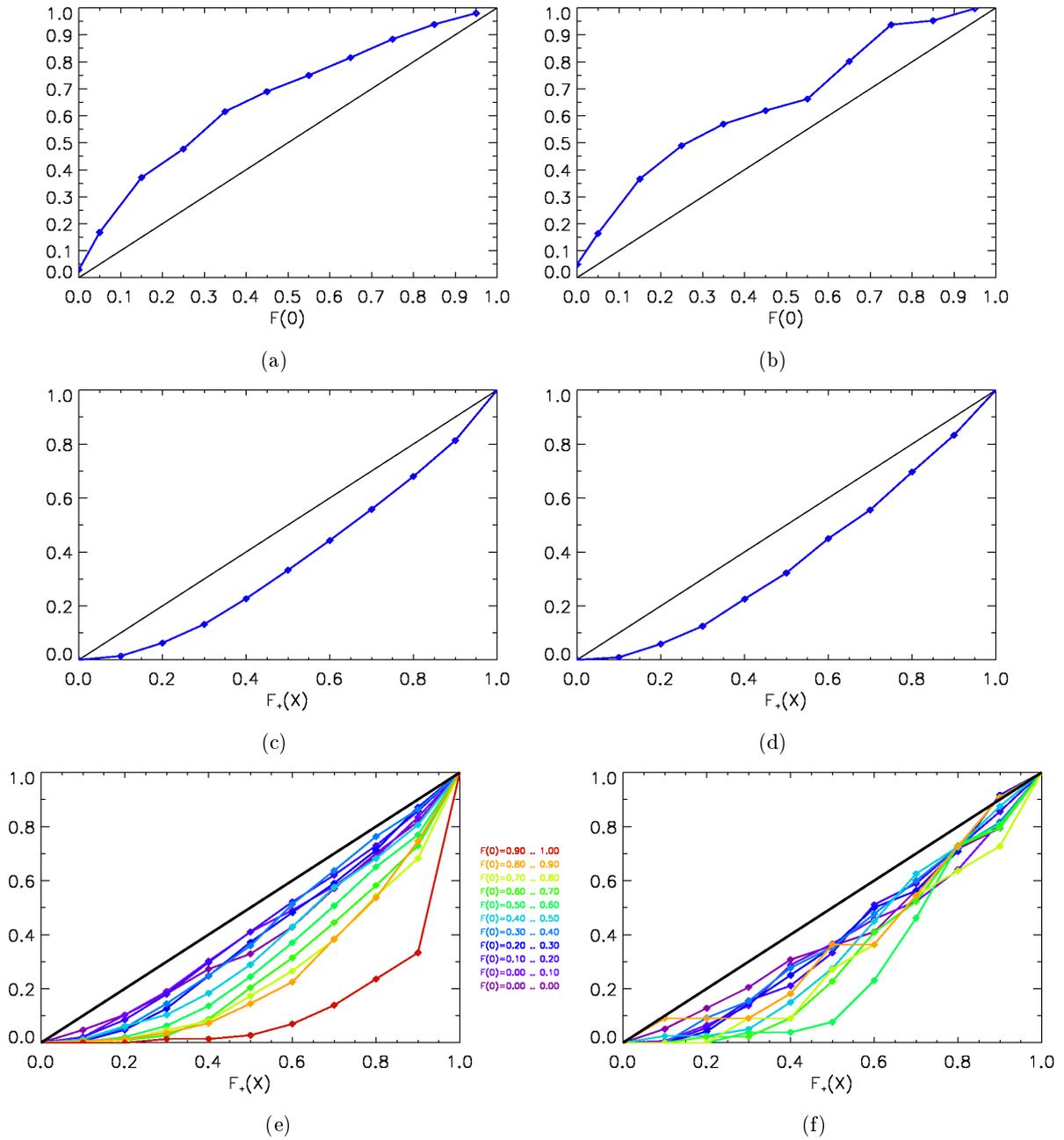


FIGURE 3.9 – Fiabilité des prévisions opérationnelles **par analogie** M2 (à gauche) et M3 (à droite) : (a) et (b)  $F(0)$ , (c) et (d)  $F_+$ , (e) et (f)  $F_+$  conditionnée par  $F(0)$ . L'axe des abscisses indique la probabilité au non-dépassement associée à  $F(0)$  ou à  $F_+$ . L'axe des ordonnées correspond à la probabilité au non-dépassement des précipitations nulles observées pour  $F(0)$  et des déciles pour  $F_+$ , à partir des observations.

finalement,  $x_{50\%}$  n'est pas dépassé dans 32%, 31%, 38% et 35% des cas, respectivement pour M2, M3, eps\_fin et eps\_large. Ainsi, puisque ces fréquences sont inférieures à 50%, la fréquence prévue 50% est surestimée. Le quantile  $x_{50\%}$  correspond finalement aux quantiles réels  $\hat{x}_{32\%}$ ,  $\hat{x}_{31\%}$ ,  $\hat{x}_{38\%}$  et  $\hat{x}_{35\%}$ , respectivement. En suivant la même démarche, la fréquence 90% apparaît surestimée. Le quantile prévu  $x_{90\%}$  devient respectivement les quantiles réels  $\hat{x}_{81\%}$ ,  $\hat{x}_{83\%}$ ,  $\hat{x}_{81\%}$  et  $\hat{x}_{78\%}$ .

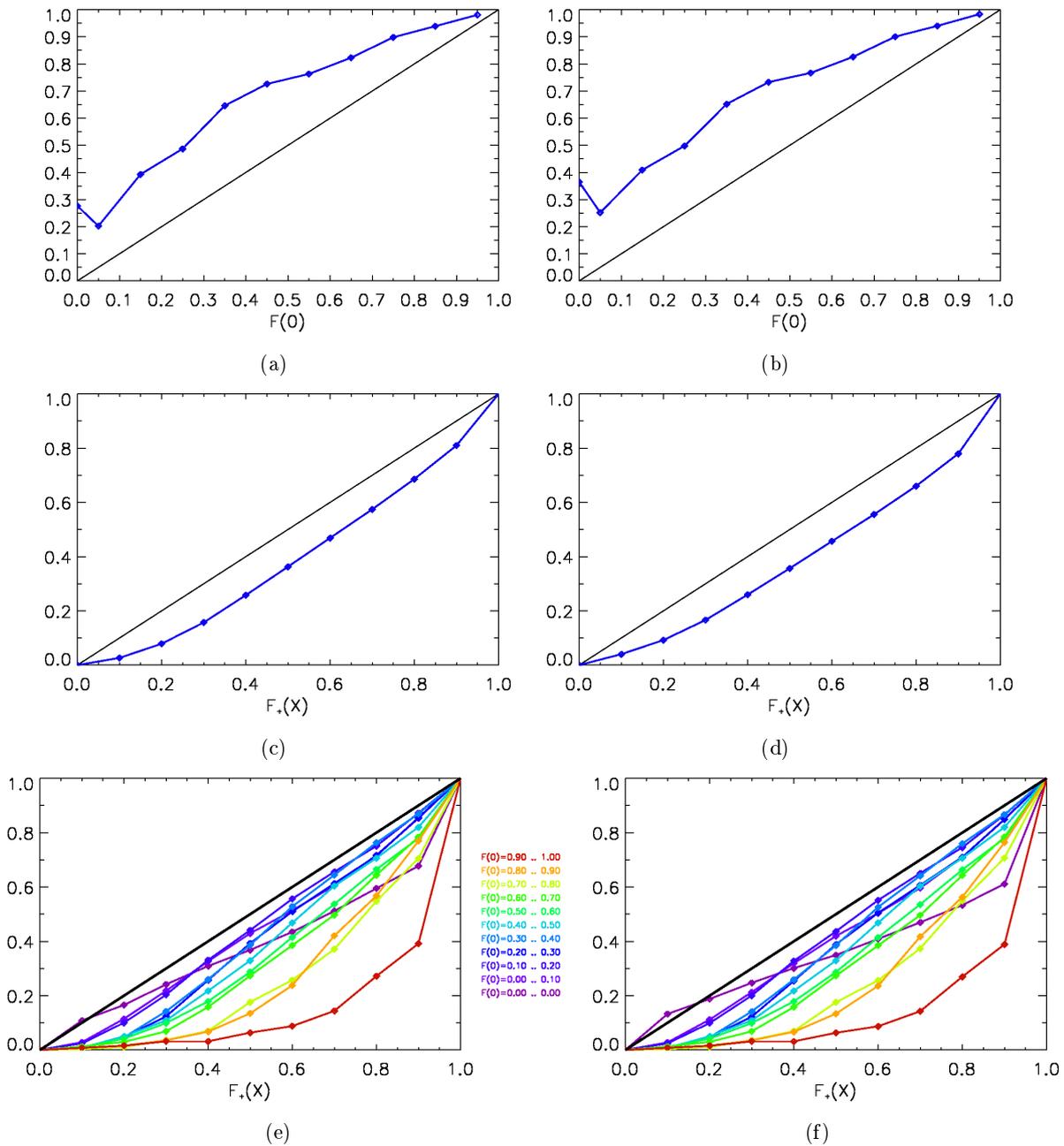


FIGURE 3.10 – Fiabilité des **prévisions d'ensemble** opérationnelles selon les grilles de résolution fine (à gauche) et large (à droite) : (a) et (b)  $F(0)$ , (c) et (d)  $F_+$ , (e) et (f)  $F_+$  conditionnée par  $F(0)$ . L'axe des abscisses indique la probabilité au non-dépassement associée à  $F(0)$  ou à  $F_+$ . L'axe des ordonnées correspond à la probabilité au non-dépassement des précipitations nulles pour  $F(0)$  et des déciles pour  $F_+$ , à partir des observations.

Les figures 3.9(e), 3.9(f), 3.10(e) et 3.10(f) indiquent l'importance de cette surestimation des fréquences de  $F_+$  selon la valeur de  $F(0)$ , respectivement pour M2, M3, eps\_fin et eps\_large. Il en ressort que la surestimation est d'autant plus grande que la prévision suggère que la journée sera sèche, et ceci, pour les quatre sources de prévisions. En effet, si la journée est annoncée plutôt humide ( $F(0) \rightarrow 0.0$ ), la surestimation est modérée puisque les courbes sont proches de la première bissectrice qui symbolise la fiabilité parfaite. En revanche, si elle est prévue pour être sèche ( $F(0) \rightarrow 1.0$ ), les courbes s'éloignent nettement de la première bissectrice, montrant que la

surestimation est sensiblement plus prononcée. Par exemple, pour les prévisions par analogie M2, le quantile prévu  $x_{50\%}$  correspond en réalité aux quantiles  $\acute{x}_{02\%}$ ,  $\acute{x}_{24\%}$  et  $\acute{x}_{40\%}$  respectivement pour  $0.90 < F_+ \leq 1.00$ ,  $0.50 < F_+ \leq 0.60$  et  $0.00 < F_+ \leq 0.10$ . L'ensemble des journées où M3 annonce  $0.90 < F_+ \leq 1.00$  sont sèches ( $P = 0$ ), d'où l'absence de la courbe rouge.

Les prévisions d'ensemble et par analogie affichent des biais sur les deux composantes  $F(0)$  et  $F_+$  de la distribution  $F$ . Toutefois, la présence d'un grand biais sur  $F_+$  ne signifie pas forcément que le biais sur les valeurs  $x_{Q\%}$  le sont tout autant. L'émission de prévisions honnêtes requiert donc la correction de tels biais (Atger 2004a, Schaake *et al.* 2007). De tels outils statistiques nécessitent d'avoir à disposition des archives longues et homogènes de prévisions de précipitations. Or les modèles météorologiques et leurs systèmes d'assimilation de données sont en perpétuelle évolution (*cf.* tableau 2.3), limitant ainsi l'utilité des archives existantes. Par conséquent, dans le cadre de cette thèse, seules les prévisions par analogie pourront être corrigées. Si de telles archives étaient disponibles<sup>1</sup>, la technique employée pour corriger statistiquement les prévisions d'ensemble devrait tenir compte de la dynamique des précipitations proposée par chaque trace.

## 3.2 Correction des prévisions par analogie

### 3.2.1 Sources de biais de la méthode

Bontron (2004) indique à juste titre que « *l'archive météorologique joue un rôle crucial dans une adaptation par analogie. De sa richesse et de son exactitude dépend effectivement la qualité des analogies que l'on sera en mesure de reconnaître* ». La première source de biais de la méthode par analogie provient de l'archive météorologique utilisée comme référence pour les champs météorologiques. Dans le cadre de sa thèse, Bontron (2004) a montré que :

- l'archive des réanalyses NCEP/NCAR n'est pas homogène. Elles présentent des discontinuités, en particulier autour de 1967 et de 1977, respectivement causées par l'augmentation de la densité du réseau d'observation (postes au sol, radiosondages) et l'introduction de données provenant des satellites.
- sa longueur temporelle a une influence sur la performance du système de prévisions. Une archive de 30 ans suffit pour les situations courantes. Pour des événements rares, Bontron (2004) n'observe aucun plafonnement des performances, même pour une archive de plus de 40 ans. Toute augmentation de la longueur enrichit l'archive de situations rares et donc de situations rares candidates. Elle impacte également le nombre d'analogues à retenir.
- la résolution spatiale modifie également les performances des prévisions. Pour les champs géopotentiels, elles se stabilisent pour des mailles inférieures à 5°. Pour des champs plus locaux, comme l'humidité, plus la maille est fine, meilleures sont les prévisions. Disposant d'une archive de résolution 2.5°, Bontron (2004) n'a pu observer de seuil sur la résolution en-dessous duquel les performances sur ces champs deviennent quasi-constantes.

L'ensemble de ces défauts constitue le **biais interne** de la méthode par analogie.

1. Depuis mars 2009, le CEPMMT fournit, chaque jeudi, les prévisions sur 18 ans en arrière avec les mêmes modèle et paramétrisations

L'aspect opérationnel a également une place primordiale dans la qualité des prévisions. En effet, si le modèle sur lequel on s'alimente en prévisions synoptiques avec lesquelles les analogies successives sont réalisées, prévoit mal les champs météorologiques, les situations analogues retenues n'auront aucune raison d'estimer les précipitations attendues. Or, les erreurs de prévisions impactent davantage les champs météorologiques locaux que les champs géopotentiels. Ainsi, il devient hasardeux d'utiliser l'humidité et donc la méthode M3 au-delà de J+2. La correction d'un tel *biais externe* nécessite une longue archive de prévisions issues du même modèle météorologique, pour être robuste et fiable. Ne disposant pas de telles données dans le cadre de cette thèse, seul le biais interne sera traité.

### 3.2.2 Traitement du biais interne

La correction des prévisions par analogie est appliquée sur les regroupements RIO et LOIRE, dont les positions géographiques respectives sont illustrées par la figure 2.8 page 58. Les archives couvrent la période 1953-2001. Il ne s'agira pas réellement de prévisions en temps réel. En effet, la prévision pour J+1 est obtenue selon les champs analysés à J+1, au lieu des champs prévus à J pour J+1. Ces prévisions seront qualifiées de *prévisions parfaites* puisque la qualité prédictive du modèle n'intervient pas dans ces prévisions.

#### 3.2.2.1 Diagnostic

Le diagnostic reprend le protocole présenté lors de l'évaluation de la fiabilité des prévisions probabilistes opérationnelles de précipitations, portant successivement sur la fréquence des valeurs nulles  $F(0)$ , les quantiles de la distribution des valeurs positives prises comme un tout  $F_+$  ou selon la valeur de  $F(0)$ . La distribution s'écrit alors :

$$F(x) = F(0) + [1 - F(0)] \cdot F_+(x)$$

Le diagnostic est réalisé sur toute l'année. L'effet de la saisonnalité est analysé en décomposant l'année en quatre saisons :

1. **Hiver** : Décembre, Janvier, Février, Mars
2. **Printemps** : Mars, Avril, Mai, Juin
3. **Été** : Juin, Juillet, Août, Septembre
4. **Automne** : Septembre, Octobre, Novembre, Décembre

Dans la suite, les résultats obtenus sur les différentes saisons et sur l'année complète sont présentés mais seuls ceux qui se réfèrent à l'année et à l'automne sont illustrés. Cette saison correspond en effet à la période des fortes précipitations sur les zones d'étude.

#### Fréquence de Pluie Nulle

Les figures 3.11(a) et 3.11(b) représentent la fiabilité du terme  $F(0)$ , respectivement pour les algorithmes M2 et M3, *i.e.* sans et avec l'humidité. Il en ressort que  $F(0)$  est très légèrement

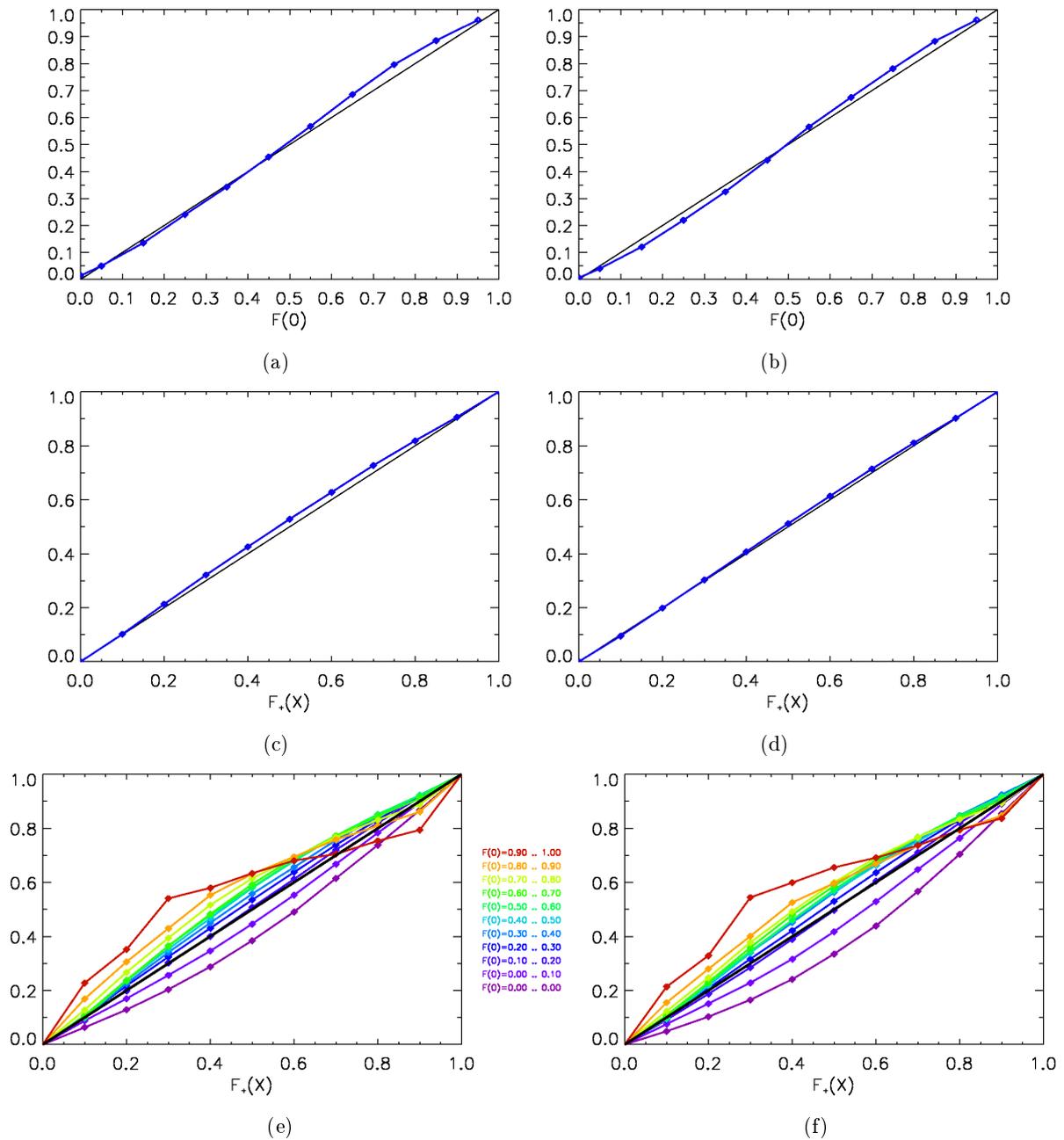


FIGURE 3.11 – Fiabilité des **prévisions parfaites par analogie** sur l'ensemble de l'archive, M2 (à gauche) et M3 (à droite) : (a) et (b)  $F(0)$ , (c) et (d)  $F_+$ , (e) et (f)  $F_+$  conditionnée par  $F(0)$ . L'axe des abscisses indique la probabilité au non-dépassement associée à  $F(0)$  ou à  $F_+$ . L'axe des ordonnées correspond à la probabilité au non-dépassement des précipitations nulles observées pour  $F(0)$  et des déciles pour  $F_+$ , à partir des observations.

biaisé. Les deux méthodes donnent une faible sous-estimation de la fréquence des valeurs nulles lorsque  $F(0) > 0.60$ . Par exemple, si les prévisions annoncent  $F(0) = 0.65$ , en réalité, 70.7% (M2) et 69.4% (M3) des précipitations observées sont nulles. La méthode M3 se caractérise également par une légère surestimation des fréquences inférieures. Si la valeur de  $F(0)$  émise vaut 0.15, 13.4% des précipitations observées sont nulles. Toutefois, la fiabilité de ce terme peut être considérée comme bonne. Par ailleurs, aucune tendance saisonnière ne se dégage (*cf.* figures 3.12(a) et 3.12(b)). Seule la sous-estimation des fréquences supérieures de M2 et la surestimation

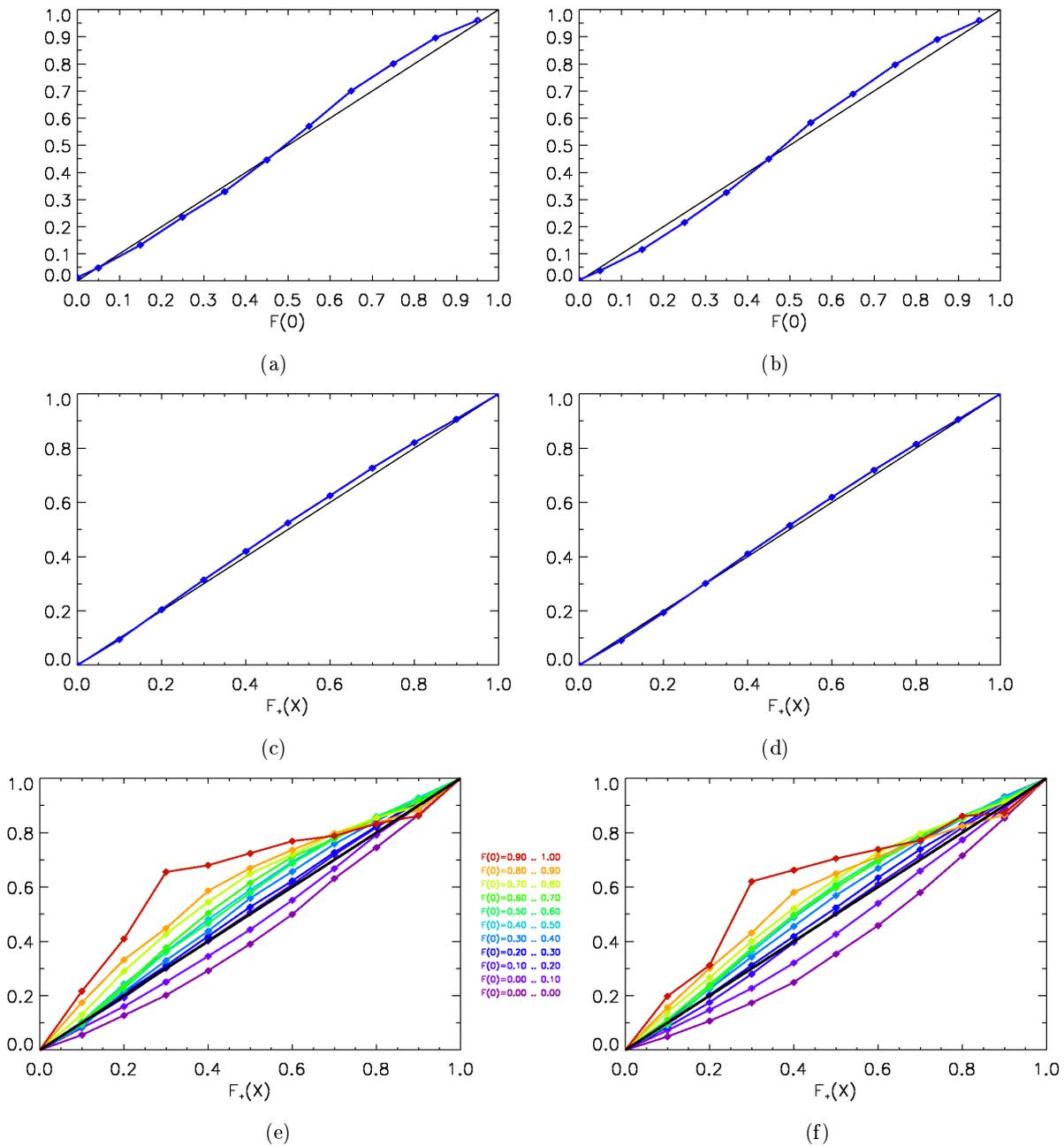


FIGURE 3.12 – Fiabilité des **prévisions parfaites par analogie sur l'automne** de l'archive, M2 (à gauche) et M3 (à droite) : (a) et (b)  $F(0)$ , (c) et (d)  $F_+$ , (e) et (f)  $F_+$  conditionnée par  $F(0)$ . L'axe des abscisses indique la probabilité au non-dépassement associée à  $F(0)$  ou à  $F_+$ . L'axe des ordonnées correspond à la probabilité au non-dépassement des précipitations nulles observées pour  $F(0)$  et des déciles pour  $F_+$ , à partir des observations.

des fréquences inférieures de M3 sont légèrement plus prononcées, respectivement en hiver et au printemps. Le défaut de fiabilité du terme  $F(0)$ , mis en évidence lors de l'évaluation des prévisions opérationnelles par analogie, provient donc de l'échantillon et de la qualité du modèle fournissant les prévisions météorologiques (*biais externe*).

### Distribution des valeurs positives

Les quantiles de la distribution des valeurs strictement positives ne présentent pas de biais notable, que ce soit sur l'ensemble de la période étudiée (*cf.* figures 3.11(c) et 3.11(d)) ou sur l'automne (*cf.* figures 3.12(c) et 3.12(d)). Seules les prévisions issues de la méthode M2 se caractérisent par une légère sous-estimation des fréquences, plus (Hiver, Printemps) ou moins (Été, Automne) marquée selon la saison. En hiver ou au printemps, cette sous-estimation vaut environ 4% pour  $F_+ = 0.50$ . Pris comme un tout, le second terme de la distribution ne présente donc pas de manque de fiabilité particulier. Ce résultat corrobore celui de Bontron (2004). La surestimation des fréquences des quantiles de  $F_+$  obtenue lors de l'analyse de la fiabilité des prévisions opérationnelles s'explique donc également par l'échantillon utilisé et le modèle source.

### Distribution des valeurs positives, conditionnée par $F(0)$

Bontron (2004) n'a pas réalisé cette étape complémentaire de la précédente, estimant que c'est « à chaque utilisateur d'aller éventuellement plus loin dans la description du biais, en fonction de ses besoins et de sa manière d'utiliser les prévisions ». La présente thèse se focalise particulièrement sur la prévision hydrologique, élaborée à partir de prévisions de précipitations. Il peut donc être bénéfique d'adapter la correction d'un éventuel biais selon le caractère « sec » ou « humide » attendu pour la journée à venir. Le conditionnement par  $F(0)$  permet d'appréhender cet aspect.

Les figures 3.11(e) et 3.11(f), situées page 99, illustrent les défauts de fiabilité des quantiles de la composante strictement positive  $F_+$  des prévisions M2 et M3 en fonction de la valeur de  $F(0)$  associée. Elles soulignent que le faible biais global provient surtout de la compensation de biais fonction de  $F(0)$ . Si la journée cible est prévue pour être plutôt humide ( $F(0) \leq 0.10$ ), les fréquences de  $F_+$  sont surestimées (et les quantiles de précipitations sont dès lors sous-estimés). Ce biais est d'autant plus prononcé que  $F(0)$  se rapproche de 0. A contrario, si elle est prévue pour être plutôt sèche avec une probabilité moyenne ( $F(0) > 0.20$ ), alors les fréquences  $F_+$  sont sous-estimées (et les quantiles de précipitations sont dès lors surestimés). Cette tendance est amplifiée lorsque  $F(0)$  se rapproche de 1. Pour des valeurs de  $F(0)$  comprises entre 0.10 et 0.20, les quantiles des valeurs strictement positives sont fiables, leurs courbes étant très proches de la première bissectrice.

Les distributions relatives aux fréquences  $F(0)$  supérieures à 0.80 ont un comportement singulier. L'ensemble des fréquences de  $F_+$  est sous-estimé, excepté la fréquence 90% qui est surestimée, particulièrement en hiver et au printemps. En effet, dans ces cas-là, les effectifs des classes associées à chaque quantile de  $F_+$  sont fortement hétérogènes. La majorité des observations se rangent dans les classes  $F_+ \leq 0.30$  ou  $0.90 < F_+ \leq 1.00$  (*cf.* figures 3.13). Ce constat peut s'expliquer par les caractéristiques de la distribution. Prévoir  $F(0) > 0.80$  revient globalement à annoncer que la journée sera sèche. La distribution  $F_+$  pour une telle journée possède généralement très peu de variance, les précipitations associées à chaque quantile étant faibles et donc très proches. Par exemple, il est possible d'avoir  $x_{20\%} = 0.4$  mm et  $x_{90\%} = 0.8$  mm. L'incertitude provenant

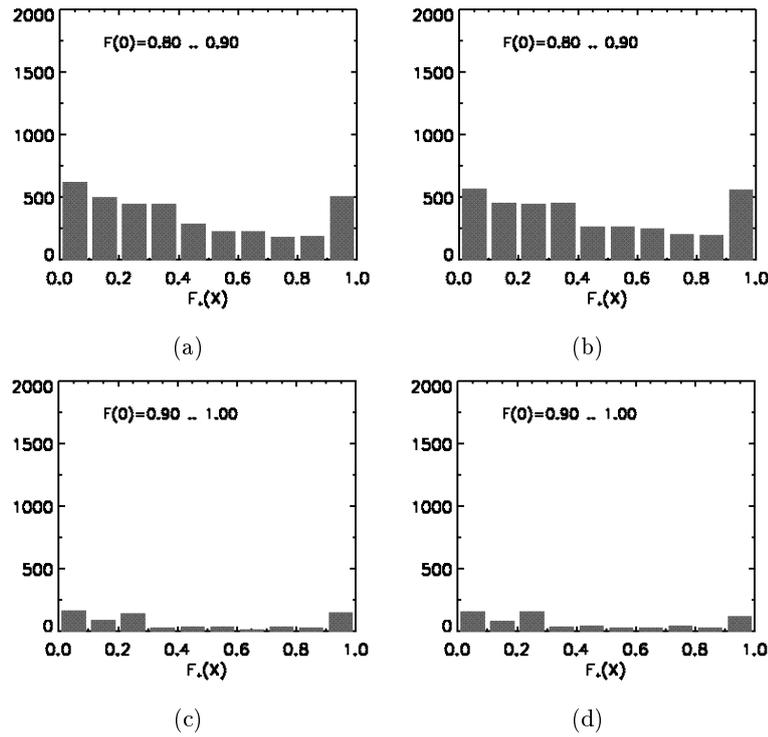


FIGURE 3.13 – Effectifs des classes des quantiles de la distribution des valeurs strictement positives selon la valeur de la fréquence des précipitations nulles pour  $0.80 < F(0) \leq 0.90$  (en haut) et  $0.90 < F(0) \leq 1.00$  (en bas), pour les méthodes M2 (à gauche) et M3 (à droite).

de la mesure peut expliquer, en partie, entraîner la sur-représentation des premières et dernières classes.

### 3.2.2.2 Correction des distributions *a priori*

#### Méthode de transformation des distributions

Afin de corriger ces défauts de fiabilité, les distributions *a priori* des valeurs strictement positives issues des prévisions par analogie doivent être transformées. Une première méthode consiste à déterminer la fonction d'anamorphose  $\Theta$  permettant d'obtenir la distribution *a posteriori*  $\hat{F}_+$  à partir de la distribution *a priori*  $F_+$ , selon l'équation suivante :

$$\hat{F}_+ = \Theta(F_+)$$

Toutefois, obtenir une telle fonction est une tâche délicate, notamment à cause de l'infinité de distributions *a priori* pouvant être produites par la méthode de prévision par analogie. La démarche retenue consiste à corriger chaque fréquence quantilique  $Q\%$  de  $F_+$  en fonction de  $F(0)$ , en appliquant un coefficient correctif  $\alpha_{F(0),Q\%}$  sur les quantiles  $x_{Q\%}$  associés à cette fréquence  $Q\%$  :

$$\forall Q \in [0 \dots 100] \quad \hat{x}_{Q\%} = \alpha_{F(0),Q\%} \cdot x_{Q\%} \quad (3.3)$$

Une fois la transformation des quantiles réalisée, l'étape suivante permet de déterminer la distribution *a posteriori*, ajustée selon la loi Gamma à deux paramètres,  $\hat{\lambda}$  et  $\hat{\rho}$ . Pour cela, trois techniques ont été appliquées sur l'échantillon composé des quantiles modifiés :

- la méthode des moments,
- la méthode des moments pondérés, intégrant les probabilités associées à chaque élément de l'échantillon,
- la méthode itérative<sup>1</sup>, se fondant sur deux quantiles et leurs fréquences associées.

Ces transformations sont réalisées en déterminant :

- les facteurs correctifs propres à chaque bassin ;
- les facteurs correctifs communs à l'ensemble des bassins.

Une première évaluation de la pertinence de chaque méthode est effectuée en prenant chacune des lois Gamma journalières ajustées dans notre échantillon de prévisions parfaites. Pour chacune d'entre elles, les fréquences quantiliques sont extraites pour former notre échantillon à partir duquel on cherche à retrouver la loi Gamma initiale. Les tableaux 3.1 et 3.2 présentent les erreurs relatives moyennes sur les paramètres  $\lambda$  et  $\rho$ , et sur les déciles  $x_{60\%}$  et  $x_{90\%}$ , en fonction du pas d'échantillonnage de  $F_+$ . Il en résulte que, parmi les deux premières méthodes, celle des moments pondérés est la plus apte à retrouver la loi initiale. L'estimation de la loi Gamma est meilleure pour des pas fins d'échantillonnage de  $F_+$ . Ainsi, la méthode des moments pondérés donne des erreurs relatives sur les deux paramètres de la loi valant 8% et 17% avec un pas de 5% contre 11% et 24% avec un pas de 10%. Avec un pas de 5%, la méthode des moments entraîne des erreurs relatives de 34% et 33%. La méthode itérative offre de bien meilleurs résultats, avec une erreur relative moyenne inférieure à 0.2% sur  $\lambda$  et  $\rho$ , avec un pas de 10%. Les erreurs relatives sur les deux quantiles sont de l'ordre de 0.1%. Pour la suite, la méthode des moments pondérés et la méthode itérative sont retenues.

Pas	$\lambda$	$\rho$	$x_{60\%}$	$x_{90\%}$
5%	34%	33%	4%	16%
10%	53%	45%	6%	24%

TABLEAU 3.1 – Erreurs relatives moyennes sur les caractéristiques des lois Gamma initiales, selon la méthode des moments

Pas	$\lambda$	$\rho$	$x_{60\%}$	$x_{90\%}$
5%	8%	17%	8%	12%
10%	11%	24%	15%	18%

TABLEAU 3.2 – Erreurs relatives moyennes sur les caractéristiques des lois Gamma initiales, selon la méthode des moments pondérés

1. Elle est présentée en détails dans l'annexe C.2.1

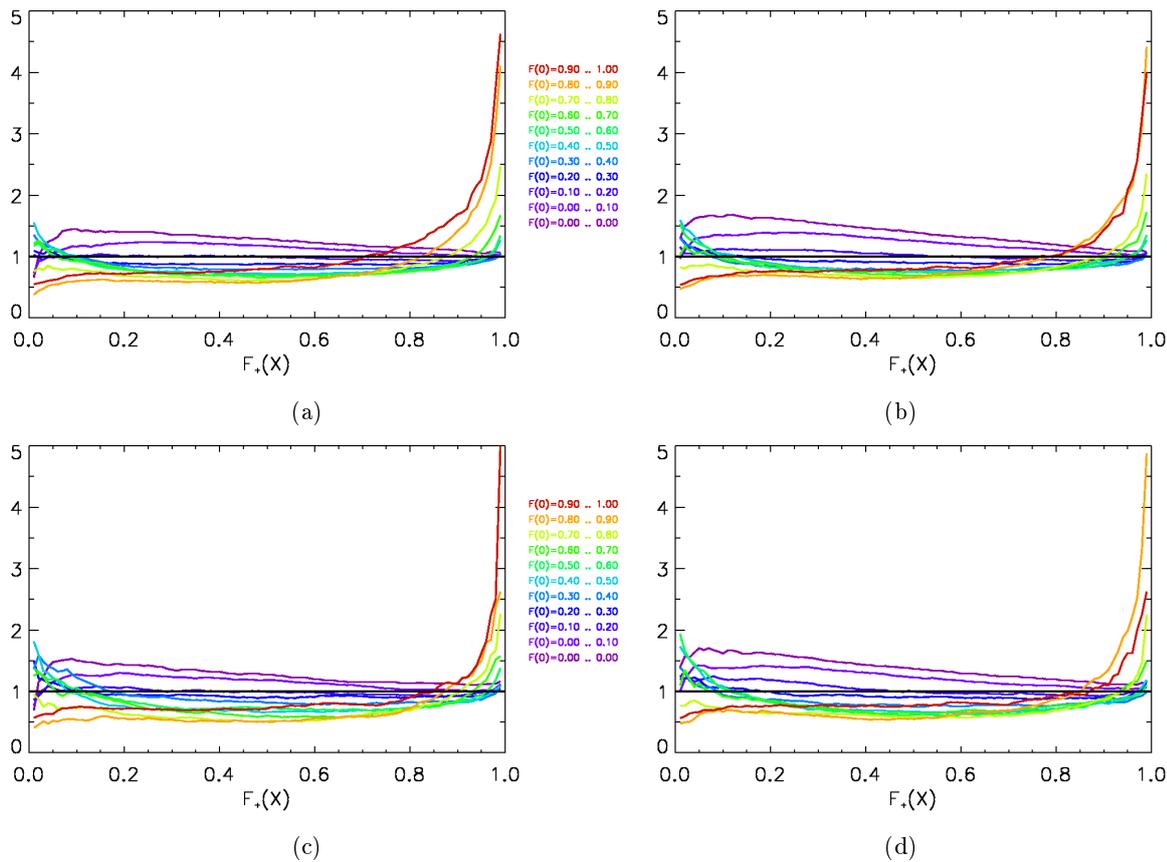


FIGURE 3.14 – Coefficients correctifs pour les prévisions par analogie pour l’ensemble de l’année (en haut) et sur la période Septembre-Décembre (en bas) : (a) et (c) M2, et (b) et (d) M3.

### Résultats de la correction

Le diagnostic précédent a mis en évidence la surestimation des fréquences des quantiles associés à des journées attendues humides ( $F(0) \leq 0.10$ ). Par exemple, la fréquence relative au quantile  $Q_{50\%}$ , correspond en réalité à une probabilité au non-dépassement de 39% pour M2. Or, la fiabilité statistique stipule que ce non-dépassement doit représenter 50% des cas. Il est donc nécessaire d’augmenter la valeur de ce quantile pour chaque prévision. Les coefficients correctifs correspondant aux prévisions où  $F(0) \leq 0.10$  sont donc supérieurs à 1, comme le montrent les figures 3.14. Dans cet exemple, le coefficient correctif vaut 1.29.

Les coefficients correctifs des prévisions où  $0.10 \leq F(0) \leq 0.20$  sont très proches voir égaux à 1, corroborant leurs bonnes fiabilités respectives. Les distributions avec  $0.20 < F(0) < 0.70$  sont biaisées, les fréquences des quantiles étant globalement sous-estimées. En reprenant le raisonnement inverse du cas précédent, la sous-estimation des fréquences  $Q\%$  est équivalente à la surestimation des valeurs  $x_{Q\%}$  qui leur sont associées. Par conséquent, les coefficients correctifs obtenus sont inférieurs à 1, comme l’illustrent les figures 3.14.

Les prévisions où  $F(0) \geq 0.70$  présentent un comportement atypique, avec une sous-estimation des fréquences inférieures et une surestimation des fréquences supérieures. Les coefficients correc-

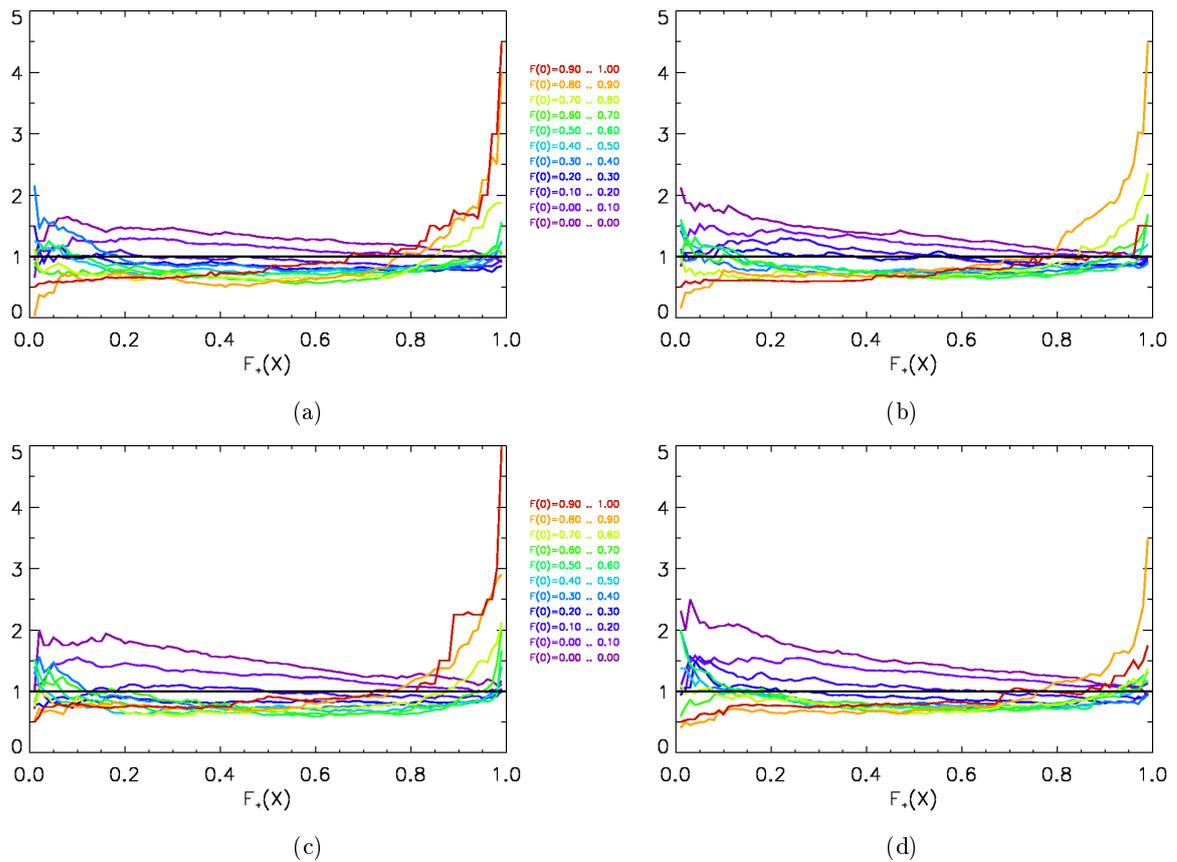


FIGURE 3.15 – Coefficients correctifs sur l’Ardèche à Vogüé (en haut) et du Gardon à Anduze (en bas) selon les algorithmes M2 (à gauche) et M3 (à droite) pour l’automne

tifs des différents quantiles sont, dès lors, inférieurs à 1 pour  $F_+ \leq 0.90$ ,  $F_+ \leq 0.80$  et  $F_+ \leq 0.70$ , respectivement pour  $0.70 \leq F(0) \leq 0.80$ ,  $0.80 \leq F(0) \leq 0.90$  et  $F(0) \geq 0.90$ . Pour les quantiles supérieurs, les coefficients  $\alpha$  sont supérieurs à 1, avec un maximum de 4.63 pour  $F(0) \in [0.90; 1.0]$  et  $F_+ = 0.99$ . Ces grandes valeurs confirmeraient la faible variance des distributions  $F_+$ , puisque, pour éviter de remplir de façon prépondérante la dernière classe, la correction statistique aboutit à une augmentation significative des valeurs associées aux quantiles supérieurs. Les figures 3.14(c) et 3.14(d) affichent les valeurs de ces coefficients correctifs sur l’automne. Ceux-ci sont très proches de ceux sur l’ensemble de l’année. Seuls les quantiles extrêmes  $F_+ < 0.05$  et  $F_+ > 0.95$  sont sensibles à la saison. La figure 3.15 donne, à titre indicatif, ces coefficients sur l’automne pour les bassins de l’Ardèche à Vogüé et du Gardon à Anduze.

### 3.2.2.3 Validation de la correction

#### Choix de la méthode d’ajustement de la loi Gamma

Il s’agit à présent de vérifier la fiabilité des distributions *a posteriori* obtenues par anamorphose des quantiles des distributions *a priori*. Celles-ci ont été effectuées selon les méthodes itérative et des moments pondérés, et selon des facteurs correctifs propres aux bassins et communs à l’ensemble des bassins, respectivement notés **cb** et **ce**. Les figures 3.16(a) et 3.16(b) affichent les

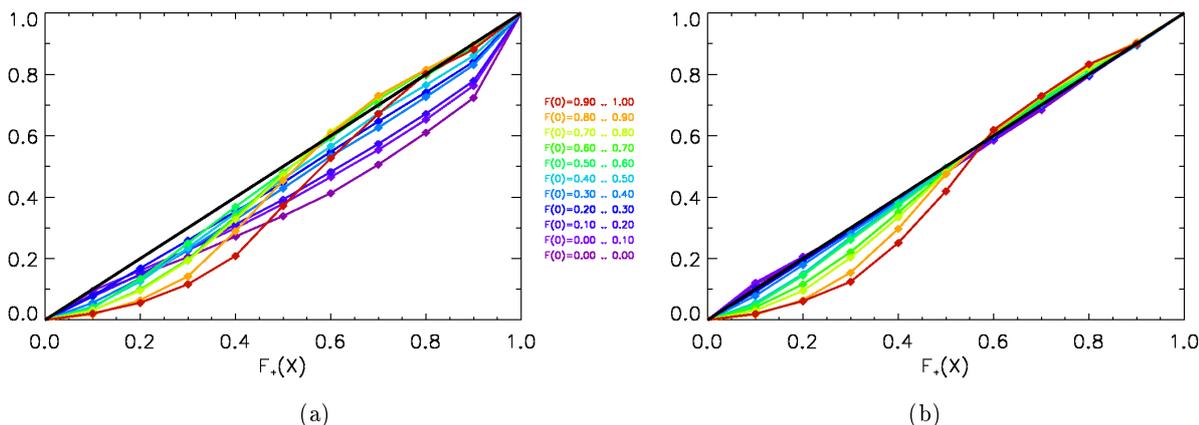


FIGURE 3.16 – Validation de la correction des prévisions par analogie selon l’algorithme M3 suivant (a) la méthode itérative et (b) la méthode des moments pondérés.

résultats des analyses de fiabilité réalisées sur les distributions des valeurs strictement positives  $\hat{F}_+$  conditionnée à  $F(0)$ , selon les méthodes itérative - avec les déciles Q60% et Q90% pris comme pivots - et des moments pondérés, respectivement. Elles correspondent aux prévisions M3 avec les facteurs correctifs propres à chaque bassin, **M3cb**. La méthode itérative, pourtant la plus performante pour retrouver la même loi Gamma à partir d’un échantillon de quantiles, apparaît la moins bonne parmi les deux testées. En effet, les fréquences des quantiles sont cette fois-ci surestimées. Ce comportement est d’autant plus prononcé pour la partie supérieure des distributions lorsque  $F(0)$  se rapproche de 0 et pour la partie inférieure quand  $F(0)$  est supérieure à 0.50. Les distributions obtenues selon la méthode des moments pondérés présentent le même biais pour  $F(0) \geq 0.50$ . Par contre, les distributions où  $F(0) < 0.50$  sont, pour ainsi dire, parfaitement fiables. Finalement, dans la suite de ce traitement des prévisions parfaites, seule la méthode des moments pondérés est retenue.

### Analyse des distributions *a posteriori*

La surestimation des fréquences inférieures pour  $F(0) > 0.50$  est légèrement plus marquée pour la méthode M2. Le fait de prendre des facteurs communs à l’ensemble des bassins dégrade sensiblement la fiabilité du terme  $\hat{F}_+$ . Le biais précédemment énoncé augmente faiblement. Par ailleurs, les fréquences supérieures pour la même gamme de  $F(0)$  sont sous-estimées, de manière plus prononcée si les facteurs sont communs à l’ensemble des bassins. La figure 3.17 montre la fiabilité des distributions *a posteriori*. Malgré la correction statistique imparfaite des prévisions parfaites M2 et M3, celles-ci affichent une meilleure fiabilité, notamment lorsque  $F(0) < 0.50$ . Le biais restant impacte principalement la partie inférieure des distributions. Cependant, il est moins problématique du point de vue de la prévision hydrologique. En effet, la partie des distributions la plus cruciale demeure la partie supérieure qui correspond aux cumuls élevés. Les imperfections proviennent de la technique d’ajustement de la distribution *a posteriori* par une loi Gamma. Les quantiles issus de cette loi Gamma *a posteriori* ne correspondent pas exactement aux quantiles *a priori* corrigés. Par conséquent, une erreur résiduelle existe toujours, expliquant les défauts de

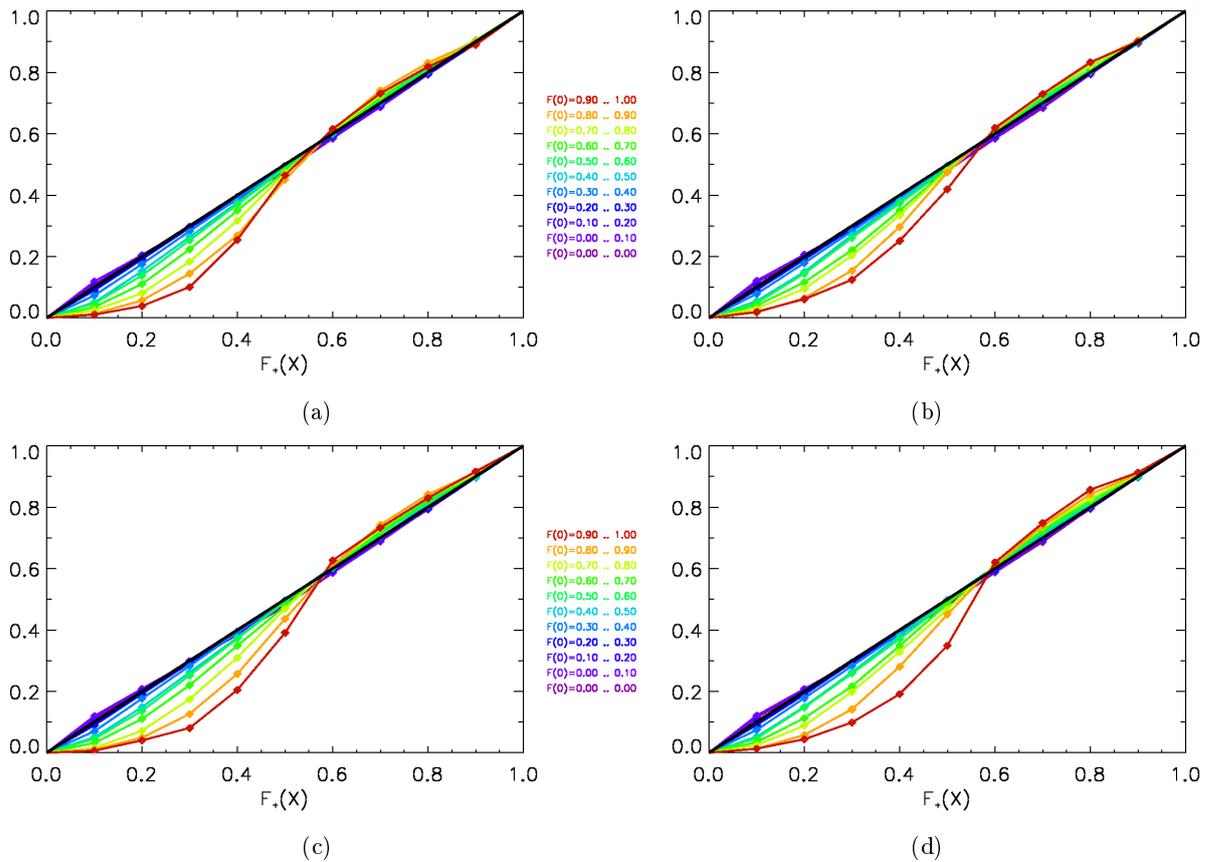


FIGURE 3.17 – Validation de la correction en fonction de  $F(0)$  selon les facteurs propres à chaque bassin (en haut) et les facteurs communs (en bas), sur les prévisions par analogie M2 (à gauche) et M3 (à droite)

fiabilité des distributions *a posteriori*. Les figures 3.18 montrent que la fiabilité des distributions  $\hat{F}_+$  prises globalement n'est pas affectée par la correction de fiabilité.

### Evaluation de la correction statistique

Ce traitement de la fiabilité des prévisions parfaites a une influence positive sur leurs performances globales. Les figures 3.19(a) et 3.19(d) montrent la compétence du CRPS des prévisions *a posteriori* par rapport aux prévisions *a priori*. Si aucun seuil n'est appliqué, le gain est presque nul, que ce soit avec les facteurs propres à chaque bassin ou avec les facteurs communs. Avec  $R > 0$ , ce gain est encore plus faible. En revanche, il augmente avec des seuils sur  $R$  plus élevés. Pour  $R \geq 0.10$ , les prévisions corrigées avec les facteurs propres à chaque bassin sont meilleures que les autres. Ainsi, pour les précipitations fortes, ce gain de CRPS atteint respectivement 5% et 8% pour M2, et 11% et 13% pour M3. Ce gain en CRPS provient d'un gain en Finesse et en Justesse. La compétence de la Finesse diminue très légèrement lorsque le seuil sur  $R$  augmente (*cf.* figures 3.19(b) et 3.19(e)), oscillant entre 5% et 10% pour M2 et M3. L'amélioration du gain quand le seuil sur  $R$  augmente provient du gain en Justesse (*cf.* figures 3.19(c) et 3.19(f)). Si aucun seuil sur  $R$  n'est appliqué ou si celui-ci est faible ( $R < 0.10$ ), la correction entraîne une perte de Justesse, de l'ordre de 5%. En revanche, pour des précipitations plus élevées ( $R \geq 0.10$ ), la Justesse devient bien meilleure. Par exemple, si  $R \geq 0.50$  le gain en compétence vaut 5%

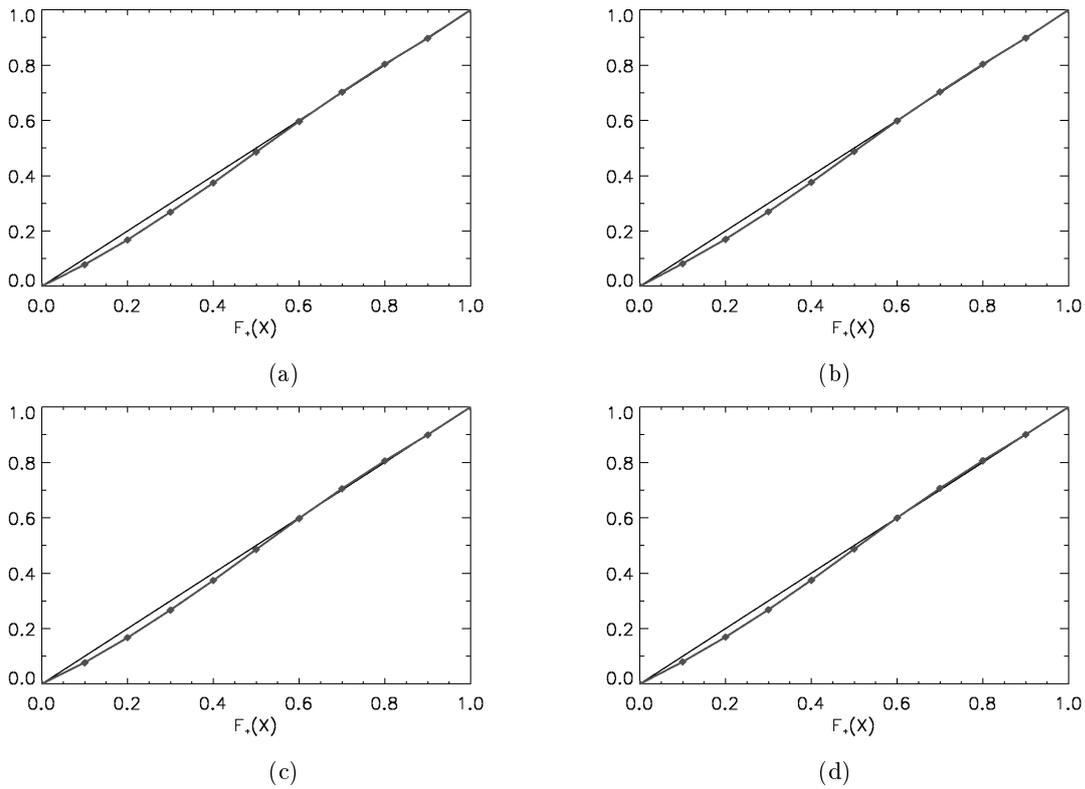


FIGURE 3.18 – Validation de la correction en fonction de  $F(0)$  selon les facteurs propres à chaque bassin (en haut) et les facteurs communs (en bas), sur les prévisions par analogie M2 (à gauche) et M3 (à droite)

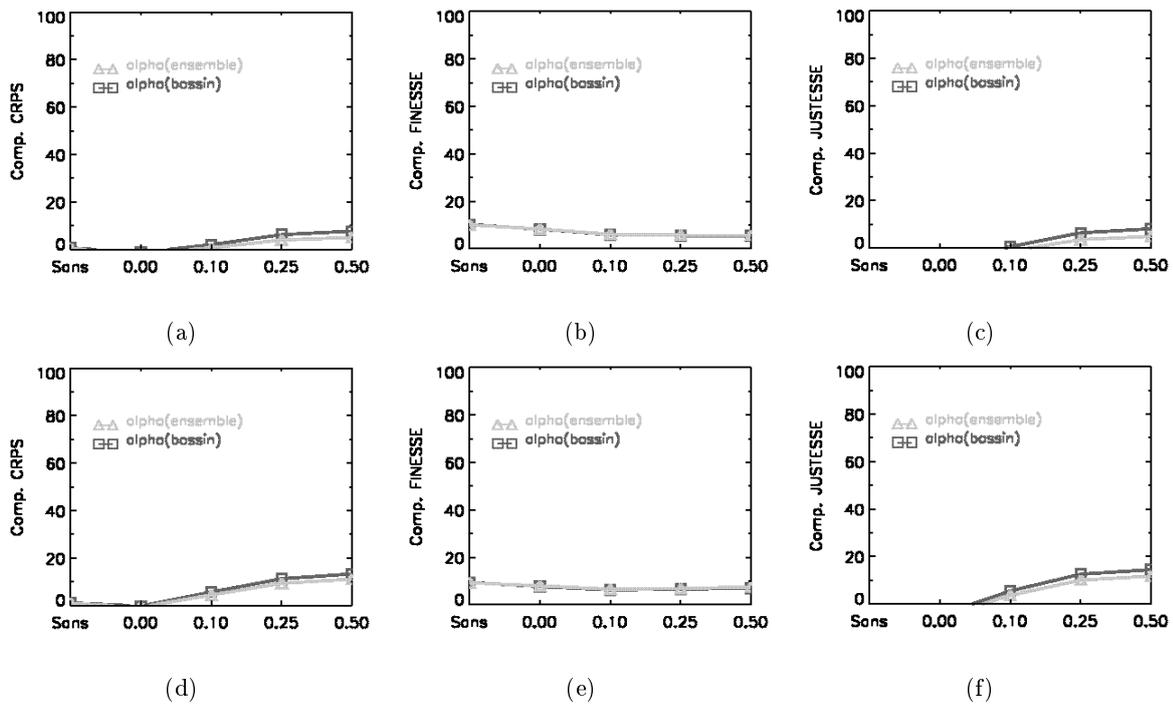


FIGURE 3.19 – Compétences (a) et (d) du CRPS, (b) et (e) de la Finesse et (c) et (f) de la Justesse pour les prévisions corrigées M2 (en haut) et M3 (en bas) selon le type de facteurs correctifs

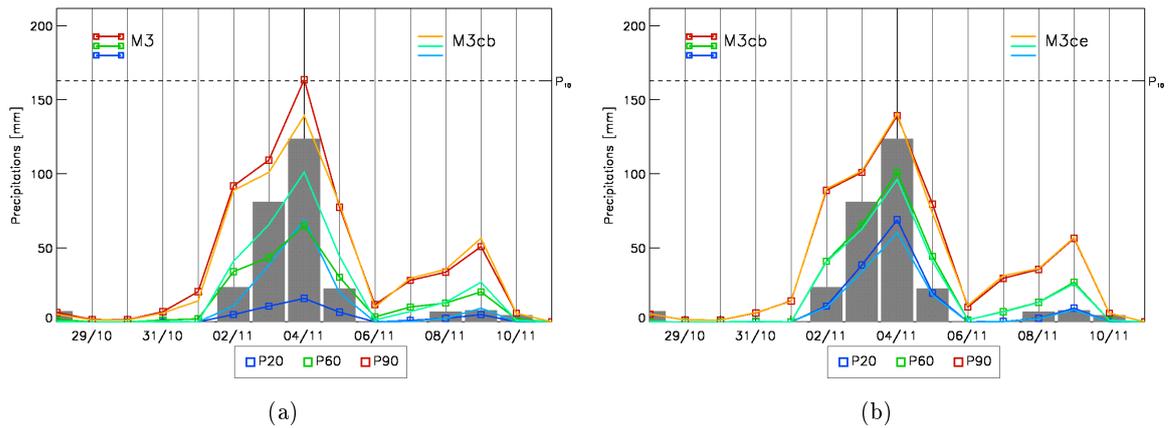


FIGURE 3.20 – Prévisions parfaites pour l'épisode du 04/11/1994 sur le Gardon à Anduze selon l'algorithme M3 et les corrections par bassin et commune : (a) affiche les prévisions M3 et M3cb, *i.e.* avec des facteurs correctifs propres à chaque bassin. (b) donne les prévisions selon les deux types de correctifs M3cb et M3ce.

et 8% pour M2, et 12% et 15% pour M3. Ce gain de performance, d'autant plus net que les précipitations sont élevées, est illustré par l'exemple de l'épisode du 04/11/1994 sur le Gardon à Anduze. La figure 3.20(a) montre que l'origine principale du gain de performance concerne la partie inférieure de la distribution. Cet exemple du 04/11/1994 montre que le quantile  $x_{60\%}$  *a priori* est équivalent au quantile  $\hat{x}_{20\%}$  *a posteriori*. Ainsi, les prévisions « captent » mieux les précipitations observées, en réduisant également le quantile  $x_{90\%}$ . La figure 3.20(b) confirme la faible différence entre la correction utilisant les facteurs correctifs propres à chaque bassin et celle fondée sur des facteurs communs.

### 3.3 Bilan sur les prévisions journalières de précipitations

L'évaluation des prévisions probabilistes de précipitations journalières met en évidence le manque de dispersion des prévisions d'ensemble, que ce soit pour la mise en vigilance ou pour la prévision hydrologique. Cette caractéristique explique une capacité moindre de détecter les événements pluvieux, en comparaison avec les prévisions par analogie. Celles-ci sont d'autant plus performantes que les prévisions d'ensemble pour la mise en vigilance que le seuil sur les précipitations est élevé. Ces constatations ressortent également de l'évaluation des prévisions dans l'optique de la prévision hydrologique. Les prévisions d'ensemble sont très fines, voire trop fine compte tenu du manque de justesse. A contrario, les prévisions par analogie présentent une bonne justesse mais sont légèrement trop dispersives. Les performances des différentes sources de prévisions se dégradent avec l'échéance de prévision et avec l'importance des cumuls journaliers de précipitations.

Les prévisions probabilistes fournissent les distributions des précipitations journalières pour différentes échéances. Celles-ci se composent de deux termes : la fréquences des valeurs nulles et la distributions des valeurs positives ajustées par une loi Gamma. L'analyse de la fiabilité sur l'échantillon opérationnel révèle une soustestimation des fréquences des précipitations nulles

ainsi qu'une surestimation des quantiles des distributions des valeurs positives. Cette surestimation dépend de la fréquence des valeurs nulles associées. Ces résultats ont conduit à réaliser la correction statistique des prévisions. Seule la partie du biais relative à la longueur temporelle insuffisante et à l'inhomogénéité des archives utilisées par les prévisions par analogie, a été corrigée. Le terme des précipitations nulle s'est révélé finalement fiable. Les distributions des valeurs positives prises comme un tout le sont aussi. Toutefois, en s'intéressant à ces distributions en fonction des fréquences des précipitations nulles, il en ressort que les distributions associées aux jours annoncés comme étant plutôt secs indiquent des cumuls trop élevés. Inversement, les distributions associées aux jours annoncés comme étant plutôt humides indiquent des cumuls trop faibles. La correction est réalisée par anamorphose des distributions *a priori*, en utilisant la méthode des moments pondérés pour déterminer les distributions *a posteriori*, elles aussi ajustées par une loi Gamma. Le gain en CRPS obtenu par cette correction statistique est peu marqué sur l'ensemble de l'échantillon. Il est d'autant plus prononcé que l'on s'intéresse à des précipitations élevées. Un biais est toujours présent mais celui-ci ne concerne que les quantiles inférieurs des distributions des précipitations positives associées aux jours annoncés comme étant secs. Les prévisions hydrologiques sont effectuées pour des jours annoncés comme étant plutôt humides. Le défaut de correction a une incidence minimale sur les distributions utilisées pour la prévision hydrologique où l'on s'intéresse en particulier à la partie supérieure des distributions.

# Désagrégation temporelle et cycle de prévision

Les prévisions de précipitations, élaborées et évaluées dans les chapitres précédents, sont fournies sur un pas de temps d'intégration  $\Delta t_M$  de 24 h et se caractérisent par leur propre cycle de rafraîchissement. Les contraintes de modélisation des bassins à crues rapides, présentées au paragraphe §2.3.3, imposent un pas de temps hydrologique  $\Delta t_H$  de 1 h. Ces prévisions météorologiques doivent donc être désagrégées en scénarios horaires avant d'être utilisées par le modèle hydrologique TOPSIMPL. Ce chapitre présentera d'abord l'approche employée pour désagréger temporellement l'information journalière (*cf.* §4.1) puis son utilisation dans une optique de prévision hydrologique opérationnelle (*cf.* §4.2) et enfin le cycle de fonctionnement journalier de la chaîne de prévision hydrologique (*cf.* §4.3 et §4.4).

## 4.1 Désagrégation temporelle fine au pas hydrologique horaire

De nombreuses approches existent pour désagréger l'information journalière en séries horaires (*cf.* §1.2.2.1). Toutefois, la grande majorité est développée en vue de générer de longues séries, en particulier pour évaluer l'impact local du changement climatique. Peu d'entre elles sont applicables à la prévision opérationnelle. En effet, il leur est difficile d'assimiler l'information contenue dans les précipitations déjà observées. Or, la prévision hydrologique doit être régulièrement réactualisée et donc tenir compte du passé immédiatement observé. La sélection du générateur horaire nous a conduit à choisir un modèle à renouvellement (Lardet 1992, Datin 1998).

### 4.1.1 Historique du générateur choisi

Disposant d'une prévision en cumul de 24h, il nous faut proposer des hyétogrammes horaires correspondants. La désagrégation temporelle est effectuée par un modèle stochastique de génération de pluie l'assimilant à un phénomène intermittent où des périodes sèches et humides se succèdent. Ce principe a été présenté par Croley *et al.* (1978) et repris par Tourasse (1981) qui a développé une version adaptée aux pluies ponctuelles. Il a été ensuite adapté à une pluie moyenne

spatiale par Lebel (1984). Lardet (1992) l'a repris afin de proposer des prévisions hydrologiques sur le bassin du Gardon d'Anduze. Par ailleurs, Datin (1998) l'a appliqué avec les mêmes objectifs sur l'Ardèche à Vogüé et ses sous-bassins. Le générateur propose des scénarios de pluie possibles au vu de l'analyse statistique des événements passés observés sur le bassin étudié. Dans le cas des bassins de l'Ardèche, du Gardon d'Anduze, ce sont les grands épisodes d'automne dits « cévenols », les plus intenses et les plus dommageables, que l'on a considérés.

## 4.1.2 Principe du générateur

### 4.1.2.1 Evènement, épisode et averse

Le processus de pluie considère un épisode comme étant composé d'une succession de pas de temps secs et de pas de temps pluvieux, au sein desquels, les intensités de précipitations horaires sont visiblement variables. Ceux-ci sont considérés comme un ensemble d'averses : une averse se définit par une phase d'intensité croissante puis décroissante, elle ne possède qu'un pic.

Un ensemble d'averses représente le passage successif de systèmes pluvieux au dessus du bassin. Si la durée de la période sèche située entre deux systèmes est longue, la seconde période pluvieuse peut être considérée comme indépendante de la première, les deux étant engendrées par des situations météorologiques successives mais différentes. Elle entame alors sur un nouvel épisode un nouveau cycle d'averses et de périodes sèches. Cette durée est bien entendu fonction de la surface et de la forme du bassin. Sur les bassins cévenols, elle est inférieure à 12 h. Un épisode est ainsi défini par une succession d'averses ponctuées de périodes sèches dont les durées n'excèdent pas la durée précédemment évoquée.

La notion d'évènement est liée aux données pluie-débit utilisée par le générateur. Il correspond à une succession particulière de phénomènes météorologiques qui a provoqué une crue. Ainsi, un évènement est composé d'un ou plusieurs épisodes pluvieux, contenant un certain nombre d'averses.

### 4.1.2.2 Description d'un épisode

Chaque averse n'ayant qu'un seul maximum d'intensité, un épisode peut être défini à l'aide de 6 paramètres :

- **NA** : Nombre d'averses constituant l'épisode.
- **DA** : Durée de l'averse
- **HPA** : Volume de l'averse
- **HPMX** : Intensité horaire maximale de l'averse
- **HEMA** : Position de ce maximum dans l'averse
- **ITEA** : Durée de la période sèche succédant à l'averse

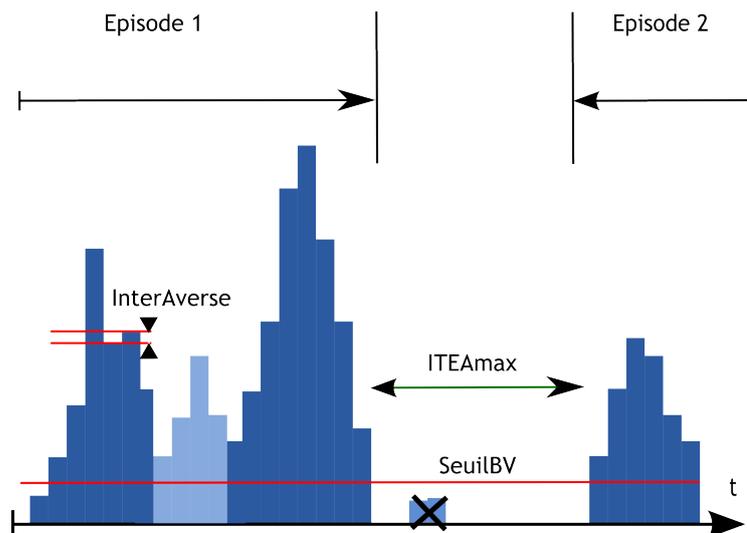


FIGURE 4.1 – Paramètres de bassin du générateur

Le paramètre  $ITEA$  peut être nul. Par convention, un minimum situé entre deux averses juxtaposées est affecté à la seconde averse. Nous disposons également de 3 paramètres de bassin. En effet, Lebel (1984) explique que la nature même du bassin et la spatialisation de la pluie ont une influence sur le comportement du générateur. Pour une même succession de deux masses nuageuses, la période sèche est d'autant plus courte que le bassin est grand et allongé. Pour une pluie ponctuelle, la période sèche utilisée pour séparer deux épisodes successifs est de 12 heures. Pour un bassins, la séparation entre deux épisodes est caractérisée par le paramètre  $ITEA_{max}$ .

L'utilisation de la pluie spatiale moyenne est justifiée par la bonne homogénéité des fortes pluies à cette échelle horaire, compte tenue de la taille des bassins versants et de leurs temps caractéristiques (Obled *et al.* 2009). Toutefois, elle comporte aussi des pluies de faibles intensités qui produisent un ruissellement faible et ont des effets négligeables à l'exutoire. Leur grand nombre risque de perturber l'analyse statistique de la structure des épisodes pluvieux. Ainsi, nous considérons toute pluie horaire inférieure à un seuil  $SeuilBV$  comme étant nulle.

La pluie n'étant pas parfaitement homogène ni statique, il existe un peu de bruit entre deux heures consécutives. Le troisième paramètre permet de lisser le hyétogramme en introduisant une tolérance entre ces deux heures. Si l'écart d'intensité pluvieuse entre deux heures est inférieur à  $InterAverse$ , ces deux pas de temps appartiennent à la même averse et l'averse continue, sinon une nouvelle averse est générée. La figure 4.1 illustre ces paramètres de bassins.

### 4.1.3 Optimisation du générateur

Le calage du générateur consiste à déterminer le meilleur triplet ( $SeuilBV$ ,  $Interaverse$ ,  $ITEA_{max}$ ) qui conditionne le découpage des épisodes et des averses, puis à ajuster chaque paramètre descriptif ( $NA$ ,  $DA$ ,  $HPA$ ,  $HPMX$ ,  $HEMA$ ,  $ITEA$ ). L'optimisation est illustrée

	Ajustements des paramètres
Loi Normale	$\alpha = m$ $\beta = s$
Loi Gamma	$\lambda = \frac{m^2}{s^2}$ $\rho = \frac{s^2}{m}$
Loi Weibull	$m = \beta \Gamma \left( 1 + \frac{1}{\alpha} \right)$ $s^2 = \beta^2 \Gamma \left( 1 + \frac{2}{\alpha} \right) - m^2$
Loi Simple Exponentielle	$\rho = m = s$

TABLEAU 4.1 – Ajustements par la méthode des moments des lois statistiques employées

avec l'exemple du gardon d'Anduze. Les calages sur les bassins de l'Ardèche à Vogüé et de la Loire à Chadrac sont récapitulés dans le tableau 4.2 page 119.

### Présentations des lois statistiques

Lors de l'optimisation du générateur stochastique, plusieurs lois statistiques sont utilisées pour ajuster au mieux les paramètres d'averses : la loi Normale, la loi Log Normale, la loi Gamma, la loi Simple Exponentielle et la loi Weibull<sup>1</sup>. Celles-ci sont ajustées selon la méthode des moments. Le tableau 4.1 récapitule les équations donnant les paramètres en fonction de la moyenne estimée de l'échantillon et son écart-type, respectivement notés  $m$  et  $s$ .

### Calage des paramètres de bassin

Lors de cette phase, nous effectuons d'abord une analyse de la répartition des effectifs du nombre d'averses par épisode NA à partir de 24 évènements connus (*cf.* §2.3.1) pour l'ensemble des combinaisons suivantes :

- **SeuilBV** : de 0.05 à 1.0 mm/h avec un pas de 0.05 mm/h
- **InterAverse** : 1.1, 1.2 et 1.3, soit une tolérance de 10, 20 et 30%.
- **ITEAmax** : 8, 10 et 12h.

A partir de ces 180 jeux de paramètres, nous étudions les histogrammes des effectifs des épisodes par nombre d'averses. Il faut que cet histogramme soit globalement décroissant et lisse (*cf.* figure 4.2). Nous obtenons **SeuilBV** = 0.85 mm/h, **InterAverse** = 1.30 et **ITEAmax** = 10 h.

1. Les lois sont présentées dans l'annexe C.1.1

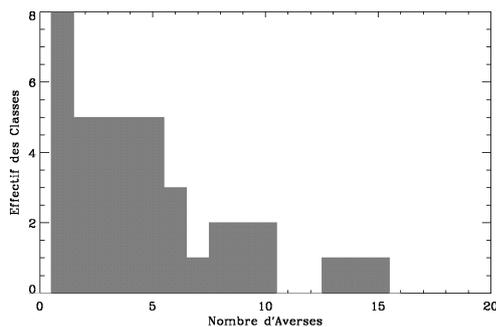


FIGURE 4.2 – Calage des paramètres de bassin

### Calage des paramètres d'averses

Maintenant que les 3 paramètres de bassin sont calés, les évènements sont définitivement découpés en épisodes et en averses. On réalise alors les ajustements statistiques des différents paramètres descriptifs. Lors de cette étape, on dispose pour chaque variable, des ajustements avec les lois statistiques citées en annexe C et éventuellement des corrélations avec une/plusieurs variable(s).

#### Nombre d'averses au sein d'un épisode, NA

Une loi Weibull à 2 paramètres  $\alpha = 1.32$  et  $\beta = 5.27$  est retenue pour ajuster NA (*cf.* figure 4.3).

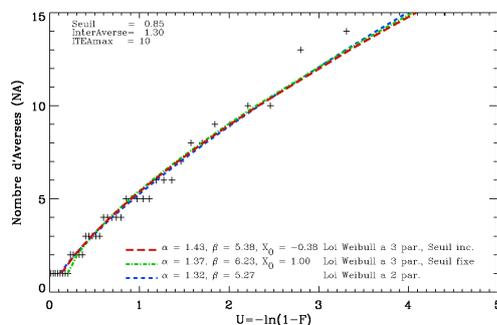


FIGURE 4.3 – Ajustement du nombre d'averses par épisode NA

#### Durée d'averse, DA

La distribution de DA présente une double courbure qui rend difficile l'ajustement, visible sur la figure 4.4(a). Afin de limiter la courbure sur les valeurs rares, nous travaillons sur la racine carrée de cette variable. L'ajustement choisi correspond à la loi Weibull à 3 paramètres avec seuil ajusté. Les paramètres optimisés de cette loi sont  $\alpha = 2.22$ ,  $\beta = 2.15$  et  $x_0 = 0.67$  (*cf.* figure 4.4(b)).

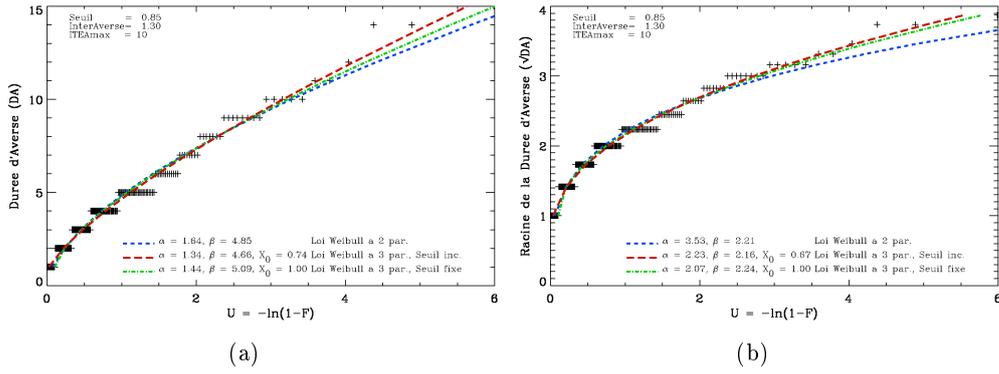


FIGURE 4.4 – Ajustement de la durée d’averse DA : (a) sur DA et (b) sur  $\sqrt{DA}$

Intensité maximale, HPMX (pic horaire de l’averse)

Cette variable dépend de la durée d’averse DA et du volume d’averse HPA. Pour éliminer la seconde dépendance, nous définissons la variable **RPA** comme le rapport entre le maximum horaire de l’averse et le volume de l’averse  $RPA = \frac{HPMX}{HPA}$ . RPA dépend de DA mais la corrélation n’est pas satisfaisante ( $R^2 = 0.62$ ) pour introduire une relation linéaire entre RPA et DA. La corrélation entre les logarithmes est meilleure (0.88) et s’écrit  $\ln(RPA) = -0.79 \cdot \ln(DA) + 0.0426$ . Nous étudions alors la corrélation entre RPA et  $DA^{-POW}$ , avec  $POW = 0.79$ . Nous obtenons  $R^2 = 0.93$ . Nous définissons ainsi une nouvelle variable **RPON** (rapport « pondéré »), presque décorrélée de DA :  $RPON = RPA \cdot DA^{POW}$  avec  $POW = 0.79$ .

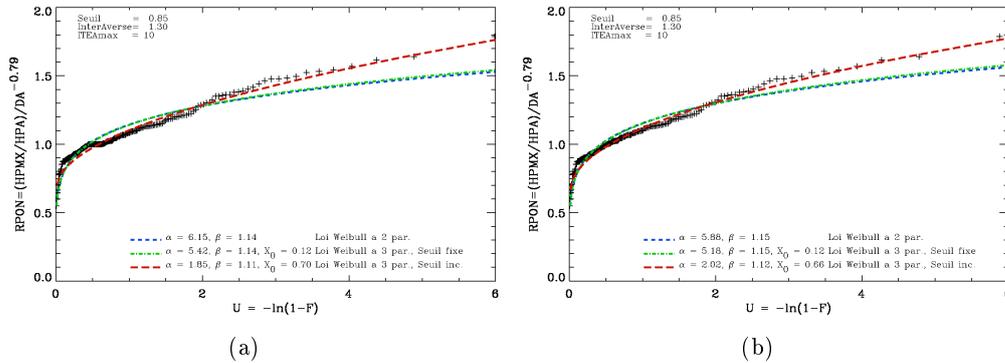


FIGURE 4.5 – Ajustement de l’intensité maximale HPMX (a) avec et (b) sans palier

Un palier existe pour les cas particuliers des averses d’une heure, comme illustré par la figure 4.5(a). Il pose un problème pour l’ajustement de RPON. Nous avons alors distingué le cas où DA vaut 1h, RPON valant 1 (HPA=HPMX) dans ce cas, des autres valeurs de DA où nous avons ajusté l’échantillon avec une loi Weibull à 3 paramètres avec seuil ajusté ( $\alpha = 2.02, \beta = 1.12$  et  $x_0 = 0.66$ , cf. figure 4.5(b)). Ainsi, connaissant DA et HPA, on tire RPON et on obtient HPMX via la relation :

$$HPMX = RPON \cdot DA^{-POW} \cdot HPA$$

### Volume total de l'averse, HPA

Cette variable dépend aussi de la durée d'averse DA. Les corrélations restent trop faible pour répéter la démarche utilisée pour le maximum HPMX. Nous avons repris la démarche utilisée par Valet (2003). Pour différentes durées d'averse, nous évaluons la corrélation entre les paramètres de la loi d'ajustement (Weibull à 3 paramètres avec un seuil fixe, valant  $DA \cdot SeuilBV$ ) et DA. Nous obtenons des coefficients de détermination satisfaisants ( $R^2 = 0.72$  pour  $\alpha$  et 0.89 pour  $\beta$ , cf. figures 4.6(a) et 4.6(b)). Cependant, cette démarche n'est pas satisfaisante pour DA valant 1 h. La régression donne ainsi des valeurs négatives pour une averse d'une heure. Pour cette valeur de DA, nous donnons directement les paramètres de la loi d'ajustement. Pour des durées d'averse supérieures, nous utilisons la régression linéaire avec DA :  $\alpha = 0.20 \cdot DA + 0.43$  et  $\beta = 9.47 \cdot DA - 15.53$  pour obtenir les paramètres de la loi de Weibull adaptée à la durée DA préalablement retenue.

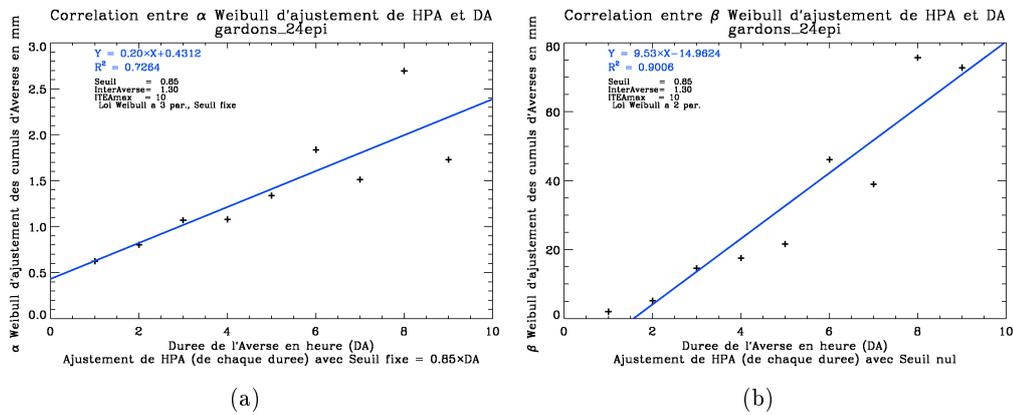


FIGURE 4.6 – Ajustement du volume d'averse HPA : corrélation des paramètres (a)  $\alpha$  et (b)  $\beta$  de la loi Weibull

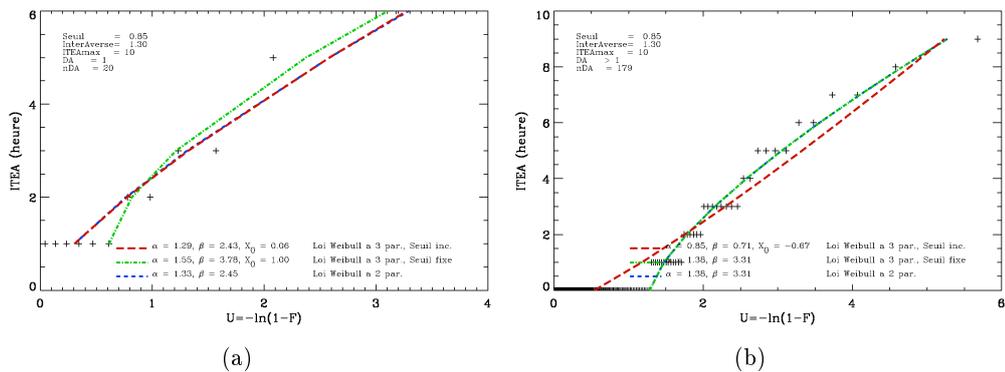


FIGURE 4.7 – Ajustement de l'intervalle sec ITEA

Durée de la période sèche, ITEA (intervalle sec entre averse)

Lors de l'étude de cette variable, nous distinguons le cas  $DA = 1$  h des autres durées d'averse (cf. figures 4.7(a) et 4.7(b)). En effet, par convention, une averse d'une heure est suivie d'une période sèche non nulle. Pour le premier cas, nous ajustons ITEA par une loi Weibull à 3 paramètres ( $\alpha = 1.29$ ,  $\beta = 2.43$  et  $x_0 = 0.06$ ). Pour des averse de plus d'une heure, nous ajustons ITEA par une loi Weibull à 2 paramètres  $\alpha = 1.38$ ,  $\beta = 3.31$ , la fréquence des valeurs nulles  $F[0]$  valant 0.72.

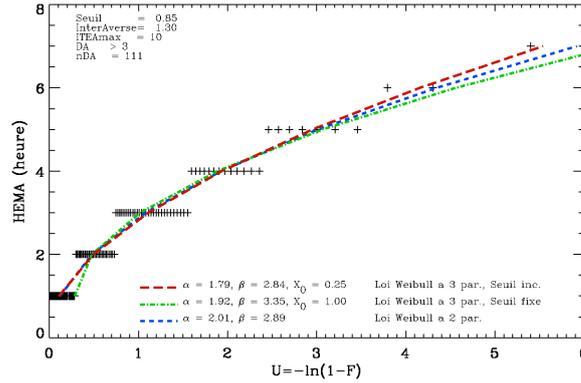


FIGURE 4.8 – Ajustement de la position du maximum HEMA

Position du maximum au sein de l'averse, HEMA

Cette variable dépend de DA et de ITEA, via la convention prise sur la définition des averse.

- Si DA vaut 1 alors HEMA vaut également 1
- Si DA vaut 2, HEMA peut valoir 1 ou 2 selon ITEA :
  - Si ITEA est nulle, HEMA vaut 2,
  - Si ITEA est non nulle, HEMA peut valoir 1 ou 2
- De même, si DA vaut 3, HEMA peut valoir 1 ou 2 (ITEA nulle) et 1 à 3 (ITEA non nulle).

Au final, si DA est inférieure à 3 h, l'affectation d'HEMA est obtenue à partir des fréquences empiriques :

$$F_{1,2,p} = F(\text{HEMA}=1 \mid \text{DA}=2, \text{ITEA} \neq 0) = 0.67$$

$$F_{1,3,n} = F(\text{HEMA}=1 \mid \text{DA}=3, \text{ITEA} = 0) = 0.41$$

$$F_{1,3,p} = F(\text{HEMA}=1 \mid \text{DA}=3, \text{ITEA} \neq 0) = 0.32$$

$$F_{2,3,p} = F(\text{HEMA}=2 \mid \text{DA}=3, \text{ITEA} \neq 0) = 0.95$$

Si DA est supérieure ou égale à 4 h, le paramètre HEMA suit une loi Weibull à 3 paramètres avec seuil ajusté ( $\alpha = 1.79$ ,  $\beta = 2.84$  et  $x_0 = 0.25$ ), illustré par la figure 4.8.

Paramètre du générateur	Ajustement Statistique	Ardèche à Vogüé	Gardon à Anduze	Loire à Chadrac
SeuilBV [mm/h]		0.95	0.85	0.95
InterAverse		1.20	1.30	1.30
ITEAmax [h]		10	10	12
NA	Weibull 2 $\alpha$ $\beta$	1.22 6.24	1.32 5.27	1.62 3.54
DA [h] ( $\sqrt{DA}$ )	Weibull 3 $\alpha$ $\beta$ $x_0$	1.70 1.92 0.85	2.22 2.15 0.67	1.85 2.24 0.75
HPMX [mm/h] (DA=1 : RPON=1) (DA>1 : RPON)	POW Weibull 3 $\alpha$ $\beta$ $x_0$	0.72 1.69 1.04 0.69	0.79 2.02 1.12 0.66	0.77 1.56 1.07 0.69
HPA [h]	Weibull 3 $\alpha$ $\beta$ $x_0$	$0.15 \cdot DA + 0.66$ $5.53 \cdot DA - 5.34$ $SeuilBV \cdot DA$	$0.20 \cdot DA + 0.43$ $9.47 \cdot DA - 15.53$ $SeuilBV \cdot DA$	$0.25 \cdot DA + 0.34$ $4.81 \cdot DA - 6.30$ $SeuilBV \cdot DA$
ITEA [h] DA=1	Weibull 3 $\alpha$ $\beta$ $x_0$	1.35 3.17 0.17	1.29 2.43 0.06	1.43 4.81 -0.40
DA>1	Weibull 2 $\alpha$ $\beta$ $F(0)$	1.41 3.51 0.75	1.38 3.31 0.72	1.23 3.85 0.60
HEMA DA=2	$F_{1,2,p}$	0.74	0.67	0.56
DA=3	$F_{1,3,n}$	0.45	0.41	0.58
	$F_{1,3,p}$	0.29	0.32	0.32
	$F_{2,3,n}$	0.82	0.95	0.82
DA>3	Weibull 3 $\alpha$ $\beta$ $x_0$	1.72 2.99 0.31	1.79 2.84 0.25	2.05 3.25 0.03

TABLEAU 4.2 – Récapitulatif des calages du générateur sur l’Ardèche à Vogüé, le Gardon à Anduze et la Loire à Chadrac. Pour DA et HPMX, les variables ajustées sont indiquées entre parenthèses.

#### 4.1.4 Validation par génération marginale

Il s'agit ici de générer des scénarios pluvieux avec comme unique contrainte de respecter la structure statistique des épisodes passés observés. Aucune contrainte supplémentaire sur la répartition horaire ou sur le volume attendu n'est utilisée.

##### Procédure de construction d'un scénario

L'ensemble des lois statistiques des paramètres descriptifs du générateur horaire étant calibrées, il reste désormais à construire des scénarios de précipitations horaires. La génération suit le principe suivant : un nombre est tiré aléatoirement entre 0 et 1, donnant la probabilité au non dépassement du paramètre. Sa valeur est déterminée en inversant la loi statistique ajustée ou la fonction de répartition empirique selon le paramètre. Les paramètres sont obtenus dans l'ordre suivant :

1. Tirage du nombre d'averses par épisode **NA**. Et puis, pour chaque averse :
2. Tirage de la durée de l'averse **DA**
3. Tirage de la durée de la période sèche suivant l'averse **ITEA**, en fonction de DA
4. Tirage du volume **HPA**, les paramètres des ajustements dépendant de DA
5. Tirage de l'intensité maximale **HPMX** via RPON, variable intermédiaire dépendant de HPA et de DA
6. Tirage de la position du maximum **HEMA**, en fonction de DA et de ITEA
7. Une fois la structure de l'averse connue, il reste à répartir le volume de part et d'autre du maximum. Nous utilisons la méthode Lardet (1992) qui répartit ce volume au prorata du nombre d'heures avant et après le pic, de façon triangulaire, une forme proche des averses observées.

La démarche est illustrée par les figures 4.9.

##### Vérification sur des variables externes

La qualité du calage du générateur de pluie sur notre bassin d'étude peut être appréciée à partir de la génération marginale (1000 scénarios). Naturellement, des variables qui n'ont pas été générées directement, comme la durée des épisodes et leur cumul de pluie, sont également considérées lors de cette étape. La durée des épisodes est très bien reproduite (*cf.* figure 4.10(a)). Les distributions empiriques observées et calculées sur les 1000 scénarios générés coïncident bien.

En revanche, le cumul de précipitations au sein de ces épisodes est globalement surestimé (*cf.* figure 4.10(b)), que ce soit sur les faibles ou les fortes valeurs. Pour comprendre cette sur-estimation générale des cumuls, la génération des variables descriptives est analysée. La variable NA (nombre d'averses) est reproduite quasi parfaitement. Pour la durée d'averse DA, le générateur fabrique trop d'averses de 2 heures. Le cumul des averses HPA est également surestimé par notre générateur. Les volumes générés sont trop élevés. La même tendance sur l'intensité

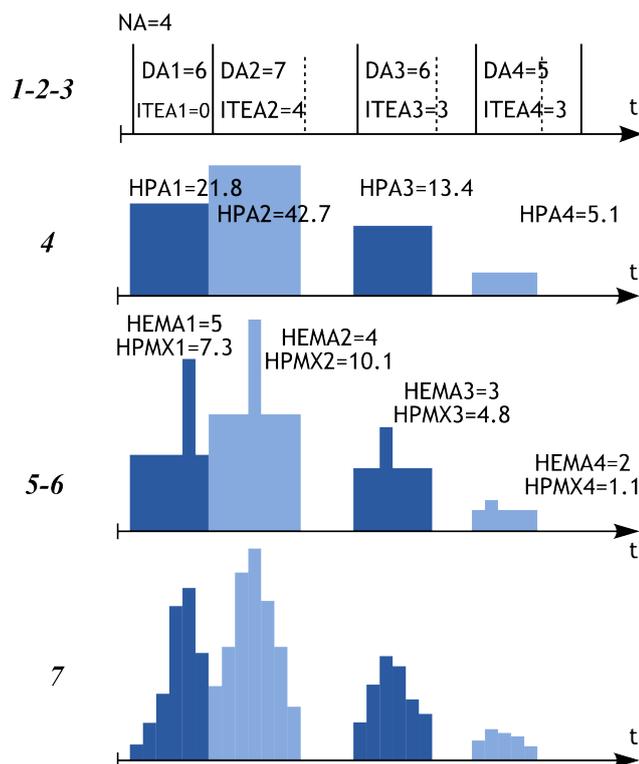


FIGURE 4.9 – Génération d'un scénario de précipitations horaires

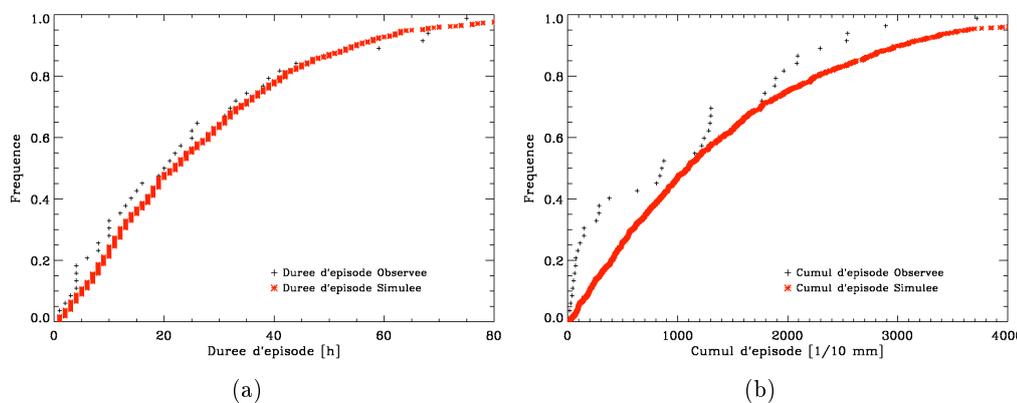


FIGURE 4.10 – Comparaison des variables externes observées et générées, (a) la durée et (b) le cumul des épisodes

pluvieuse maximale HPMX est constatée. La reproduction de HEMA (position du maximum dans l'averse) est correcte et celle de la durée de la période sèche ITEA présente une légère surestimation. Ces résultats proviennent surtout du biais sur le tirage de DA. En effet, ce paramètre influence les tirages des autres variables. L'écart entre les distributions des valeurs de DA observées et simulées peut s'expliquer par la démarche suivie lors du tirage aléatoire. L'inversion de la loi Weibull donne la valeur de  $\sqrt{DA}$  puis de DA, prise comme étant l'entier le plus proche de  $(\sqrt{DA})^2$ . L'ajustement de HPA est obtenu par la détermination des paramètres de la loi de Weibull  $\alpha$  et  $\beta$ . La valeur et l'obtention de ces termes dépendent de la valeur de DA. Le faible

impact sur ITEA vient de la différenciation entre les cas où DA vaut 1 ou non, sachant que la fréquence de DA valant 1 est très bien reproduite.

Le biais concerne principalement les averses très courtes qui ont un impacte moindre du point de vue hydrologique que les averses plus longues avec des intensités comparables. Finalement, malgré ces imperfections, le générateur est jugé apte à proposer des scénarios horaires de précipitations respectant de façon satisfaisante la structure climatologique des épisodes historiques disponibles.

## 4.2 Utilisation du générateur en mode prévision

Malgré la validation relativement imparfaite, en particulier sur les cumuls générés, le générateur est considéré comme apte à générer correctement des scénarios de précipitations. L'objectif étant de l'utiliser en prévision en temps réel, les scénarios doivent, en plus, être conditionnés selon les précipitations récemment observées sur le bassin et selon les précipitations attendues, respectivement fournies par le réseau d'observations et par les prévisions météorologiques probabilistes cumulées sur un pas de temps  $\Delta t_M$ .

### 4.2.1 Conditionnement par le passé

Les scénarios que nous allons utiliser doivent d'abord s'inscrire dans la continuité d'un événement en cours. Si au temps  $t$ , nous sommes au milieu d'une averse, il faudra savoir le reconnaître, décider si elle a franchi ou non son maximum, et proposer différents prolongements possibles pour cette averse, puis pour le reste de l'épisode. Le générateur sera alors **conditionné par le passé**. Afin de tenir compte de l'épisode en cours, il doit spécifier ses caractéristiques ainsi que celles des averses qui le composent, en particulier la dernière qui peut être poursuivie ou arrêtée. Il détermine donc le nombre d'averses déjà apparues. Puis il examine le passé immédiat pour savoir si une averse est en cours. Dans ce cas, le générateur doit la caractériser : durée, cumul, phase de montée ou de descente, valeur du pic de précipitations s'il a déjà été atteint. La procédure de tirage, présentée au paragraphe §4.1.4 est donc légèrement modifiée (Datin 1998) :

- Le nombre d'averses de l'épisode en cours doit évidemment être supérieur ou égal au nombre d'averses déjà observées au sein de l'épisode.
- La durée, le volume de l'averse à compléter sont tirés à partir des lois statistiques précédemment définies. Les valeurs obtenues doivent être supérieures ou égales à la durée et au volume de l'averse en cours. En fonction de ce tirage et de la forme de l'averse en cours (pic déjà observé ou à générer), l'intensité maximale et sa position sont ensuite déterminées. Enfin, l'intervalle sec séparant cette averse de la suivante est spécifié.
- Les averses suivantes éventuelles, elles, sont caractérisées selon la procédure de génération marginale, c'est-à-dire sans contrainte.

### 4.2.2 Conditionnement par le futur

Le conditionnement par le passé est insuffisant pour émettre des prévisions hydrologiques assimilant l'ensemble des informations disponibles. Disposant de prévisions de formes diverses (cf. §2.2), le générateur doit être capable d'intégrer toutes sortes de prévisions :

- les prévisions immédiates par radar. Les prévisions déterministes par radar sont fournies sur des échéances courtes, de 1 à 3 h. Etant entachées d'incertitudes qui augmentent avec l'échéance, des facteurs correctifs définissant pour chaque heure l'enveloppe des volumes attendus sont introduits. Le générateur doit alors les prendre en compte sur les premières heures suivant l'instant de prévision.
- les prévisions par fourchette (BP)<sup>1</sup>,
- les prévisions probabilistes (EPS, ANALOG),
- des informations qualitatives sur le passage du système pluvieux (début, intermittence, arrêt)

Nous allons plus particulièrement nous attarder sur les prévisions quantitatives et probabilistes de précipitations, ce qui introduit les cinq contraintes suivantes :

1. Celles-ci sont fournies sous la forme de distributions statistiques
2. du cumul attendu sur un pas de temps important  $\Delta t_M$  (24 h),
3. défini sur une fenêtre temporelle fixe : 6 hTU - 6 hTU,
4. et les prévisions hydrologiques doivent être réalisées avec une échéance supérieure à 12 h (temps de concentration moyen des bassins), idéalement 24 h ou plus,
5. et doivent être réactualisées toutes les heures.

Satisfaire ces contraintes requiert donc la génération d'un grand nombre de scénarios dont les cumuls entre le jour J à 6 hTU et le jour J+1 à 6 hTU respectent la distribution prévue et prescrite, alors qu'une partie des scénarios (par exemple 6 - 13 hTU) est déjà connue et fixée car observée. Par ailleurs, au-delà de 18 hTU, la prévision entre le jour J à 6 hTU et le jour J+1 à 6 hTU ne laisse plus qu'une échéance inférieure à 12 h sur la journée J. Il va donc falloir utiliser la prévision de J+1, soit le cumul entre le jour J+1 à 6 hTU et le jour J+2 à 6 hTU. La procédure de **conditionnement par le futur** est donc la suivante :

- Un scénario est généré, conditionné par le passé.
- Les volumes générés sur les échéances propres à chaque source météorologique ( $\Delta t_M$ ) sont vérifiés. S'il respecte l'ensemble des informations connues sur les cumuls futurs, ce scénario est conservé, sinon il est refusé.
- Enfin, les informations qualitatives sont évaluées, ajoutant un second niveau d'acceptation/rejet des scénarios.
- 1000 scénarios sont générés selon ce principe, ce nombre ayant été vérifié comme optimal pour obtenir des prévisions hydrologiques robustes, *i.e.* qui ne changent pas significativement d'un jeu de 1000 scénarios à un autre, tout en respectant les contraintes opérationnelles, en particulier en temps d'émission de ces prévisions.

---

1. le principe d'utilisation de ces prévisions est détaillés en annexe C.2.1

### 4.2.3 Utilisation des prévisions probabilistes

Les prévisions probabilistes des précipitations journalières provenant du CEPMMT (EPS) et du LTHE (ANALOG) sont également ajustées par des lois Gamma. La procédure pour générer les 1000 scénarios horaires respectant cette information probabiliste est alors la suivante :

- la loi de distribution est transformée en densité de probabilité, en définissant un pas de précipitations caractérisant les bornes des classes discrètes représentant cette densité de probabilité (*cf.* figures 4.11(a) et 4.11(b)),
- connaissant le nombre total de scénarios à générer (ici 1000), les probabilités de chaque classe précédemment définie sont converties en nombre de scénarios à produire pour cette classe, (*cf.* figure 4.11(c)),
- un scénario, généré selon le principe énoncé plus haut, *i.e.* conditionné par le passé, est retenu s'il complète la distribution, *i.e.* s'il se trouve dans une classe qui n'est pas encore pleine (*cf.* figure 4.12).

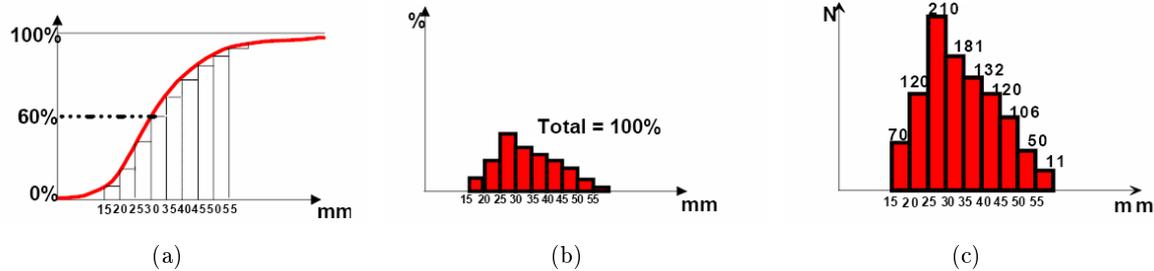


FIGURE 4.11 – Transformation de (a) la loi de distribution des prévisions probabilistes en (b) densité de probabilité définissant (c) les effectifs de chaque classe de précipitations

Au final, nous disposons d'un générateur stochastique de scénarios horaires de précipitations respectant la structure climatologique des événements, les précipitations déjà observées et les prévisions quantitatives et probabilistes de précipitations ainsi que toute information qualitative renseignant sur la chronologie de l'évènement en cours ou à venir. Toutefois, l'utilisation des prévisions journalières implique une échéance de prévision inférieure à 12 h le jour J à 18 hTU. Il est donc nécessaire d'utiliser également la prévision pour le lendemain, à savoir la prévision entre le jour J+1 à 6 hTU et le jour J+2 à 6 hTU. L'intégration de cette seconde information probabiliste nous conduit à combiner les deux lois de probabilité pour déterminer la distribution donnant les cumuls prévus sur 45 h, *i.e.* entre le jour J à 6 hTU et le jour J+2 à 6 hTU.

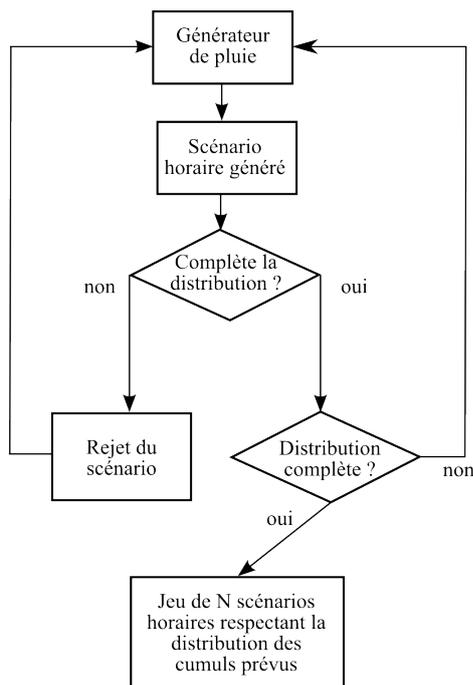


FIGURE 4.12 – Principe de sélection des scénarios dans le cas de prévision probabiliste (adapté de Moulin (2007))

### 4.3 Combinaison de deux lois Gamma

Nous avons choisi de représenter les prévisions probabilistes par des lois Gamma. Le cycle journalier, brièvement présenté au paragraphe §2.4.2 et plus en détails dans le paragraphe suivant (*cf.* 4.4), implique la prise en compte de l'information sur  $J$  et  $J+1$  à partir de 18 hTU, afin d'avoir une échéance supérieure à 12 h. Cette addition d'informations requiert la fusion des lois Gamma associées. Cette section présentera comment deux lois Gamma à un paramètre (*cf.* §4.3.1) puis à deux paramètres (*cf.* §4.3.2) sont combinées<sup>1</sup>. Ces combinaisons reposent sur l'hypothèse d'indépendance des deux distributions utilisées, justifiée par la très faible corrélation des précipitations de deux jours consécutifs.

#### 4.3.1 Application à la loi Gamma à un paramètre

Soient  $f_{X+}$  et  $f_{Y+}$ , les densités de probabilité des précipitations prévues respectivement pour les jours  $J$  et  $J+1$ . Elles s'écrivent sous la forme :

$$f_{X+}(x, \lambda_X) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X)} \cdot e^{-x} \cdot x^{\lambda_X-1} \quad (4.1)$$

$$f_{Y+}(y, \lambda_Y) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_Y)} \cdot e^{-y} \cdot y^{\lambda_Y-1} \quad (4.2)$$

1. Les rappels mathématiques et statistiques nécessaires sont détaillés dans l'annexe C.1.2

Maintenant, on s'intéresse à la variable somme  $Z = X + Y$ , celle-ci étant le cumul des précipitations sur 48h (jours J et J+1). En utilisant la formule C.8, la densité de probabilité de la variable somme  $Z$  vaut :

$$f_{Z+}(z) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X)} \cdot \frac{1}{\Gamma(\lambda_Y)} \cdot \int_0^z e^{-x} \cdot x^{\lambda_X-1} \cdot e^{-(z-x)} \cdot (z-x)^{\lambda_Y-1} dx \quad (4.3)$$

En faisant le changement de variable suivant :

$$X = Z \cdot (1 - k)$$

$$Y = Z \cdot k$$

$$k \in [0, 1]$$

on obtient :

$$\begin{aligned} f_{Z+}(z) &= \frac{1}{\Gamma(\lambda_X)} \cdot \frac{1}{\Gamma(\lambda_Y)} \cdot \int_1^0 e^{-z(1-k)} \cdot (z(1-k))^{\lambda_X-1} \cdot e^{-zk} \cdot (zk)^{\lambda_Y-1} (-z) dz \\ &= \frac{-1}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y)} \cdot e^{-z} \cdot z^{\lambda_X-1+\lambda_Y-1+1} \cdot \int_1^0 (1-k)^{\lambda_X-1} \cdot k^{\lambda_Y-1} \cdot dk \\ &= \frac{e^{-z}}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y)} \cdot z^{\lambda_X+\lambda_Y-1} \cdot \int_0^1 (1-k)^{\lambda_X-1} \cdot k^{\lambda_Y-1} \cdot dk \end{aligned} \quad (4.4)$$

La fonction de répartition de cette variable  $Z$  s'écrit alors sous la forme :

$$\begin{aligned} F_{Z+}(z) &= \int_0^z f_{Z+}(t) \cdot dt \\ &= \int_0^z \int_0^1 \frac{e^{-t}}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y)} \cdot t^{\lambda_X+\lambda_Y-1} (1-k)^{\lambda_X-1} \cdot k^{\lambda_Y-1} \cdot dt \cdot dk \\ &= \frac{1}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y)} \cdot \int_0^1 (1-k)^{\lambda_X-1} \cdot k^{\lambda_Y-1} \cdot dk \int_0^z e^{-t} \cdot t^{\lambda_X+\lambda_Y-1} dt \end{aligned} \quad (4.5)$$

Or, d'après les définitions d'une fonction de répartition et de la fonction Gamma, on sait que :

$$F_{Z+}(\infty) = 1 \quad (4.6)$$

$$\Gamma(\lambda_X + \lambda_Y) = \int_0^{\infty} e^{-t} \cdot t^{\lambda_X + \lambda_Y - 1} dt \quad (4.7)$$

ce qui implique que :

$$\int_0^1 (1-k)^{\lambda_X - 1} \cdot k^{\lambda_Y - 1} \cdot dk = \frac{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y)}{\Gamma(\lambda_X + \lambda_Y)} \quad (4.8)$$

Et, en utilisant l'expression de la fonction mathématique Bêta (cf. C.9), la fonction de répartition de Z s'exprime sous la forme :

$$F_{Z+}(z, \lambda_X + \lambda_Y) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X + \lambda_Y)} \cdot \int_0^z e^{-t} \cdot t^{\lambda_X + \lambda_Y - 1} \cdot dt \quad (4.9)$$

Finalement, en revenant à la densité de probabilité, on obtient :

$$f_{Z+}(z) = f_{Z+}(z, \lambda_Z = \lambda_X + \lambda_Y) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X + \lambda_Y)} \cdot e^{-z} \cdot z^{\lambda_X + \lambda_Y - 1} \quad (4.10)$$

En conclusion, la somme de deux variables aléatoires suivant chacune une loi Gamma à un paramètre, respectivement  $\lambda_X$  et  $\lambda_Y$ , est une variable aléatoire qui suit une loi Gamma à un paramètre  $\lambda_Z = \lambda_X + \lambda_Y$ .

### 4.3.2 Application à la loi Gamma à deux paramètres

Cette fois-ci, les lois Gamma des variables X et Y ont deux paramètres, leurs densités de probabilité pour les valeurs strictement positives s'écrivent :

$$f_{X+}(x, \lambda_X, \rho_X) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X)} \cdot e^{-x/\rho_X} \cdot \left(\frac{x}{\rho_X}\right)^{\lambda_X - 1} \cdot \frac{1}{\rho_X} \quad (4.11)$$

$$f_{Y+}(y, \lambda_Y, \rho_Y) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_Y)} \cdot e^{-y/\rho_Y} \cdot \left(\frac{y}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y - 1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \quad (4.12)$$

En réitérant la démarche suivie dans le paragraphe précédent<sup>1</sup>, la densité de probabilité de la variable somme  $Z$  s'exprime sous la forme :

$$f_{Z+}(z) = \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y} \cdot \left[ f_+(z, \lambda_Z, \rho_X) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot f_+(z, \lambda_Z + i, \rho_X) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j) \right) \right] \quad (4.13)$$

et la formule de la fonction de répartition de la variable  $Z = X + Y$  s'exprime sous la forme :

$$F_{Z+}(z) = \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y} \cdot \left[ F_+(z, \lambda_Z, \rho_X) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot F_+(z, \lambda_Z + i, \rho_X) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j) \right) \right] \quad (4.14)$$

Finalement, la densité de probabilité de la variable  $Z$ ,  $f_{Z+}(z)$ , est une combinaison de lois Gamma  $f_+$  de paramètre de forme  $\lambda_Z + i$ , avec  $i \in \mathbb{N}$  et de paramètre d'échelle  $\rho_X$ , avec un rapport d'échelle  $\left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y}$ . En pratique, la somme sur  $i$  est coupée lorsque l'itération  $i + 1$  est négligeable devant la somme entre 0 et  $i$ . Elle s'arrête ainsi généralement pour  $i = 100$ .

## 4.4 Cycle journalier de prévision hydrologique : rafraîchissement et mise-à-jour

Les prévisions météorologiques retenues sont fournies tous les matins, à 6 hTU, et déclenchent le rafraîchissement journalier. Elles proposent une distribution statistique des cumuls pour le premier pas de temps  $\Delta t_M$  de 24 h donc pour le jour  $J$ , puis une distribution pour  $J+1$ , etc... À chaque heure, le prévisionniste hydrologue dispose également des dernières observations de précipitations et en particulier du cumul tombé sur le bassin durant l'heure précédente, définissant la mise-à-jour horaire. La chaîne de prévision hydrométéorologique et son générateur horaire, respectivement présentés aux paragraphes §2.4 et §4.1, doivent donc impérativement être compatibles avec la gestion du rafraîchissement journaliers et des mises-à-jour horaires, illustrée par la figure 4.13 et décrite ci-après.

### 4.4.1 A 6 hTU : réception des nouvelles prévisions

À 6 hTU, le prévisionniste reçoit les nouvelles prévisions. Il dispose ainsi des distributions des cumuls journaliers pour les jours  $J$  soit [6hTU ; 30 hTU] et  $J+1$  soit [30 hTU ; 54 hTU]. Les prévisions hydrologiques ayant une échéance souhaitée de 24 h, les scénarios générés doivent

1. la démonstration complète est détaillée dans l'annexe C.1.3

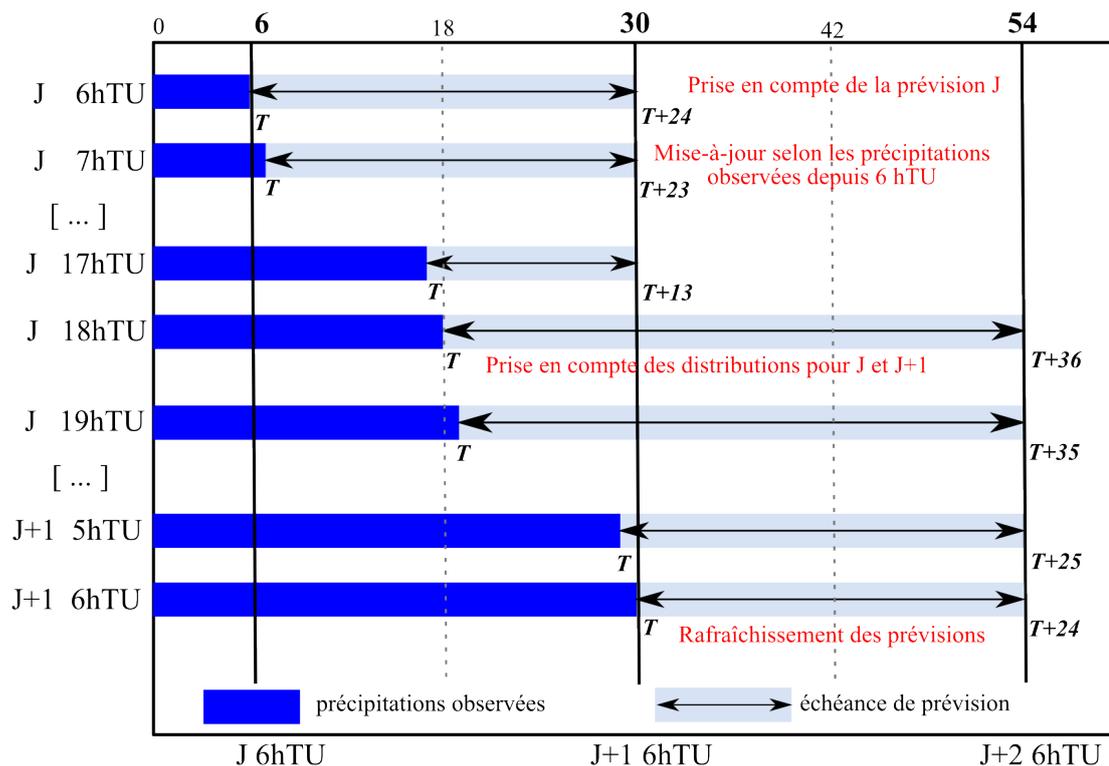


FIGURE 4.13 – Cycle journalier de la chaîne de prévision hydrologique

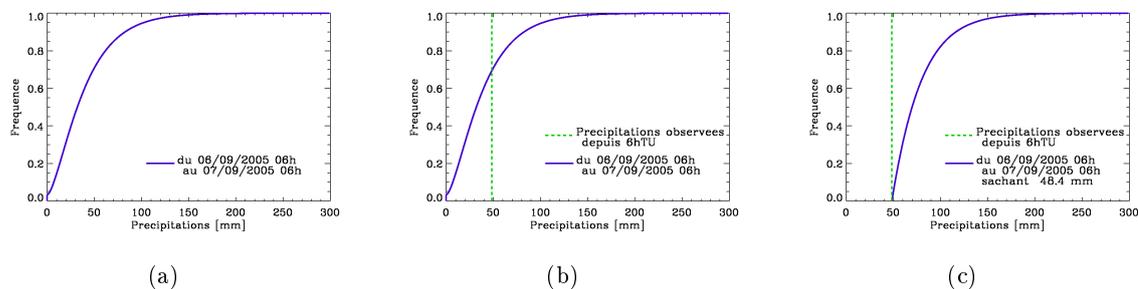


FIGURE 4.14 – Cycle de mise-à-jour des distributions, de 6 à 17 hTU : (a) prévision émise le 06/09/2005 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze, (b) idem avec le cumul observé entre 6 et 12 hTU et (c) la prévision mise-à-jour à 12 hTU

d'abord respecter la distribution journalière de J notée  $F_J$  (cf. 4.14(a)).

$$F_J(x) = F_J(0) + [1 - F_J(0)] \cdot F_{J,+}(x, \lambda, \rho) \quad (4.15)$$

avec

$$F_{J,+}(x, \lambda, \rho) = \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \cdot \int_0^x e^{-t/\rho} \cdot \left(\frac{t}{\rho}\right)^{\lambda-1} \cdot dt$$

#### 4.4.2 Entre 7 hTU et 17 hTU : mise-à-jour de la distribution journalière

Une heure plus tard, le prévisionniste dispose du cumul observé depuis 6 hTU,  $P_{6h-7h}$ . La distribution à respecter sur les 24 heures soit [6hTU ; 30hTU], doit alors tenir compte de cet ajout d'information. Les scénarios générés doivent donc se conformer à la distribution  $G_J$  conditionnée au cumul  $P_{6h-7h}$ , obtenue en ne conservant que la partie de la distribution supérieure ou égale à  $P_{6h-7h}$ .

$$G_J(x \geq P_{6h-7h}) = \frac{F_J(x) - F_J(P_{6h-7h})}{1 - F_J(P_{6h-7h})} \quad (4.16)$$

On procède ainsi d'heure en heure. Les figures 4.14(b) et 4.14(c) illustrent cette mise-à-jour avec la prévision émise le 06/09/2005 à 12 hTU sur le Gardon à Anduze, où  $P_{6h-12h}$  est connue. Cette procédure est reproduite ainsi jusqu'à 17 hTU où la distribution  $F_J$  est mise-à-jour avec le cumul observé depuis 6 hTU,  $P_{6h-17h}$ . Les scénarios générés doivent respecter cette distribution tronquée donnant les cumuls attendus sur les 24 heures.

#### 4.4.3 Entre 18 hTU et 5 hTU : combinaison des deux prévisions J et J+1

Les prévisions probabilistes et quantitatives de précipitations donnant les distributions des cumuls journaliers attendus sur les deux prochains jours sont ajustées par des lois Gamma à deux paramètres. A partir de 18 hTU, utiliser uniquement la distribution pour J implique une échéance inférieure ou égale à 12 h. Or celle-ci n'est pas convenable pour différentes raisons. Une échéance inférieure à 12 h est jugée insuffisante voire incompatible dans le cadre de la prévision des crues appliquées aux bassins à crues rapides, puisque celle-ci devient inférieure au temps de concentration moyen des bassins. Par ailleurs, fonctionner sur de petites échéances engendre parfois des complications lors de la génération stochastique de scénarios horaires compatibles. La formation et/ou le passage du système précipitant sont susceptibles d'être mal parfois prévus par le modèle météorologique. Dans de telles circonstances, le générateur stochastique peut « coïncider » pour élaborer de tels scénarios horaires. Prenons l'exemple d'une distribution qui indique que l'on a une probabilité de 10% de dépasser 180 mm sur les 24 heures. A minuit, l'évènement n'a pas encore commencé sur notre bassin. A ce moment-là, l'échéance de prévision est réduite à 6 h. Le générateur doit donc élaborer des scénarios dont certains ont des cumuls supérieurs à ces 180 mm sur 6h, soit une intensité moyenne de 30 mm/h. Générer de telles intensités sur un délai très court n'a aucune signification climatologique sur nos bassins même si elle peut en avoir une pour des précipitations à une station. Ainsi, il est plus pertinent d'intégrer également l'information sur J+1 et de répartir les cumuls prévus sur 48 h, à savoir entre le jour J à 6 hTU et le jour J+2 à 6 hTU, tout en tenant compte des précipitations observées depuis 6 hTU.

Le fonctionnement journalier, illustré par le schéma 4.13, se caractérise donc par un horizon de prévision compris entre 13 et 36 h. Le jour J à 18 hTU ( $\frac{\Delta t_M}{2}$ ), les distributions  $F_J$  (cf. figure 4.14(a)) et  $F_{J+1}$  (cf. figure 4.15(a)) sont combinées pour donner la distribution des cumuls attendus sur 48 h soit [6hTU ; 54hTU] (cf. figure 4.15(b)), en tenant compte évidemment du

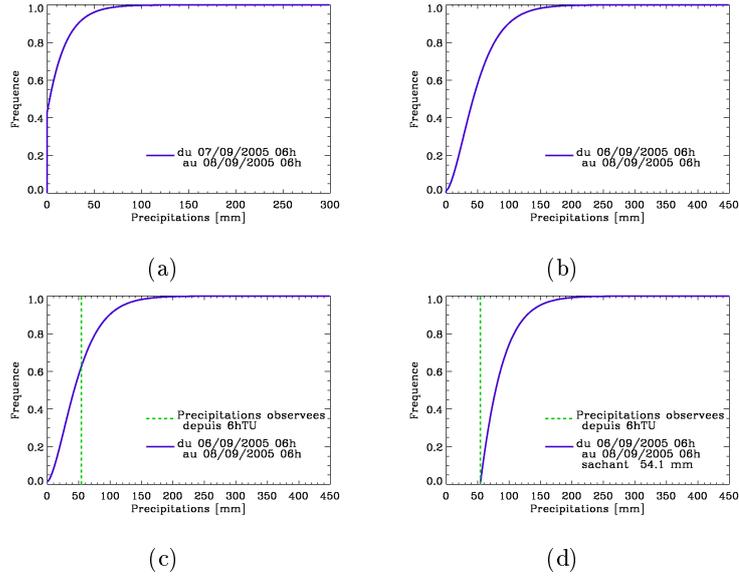


FIGURE 4.15 – Cycle de mise-à-jour des distributions, de 18 à 5 hTU : (a) prévision émise le 06/09/2005 à 6 hTU pour le 07/09/2005 sur le Gardon à Anduze, (b) prévision émise le 06/09/2005 à 6 hTU pour les 48 prochaines heures (06-07/09/2005), (c) idem avec le cumul observé entre 6 et 18 hTU le 06/09/2005 et (d) la prévision mise-à-jour à 18 hTU

cumul observé depuis 6 hTU soit  $P_{6h-18h}$  (cf. figure 4.15(c)). Datin (1998) détaille la procédure de détermination de la distribution combinée, notée  $F_{J,J+1}$ , à partir de lois exponentielles. Elle est reprise ici et appliquée aux lois Gamma. La distribution des précipitations sur 48h, peut s'écrire sous la forme suivante, avec  $Z = X(J) + Y(J+1)$

$$F_{J,J+1}(z) = P(X + Y \leq z) \quad (4.17)$$

Or, cette probabilité peut s'exprimer selon quatre termes, suivant les valeurs de  $X$  et  $Y$  :

$$P(X + Y \leq z) = P(X + Y \leq z \cap X > 0, Y > 0) \quad (4.18)$$

$$+ P(X + Y \leq z \cap X = 0, Y > 0) \quad (4.19)$$

$$+ P(X + Y \leq z \cap X > 0, Y = 0) \quad (4.20)$$

$$+ P(X + Y \leq z \cap X = 0, Y = 0) \quad (4.21)$$

D'après le théorème des probabilités composées (équation C.7), le terme 4.18 s'écrit :

$$P(X + Y \leq z \cap X > 0, Y > 0) = P(X > 0) \cdot P(Y > 0) \cdot P(X + Y \leq z | X > 0, Y > 0)$$

avec en particulier le résultat de la combinaison de deux lois Gamma à deux paramètres<sup>1</sup> (cf. équation 4.14 page 128) :

$$P(X > 0) = 1 - F_J(0)$$

$$P(Y > 0) = 1 - F_{J+1}(0)$$

1. L'auto-corrélation presque nulle des précipitations journalières nous permet de considérer l'hypothèse d'indépendance entre les deux distributions comme juste.

$$P(X + Y \leq z | X > 0, Y > 0) = \left( \frac{\rho_J}{\rho_{J+1}} \right)^{\lambda_{J+1}} \cdot \left[ F_+(z, \lambda_Z, \rho_J) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot F_+(z, \lambda_Z + i, \rho_J) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_{J+1} + j) \right) \right] \quad (4.22)$$

En utilisant la même démarche de décomposition, les termes 4.19, 4.20 et 4.21 s'expriment respectivement :

$$P(X + Y \leq z \cap X = 0, Y > 0) = F_J(0) \cdot (1 - F_{J+1}(0)) \cdot F_{J+1,+}(z) \quad (4.23)$$

$$P(X + Y \leq z \cap X > 0, Y = 0) = (1 - F_J(0)) \cdot F_{J+1}(0) \cdot F_{J,+}(z) \quad (4.24)$$

$$P(X + Y \leq z \cap X = 0, Y = 0) = F_J(0) \cdot F_{J+1}(0) \quad (4.25)$$

Finalement, en reprenant les équation 4.22, 4.23, 4.24 et 4.25, la fonction de répartition de la variable somme  $Z = X + Y$  s'exprime :

$$\begin{aligned} F_{J,J+1}(z) &= \left( \frac{\rho_J}{\rho_{J+1}} \right)^{\lambda_{J+1}} \\ &\cdot \left[ F_+(z, \lambda_Z, \rho_J) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot F_+(z, \lambda_Z + i, \rho_J) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_{J+1} + j) \right) \right] \\ &+ F_J(0) \cdot (1 - F_{J+1}(0)) \cdot F_{J+1,+}(z) \\ &+ (1 - F_J(0)) \cdot F_{J+1}(0) \cdot F_{J,+}(z) \\ &+ F_J(0) \cdot F_{J+1}(0) \end{aligned} \quad (4.26)$$

La prise en compte du cumul  $P_{6h-18h}$  suit la même démarche qu'à 7hTU. Seule la partie supérieure ou égale au cumul  $P_{6h-18h}$  est conservée dans la distribution  $F_{J,J+1}$ . Cela donne la nouvelle distribution à respecter,  $G_{J,J+1}$  (cf. figure 4.15(d)).

$$G_{J,J+1}(z \geq P_{6h-18h}) = \frac{F_{J,J+1}(z) - F_{J,J+1}(P_{6h-18h})}{1 - F_{J,J+1}(P_{6h-18h})} \quad (4.27)$$

La procédure de mise-à-jour heure par heure est reproduite jusqu'au lendemain 5 hTU. A l'heure suivante, il est désormais de nouveau 6 hTU, le jour J+1. Les prévisions météorologiques sont rafraîchies. De nouvelles distributions sont désormais disponibles et le processus est alors réinitialisé.

# 5 Utilisation de prévisions de précipitations journalières

La description de notre chaîne de prévision hydrologique met en évidence le rôle crucial du générateur de scénarios de précipitations horaires (*cf.* §2.4). Présenté en détails dans le chapitre §4, celui-ci est contraint par les prévisions opérationnelles de précipitations journalières, évaluées dans le chapitre §3 et possédant leurs propres cycles de rafraîchissement (*cf.* §4.4), et par les précipitations observées jusqu'au temps courant  $t$ . Ces scénarios sont ensuite introduits dans le modèle hydrologique TOPSIMPL (*cf.* §2.3.3) pour produire des prévisions de débit sur une certaine échéance, dépendant des propriétés temporelles du cycle de rafraîchissement des prévisions hydrométéorologiques.

La chaîne de prévision hydrologique a été mise en œuvre pour les épisodes du 18/11/2006 sur l'Ardèche à Vogüé, du 06-08/09/2005 et du 22/11/2007 sur le Gardon à Anduze et du 01/11/2008 sur la Loire à Chadrac. Les hydrogrammes de ces épisodes sont présentés dans la figure 2.17 page 69. Dans un premier temps, son fonctionnement en temps réel différé sera illustré par l'épisode du 06-08/09/2005. Dans un second temps, les apports d'informations qualitatives, de l'extension de l'échéance de prévision et de la correction issue du post-traitement des prévisions par analogie (*cf.* §3.2) seront mis en évidence sur l'ensemble de ces épisodes.

## 5.1 Fonctionnement en temps réel : la crue de septembre 2005 sur le Gardon à Anduze

L'évènement des 6 et 8 septembre 2005 n'est pas aussi exceptionnel que celui de septembre 2002 (Delrieu *et al.* 2005). Son intérêt hydrologique réside plutôt dans son contexte de prévision hydrométéorologique. Il a révélé la place importante du modèle hydrologique, en soulignant les limites de l'approche purement météorologique dans le cadre de la prévision des crues.

### 5.1.1 Aspects hydrométéorologiques

L'évènement du 6 et 8 septembre 2005 se caractérise par deux épisodes successifs touchant la région cévenole le 6 puis le 8 septembre après une année relativement sèche et respectivement présentés sur les figures 5.1(a) et 5.1(b). Les heures indiquées dans ce paragraphe sont en heure légale.

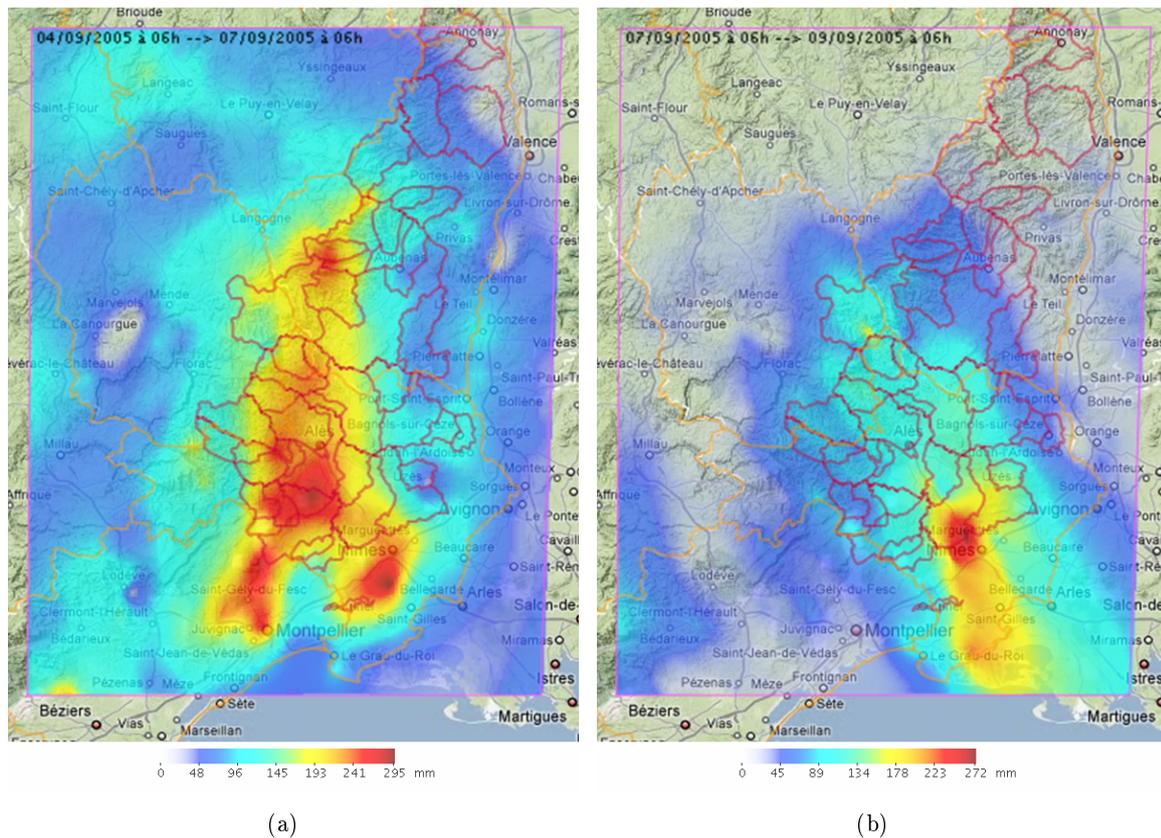


FIGURE 5.1 – Cumuls pluviométriques obtenus par krigeage sur les Cévennes de l'épisode du 6-8 septembre 2005 : (a) le 5 et 6 septembre, (b) le 8 septembre 2005. Les contours en rouge et en orange correspondent respectivement aux bassins versants de l'OHM-CV et aux départements. Le cadre rose indique la zone couverte par l'OHM-CV (Source SEVNOL - OHM-CV)

Le premier épisode a débuté dans la nuit du lundi 5 au mardi 6, avec des intensités horaires de l'ordre de 20-30 mm/h sur le haut des bassins cévenols entre 20 h et 22 h puis plus à l'est vers 1h. Les premières intensités horaires fortes, supérieures à 80 mm/h, sont observées dans la région de Montpellier entre 5 et 7 h, puis vers Nîmes (100 mm/h entre 15 et 16 h). Cet épisode méditerranéen sévère est marqué par des cumuls journaliers supérieurs à 300 mm en plaine, en particulier sur le Gard (325 mm à Bernis, au sud de Nîmes) et dans l'est de l'Hérault (275 mm à Montpellier). Le Lez et le Vidourle ont particulièrement réagi, entraînant de nombreuses coupures de routes. Le débit de pointe du Lez à Montpellier, de l'ordre de 500 m<sup>3</sup>/s le 6 à 15h, indique que le temps de retour de cette crue est supérieur à 20 ans. Le Vidourle à Sommières a atteint un débit de 470 m<sup>3</sup>/s vers 19h, le mardi 6. Sur le bassin du Gardon à Anduze, la zone la plus touchée se situe au milieu du bassin, entre Saint-Jean-du-Gard et Mialet avec un cumul de l'ordre

de 240 mm. La lame d'eau moyenne journalière vaut 174 mm. Ces précipitations ont généré une crue avec un débit de pointe modeste à Anduze, d'environ  $150 \text{ m}^3/\text{s}$ , atteint vers 5h le mercredi 7.

Le second épisode commence le matin du jeudi 8 septembre, avec des intensités de l'ordre de 5 à 10 mm/h. Le haut du Gardon est touché vers 6 h. Dans le courant de la matinée, elles atteignent 15-20 mm/h dans la région nîmoise, 30 mm/h dans la Camargue et 20 mm/h dans la partie amont du Vidourle. En début d'après-midi, les précipitations les plus fortes (40 mm/h) se situent vers Nîmes et à l'est des Cévennes. Il se termine dans la soirée du 8 septembre. Les principales zones touchées sont la région nîmoise (près de 220 mm) et la Camargue. Les réactions des bassins du Vidourle et du Gardon produisent des débits de pointe de l'ordre de 350 et  $135 \text{ m}^3/\text{s}$ . Ceux-ci sont donc comparables, bien que légèrement moindre à ceux du 6 septembre, malgré des lames d'eau moyennes très inférieures, respectivement 90 et 80 mm.

Lors de ce double épisode, le SCHAPI n'émettait pas encore de prévisions de crues opérationnelles. Météo France a placé l'ensemble de la région en vigilance **orange** le lundi 5 à 18 h. Ce niveau est passé au **rouge** le mardi 6 à 11 h pour les départements du Gard et de l'Hérault, les autres restant en orange. Cette alerte s'est avérée juste compte tenu des cumuls pluviométriques. Par contre, pour l'épisode du jeudi 8 septembre, Météo France, qui voyait arriver des pluies inférieures à celles du lundi 5 et mardi 6, a ramené l'alerte au niveau (**orange**). Pourtant, les dégâts occasionnés par le second épisode se sont révélés plus importants, en particulier dans la région nîmoise et sur certains sous-bassins du Gard, du Vistre et du Vidourle. Cet épisode souligne donc bien le besoin d'intégrer l'information hydrologique dans la gestion opérationnelle des crues.

### 5.1.2 Prévisions de précipitations

Nous allons d'abord considérer la phase de détection de l'évènement, puis à sa gestion une fois détecté.

#### Mise en vigilance par les prévisions par analogie

Le jeudi 1<sup>er</sup> septembre, aucune indication d'un probable évènement ne ressort des prévisions par analogie. Aucun signal n'apparaissant dans les premières échéances, le prévisionniste scrute les prévisions fondées sur l'analogie sur les champs géopotentiels M2. Les figures 5.2 présentent les prévisions opérationnelles selon l'algorithme M2. Le lendemain, le vendredi 2 septembre, un signal apparaît sur ces prévisions. Celles-ci indiquent que le mardi 6 septembre serait non seulement pluvieux, avec un quantile  $Q_{35} > 0$ , mais que le cumul prévu serait de l'ordre de 50 à 100 mm, correspondant aux quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$ . Ainsi, la veille du week-end, les prévisions indiquent qu'un épisode est probable en début de semaine suivante. Les prévisions du samedi 3 confirment de même l'épisode à venir.

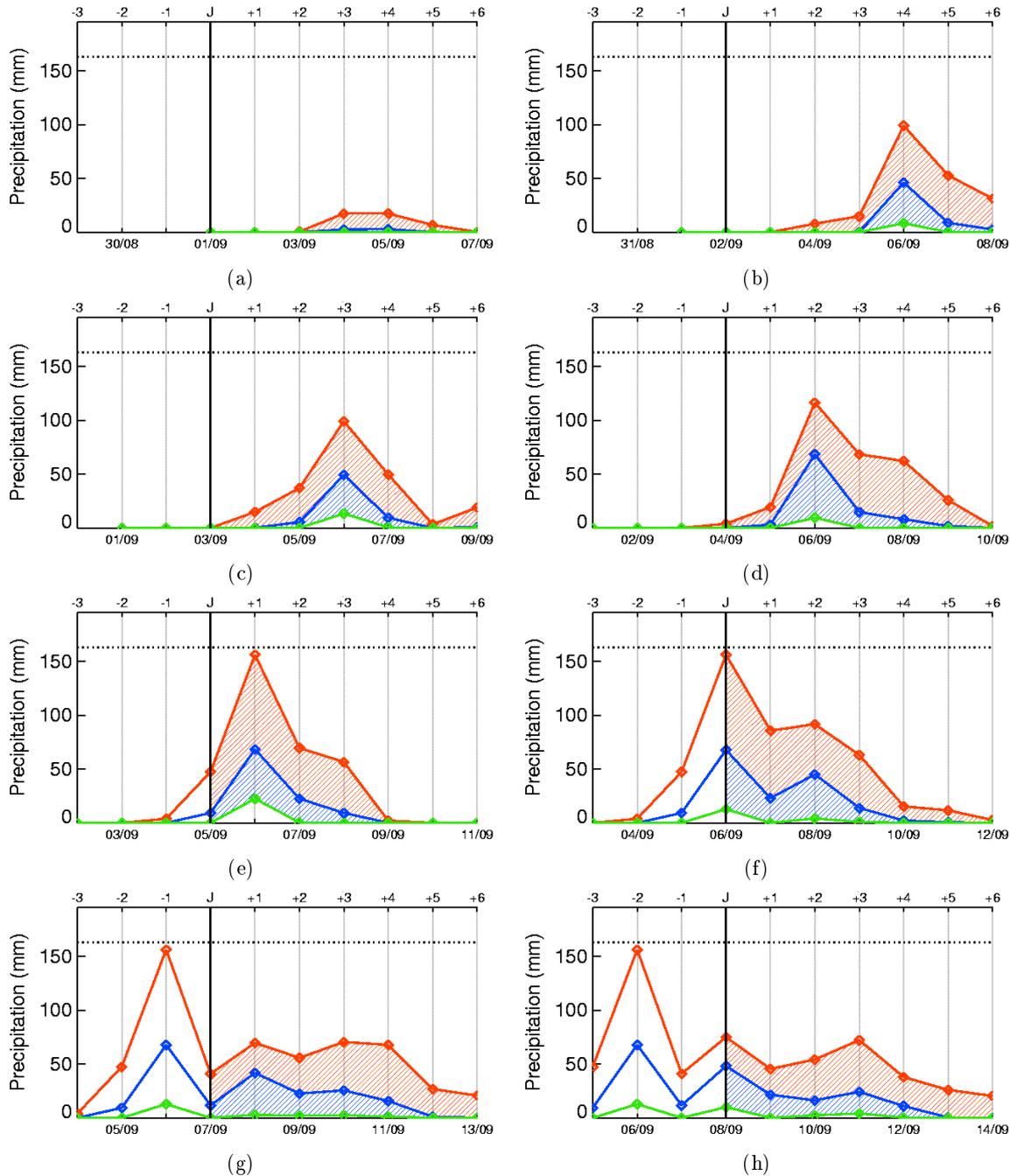


FIGURE 5.2 – Prévisions opérationnelles par analogie M2 émises : (a) le 01/09/2005, (b) le 02/09/2005, (c) le 03/09/2005, (d) le 04/09/2005, (e) le 05/09/2005, (f) le 06/09/2005, (g) le 07/09/2005 et (h) le 08/09/2005. La date d'émission de la prévision **J** est indiquée par le trait vertical. Le trait horizontal donne la pluie décennale du bassin. Les courbes correspondent aux quantiles 20% (vert), 60% (bleu) et 90% (rouge). Les prévisions sont indiquées en hachuré (de J à J+6). Les traits fins rappellent les prévisions émises à J-1, J-2 et J-3.

Le dimanche 4, l'échéance de l'épisode prévu n'est plus que de deux jours (J+2). Les prévisions M3 comportant deux niveaux d'analogie (synoptique et locale) peuvent désormais être utilisées (Bontron 2004). Ces prévisions sont illustrées par les figures 5.3. Le prévisionniste garde toutefois un œil sur les prévisions M2. La méthode M2 indique que le cumul attendu serait de l'ordre de 70 à 110 mm. M3 tempère légèrement cette information, avec des cumuls plutôt de l'ordre de

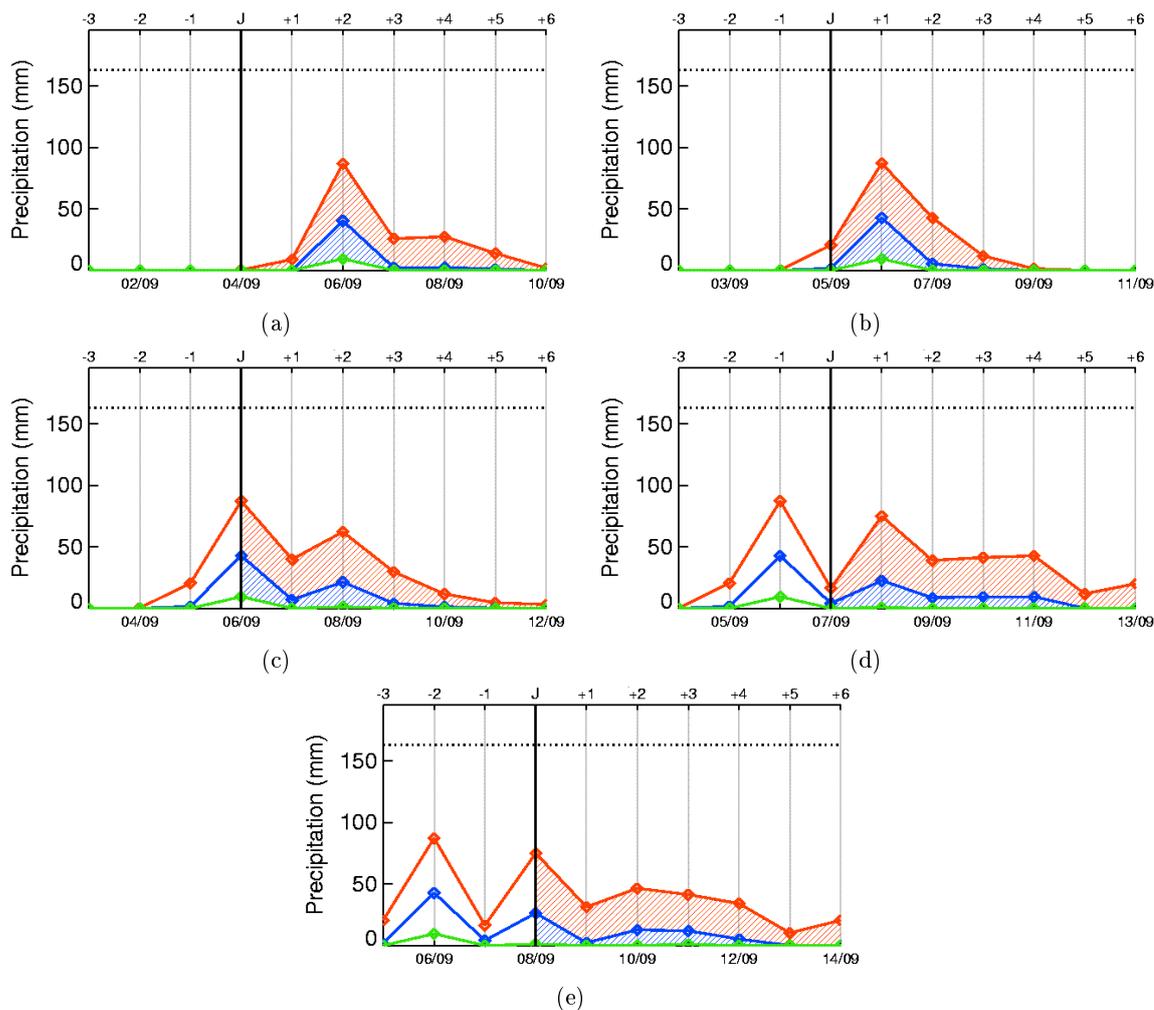


FIGURE 5.3 – Prévisions opérationnelles par analogie M3 émises : (a) le 04/09/2005, (b) le 05/09/2005, (c) le 06/09/2005, (d) le 07/09/2005 et (e) le 08/09/2005. La date d'émission de la prévision **J** est indiquée par le trait vertical. Le trait horizontal donne la pluie décennale du bassin. Les courbes correspondent aux quantiles 20% (vert), 60% (bleu) et 90% (rouge). Les prévisions sont indiquées en hachuré (de **J** à **J**+6). Les traits fins rappellent les prévisions émises à **J**-1, **J**-2 et **J**-3.

40 à 80 mm. Le lendemain, le lundi 5, les nouvelles prévisions M3 restent stables. Celles issues de l'analogie M2 remontent le quantile  $Q_{90}$ , devenant ainsi très proche de la pluie décennale. Jusqu'ici, les prévisions par analogie ne détectent que le premier épisode. Le second est décelé à partir du mardi 6 par les prévisions M2 et, dans une moindre mesure, M3. La première méthode prévoit des cumuls de 50 à 90 mm, contre 20 à 60 mm pour la seconde. Le mercredi 7, les prévisions par analogie confirment ce second épisode, avec des cumuls de l'ordre de 40 à 70 mm pour M2 et 20 à 70 mm pour M3. Pour conclure, les prévisions du 8 septembre corroborent bien celles de la veille.

En résumé, les prévisions par analogie ont détecté la première partie de l'épisode du 6-8 septembre quatre jours à l'avance, soit le vendredi 2. La seconde partie est décelée deux jours avant. Les cumuls prévus pour le 6 septembre par la méthode M2 sont bien supérieurs à ceux issus de M3. Ils sont similaires pour le 8 septembre.

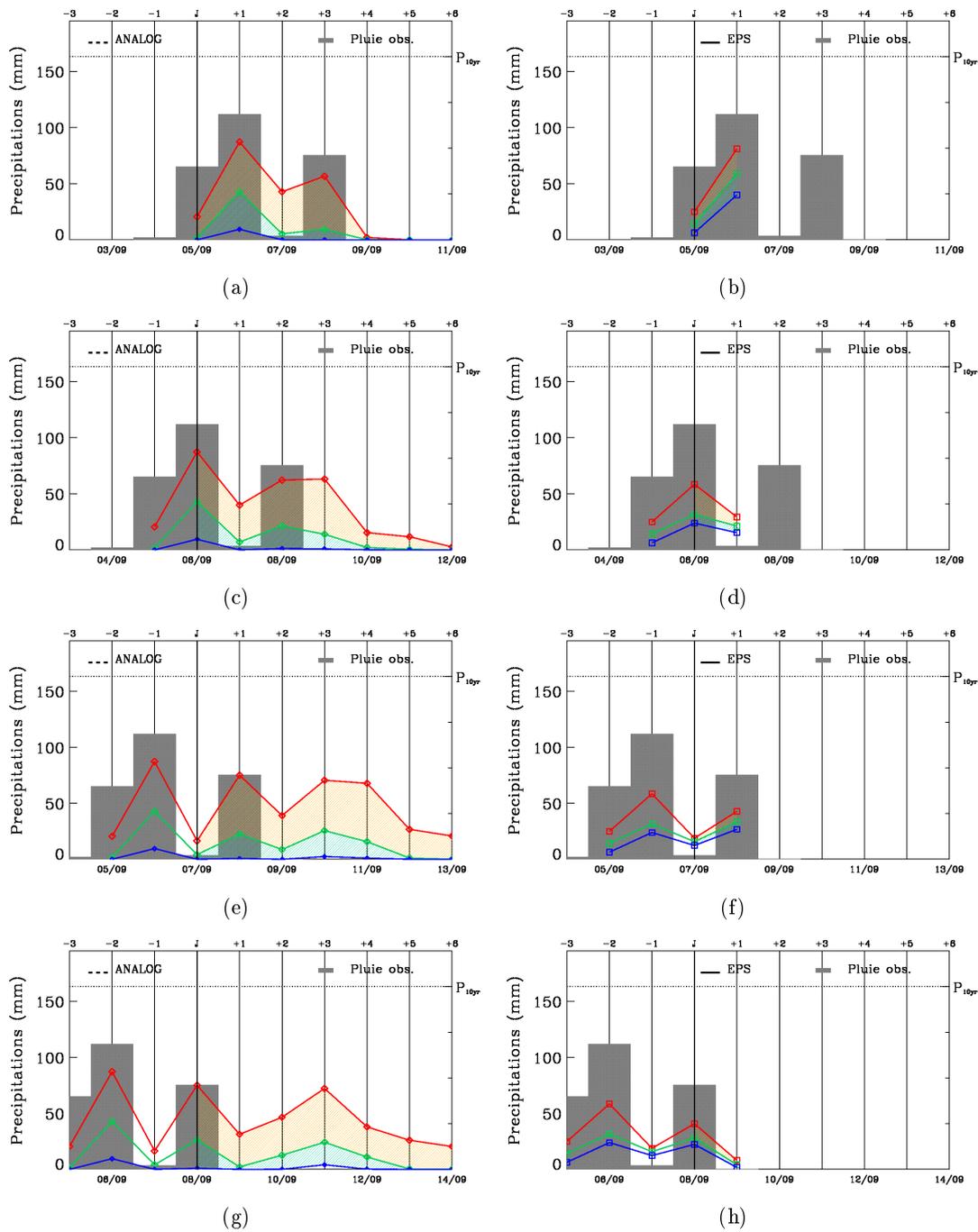


FIGURE 5.4 – Prévisions opérationnelles du 5 au 8 septembre 2005 selon la méthode des analogues M3 (de J à J+2) puis M2 (à gauche) et les prévisions d'ensemble eps\_fin (à droite) émises : (a) et (b) le 05/09/2005, (c) et (d) le 06/09/2005, (e) et (f) le 07/09/2005, (g) et (h) le 08/09/2005. La date d'émission de la prévision est indiquée par **J**. Le trait horizontal donne la pluie décennale du bassin. Les courbes correspondent aux quantiles 20% (bleu), 60% (vert) et 90% (rouge). Les prévisions sont indiquées en hachuré (de J à J+6). Les traits fins rappellent les prévisions émises à J-1, J-2 et J-3. Les histogrammes en gris représentent les cumuls journaliers observés.

### Prévisions de précipitations opérationnelles du 5 au 9 septembre 2005

Les prévisions utilisées en entrée de la chaîne de prévision hydrologique prévoient plus ou moins correctement l'épisode du 6-8 septembre 2005, comme le montrent les figures 5.4 :

- Le **lundi 5**, les prévisions M3 et eps\_fin donnent des quantiles  $Q_{90}$  valant environ 30 mm. Elles se distinguent pour les quantiles inférieurs. Le quantile  $Q_{60}$  est quasiment nul pour M3 alors qu'il vaut 10 mm pour eps\_fin. Elles prévoient des cumuls plus élevés pour le 6, indiquant qu'un épisode important peut se produire le lendemain, le quantile  $Q_{90}$  étant de l'ordre de 80 mm.
- Les prévisions émises le **mardi 6** confirment cette dynamique. Seuls les cumuls prévus pour le 6 par eps\_fin diminuent. Les quantile  $Q_{90}$  correspondent ainsi à 80 et 60 mm, respectivement selon M3 et eps\_fin. Les cumuls pour le lendemain sont bien plus faibles. Le quantile  $Q_{60}$  est proche de 0 pour M3 alors que celui de eps\_fin vaut environ 20 mm.
- Le **mercredi 7**, une accalmie est prévue par M3. La seconde partie qui a lieu le 8 est prévue par les deux sources, avec des cumuls plus importants pour M3. Le quantile  $Q_{90}$  correspond respectivement à 75 et 45 mm.
- Le **jeudi 8**, les quantiles sont similaires à ceux de la veille. Les prévisions M3 et eps\_fin prévoient relativement bien la fin de l'épisode du 6-8 septembre 2005 pour le 9.
- Le **vendredi 9**, la fin de l'épisode est prévue, avec un quantile  $Q_{60}$  très proche de 0 et un quantile  $Q_{90}$  de l'ordre de 20 mm pour M3 et 10 mm pour eps\_fin.

En terme de chronologie, l'épisode est relativement bien prévu par les deux sources de prévisions de précipitations. Néanmoins, elles sous-estiment fortement les cumuls observés les 5 et 6 septembre (65 et 112 mm). Le cumul du 8 (78 mm) est également sous-estimé par les prévisions du CEPMMT. Ces prévisions confirment également le manque de dispersion et de justesse des prévisions EPS, défauts révélés au chapitre §3.

#### 5.1.3 Prévisions hydrologiques opérationnelles du 5 au 9 septembre 2005

Les cumuls observés les 5 et 6 septembre sont mal prévus par les deux sources de prévisions de précipitations utilisées en entrée de la chaîne de prévision, dépassant notablement les quantiles  $Q_{90}$ . Il s'agit désormais d'examiner les prévisions de débits lors de cet épisode, en confrontant dans un premier temps les prévisions issues des prévisions M3 et eps\_fin, puis, dans un second temps, en les comparant aux débits observés. Elles sont émises au pas de temps hydrologique  $\Delta t_H = 1h$ . L'analyse des prévisions hydrologiques, présentées ci-dessous, porte sur une sélection de pas de temps d'émission.

##### Le lundi 5 septembre 2005 à 6 hTU

Le lundi 5 à 6 hTU, le prévisionniste reçoit une nouvelles prévision probabiliste pour chaque source. Il n'a pas encore plu sur le bassin. Les précipitations prévues ne sont pas très élevées, avec un quantile  $Q_{90}$  de l'ordre de 30 mm. Qu'elles soient issues de M3 ou d'eps\_fin, les prévisions de débits ne donnent aucune réaction du bassin sur l'échéance de prévision couvrant jusqu'au lendemain à 6 hTU (*cf.* figure 5.5).

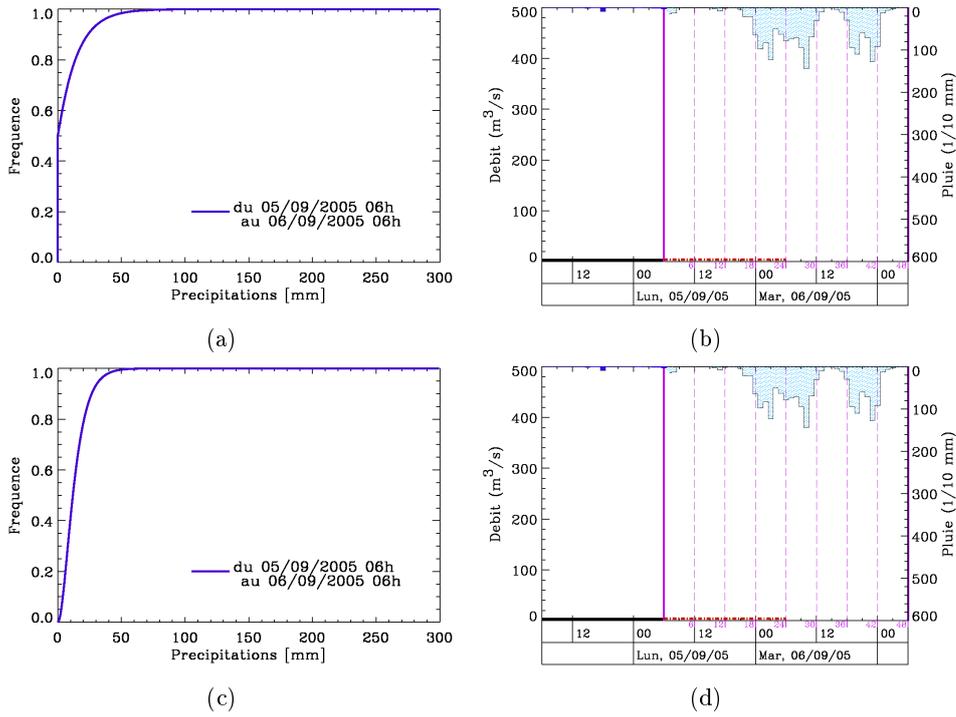


FIGURE 5.5 – Prévisions de débits émises le 05/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

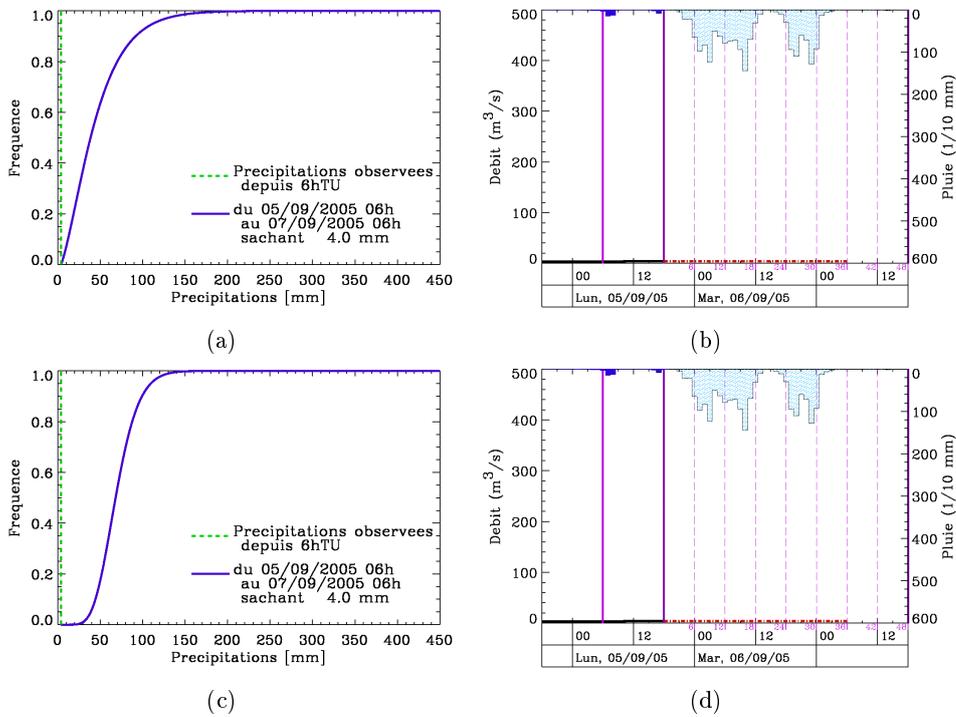


FIGURE 5.6 – Prévisions de débits émises le 05/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

### Le lundi 5 septembre 2005 à 18 hTU

Douze heures plus tard, le cycle de la chaîne de prévision ajoute l'information sur J+1. L'horizon de prévision couvre ainsi jusqu'au 7 septembre à 6 hTU, soit 36 h. Les précipitations tombées sur le bassin sont négligeables. En revanche, les cumuls prévus sont plus importants, le quantiles  $Q_{90}$  valant désormais 90 mm pour M3 et 100 mm pour eps\_fin. Les prévisions de débits n'indiquent pas encore de réaction du bassin (*cf.* figure 5.6).

### Le mardi 6 septembre 2005 à 6 hTU

De nouvelles prévisions de précipitations sont disponibles, avec des quantiles plus élevés que la veille. Par ailleurs environ 50 mm sont tombés pendant la nuit du 5 au 6. La chaîne prévoit une légère montée des débits dans l'après-midi, pour M3 et, dans une moindre mesure, pour eps\_fin (*cf.* figure 5.7).

### Le mardi 6 septembre 2005 à 18 hTU

Plus de 50 mm de précipitations sont à nouveau observés depuis 6 hTU, et donc plus de 100 mm depuis le début de l'épisode. Intégrant l'information sur le mercredi 7, les prévisions de débits indiquent que la réaction du bassin serait plus marquée que lors de la précédente prévision et qu'elle aurait lieu en début du 7 au matin. Le quantile de débit 90% associé aux prévisions M3 atteint  $120\text{m}^3/\text{s}$ , alors que celui relatif à eps\_fin ne dépasse pas  $100\text{m}^3/\text{s}$ . Le quantile 60% réagit également (*cf.* figure 5.8).

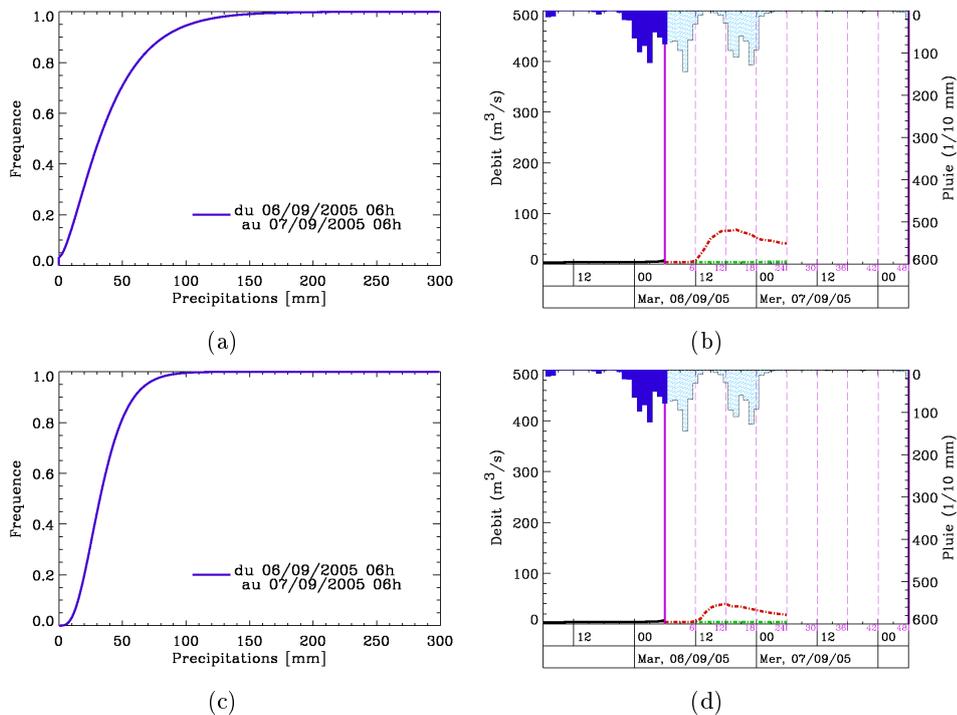


FIGURE 5.7 – Prévisions de débits émises le 06/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

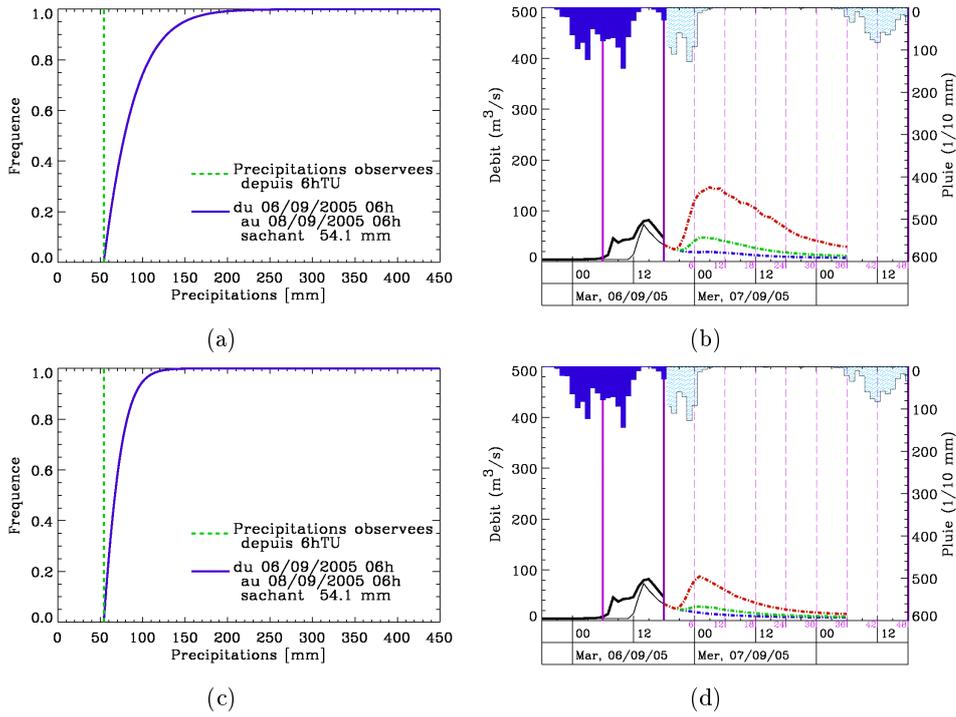


FIGURE 5.8 – Prévisions de débits émises le 06/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

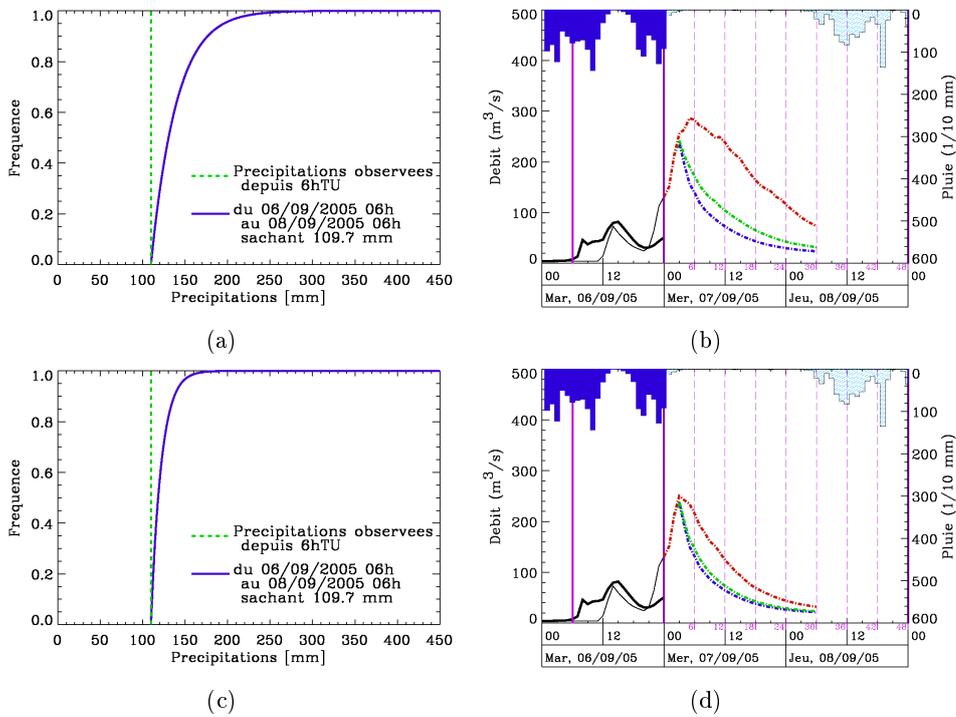


FIGURE 5.9 – Prévisions de débits émises le 07/09/2005 à 0 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

### Le mercredi 7 septembre 2005 à 0 hTU

A minuit, soit 6 h plus tard, on se situe dans la phase de montée. Le cumul depuis le début de la journée atteint 110 mm. L'ensemble des quantiles de débits augmentent encore pendant 4h, grâce à la propagation des précipitations déjà observées à travers le modèle hydrologique. La chaîne prévoit la pointe de débit dans la matinée. Le quantile 90% est maximum à 6 h pour M3 ( $300\text{m}^3/\text{s}$ ) et à 4 h ( $250\text{m}^3/\text{s}$ ) pour eps\_fin (cf. figure 5.9).

### Le mercredi 7 septembre 2005 à 6 hTU

Le mercredi 7, les nouvelles prévisions de précipitations annoncent une accalmie. La chaîne de prévision répercute cette information. Les débits prévus diminuent. Seul le quantile 90% relatif à eps\_fin indique une possible et légère reprise 12 hTU (cf. figure 5.10).

### Le mercredi 7 septembre 2005 à 18 hTU

A 18 hTU, la chaîne assimile l'information sur J et J+1. Le quantile 90% des prévisions de précipitations vaut 80 et 60 mm. Les prévisions de débits indiquent une nouvelle crue dans la matinée du 8 septembre : entre 6 et 12 h pour M3 avec un quantile 90% de l'ordre  $160\text{m}^3/\text{s}$ , plus tôt pour eps\_fin. Il est à noter que, pour M3, seul le quantile 90% réagit alors que les prévisions associées à eps\_fin annoncent une réaction du bassin à travers l'ensemble des quantiles (cf. figure 5.11).

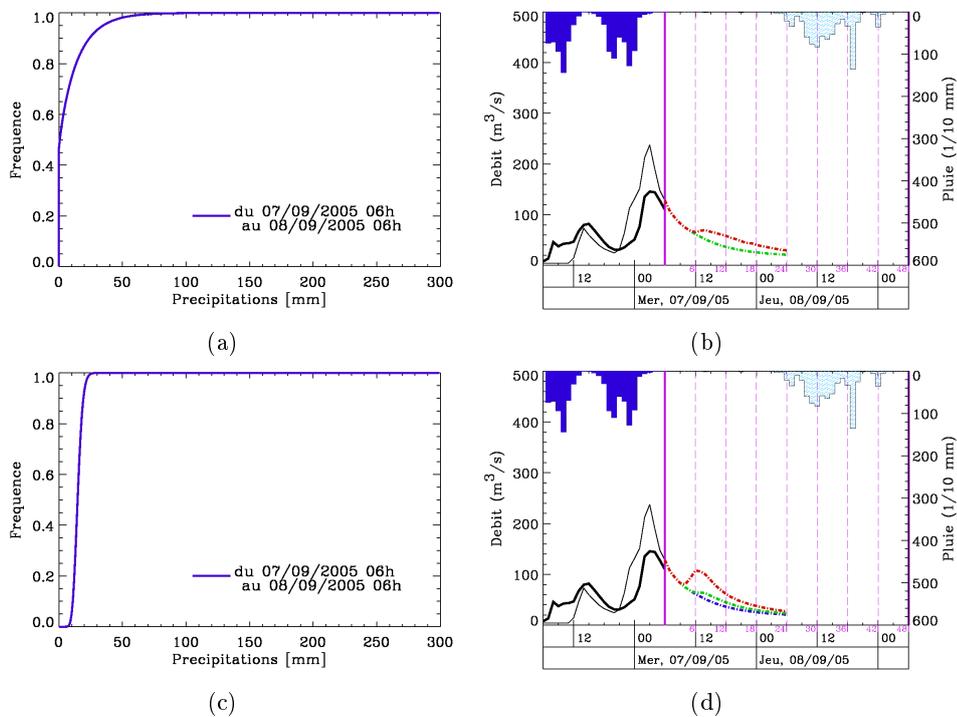


FIGURE 5.10 – Prévisions de débits émises le 07/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

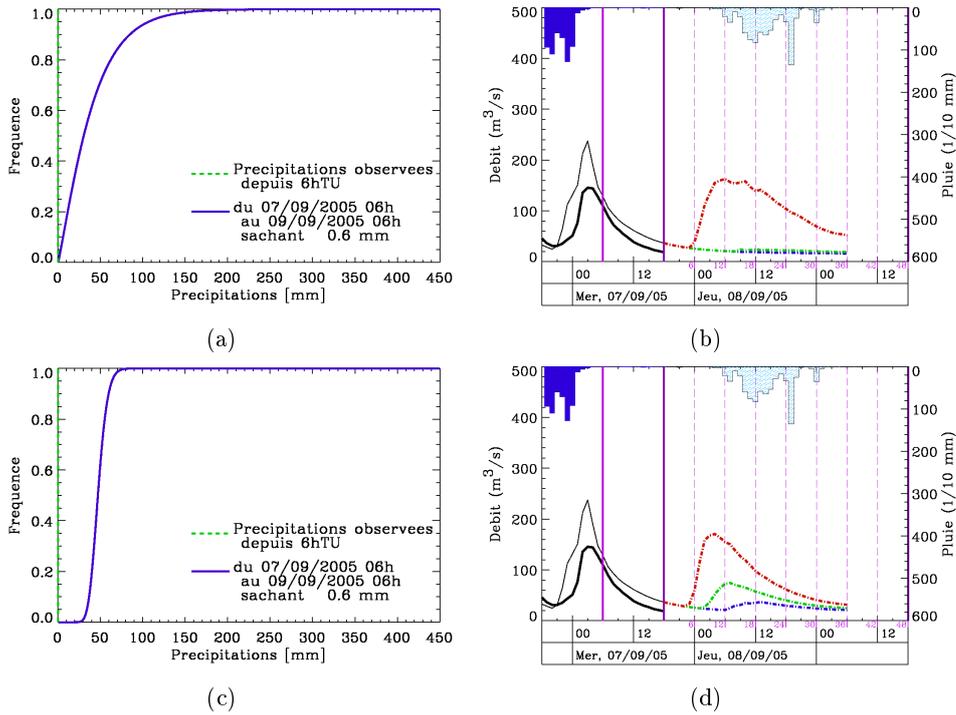


FIGURE 5.11 – Prévisions de débits émises le 07/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

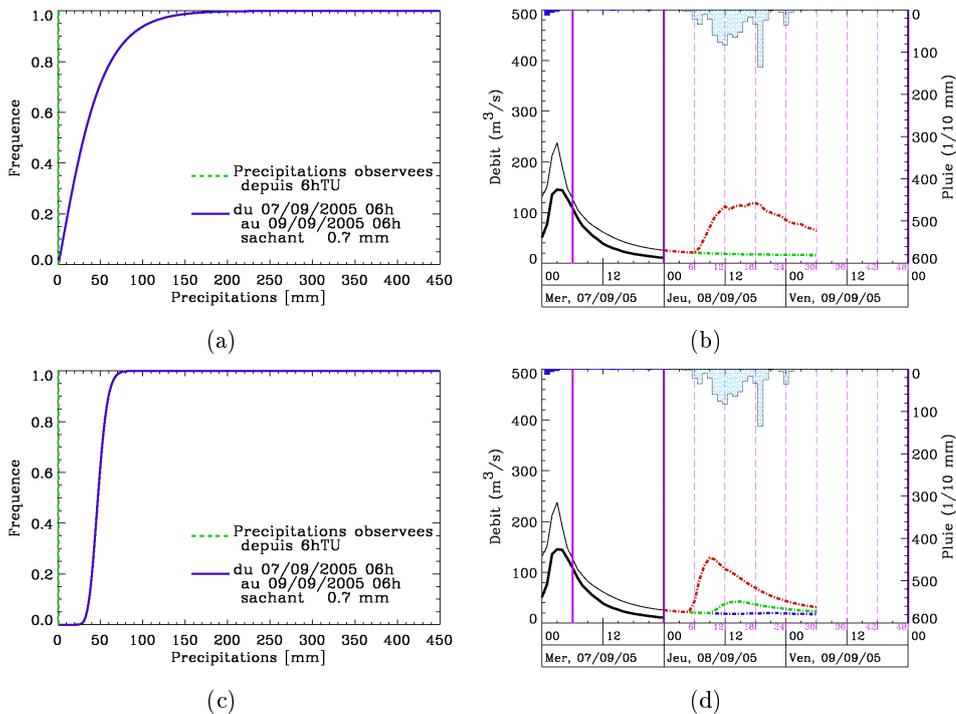


FIGURE 5.12 – Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 0 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

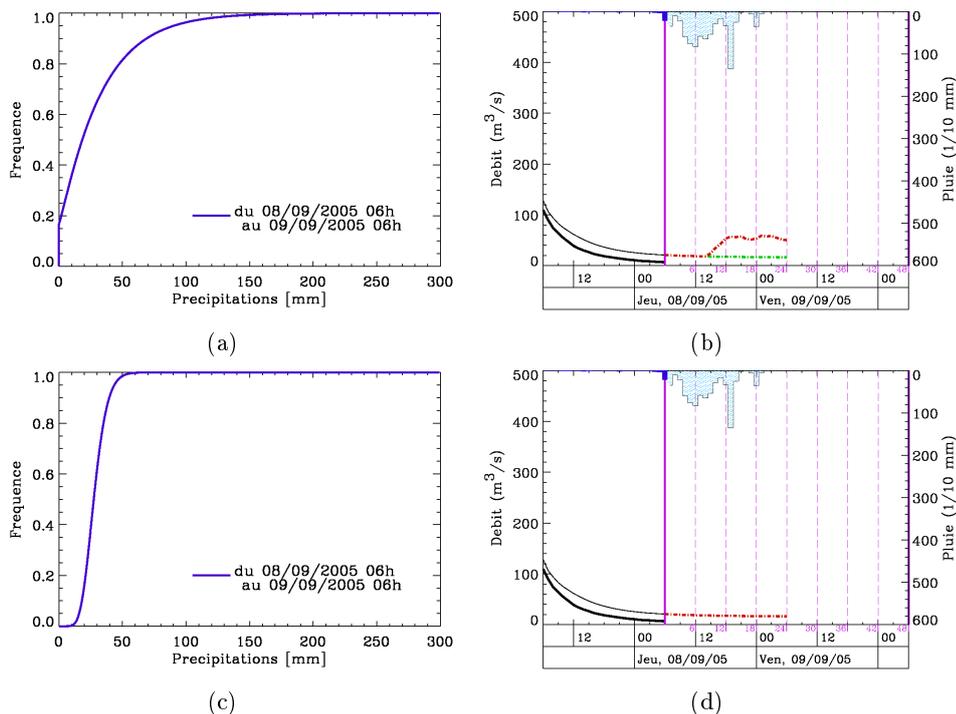


FIGURE 5.13 – Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

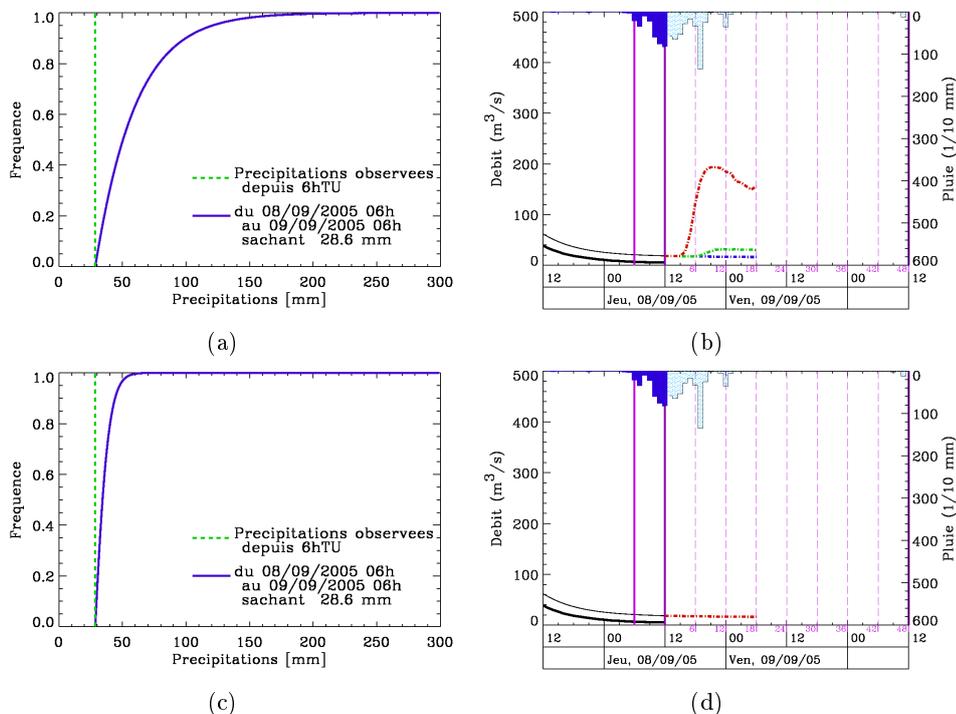


FIGURE 5.14 – Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 12 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

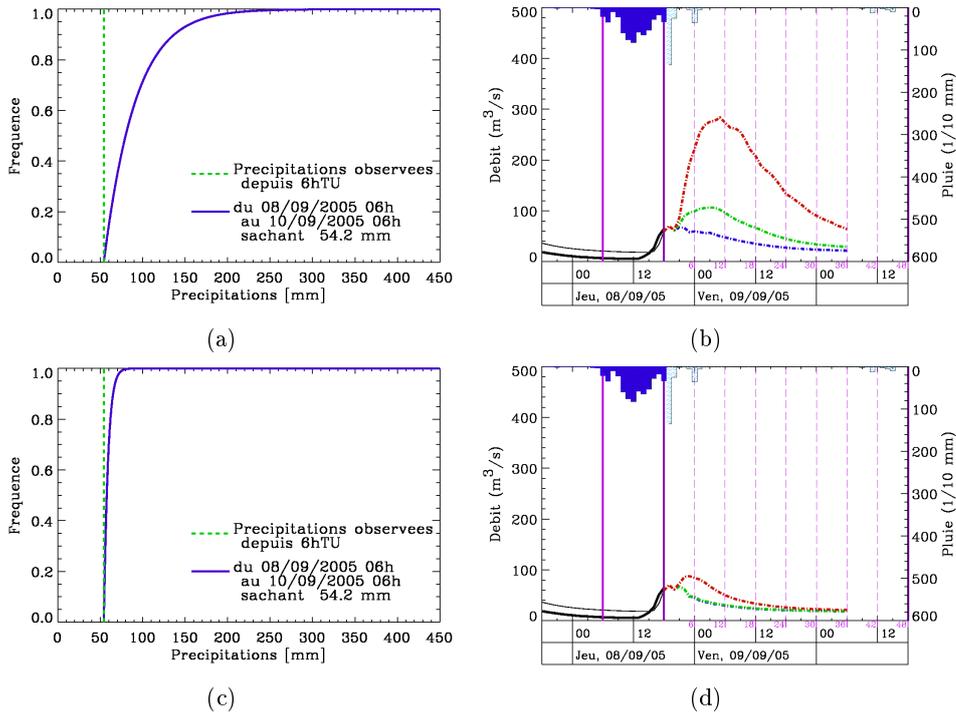


FIGURE 5.15 – Prévisions de débits émises le 08/09/2005 à 18 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

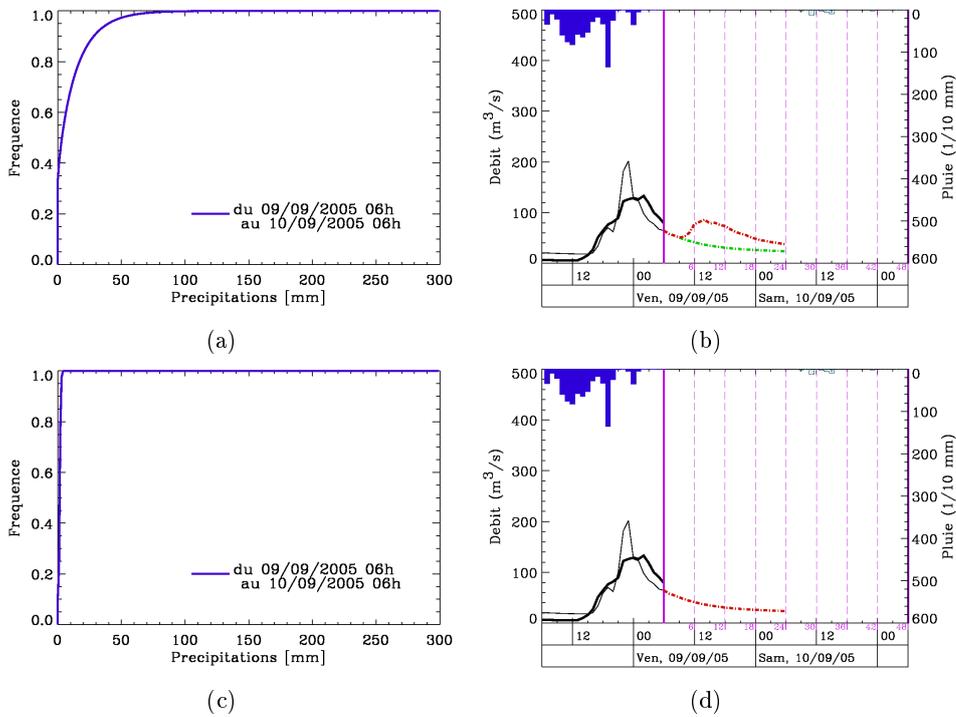


FIGURE 5.16 – Prévisions de débits émises le 09/09/2005 à 6 hTU à partir des prévisions M3 (en haut) et eps\_fin (en bas). La légende est présentée sur la figure 2.20 page 75

### **Le jeudi 8 septembre 2005 à 0 hTU**

A minuit, la précédente prévision de débits est confirmée mais avec des débits associés au quantile 90% plus faibles (120 et 130m<sup>3</sup>/s) (*cf.* figure 5.12).

### **Le jeudi 8 septembre 2005 à 6 hTU**

La décrue est toujours annoncée. Seules les nouvelles prévisions M3 indiquent une faible augmentation des débits dans la soirée du 8 (*cf.* figure 5.13).

### **Le jeudi 8 septembre 2005 à 12 hTU**

Environ 30 mm sont tombés sur le bassin versant. Les prévisions de précipitations sont cette fois-ci discordantes. Les prévisions eps\_fin annoncent que le cumul à venir sera faible, avec un quantile de précipitations 90% inférieur à 50 mm. A contrario, pour les prévisions M3, ce quantile donne environ 100 mm à répartir sur les 18 prochaines heures. Cette différence ressort dans les prévisions de débit. Celle issue de eps\_fin ne révèle aucune réaction du bassin. L'autre prévision de débit basée sur M3 confirme la prévision réalisée 6 h auparavant, à savoir une crue dans la nuit du 8 au 9 septembre. Le quantile 90% atteint 200m<sup>3</sup>/s (*cf.* figure 5.14).

### **Le jeudi 8 septembre 2005 à 18 hTU**

Depuis 6 hTU, plus de 50 mm sont tombés sur le bassin. La prévision eps\_fin donne toujours peu de précipitations sur l'horizon de prévision (36 h). Les prévisions de débits qui en découlent annoncent une très faible réaction du bassin vers minuit, avec le quantile 90 % de l'ordre de 100m<sup>3</sup>/s. Au contraire, la prévision de débits associées à M3 annonce une réaction plus marquée du bassin dans la matinée du vendredi 9, avec les quantiles 60% et 90% valant environ 100 et 290m<sup>3</sup>/s (*cf.* figure 5.15).

### **Le vendredi 9 septembre 2005 à 6 hTU**

Les nouvelles prévisions de précipitations annoncent la fin de l'épisode. M3 donne une probabilité de 40 % de ne pas avoir de précipitations, et un quantile 90% de l'ordre de 30 mm. La prévision eps\_fin est plus catégorique. Les prévisions de débits répercutent ces informations en annonçant la décrue. Seul le quantile 90% associé à M3 prévoit une possible augmentation des débits en début d'après-midi, de l'ordre de 80m<sup>3</sup>/s, inférieur au débit de pointe observé (*cf.* figure 5.16).

### **Comparaison à l'hydrogramme observé**

Les prévisions de débits réalisées le lundi 5 ne détectent pas la première partie de l'épisode du 6-8 septembre 2005. La chaîne de prévision hydrologique permet d'annoncer correctement la phase de montée de la première crue le mardi 6 à 6 hTU, soit une anticipation de 6 heures. Le premier pic de crue est bien évalué dans le temps à 18 hTU. Toutefois, même les quantiles

90% de M3 et, surtout, de `eps_fin`, sous-estiment fortement le débit de pointe simulé avec les précipitations observées (50 à 160 contre 240m<sup>3</sup>/s). Le 7 à 0 hTU se situant encore dans la phase de montée, la fin de la première crue est bien prévue. Le même jour, à 18 hTU, les prévisions de débits annoncent la seconde crue trop tôt dans la journée du 8 septembre, et sous-estiment encore le débit de pointe (160 contre 200m<sup>3</sup>/s). Les prévisions émises le 8 septembre à 6 hTU ne sont pas bonnes. La seconde crue n'est quasiment pas détectée. Elles s'améliorent à 12 hTU pour M3, le quantile 90% capturant correctement le pic de débit, puis à 18 hTU. La décrue est bien annoncée le 9 à 6 hTU.

En conclusion, la chaîne de prévision s'est révélée apte à fonctionner selon un cycle opérationnel, intégrant le rafraîchissement des prévisions chaque matin et la mise-à-jour des distributions en entrée du modèle hydrologique au pas de temps hydrologique horaire. Cet épisode met en évidence la place cruciale des prévisions de précipitations qui, lors de cet épisode, sous-estiment les cumuls observés, en particulier les 5 et 6 septembre. Les prévisions de débits, intégrant ces informations à l'aide du modèle hydrologique, sous-estiment également le débit de pointe. Ceci explique l'utilisation du quantile 90% dans cette comparaison. Il est à noter que, sans que cela ait un sens statistique, les prévisions M3 présentent un meilleur comportement par rapport à `eps_fin`. Toutefois, à plusieurs reprises, les prévisions M3 sont inférieures aux prévisions M2, ce qui correspond ici à une mauvaise prévision de l'humidité.

## 5.2 Apports d'informations qualitatives complémentaires et récents développements

En plus de respecter le cycle opérationnel contraint par le rafraîchissement des prévisions météorologiques et par la prise en compte des précipitations récemment observées, la chaîne de prévision hydrologique doit être en mesure d'utiliser au mieux les informations disponibles. Il s'agit en particulier d'examiner les effets possibles de la correction du biais interne, réalisée au chapitre §3, d'étendre l'horizon de prévision actuel de 13/36 h à 25/48 h et d'évaluer l'influence de l'apport d'informations qualitatives sur la prévision de débits. Ces analyses sont principalement illustrées par l'épisode du 6-8 septembre 2005 sur le Gardon à Anduze, complété par les autres épisodes.

### 5.2.1 Impacts de la correction des prévisions par analogie

Dans le chapitre §3, une partie du biais des prévisions par analogie a été corrigée. Elle concerne la composante intrinsèque de la méthode d'analogie, à distinguer du biais introduit par le modèle météorologique opérationnel. Les prévisions utilisées sont ici issues de l'algorithme M3, prises comme référence et appelées *a priori* dans la suite.

La correction de la distribution *a priori* ne la modifie pas toujours. Lors de la correction, les distributions *a priori* des valeurs strictement positives pour des fréquences de valeurs nulles  $F(0)$  de l'ordre de 0.20 à 0.30 se sont révélées fiables. Il est ainsi logique que la distribution *a posteriori* lui soit quasiment identique. La seconde explication possible provient de la technique d'ajustement de la distribution *a posteriori*, présentée dans le paragraphe §3.2.2.3, qui introduit une source d'imperfection dans la correction de la fiabilité. Quoi qu'il en soit, les prévisions de débits issues de ces distributions assez similaires sont naturellement très proches de celles provenant de la référence. La figure 5.17(a) donne un exemple de distribution inchangée, tiré de l'épisode de novembre 2006 sur l'Ardèche à Vogüé. Les prévisions de débits qui en résultent sont identiques. Les figures 5.17(b) et 5.17(c) affichent les prévisions de débits provenant respectivement de la référence et de la correction.

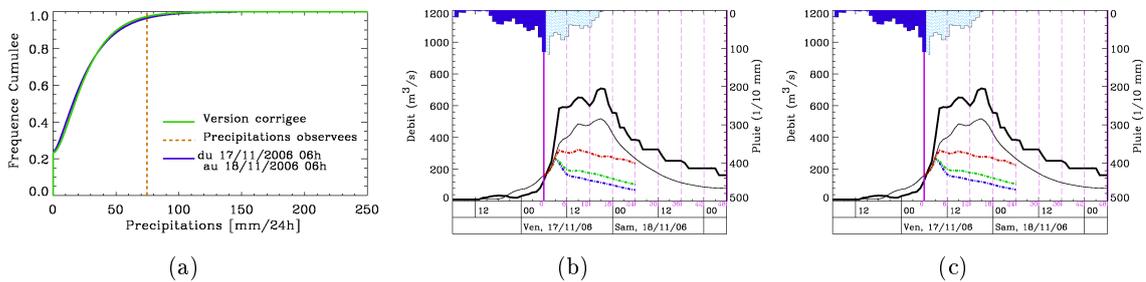


FIGURE 5.17 – Prévisions émises sur l'Ardèche à Vogüé le 17/11/2006 à 6 hTU : (a) prévisions de précipitations *a priori* et *a posteriori*, (b) prévision de débits à partir de la distribution *a priori* et (c) prévision de débits à partir de la distribution *a posteriori*

Lors d'épisodes marqués, les distributions *a priori* sont généralement plus sensiblement transformées. Si la fréquence des valeurs nulles  $F(0)$  est inférieure à 0.20, *i.e.* si une journée est clairement annoncée humide, les distributions *a posteriori* donnent des cumuls supérieurs pour une même probabilité au non-dépassement. Ce fut le cas le 21/11/2007 sur le Gardon à Anduze, comme l'illustre la figure 5.18(a). Pour cette prévision hydrologique, la correction des prévisions par analogie engendre une augmentation d'environ 30, 40 et 80 m<sup>3</sup>/s des quantiles de débits 20%, 60% et 90% (*cf.* figures 5.18(b) et 5.18(c)).

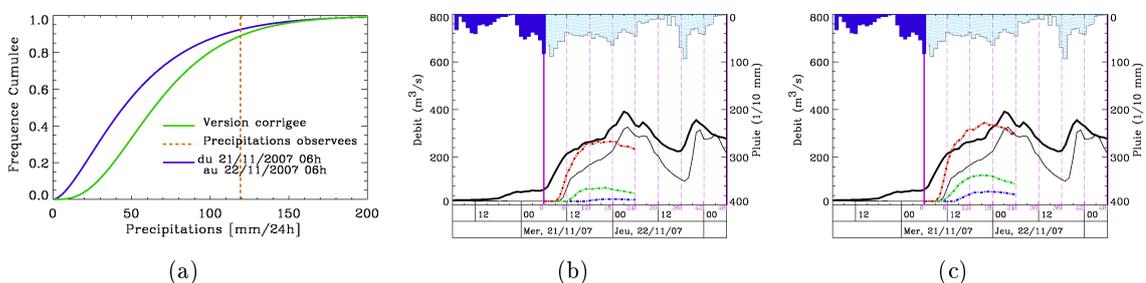


FIGURE 5.18 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 20/11/2007 à 6 hTU : (a) prévisions de précipitations *a priori* et *a posteriori*, (b) prévision de débits à partir de la distribution *a priori* et (c) prévision de débits à partir de la distribution *a posteriori*

Cette transformation peut également entraîner une modification des caractéristiques temporelles des prévisions de débits. Lors de l'épisode de 2008 sur la Loire (*cf.* figures 5.19), la prévision référence annonce une réaction probable le 01/11/2008 en début d'après midi, avec un quantile

90% de l'ordre de  $300\text{m}^3/\text{s}$ . La prévision corrigée indique que cette réaction, tout en étant du même ordre de grandeur, aurait plutôt lieu dans la nuit du 1 au 2 novembre. Ce changement d'information peut s'expliquer par le mode de génération. Contrainte sur des volumes plus forts, la génération stochastique peut engendrer des scénarios de précipitations plus longs et, par conséquent, des hydrogrammes au sein desquels les pics de débits sont prévus plus tardivement.

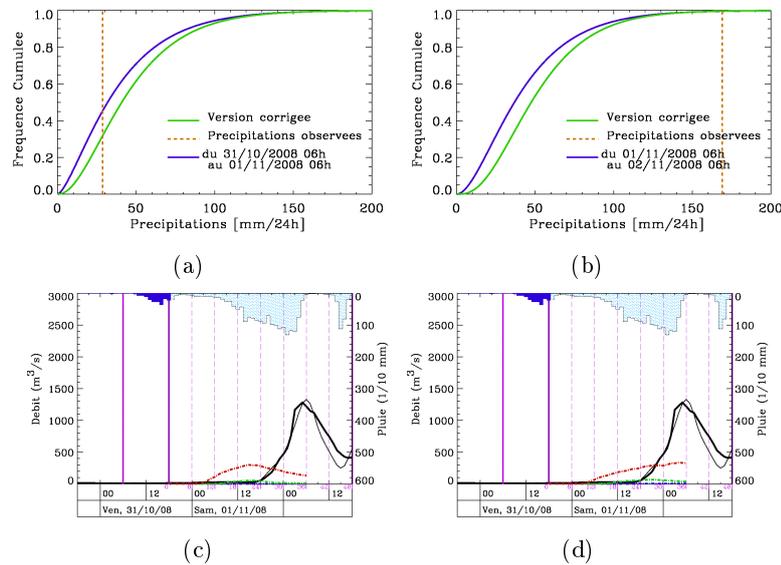


FIGURE 5.19 – Prévisions émises sur la Loire à Chadrac le 31/10/2008 à 18 hTU : prévisions de précipitations pour (a) J et (b) J+1, (c) prévision de débits à partir de la distribution *a priori* et (d) prévision de débits à partir de la distribution *a posteriori*

Les distributions obtenues après correction peuvent également attribuer des cumuls moins importants que ceux de la distribution *a priori* pour une même probabilité de non-dépassement. Cette configuration apparaît généralement entre deux épisodes successifs ou lors du début de la récession, comme celle du 9 septembre 2005 sur le Gardon à Anduze (*cf.* figures 5.20).

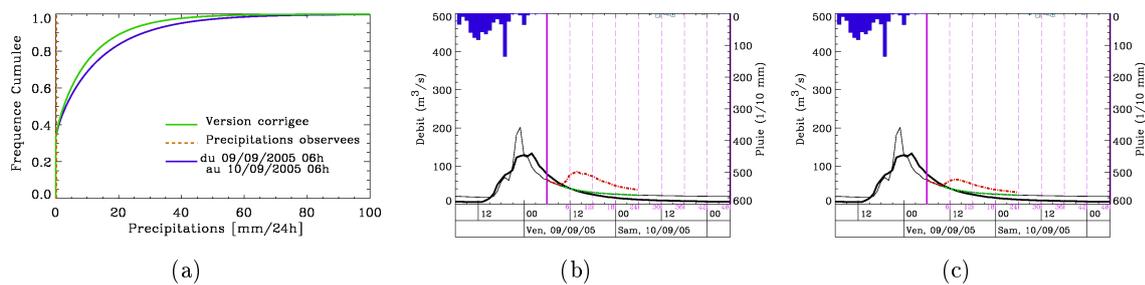


FIGURE 5.20 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 09/09/2005 à 6 hTU : (a) prévisions de précipitations *a priori* et *a posteriori*, (b) prévision de débits à partir de la distribution *a priori* et (c) prévision de débits à partir de la distribution *a posteriori*

Il est à noter que l'impact de la correction des prévisions par analogie peut être annulé ou renforcé vers des débits plus forts ou plus faibles suite à la mise-à-jour effectuée à chaque pas de temps hydrologique en fonction des précipitations déjà observées. Le 8 septembre 2005 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze, la distribution *a posteriori* donne des cumuls légèrement inférieurs à ceux de la distribution *a priori* pour la partie supérieure de la distribution. La correction

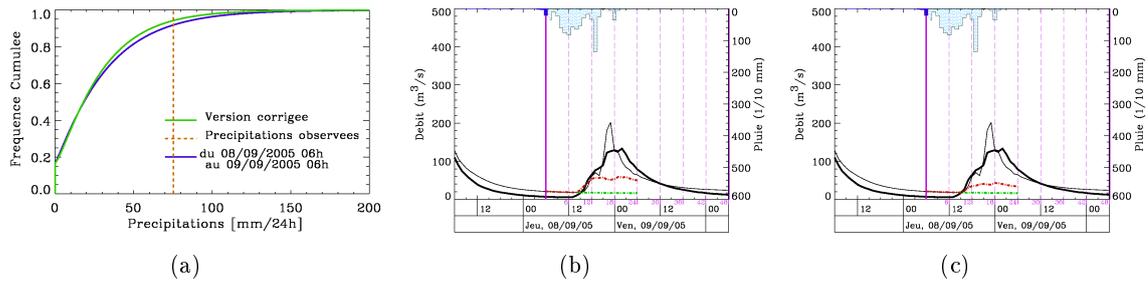


FIGURE 5.21 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 08/09/2005 à 6 hTU : (a) prévisions de précipitations *a priori* et *a posteriori*, (b) prévision de débits à partir de la distribution *a priori* et (c) prévision de débits à partir de la distribution *a posteriori*

engendre une diminution du quantile de débit 90% passant de 60 à 40 m<sup>3</sup>/s (*cf.* figures 5.21). A 12 hTU, environ 30 mm sont tombés sur le bassin versant. La mise-à-jour de la distribution des cumuls journaliers tient compte de ce cumul observé en conservant sa partie supérieure. La différence entre les distributions *a priori* et *a posteriori* issues de ce traitement est légèrement accentuée. Avant la mise-à-jour, l'écart est négligeable pour le quantile 60% (*cf.* figure 5.21(a)) et vaut environ 10 mm pour le quantile 90%. Après cette étape, ils valent 5 et 15 mm. Ces différences sont d'autant plus significatives du point de vue hydrologique, que les cumuls sont forts. Par exemple, le quantile 90% se situe vers 55 mm et 100 mm, respectivement avant et après la mise-à-jour. Celle-ci modifie davantage la prévision de débits en diminuant de 10 et 40 m<sup>3</sup>/s les quantiles 60% et 90%, contre respectivement 0 et 20 m<sup>3</sup>/s, 6 heures auparavant (*cf.* figure 5.22). De même, ces effets sont constatés lors de la combinaison de deux lois Gamma (à 18 hTU), en fonction du positionnement des distributions *a posteriori* par rapport aux distributions *a priori* pour J et J+1.

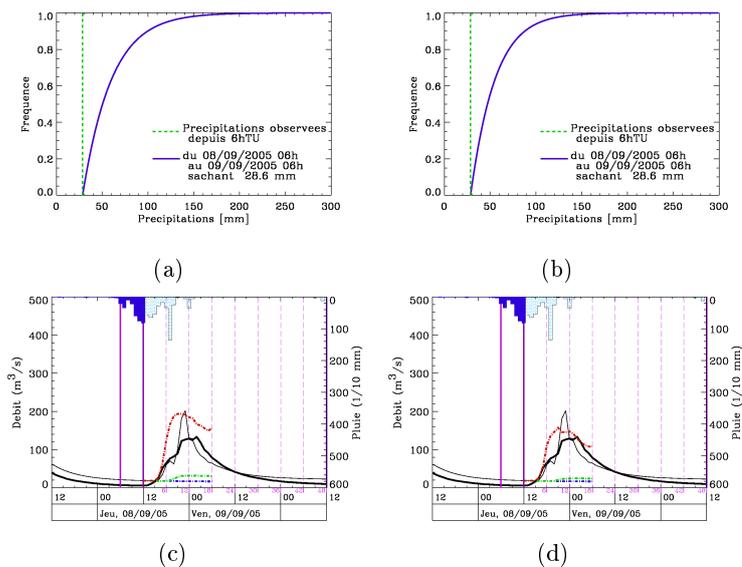


FIGURE 5.22 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 08/09/2005 à 12 hTU : prévisions de précipitations mises-à-jour (a) *a priori* et (b) *a posteriori*, (c) prévision de débits à partir de la distribution *a priori* et (d) prévision de débits à partir de la distribution *a posteriori*

La correction des prévisions par analogie influence donc les prévisions de débits, en augmentant et/ou en abaissant les enveloppes quantiles. Son amplitude en débits dépend logiquement de celle sur les précipitations et peut être annulée, renforcée ou inversée lors du rafraîchissement à 18 hTU et des mises-à-jour à chaque pas de temps hydrologique. Néanmoins, les gains parfois constatés sur les prévisions de débits demeurent relativement faibles compte tenu de la qualité des prévisions au regard des cumuls observés.

### 5.2.2 Extension de l'échéance de prévision

Le cycle opérationnel de prévisions hydrologiques, détaillé dans le paragraphe §4.4, impose actuellement un horizon de prévision allant de 13 h minimum (le jour J à 17 hTU) à 36 h maximum (le jour J à 18 hTU), en autorisant la génération de scénarios respectant une seule distribution de cumuls. Sur certains pas de temps d'émission de prévisions hydrologiques, l'échéance de prévision est alors inférieure à 24 h, se révélant insuffisante pour les prévisionnistes sur les bassins d'étude. Afin de disposer d'une échéance de prévision supérieure à une journée, le choix suivant est retenu : lors de la première moitié de la journée (entre 6 et 17 hTU), l'horizon est étendu à J+1. De ce fait, l'horizon est compris entre 25 h minimum (le jour J+1 à 5 hTU) et 48 h maximum (le jour J à 6 hTU). Les influences de cette extension sur les prévisions hydrologiques sont illustrées à partir des prévisions de précipitations M3.

### Méthodes de génération stochastique

L'extension de l'échéance implique la génération de scénarios de précipitations sur J et J+1. Il est alors nécessaire de respecter la distribution des cumuls sur J **et** celle des cumuls sur J+1. En outre, la combinaison des distributions J et J+1 apporte une contrainte supplémentaire sur les volumes de précipitations cumulées sur 48 h. Les 1000 scénarios générés pour respecter la distribution J doivent alors être complétés sur les 24 h suivantes. Le respect de la distribution J+1 porte sur cet ajout. Si, pour chacun des 1000 scénarios générés sur J, 1000 ajouts sont construits de façon à respecter la distribution J+1, alors ces 1000·1000 scénarios respectent à la fois les distributions sur J et J+1 et la distribution combinée. Cependant, la génération de ce million de scénarios est inappropriée d'un point de vue numérique et opérationnel. Il faut garder à l'esprit que l'outil doit respecter des contraintes opérationnelles incluant les ressources numériques et le temps de calcul.

Une autre démarche, certes moins rigoureuse, consiste à générer l'ajout sur J+1 de manière à respecter soit la distribution J+1, soit la distribution combinée sur J et J+1, et à vérifier la conformité de l'autre distribution, les 1000 scénarios sur J étant préalablement obtenus. Dans le premier cas, un scénario est tiré parmi les 1000 sans remise. Les paramètres d'averses sont mis-à-jour (NA, DA, HPA, HPMX, HEMA et ITEA) afin de déterminer les caractéristiques de l'averse en cours au début de J+1. La génération stochastique complète le signal horaire sur la seconde journée selon la même technique de censure, présentée au paragraphe §4.3. Les 1000 scénarios ainsi construits respectent rigoureusement les distributions J et J+1. Dans le

second cas, le complément du scénario tiré est censuré afin que les cumuls sur les deux jours respectent la distribution combinée. Lors de la mise en œuvre de la seconde approche, il est apparu que la génération de la seconde partie est parfois impossible compte tenu des scénarios restant à compléter. Par exemple, 970 scénarios sur 48 h sont d'ores et déjà générés. L'ensemble des scénarios de précipitations nulles sur J ont été complétés. Comme le tirage est sans remise, ils ne sont donc plus disponibles. Or, parmi les 30 scénarios restant à produire, la distribution combinée requiert encore la génération d'un scénario de précipitations nulles sur les deux journées. Logiquement, il ne sera jamais obtenu. Une solution consisterait à réaliser la censure dans l'autre sens, en contraignant un volume ou une classe de cumul en amont de la génération. L'examen des classes de cumuls sur 48 h imposerait alors le cumul à respecter, et ainsi le choix du scénario sur J à compléter. Cette méthode amplifierait considérablement le temps de calcul et, pour des raisons opérationnelles, impliquerait l'utilisation d'un coefficient multiplicatif en sortie du générateur, qui détruirait le lien entre les caractéristiques climatologiques temporelles et volumiques des précipitations horaires. Finalement, la première approche est retenue pour étendre l'échéance de prévision hydrologique à plus d'une journée.

### Impacts sur les prévisions hydrologiques

Le cycle de fonctionnement opérationnel actuel n'autorisait que la génération de scénarios de précipitations respectant une unique distribution, sur une certaine échéance, inférieure à 36 h. Son extension introduit une seconde distribution, indiquant les cumuls prévus sur J+1, pouvant provenir des prévisions d'ensemble et par analogie. Par conséquent, si les prévisions de précipitations annoncent des cumuls importants pour J+1, la chaîne de prévision hydrologique est tout-à-fait apte à traduire cette information en débits.

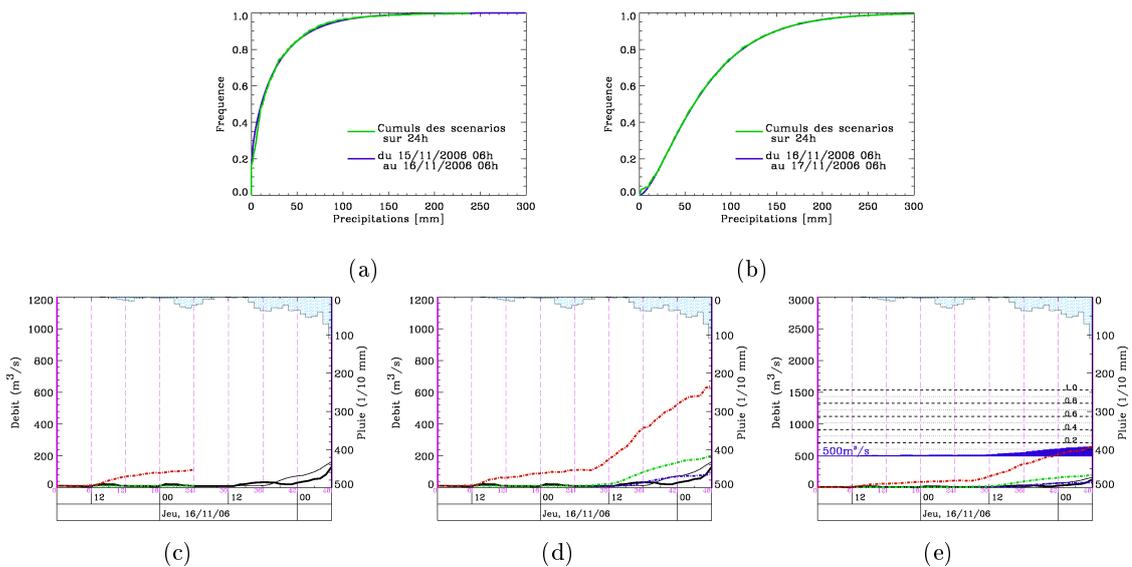


FIGURE 5.23 – Prévisions émises sur l’Ardèche à Vogüé le 15/11/2006 à 6 hTU : prévisions de précipitations pour (a) J et (b) J+1, prévisions hydrologiques avec une échéance de (c) 24 h et (d) 48 h. (e) idem (d), sous forme de dépassement de seuil (500m<sup>3</sup>/s)

Le 15/11/2006, les prévisions M3 prévoient 20 et 65 mm pour les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  relatifs au jour J. Ce même jour, les prévisions donnent respectivement 70 et 150 mm pour le 16/11/2006 (J+1). Ces prévisions sont présentées par les figures 5.23(a) et 5.23(b). La prévision hydrologique se fondant uniquement sur la distribution J (*cf.* figure 5.23(c)) prévoit une légère réaction possible du bassin dans la matinée du 17, avec un quantile 90% de l'ordre de  $100\text{m}^3/\text{s}$ . Avec une échéance de prévision étendue (*cf.* figure 5.23(d)), la chaîne prévoit une réaction bien plus prononcée dans la nuit du 16 au 17 novembre, avec des quantiles 20, 60 et 90% valant environ 80, 200 et  $640\text{m}^3/\text{s}$ . Il en ressort que l'augmentation de l'horizon de prévision peut améliorer l'anticipation d'une crue. L'affichage de la prévision hydrologique sous forme de dépassement de seuil, visible dans la figure 5.23(e), renforce ce constat de gain d'anticipation.

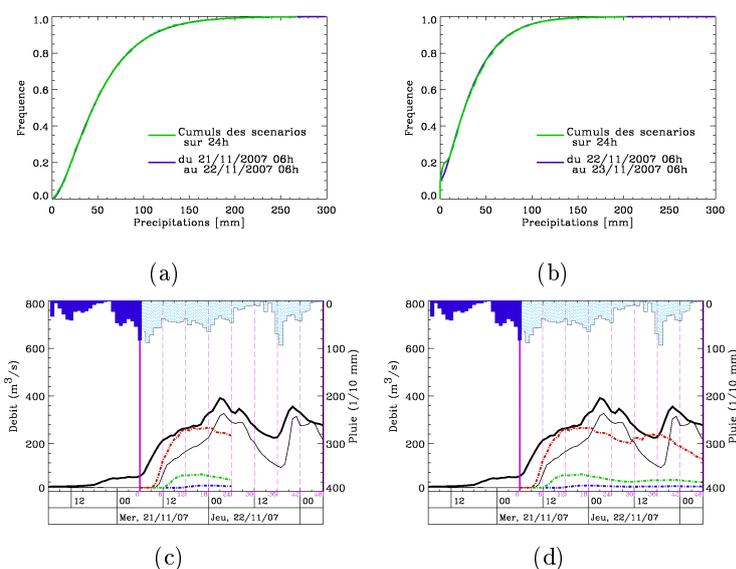


FIGURE 5.24 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 21/11/2007 à 6 hTU : prévisions de précipitations pour (a) J et (b) J+1, prévisions hydrologiques avec une échéance de (c) 24 h et (d) 48 h

Etendre l'échéance de prévision permet également de mieux cerner la durée de la crue annoncée. Le prolongement des enveloppes quantiliques sur la seconde partie de la prévision peut annoncer soit le début (*cf.* exemple précédent), soit la continuation, soit la fin de la crue prévue. Les prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 21/11/2007 à 6 hTU illustrent la deuxième possibilité (*cf.* figures 5.24). Avec une échéance de 24 h, la chaîne annonçait que la crue aurait lieu dans la soirée et/ou dans la nuit suivante, avec un quantile 90 % de l'ordre de  $280\text{m}^3/\text{s}$ . Les prévisions sur 48 h complètent cette information en révélant que les enveloppes quantiliques sont stables jusqu'à l'après-midi du 22/11/2007. La récession débuterait alors dans la nuit du 22 au 23 novembre.

Les prévisions produites le 08/09/2005 à 12 hTU sur la Gardon à Anduze soulignent que la récession légèrement perceptible lorsque l'échéance est inférieure à 24 h, est confirmée par l'extension de l'horizon de prévision. Le quantile 90% est maximal dans la nuit du 8 au 9 septembre, avec un débit de  $200\text{m}^3/\text{s}$ . Ce deuxième exemple de prolongation des enveloppes quantiliques est affiché sur la figure 5.25.

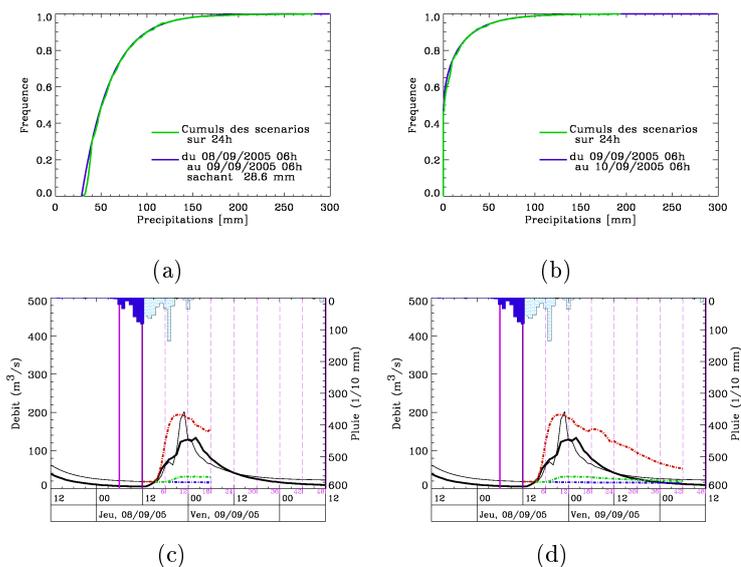


FIGURE 5.25 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 08/09/2005 à 12 hTU : prévisions de précipitations pour (a) J et (b) J+1, prévisions hydrologiques avec une échéance de (c) 24 h et (d) 48 h

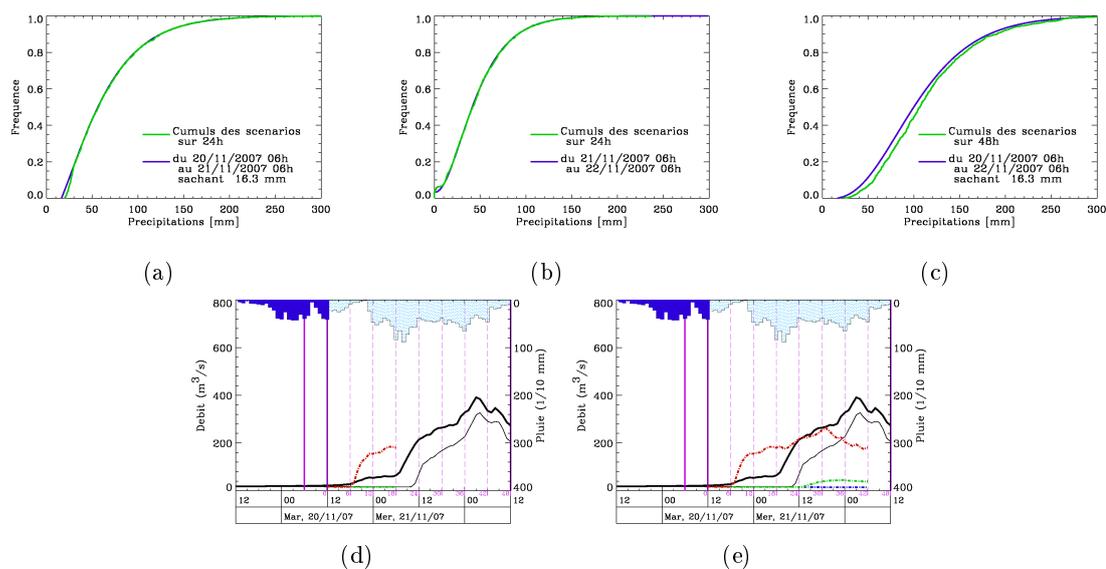


FIGURE 5.26 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 20/11/2007 à 12 hTU : prévisions de précipitations pour (a) J, (b) J+1 et (c) combinée sur J et J+1, prévisions hydrologiques avec une échéance de (d) 24 h et (e) 48 h

Généralement, les scénarios générés de façon à respecter les distributions sur J et J+1 respectent assez bien la distribution combinée. Sur l'ensemble des épisodes joués par la chaîne de prévision hydrologique, seules les distributions des cumuls des scénarios issus des prévisions émises à 12 hTU sont parfois distinctes des distributions combinées. Les figures 5.26 présentent un exemple de non-respect de la distribution combinée. Les distributions sur J et J+1 sont logiquement respectées. Les scénarios horaires de précipitations affichent cependant des cumuls trop élevés sur les deux jours combinés, valant environ 10 mm sur le quantiles  $Q_{60}$ . Cet ordre de grandeur est représentatif des simulations réalisées.

En conclusion, il ressort de cette analyse que l'extension de l'horizon de prévision à J+1 est plus que positive. Elle permet notamment de mieux anticiper l'occurrence d'un épisode, avec un gain de l'ordre de 12 à 24 h. La dynamique au sein de l'épisode (début de réaction du bassin, durée, début de la décrue) est également annoncée plus tôt. Les défauts observés sur le respect de la distribution combinée sont rares et peu prononcés. Ils tempèrent très légèrement les gains obtenus.

### 5.2.3 Influences de l'apport d'informations qualitatives

Les prévisions hydrologiques, affichées sous forme d'enveloppes quantiles, apportent une information sur les débits futurs pouvant apparaître vague ou « molle », de par la génération de scénarios où les précipitations sont réparties au sein de toute la fenêtre temporelle de prévision. Elles ne permettent pas toujours ou limitent les prises de décision. Le 6 septembre 2005 à 18 hTU sur la Gardon à Anduze, la chaîne prévoit une crue de l'ordre de  $100 \text{ m}^3/\text{s}$ , valeur proche du débit observé (*cf.* figures 5.8 page 142 et 5.27(a)). Toutefois, celle-ci pourrait tout aussi bien avoir lieu le lendemain à 0 hTU que 12 heures plus tard.

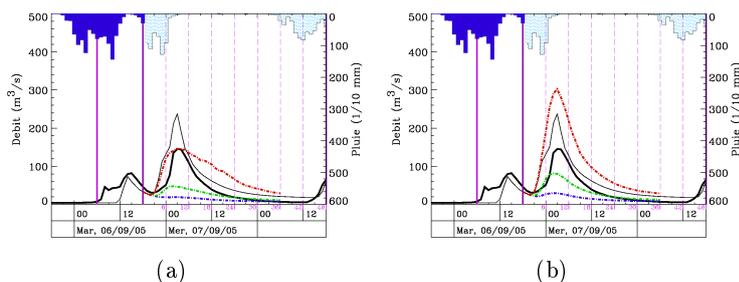


FIGURE 5.27 – Prévisions émises sur le Gardon à Anduze le 06/09/2005 à 18 hTU : (a) sans et (b) avec l'information qualitative complémentaire stipulant que les précipitations s'arrêtent dans 12 h

En revanche, si le prévisionniste hydrologue reçoit une information de la part d'un prévisionniste météorologue annonçant la fin des précipitations dans une dizaine d'heures, alors sa prévision hydrologique doit en tenir compte. Les scénarios proposés par le générateur stochastique subissent alors un second niveau de censure : outre respecter la distribution des cumuls prévus, ils doivent en plus respecter les périodes de précipitations nulles et non nulles. En intégrant cette information qualitative, les prévisions indiquent que la pointe se produirait vers 3 hTU, le lendemain (*cf.* figure 5.27(b)). Dès lors, le moment et l'amplitude de la crue sont mieux appréciés. L'apport d'une telle information sur la prévision hydrologique est plus visible le 17/11/2006 à 0 hTU sur l'Ardèche à Vogüé, notamment en s'intéressant aux prévisions sous forme de dépassement de seuil, ici  $500 \text{ m}^3/\text{s}$ . La position temporelle du pic se situe entre 15 hTU et 1 hTU le lendemain, contre 15 et 6 hTU sans information qualitative. Le quantile de débit 90% augmente significativement, passant de  $640$  à  $840 \text{ m}^3/\text{s}$ . Ce second exemple est illustré par la figure 5.28.

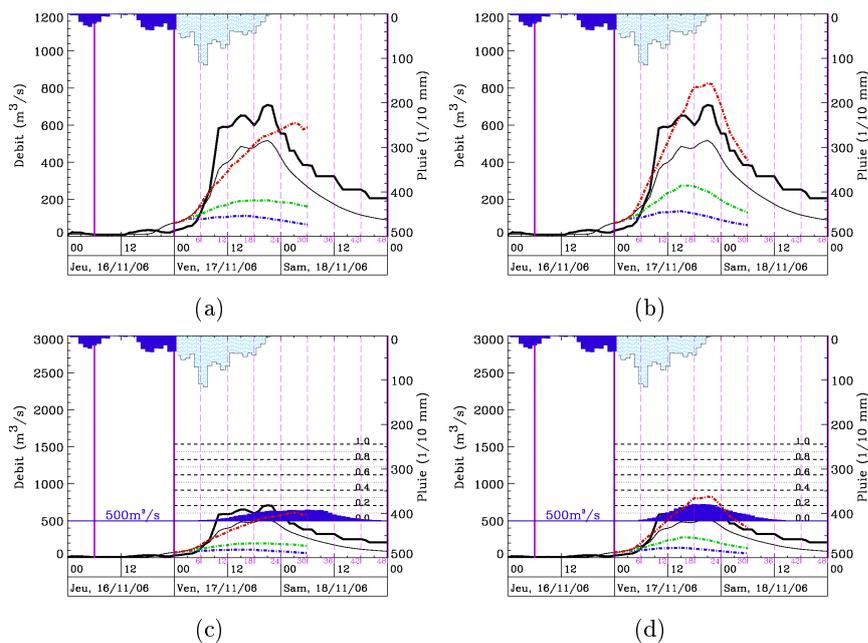


FIGURE 5.28 – Prévisions émises sur l’Ardèche à Vogüé le 17/11/2006 à 0 hTU : (a) sans et (b) avec l’information qualitative complémentaire stipulant que les précipitations s’arrêtent dans 21 h. (c) et (d), idem que (a) et (b), sous forme de dépassement de seuil ( $500\text{m}^3/\text{s}$ )

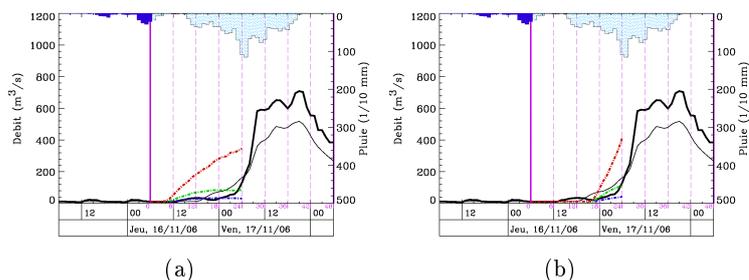


FIGURE 5.29 – Prévisions émises sur l’Ardèche à Vogüé le 16/11/2006 à 6 hTU : (a) sans et (b) avec l’information qualitative complémentaire stipulant que les précipitations débutent dans 12 h

L’information qualitative peut également renseigner le prévisionniste sur le début de l’épisode, sur l’effet d’une accalmie, même courte, au cœur de l’épisode. Le 16 novembre 2006, la chaîne émet une prévision sur l’Ardèche à Vogüé annonçant une crue possible le soir même ou le lendemain matin (*cf.* figure 5.29(a)). En effet, le générateur commence à produire des précipitations horaires dès 7 hTU. Le prévisionniste météorologue indique de son côté que les précipitations débuteront en fin d’après-midi. L’introduction d’une telle information lors de l’élaboration de la prévision hydrologique conduit à mieux cerner le début de la réaction du bassin. En ne générant des précipitations qu’à partir de 18 hTU, la crue est désormais annoncée le lendemain, en début de matinée (*cf.* figure 5.29(b)). Lors de l’épisode de 2008 sur la Loire, une intermitte- nce a lieu dans la matinée du 2 novembre. Sans cette information, les enveloppes quantiliques sont quasiment constantes 30 heures durant, comme illustrées par la figure 5.30(a). La prévision hydrologique apparaît effectivement « molle ». A l’inverse, en intégrant cette information, les enveloppes indiquent logiquement la présence probable de deux pics de débits, le second étant

plus faible que le premier (*cf.* figure 5.30(b)). En effet, comme on le signalait ci-dessus, lors de la construction des scénarios, les précipitations sont produites dès la première heure générée et sur toute l'échéance de prévision par le générateur. Par conséquent, l'information quantitative provenant de la distribution des cumuls prévus est répartie sur les 13 à 36 prochaines heures, en fonction de l'instant d'émission de la prévision hydrologique. Or, il apparaît que le volume peut être concentré en quelques heures au sein de cet horizon de prévision. Les informations qualitatives, pouvant émaner de l'imagerie radar, de l'expertise des prévisionnistes météorologues, complètent donc avantageusement l'information quantitative. La chaîne est capable de les intégrer lors de l'élaboration des prévisions hydrologiques. Il en ressort que celles-ci y gagnent en terme de dynamisme temporel et d'estimation de l'amplitude de la crue.

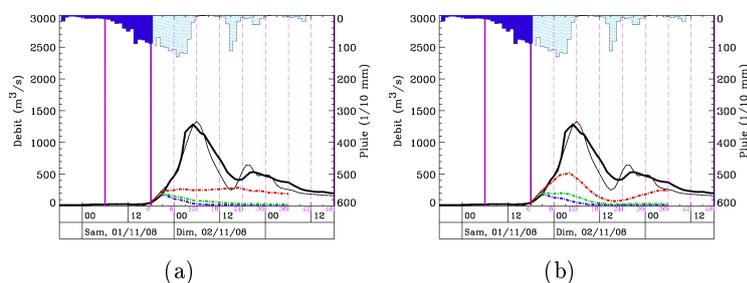


FIGURE 5.30 – Prévisions émises sur la Loire à Chadrac le 01/11/2008 à 18 hTU : (a) sans et (b) avec l'information qualitative complémentaire indiquant une intermittence entre +12 et +18 h

### 5.3 Bilan sur les prévisions hydrologiques avec forçage météorologique journalier

La chaîne de prévision hydrologique requiert un ensemble d'ingrédients de bonne qualité afin d'émettre des prévisions les plus justes possibles. L'épisode du 6-8 septembre 2005 a confirmé que l'ingrédient primordial est la prévision des précipitations. Si elle ne prévoit pas correctement le cumul journalier, la chaîne ne fournit pas de bonnes prévisions et les utilisateurs ne pourront pas prendre les décisions adéquates face à la situation réelle.

En plus de respecter les contraintes de fonctionnement opérationnel, la chaîne de prévision hydrologique est apte à assimiler les prévisions de précipitations journalières ainsi que leurs incertitudes respectives fournies sous forme de distribution pour produire des prévisions hydrologiques sur une certaine échéance. Auparavant limitée à 13-36 heures, l'extension à 25-48 heures permet notamment une meilleure anticipation des crues. Elle est également capable d'intégrer de l'information qualitative externe, provenant de l'expertise des radaristes et des météorologues. Le prévisionniste hydrologue peut ainsi mettre à profit l'expertise humaine dans l'élaboration de prévisions hydrologiques, afin que celles-ci permettent de mieux apprécier la dynamique, les débits de pointe de la crue et la probabilité de dépasser un certain seuil de débits à chaque pas de

temps hydrologique. Ces points positifs ont été évalués sur seulement quelques épisodes. Il serait nécessaire d'étendre cette étude à un nombre plus conséquent d'épisodes pluie-débit.

Toutefois, les prévisions hydrologiques, présentées sous forme d'enveloppes quantiles, peuvent apparaître « molles » aux yeux de certains utilisateurs. Ce défaut provient principalement de l'utilisation du générateur stochastique horaire qui répartit les précipitations dès la première heure générée et sur tout l'horizon de prévision. Par ailleurs, le rafraîchissement journalier est insuffisant pour la prévision hydrologique appliquée aux bassins à crues rapides. Un cycle opérationnel fondé sur un rafraîchissement toutes les 6 ou 12 heures serait plus adapté à notre contexte hydrométéorologique. Ces deux constats nous invitent donc à élaborer des prévisions de précipitations sur ces pas temps plus fins, à les rafraîchir plus fréquemment et à les intégrer dans la chaîne actuelle afin de produire des prévisions hydrologiques plus justes et plus fines en terme de dynamique temporelle et d'amplitude. Ce sera l'objet de la troisième partie



Troisième partie

Prévision hydrologique avec forçage  
bi-quotidien



# 6

## Prévisions probabilistes de précipitations infra-journalières

La partie précédente a souligné la nécessité de désagréger les prévisions hydro-météorologiques au pas de temps hydrologique horaire, spécifique aux bassins à crues rapides, lors de l'élaboration des prévisions hydrologiques. Le respect de cette contrainte est réalisé à l'aide du générateur stochastique de scénarios de précipitations horaires, conditionnés par les informations disponibles sur le passé et le futur. Celles concernant le futur est issue des prévisions fournies chaque matin à 6 hTU sous forme de distribution des cumuls journaliers prévus. L'analyse des prévisions hydrologiques résultantes, effectuée en temps réel différé, a révélé le manque d'informations précises sur la chronologie et l'amplitude de l'évènement que l'on cherche à prévoir au mieux. Outre l'imperfection des prévisions de précipitations, cette insuffisance provient également du pas de temps journalier sur lequel les cumuls prévus sont fournis. Une réflexion est préalablement menée sur la sélection du pas de temps hydro-météorologique optimal pour la prévision hydrologique propre aux bassins à crues rapides (*cf.* §6.1). La méthode des analogues est ensuite reprise et appliquée pour élaborer des prévisions bi-quotidiennes, cette fois, de précipitations (*cf.* §6.2 et §6.3).

### 6.1 Critères de sélection du pas de temps infra-journalier

La détermination du pas de temps infra-journalier optimal sur lequel les prévisions de précipitations sont à intégrer dans la chaîne de prévision hydrologique, dépend des caractéristiques temporelles des bassins hydrologiques. Par exemple, pour un torrent de montagne (de 10 à 100 km<sup>2</sup>), il est important de savoir si l'orage arrivera en début, en milieu ou en fin de nuit ( $\Delta t_M = 3$  h). Pour des bassins cévenols de plus grandes tailles (de 400 à 800 km<sup>2</sup>), on souhaite savoir s'il pleuvra le matin ou le soir ( $\Delta t_M = 6$  à 12 h). Enfin, pour les grands bassins versants comme l'Isère à Grenoble (3000 à 6000 km<sup>2</sup>), il est suffisant de fournir cette information sur un pas de 12 à 24 h. Toutefois, la sélection d'un tel pas de temps ne peut s'affranchir des caractéristiques des systèmes de prévision hydrométéorologique et, en particulier, de leurs disponibilités. Le pas de temps optimal résulte d'un compromis entre ces contraintes hydrologiques et la disponibilité d'une telle information au sein des prévisions météorologiques opérationnelles.

### 6.1.1 Pas de temps caractéristique des bassins à crues rapides

Le premier chapitre a montré le besoin d'intégrer les prévisions de précipitations au sein des systèmes de prévision hydrologique selon les caractéristiques des bassins d'application et des échéances de prévisions visées. Pour les bassins à crues rapides, l'impact des prévisions hydrométéorologiques sur les prévisions hydrologiques est nettement visible au-delà de 2 heures, ce qui correspond environ au tiers du temps de montée au pic, comme le montre la figure 1.1 page 8. Dans le même esprit, le pas de temps météorologique  $\Delta t_M$  sur lequel sont fournies les prévisions de précipitations (3, 6, 12 ou 24 h) est plus ou moins adapté pour la prévision hydrologique selon les temps caractéristiques des bassins d'application. Il s'agit donc ici d'évaluer l'influence de ce pas de temps  $\Delta t_M$  sur la représentation de l'hydrogramme puis d'estimer le pas de temps requis pour les bassins à crues rapides. Le pas de temps hydrologique  $\Delta t_H$  reste horaire.

#### Méthodologie

S'intéressant toujours à la prévision hydrologique, l'évaluation porte sur la reproduction de l'hydrogramme sur les trois bassins considérés. Pour chacun des pas de temps  $\Delta t_M$  (1, 2, 3, 6, 12 et 24 h), le hétérogramme de chaque épisode disponible est transformé. Le cumul des précipitations observées sur  $\Delta t_M$  est réparti aléatoirement sur les  $\Delta t_M$  heures à l'aide du générateur stochastique, produisant 1000 scénarios horaires. Le découpage temporel de ces pas de temps est contraint par des considérations opérationnelles. Par exemple, pour  $\Delta t_M = 24$ , les intensités horaires sont agrégées entre 6 et 6 hTU. De façon analogue, pour  $\Delta t_M = 6$ , les cumuls sont déterminés sur 06-12, 12-18, 18-24, 00-06 hTU. L'influence du pas de temps météorologique sur la reproduction de l'hydrogramme est évalué par l'efficacité de Nash (*cf.* equation 1.1 page 23), en prenant les simulations utilisant les précipitations horaires observées en entrée comme référence. Rappelons que nos bassins ont des temps de montée au pic de l'ordre de 6 h.

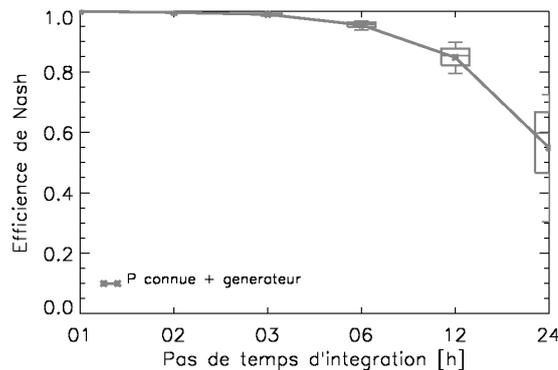


FIGURE 6.1 – Impact du pas de temps d'intégration des prévisions de précipitations sur l'efficacité de Nash. Les boîtes indiquent les quantiles 10, 25, 75 et 90%.

### Evaluation globale des hydrogrammes

Les efficacités de Nash dépendent du pas de temps  $\Delta t_M$  sur lequel les précipitations sont cumulées puis réparties au pas de temps hydrologique horaire  $\Delta t_H$ , comme le montre la figure 6.1. La perte de qualité de l'hydrogramme est peu perceptible entre 1 et 3 h. Les efficacités de Nash sont très proches de 1 et leur variabilité est quasiment nulle. Au-delà de 3 h, le pas de temps  $\Delta t_M$  a une influence d'autant plus importante qu'il est grand. Pour  $\Delta t_H = 6h$ , l'efficacité moyenne vaut 95% et l'écart entre les quantiles 10 et 90% est de 0.05. A 12 h, l'efficacité moyenne atteint 85% et l'écart entre les quantiles 10 et 90% a doublé, valant 0.10. Enfin, si les cumuls sont fournis au pas de temps journalier, les hydrogrammes se distinguent fortement de l'hydrogramme original. L'efficacité moyenne chute à 55% et la différence entre les quantiles 10 et 90% passe à 0.43, montrant ainsi que la variabilité au sein des 1000 scénarios est élevée.

### Prise en compte de l'erreur de prévision de précipitations

L'erreur des prévisions de précipitations est prise en compte par l'affectation d'un coefficient compris entre 0 et 2 multipliant le cumul observé sur le pas  $\Delta t_M$ . Cette procédure engendre une réduction supplémentaire de la qualité de reproduction de l'hydrogramme initial. L'efficacité de Nash présente tout de même les mêmes caractéristiques statistiques à 2 et 3 h, avec une moyenne de l'ordre de 92%, contre 94% pour  $\Delta t_M = 1h$ . Cela traduit notamment l'influence des précipitations observées antérieures. Mais, pour des pas de temps supérieurs, la moyenne de l'efficacité diminue quand le pas de temps  $\Delta t_M$  augmente. De même, sa variabilité augmente, avec l'écart entre les quantiles 10 et 90% qui passent de 0.11 pour 6 h à 0.53 pour 24 h. La figure 6.2 présente la sensibilité de l'efficacité de Nash en fonction de  $\Delta t_M$ , en tenant compte des incertitudes sur les cumuls de précipitations sur ce pas de temps.

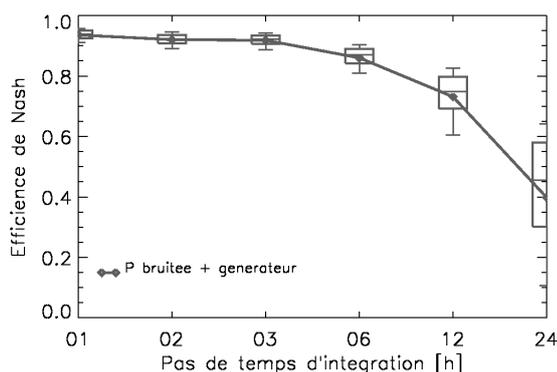


FIGURE 6.2 – Impact du pas de temps d'intégration des prévisions de précipitations et de leurs incertitudes sur l'efficacité de Nash. Les boîtes indiquent les quantiles 10, 25, 75 et 90%.

Il ressort que le pas de temps maximal sur lequel les prévisions de précipitations sont à intégrer est 3 h. Il faut néanmoins garder à l'esprit qu'utiliser l'information à ce pas de temps rend la chaîne de prévision hydrologique plus sensible à la chronologie des précipitations prévues par les systèmes de prévision hydrométéorologique. Suivant ces considérations, un pas de temps de 6 h peut aussi bien convenir à la prévision hydrologique appliquée aux bassins à crues rapides.

### 6.1.2 Disponibilité des prévisions de précipitations infra-journalières

#### Les prévisions de Météo-France

Le modèle global de Météo-France (ARPEGE) a une résolution de 15 km et fournit des cumuls déterministes de précipitations par pas de 12 h jusqu'à 3 jours (T+72h). Au-delà, Météo-France utilise le modèle global du CEPMMT. Le modèle ARPEGE alimente un premier modèle régional centré sur l'Europe de l'Ouest (ALADIN) dont la maille est de 10 km. Les précipitations sont prévues sur une échéance de 2 jours, par pas de temps de 6 h. Depuis fin 2008, un second modèle régional est disponible uniquement sur la France métropolitaine (AROME). Couplé à ALADIN, il fournit des prévisions déterministes de précipitations cumulées sur 3 h, jusqu'à T+30h. Météo-France produit également des prévisions d'ensemble à partir d'un modèle dérivé d'ARPEGE appelé PEARP dont la résolution est 1.5°. Les prévisions sont élaborées une fois par jour à 21 hTU et comportent 11 traces équiprobables. Ces prévisions d'ensemble peuvent être obtenues sur des résolutions plus fines en appliquant une approche dynamique de réduction d'échelles, réalisée à l'aide du modèle régional AROME.

#### Les prévisions par analogie de la CNR

La Compagnie Nationale du Rhône (CNR) a développé une approche par analogie de prévisions probabilistes de précipitations, dans la continuité des algorithmes optimisés par Bontron (2004). Ce système, appelé OPALE, est le seul exemple de prévision par analogie fonctionnant en temps réel. Il élabore des prévisions à 0, 6, 12 et 18 hTU, avec une échéance de 96 heures. Les précipitations correspondent aux lames d'eau moyennes sur leurs bassins d'intérêt, parfois de taille importante (*e.g.* 10 000 km<sup>2</sup> sur la Saône), cumulées sur 6 h. Cependant, l'archive pluviométrique sur laquelle repose cette méthode d'analogie ne couvre qu'environ 10 ans. Cette fenêtre temporelle nous semble insuffisante pour la prévision des précipitations génératrices de crues rapides. Il sera donc nécessaire de développer une autre approche par analogie utilisant des archives pluviométriques plus longues.

#### Les prévisions d'ensemble EPS du CEPMMT

Les prévisions d'ensemble EPS du CEPMMT sont produites deux fois par jour, à 0 et 12 hTU depuis mars 2003, et contiennent les cumuls pluviométriques jusqu'à 10 jours (T+240h) par pas de temps de 6 h, avec une résolution horizontale de 0.45 ou 0.70°. Depuis 2005, ils sont fournis par pas de 3 h jusqu'à T+126h, soit une échéance de 5 jours. Pour des échéances de 5 à 15 jours, les précipitations sont cumulées sur 6 h. Le paragraphe §2.2.2 décrit les caractéristiques des prévisions d'ensemble EPS du CEPMMT.

La figure 6.3 présente les performances globales des prévisions d'ensemble au pas de temps de 12 h. De façon similaire aux prévisions journalières, l'évaluation de leurs performances est réalisée sur des grilles de résolutions horizontales fines (eps12\_fin à 0.45° ou à 0.70°) et larges (eps12\_large à 1.125°) et sur les mêmes bassins hydrologiques (*cf.* §3.1.2.2). Celles-ci sont meilleures pour

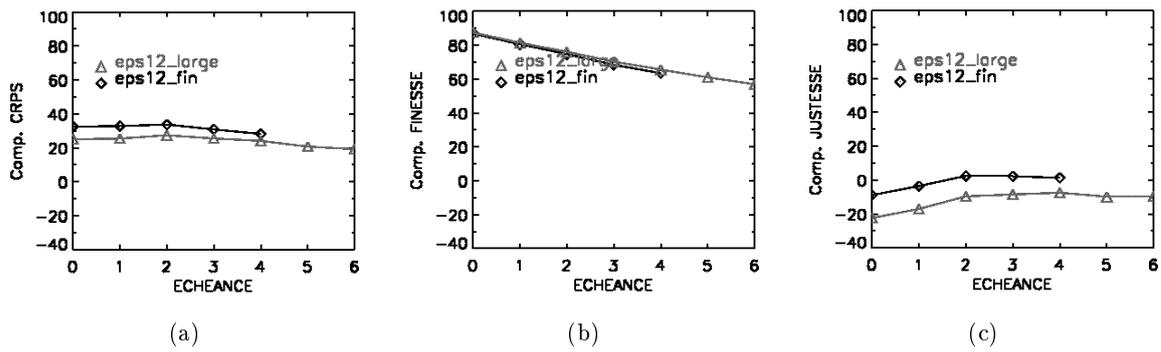


FIGURE 6.3 – Compétences du (a) CRPS et de sa décomposition en (b) Finesse et (c) Justesse des prévisions opérationnelles. L'échéance est comptabilisée en pas de 12 h, correspondant aux instants d'émission des prévisions (0 ou 12 hTU).

une grille ayant une meilleure résolution horizontale. Les compétences du CRPS de la version eps12\_fin atteignent 32 à 33% pour les premières échéances de 12 h. Celles de eps12\_large sont plus faibles, de l'ordre de 25%. Les prévisions EPS présentent toujours de bonnes performances en Finesse (de 60 à 85% selon l'échéance). Mais celles-ci sont obtenues au détriment de la Justesse dont la compétence est principalement négative. Les prévisions EPS sont ainsi moins justes que des prévisions fondées sur la distribution climatologique des précipitations cumulées sur des pas de 12 h. Ces prévisions d'ensemble seront utilisées aux pas de temps 6 et 12 h selon une approche qualitative pour élaborer des prévisions hydrologiques. Elles seront également employées au pas de 12 h afin de produire des prévisions hydrologiques deux fois par jour.

### 6.1.3 Bilan sur le pas de temps infra-journalier

L'évaluation de l'impact du pas de temps des prévisions météorologiques  $\Delta t_M$  met en évidence la nécessité d'intégrer cette information à un pas de temps de l'ordre de 3 à 6 h. Les systèmes de prévisions météorologiques émettent des prévisions proposant des cumuls sur des pas de temps compatibles, à savoir 3 à 12 h, et ce de 2 à 4 fois par jour. Par conséquent, le pas de temps 6 h apparaît être un bon compromis d'un point de vue opérationnel. En effet, les services opérationnels peuvent alors rafraîchir les prévisions hydrométéorologiques 4 fois par jour, voire a minima le matin et le soir. Parmi ces prévisions probabilistes apportant une information sur les cumuls infra-journaliers, seules celles issues du CEPMMT sont disponibles dans le cadre de cette thèse (à 6 et 12 h). Elles seront employées comme sources de prévisions quantitatives et comme informations externes sur la répartition relative des cumuls. La méthode de prévision par analogie sera reprise et appliquée aux bassins à crues rapides pour des pas de temps infra-journaliers dans la suite de ce travail.

## 6.2 Archives météorologiques et pluviométriques infra-journalières

La méthode de prévision par analogie, décrite au paragraphe §2.2.3, se fonde sur la recherche de situations synoptiques passées similaires à la situation synoptique prévue. Cette approche est, de fait, d'autant plus performante que l'historique est riche et précis. Celui-ci se compose

- d'une archive météorologique contenant les situations passées des variables explicatrices (*prédicteurs*),
- d'une archive de *prédicands* renfermant les valeurs observées des variables que l'on cherche à prévoir. Il s'agit donc ici d'une archive pluviométrique.

La pertinence d'une telle approche requiert donc des archives météorologiques et pluviométriques longues et homogènes. La première propriété est directement liée à la capacité de détecter des événements rares. Néanmoins, même si les archives ne contiennent pas d'évènement décennal, l'approche par analogie peut prévoir un évènement d'une telle ampleur grâce à l'utilisation de lois statistiques ajustant les distributions empiriques obtenues à partir des situations analogues. Par conséquent, ces archives doivent couvrir une période de plusieurs décennies. La seconde propriété peut se dégrader avec la longueur d'archive requise, par les changements de capteurs, de stations de mesures, de systèmes d'analyses. L'hétérogénéité de l'archive peut nuire à la conservation des relations statistico-dynamiques entre les *prédicands* et les *prédicteurs*.

### 6.2.1 Les archives météorologiques

Les systèmes d'assimilation de données, la résolution et le paramétrage des modèles de prévisions numériques du temps évoluent très rapidement. Il est donc difficile de disposer d'archives longues et homogènes d'analyses directement issues des modèles opérationnels. Afin de limiter ces hétérogénéités, les grands centres météorologiques ont construit des archives d'analyses atmosphériques élaborées à partir d'un grand nombre d'observations météorologiques assimilées par le même modèle sur de longues périodes. Du fait de l'évolution inhérente des sources de données (diminution de la densité du réseau de radiosondages, introduction des mesures provenant de satellites et océanographiques), « *ces réanalyses sont donc aussi homogènes que possible* » (Bontron 2004). Parmi les sources existantes de réanalyses météorologiques, nous disposons de celles élaborées par le NCEP/NCAR et par le CEPMMT.

#### Les réanalyses NCEP/NCAR

Les réanalyses NCEP/NCAR sont réalisées à l'aide d'un système d'assimilation de données 3DVAR et d'un modèle avec une troncature horizontale T62 correspondant environ à 210 km, et 28 niveaux verticaux (Kalnay *et al.* 1996). Les variables sont fournies à 0 et 12 hTU sur une grille 2.5°x2.5°. Elles sont disponibles depuis 1948 et sont complétées chaque jour. Lors de l'élaboration des algorithmes de prévisions de précipitations journalières par analogie, Bontron (2004) a utilisé un certain nombre de variables extraites des réanalyses NCEP/NCAR, sur la fenêtre -57.5° à 50°E en longitude et de 15° à 75°N en latitude, listées dans le tableau 6.1. L'archive du LTHE couvre la période 1948-2001.

Variable	Abréviation	Colonne	1000	850	700	500	300	200
Géopotentiels	HGT		x	x	x	x	x	x
Température	TMP			x		x		x
Humidité Relative	RHU			x		x		x
Vent Zonal	UGRD			x		x		x
Vent Méridien	VGRD			x		x		x
Vitesse vertical (Euler)	VVE					x		
Eau précipitable	PWA	x						

TABLEAU 6.1 – Variables extraites des réanalyses NCEP/NCAR : les niveaux de pression sont indiqués en hPa.

### Les réanalyses ERA-40

Le premier projet de réanalyses du CEPMMT porte sur la période 1979-1994 (ERA-15). Contemporain des réanalyses NCEP/NCAR, il utilise un système d'assimilation de données 3DVAR et un modèle météorologique avec une résolution horizontale légèrement meilleure (troncature T106, 125 km) et 31 niveaux verticaux. Ces réanalyses couvrent une période trop courte pour susciter un intérêt dans le cadre d'une approche par analogie. Le second projet, présenté en détails dans l'article de Uppala *et al.* (2005), est plus récent et couvre la période septembre 1957 - août 2002 (ERA-40). Davantage de données atmosphériques ont été analysées, complétées par des mesures océanographiques et au sol dont la couverture neigeuse. Le système d'assimilation est identique à celui des ERA-15. En revanche, le modèle météorologique est différent, avec une troncature T159, soit 1.125° et 60 niveaux verticaux. Martin (2004) évalue les précipitations sur les Alpes françaises et souligne que la variabilité interannuelle est mieux respectée qu'au sein des réanalyses ERA-15 et que la qualité des analyses des champs de précipitations décroît fortement au niveau mensuel. Ben Daoud *et al.* (2009) montrent que les ERA-40 contiennent des valeurs suspectes d'humidité relative à 850 hPa, notamment sur la Scandinavie. Les écarts sur cette variable synoptique les plus significatifs entre les réanalyses NCEP/NCAR et ERA-40 sont constatés au Sahara, en Asie Centrale et dans l'Atlantique Nord.

Variable	Abréviation	Colonne	1000	925	850	775	700	600	500
Géopotentiels	Z		x	x	x	x	x	x	x
Température	T		x	x	x	x	x	x	x
Humidité Relative	R		x	x	x	x	x	x	x
Vent Zonal	U		x	x	x	x	x	x	x
Vent Méridien	V		x	x	x	x	x	x	x
Eau précipitable	TCW	x							

TABLEAU 6.2 – Variables extraites des réanalyses ERA-40 : les niveaux de pression sont indiqués en hPa.

Parmi l'ensemble des variables disponibles, certaines sont extraites pour constituer l'archive météorologique LTHE à 1.125°. Leur sélection repose sur le choix opéré par Bontron (2004), à savoir les champs géopotentiels, de température, d'humidité relative, de vent et l'eau précipitable (*cf.* tableau 6.2), téléchargés à l'aide du système MARS (Meteorological Archival and Retrieval

System) du CEPMMT accessible à l'adresse <http://www.ecmwf.int/services/archive>. L'archive ainsi construite couvre la période janvier 1959 - décembre 2001 et les réanalyses sont fournies à 0, 6, 12 et 18 hTU.

### Sélection de l'archive météorologique

Bontron (2004) montre que la résolution spatiale de l'archive météorologique a une influence sur la performance des différents algorithmes de prévisions par analogie. Pour le premier niveau d'analogie, elles se stabilisent pour des mailles inférieures à  $5^\circ$ . Pour le second niveau d'analogie portant sur l'humidité, Bontron (2004) n'a pas constaté de seuil sur la résolution horizontale au-dessous duquel les performances des algorithmes se stabilisent car il pouvait descendre en dessous de la résolution des réanalyses NCEP/NCAR ( $2.5^\circ$ ). Les figures 2.6(a) page 53 et 2.9(a) page 59 affichent respectivement les grilles à 1.125 et  $2.5^\circ$ . Ainsi, dans les perspectives de sa thèse, il suggère que la sélection sur deux niveaux d'analogie serait d'autant plus performante que la maille du modèle serait fine. L'utilisation des réanalyses produites à une meilleure résolution serait dès lors plus judicieuse.

En conclusion, la meilleure résolution horizontale des réanalyses météorologiques ERA-40 et le pas de temps d'analyse plus court, 6 h pour les ERA-40 contre 12 h pour les réanalyses NCEP/NCAR, nous conduisent à retenir les réanalyses ERA-40 à  $1.125^\circ$  comme archive météorologique.

## 6.2.2 L'archive pluviométrique SAFRAN

Les archives pluviométriques infra-journalières peuvent s'appuyer directement sur des réseaux d'observations. Cependant, ceux-ci sont bien souvent insuffisamment denses pour des données de précipitations sur des pas de temps infra-journaliers (12 h, 6 h voire 1 h). Une alternative pour élaborer de telles archives consiste à pallier ce manque de données à court pas de temps en ajoutant aux données observées de l'information temporelle empruntée à des sorties de modèles. Idéalement, celles-ci pourraient remplacer le réseau là où il est lâche ou inexistant. Elles permettraient a minima de désagréger de manière plus fiable des données cumulées sur des pas de temps trop importants. Depuis quelques années, une nouvelle possibilité est apportée par les réanalyses pluviométriques. Principalement construites dans une optique d'évaluation du changement climatique, elles proposent néanmoins des cumuls horaires de précipitations sur de longues périodes (30 à 50 ans) et sur des zones géographiques de tailles diverses.

### 6.2.2.1 Présentation des réanalyses SAFRAN

#### SAFRAN/Avalanche

Le Centre d'Etude de la Neige de Météo France (CEN) a développé, au cours des années 1990, une analyse météorologique à méso-échelle en vue de fournir des analyses objectives de paramètres atmosphériques requis par la modélisation de l'évolution du manteau neigeux sur

les principaux massifs des Alpes, des Pyrénées et de la Corse. La figure 6.4(a) indique les massifs alpins concernés. Ce système, appelé Système d'Analyse Fournissant des Renseignements Atmosphériques à la Neige (SAFRAN) analyse les données provenant de divers réseaux de mesures (SYNOP, NIVO-METEO), les ébauches du modèle de prévision numérique atmosphérique ARPEGE et la climatologie des précipitations (Durand *et al.* 1993). Ces données sont assimilées toutes les 6 h, exceptées les précipitations qui sont utilisées au pas journalier. Il fournit en retour les principales données météorologiques horaires affectant le manteau neigeux, dont les précipitations, selon l'altitude (avec un pas de 300 m) et l'exposition (Nord, Est, Sud-Est, Sud, Sud-Ouest, Ouest, Plat où la pente locale est inférieure à 5°), pour chaque massif montagneux considéré comme climatologiquement homogène. La figure 6.4(b) schématise la pyramide SAFRAN, en fonction de l'altitude et de l'exposition. La répartition horaire des cumuls journaliers de précipitations est effectuée suivant l'évolution temporelle de l'humidité spécifique du modèle ARPEGE.

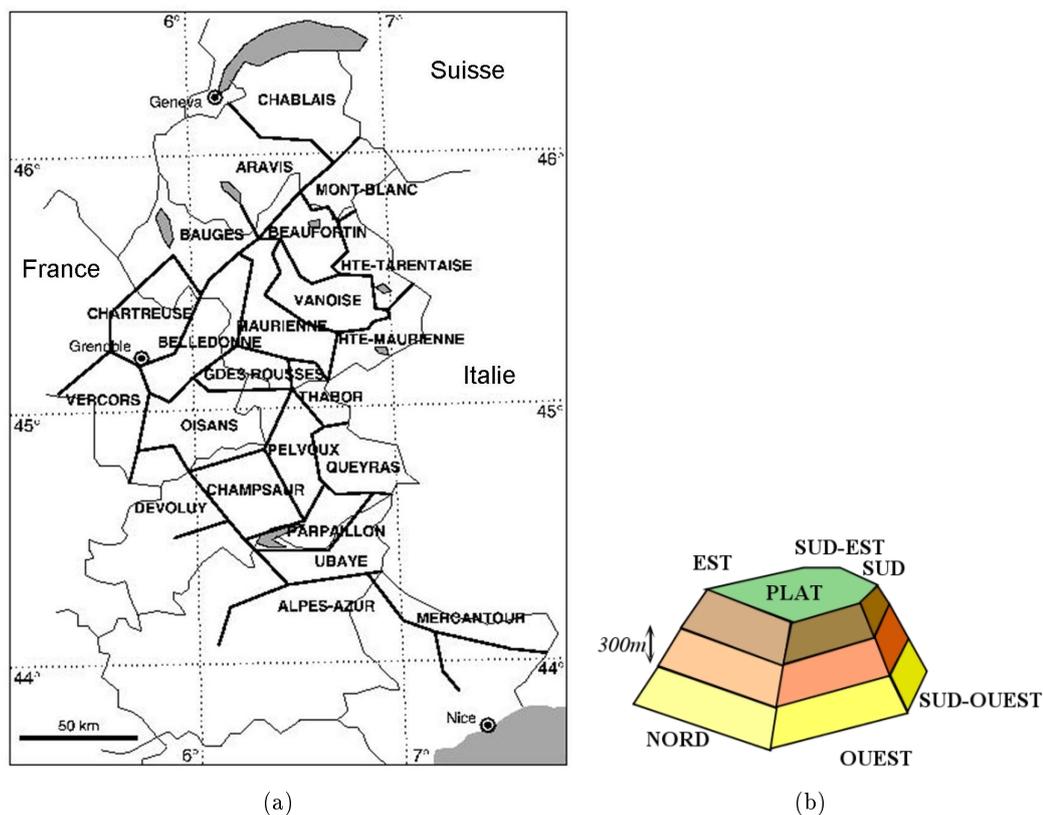


FIGURE 6.4 – Massifs Alpins et pyramide SAFRAN/A

Ce système est intégré dans la chaîne SCM (SAFRAN - CROCUS - MEPRA), utilisée pour la prévision opérationnelle des avalanches sur les massifs français depuis l'hiver 1992 (Martin *et al.* 1994, Durand *et al.* 1999). Les deux premiers éléments de cette chaîne peuvent également être employés en entrée d'une modélisation hydrologique de bassins versants nivo-pluviaux (Durot 1999). Elaboré pour répondre en premier lieu au besoin de la prévision opérationnelle des avalanches, SAFRAN est également appliqué pour construire des réanalyses météorologiques sur les massifs alpins, pyrénéens et corses, utilisant les réanalyses ERA-40 comme ébauches (Du-

rand *et al.* 2009). Les réanalyses ainsi constituées couvrent la période août 1958 - juillet 2002. Cette version de SAFRAN, initialement développée pour les Alpes, sera appelée **SAFRAN/A** dans la suite du document.

### SAFRAN/France

Plus récemment, les procédures développées pour SAFRAN/A ont été généralisées au territoire français afin d'alimenter une chaîne de modélisation du cycle de l'eau à l'échelle régionale comprenant le schéma de transfert Sol - Végétation - ATmosphère ISBA et un modèle hydrogéologique MODCOU (Rousset *et al.* 2004, Habets *et al.* 2008). Les données ne sont plus fournies par massif/exposition, mais sur des zones « climatologiquement homogènes » de taille généralement inférieure à 1000 km<sup>2</sup>, dites SYMPOSIUM et par altitude avec un pas de 300 m. Elles sont ensuite interpolées et agrégées sur une grille régulière de résolution 8x8 km en prenant en compte les gradients verticaux propres à chaque variable météorologique analysée (température, humidité, vitesse du vent, nébulosité, rayonnement et précipitations).

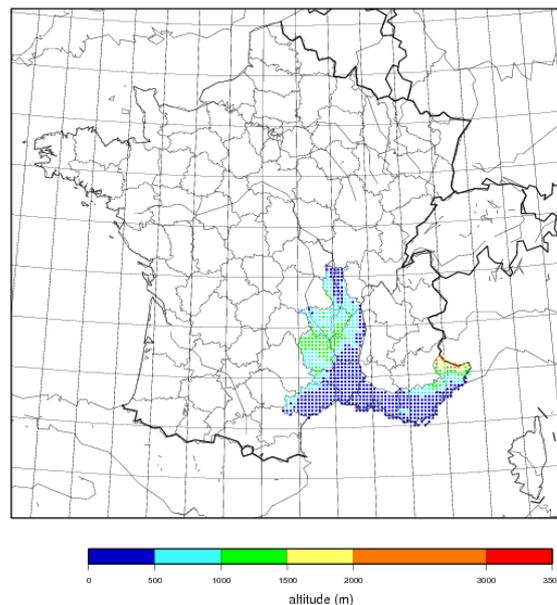


FIGURE 6.5 – Localisation des points de grille SAFRAN/F disponibles au LTHE

De façon analogue à SAFRAN/A, SAFRAN/France a été appliqué pour élaborer des réanalyses météorologiques, les ébauches provenant des réanalyses ERA-40 (Vidal *et al.* 2009). Les réanalyses SAFRAN/F portent sur la période août 1958 - juillet 2008. Dans le cadre de cette thèse, les réanalyses SAFRAN/France sont disponibles jusqu'au mois d'août 2006, sur les départements inclus ou limitrophes à l'OHM-CV (l'Hérault, le Gard, la Lozère, l'Ardèche, la Haute-Loire, la Loire) et ceux du pourtour méditerranéen (les Bouches du Rhone, le Var et les Alpes-Maritimes). La figure 6.5 indique les points de la grille 8x8 km disponibles. Dans la suite du document, le terme générique **SAFRAN/F** renverra à la version couvrant toute la France.

### 6.2.2.2 Evaluation des réanalyses SAFRAN/F

Durand *et al.* (2009) et Quintana-Seguí *et al.* (2008) ont respectivement évalué SAFRAN/A et SAFRAN/F. La première étude porte sur 43 sites n'appartenant pas aux données assimilées. L'erreur moyenne sur les précipitations journalières vaut de 0.5 à 1.5 mm/jour, avec un coefficient de détermination  $R^2$  de 0.90. Le score TSS atteint 60.7%. La seconde validation porte sur plus de 3000 stations pluviométriques sur les années hydrologiques 2001/2002 et 2004/2005. Elle révèle une erreur moyenne légèrement supérieure, allant de 1 à 4 mm/jour. Toutefois, ces validation des réanalyses de précipitations ne concernent que des cumuls journaliers, sachant que de nombreux cumuls journaliers sont assimilés. Il est donc nécessaire de réaliser une telle évaluation aux pas de temps infra-journaliers (6 et 12 h).

L'évaluation de SAFRAN/F est réalisée par comparaison avec les données opérationnelles SEVNOL, décrite dans le paragraphe §2.3.1.1, prises comme « référence ». Cette analyse porte sur les lames d'eau déterminées sur les bassins du Gardon à Anduze et de l'Ardèche à Vogüé, sur la période commune aux données SAFRAN/F et SEVNOL, à savoir les automnes 2000 à 2005. Elle porte ainsi sur 2904, 1452 et 726 pas de temps, correspondant respectivement aux pas de temps de cumul 6, 12 et 24h. Les lames d'eau SAFRAN/F sont obtenus en prenant chaque point de grille comme « centre » des polygones de Thiessen. Elle se fonde sur les scores issus du tableau de contingence, décrits dans le paragraphe §1.4.2 (POD, FAR, SPE, TSS et Biais) ainsi que sur le coefficient de détermination.

$\Delta t$	Seuil	$R^2$	POD [%]	SPE [%]	FAR [%]	TSS [%]	Biais
6h	$P > 0\text{ mm}$	<b>0.54</b> <i>0.63</i>	<b>82.11</b> <i>86.35</i>	<b>84.98</b> <i>88.62</i>	<b>17.89</b> <i>13.65</i>	<b>67.09</b> <i>74.97</i>	<b>0.83</b> <i>0.77</i>
	$P \geq P_{50}$	<b>0.52</b> <i>0.61</i>	<b>79.62</b> <i>80.93</i>	<b>92.18</b> <i>90.60</i>	<b>22.61</b> <i>24.85</i>	<b>71.79</b> <i>71.53</i>	<b>1.03</b> <i>1.08</i>
	$P \geq P_{90}$	<b>0.40</b> <i>0.43</i>	<b>64.86</b> <i>75.00</i>	<b>98.62</b> <i>97.78</i>	<b>28.36</b> <i>34.86</i>	<b>63.49</b> <i>72.78</i>	<b>0.91</b> <i>1.15</i>
12h	$P > 0\text{ mm}$	<b>0.71</b> <i>0.78</i>	<b>87.25</b> <i>89.88</i>	<b>81.09</b> <i>84.77</i>	<b>12.75</b> <i>10.12</i>	<b>68.35</b> <i>74.65</i>	<b>0.81</b> <i>0.79</i>
	$P \geq P_{50}$	<b>0.69</b> <i>0.76</i>	<b>84.29</b> <i>85.92</i>	<b>91.23</b> <i>91.64</i>	<b>17.81</b> <i>16.33</i>	<b>75.52</b> <i>77.56</i>	<b>1.03</b> <i>1.03</i>
	$P \geq P_{90}$	<b>0.53</b> <i>0.63</i>	<b>78.95</b> <i>82.29</i>	<b>98.75</b> <i>98.16</i>	<b>18.48</b> <i>24.04</i>	<b>77.69</b> <i>80.45</i>	<b>0.97</b> <i>1.08</i>
24h	$P > 0\text{ mm}$	<b>0.92</b> <i>0.98</i>	<b>95.56</b> <i>93.48</i>	<b>81.75</b> <i>78.29</i>	<b>4.44</b> <i>6.52</i>	<b>77.31</b> <i>71.77</i>	<b>0.86</b> <i>0.88</i>
	$P \geq P_{50}$	<b>0.92</b> <i>0.98</i>	<b>93.11</b> <i>92.71</i>	<b>91.92</b> <i>93.15</i>	<b>10.69</b> <i>10.10</i>	<b>85.04</b> <i>85.86</i>	<b>1.04</b> <i>1.03</i>
	$P \geq P_{90}$	<b>0.79</b> <i>0.92</i>	<b>86.89</b> <i>93.10</i>	<b>99.55</b> <i>99.55</i>	<b>5.36</b> <i>5.26</i>	<b>86.43</b> <i>92.65</i>	<b>0.92</b> <i>0.98</i>

TABLEAU 6.3 – Evaluation des lames d'eau SAFRAN/F sur les bassins du Gardon à Anduze (en gras) et de l'Ardèche à Vogüé (en italique). Les précipitations  $P_{50}$  et  $P_{90}$  correspondent aux quantiles 50 et 90% des précipitations non nulles.

SAFRAN/F présente de bonnes performances à 24 h. Le score POD moyen sur les deux bassins est supérieur à 94% pour  $P > 0$  et 90% pour  $P \geq P_{90}$ , où  $P_{90}$  est le quantile 90% des précipitations non nulles. De même, le ratio de fausses alertes, FAR, est de l'ordre de 5 à 10%. A 12 h, elles se dégradent notablement. Le POD passe de 94 à 88% pour  $P > 0$  et FAR est supérieur à 10%. Les performances de SAFRAN/F à 6 h sont insuffisantes. Il ne détecte que 84% des précipitations non nulles et, surtout, possède un ratio de fausses alertes proche de 15%. La perte de performance de SAFRAN/F est d'autant plus prononcée que le seuil sur les précipitations est élevé. Pour  $P \geq P_{90}$ , le score POD diminue de 90% à 70%, et le score FAR augmente significativement de 5 à 30 %. Le score TSS, représentant à la fois la performance en détection

d'alerte et en émission de fausses alertes, baisse légèrement de 74% (24 h), à 70% (6 h). Ces résultats sont affichés dans le tableau 6.3.

Les performances des lames d'eau SAFRAN/F se dégradent quand le pas de temps sur lequel les précipitations sont cumulées diminue. Or, le principal objectif sous-jacent à cette évaluation se réfère à la capacité de SAFRAN/F de fournir des cumuls de précipitations sur des pas de temps infra-journaliers et, par conséquent, à la qualité de l'interpolation temporelle des cumuls journaliers assimilés. Pour cela, l'évaluation s'intéresse particulièrement aux coefficients de corrélation  $R$  entre les lames d'eau SAFRAN/F et SEVNOL. Les figures 6.6 présentent les régressions linéaires entre SAFRAN/F et SEVNOL, ainsi que le coefficient  $R^2$  correspondant. Cumulées sur 24 h, les lames d'eau SAFRAN/F sont très bien corrélées avec la référence avec  $R^2 = 0.93$  sur le Gardon à Anduze et  $R^2 = 0.98$  sur l'Ardèche à Vogüé. A 12h, cette corrélation se dégrade mais reste correcte,  $R^2$  étant de l'ordre de 0.76. A 6 h, la corrélation est insuffisante pour satisfaire notre objectif, étant de l'ordre de 0.64. Les coefficients contenus dans le tableau 6.3 montrent que cette perte de performance est d'autant plus prononcée que le seuil sur les précipitations est élevé.

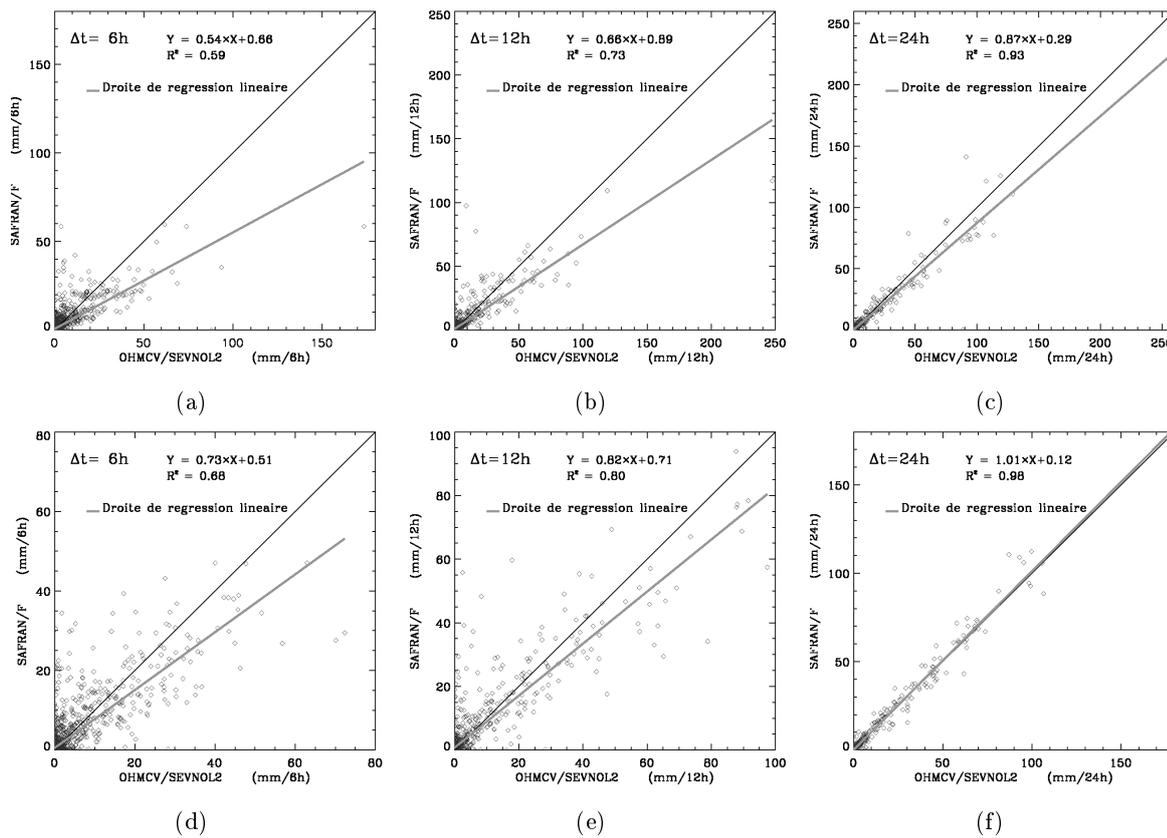


FIGURE 6.6 – Corrélation entre les lames SAFRAN/F et OHMCV/SEVNOL2 aux pas de temps (a) et (d) 6 h, (b) et (e) 12 h et (c) et (f) 24 h, sur les bassins du Gardon à Anduze (en haut) et de l'Ardèche à Vogüé (en bas)

Les résultats de cette évaluation mettent en évidence la bonne performance de SAFRAN/F au pas de temps journalier, *i.e.* au pas de temps sur lequel les précipitations sont analysées par SAFRAN. Mais, pour des pas de temps inférieurs, l'interpolation temporelle dégrade notable-

ment ces performances, celles-ci étant correctes à 12 h et insuffisantes à 6 h pour la constitution d'une archive pluviométrique à des pas de temps infra-journaliers.

Une évaluation similaire de SAFRAN/A<sup>1</sup> montre que la version originale développée sur les massifs alpins présente la même dégradation des performances des réanalyses, engendrée par l'interpolation temporelle opérée par les systèmes SAFRAN selon l'évolution de l'humidité spécifique. Les lames d'eau journalières sont, logiquement, bien corrélées aux séries de référence, étant assimilées à ce pas de temps journalier. Aux pas de temps inférieurs, celles-ci se dégradent significativement. L'intention finale étant la constitution d'une archive pluviométrique à pas de temps infra-journaliers sur le Massif Central et le pourtour méditerranéen, celle-ci sera élaborée à partir des réanalyses SAFRAN/F à 12 h. Les performances à 6 h sont aujourd'hui insuffisantes pour satisfaire notre objectif.

### 6.2.2.3 Constitution de l'archive pluviométrique à 12 h

Suite à l'évaluation des réanalyses pluviométriques SAFRAN/F, le pas de temps retenu est 12 h. A ce pas de temps, les cumuls fournis par SAFRAN/F sont biaisés. Afin de pallier ce défaut, les cumuls sur 12 h sont déterminés à partir de la répartition SAFRAN/F au sein de la journée. En fait, on appliquera au cumul de cette journée, disponible dans l'archive pluviométrique utilisée par la méthode des analogues à 24 h, la répartition, en pourcentage, proposée par SAFRAN/F pour les 2 demi-journées 06-18 et 18-30 hTU. En notant  $J$  la journée et  $P_J$  le cumul associé, les cumuls sur 06-18 et 18-30, respectivement notés  $P_{J,0618}$  et  $P_{J,1830}$ , sont obtenus à partir des équations suivantes :

$$\begin{aligned} P_{J,0618} &= \frac{SAFRAN_{J,0618}}{SAFRAN_{J,0618} + SAFRAN_{J,1830}} \cdot P_J \\ P_{J,1830} &= \frac{SAFRAN_{J,1830}}{SAFRAN_{J,0618} + SAFRAN_{J,1830}} \cdot P_J \end{aligned} \quad (6.1)$$

L'archive pluviométrique ainsi construite couvre la période août 1958 - décembre 2001 et concerne les quinze bassins ou groupements issus des regroupements RIO et LOIRE (*cf.* §2.2.3), les groupements Grenoble et Belledonne-Grésivaudan exceptés.

---

1. L'évaluation de SAFRAN/A est située dans l'annexe D

### 6.3 Prévisions bi-quotidiennes de précipitations par analogie

La méthode des analogues, optimisée au pas de temps journalier par Guilbaud (1997) puis Bontron (2004), est reprise ici à un pas de temps infra-journalier. Les archives météorologique et pluviométrique employées sont respectivement issues des réanalyses ERA-40 et SAFRAN. Suite à l'évaluation des réanalyses pluviométriques, le pas de temps retenu est donc de 12 h. La procédure d'optimisation reprend celle établie par Bontron (2004). Elle est réalisée sur la période 1959-1996. Les années 1997-2001 seront utilisées ultérieurement pour valider les choix retenus lors de cette démarche de calibration. Elle concerne les quinze bassins sur lesquels les données pluviométriques sont disponibles (*cf.* tableau 2.7 page 70). L'optimisation examine l'aptitude de la méthode des analogues à prévoir correctement les précipitations observées sur 06-18 hTU et 18-06 hTU, évaluée par les compétences du CRPS, appelé CRPSS, et de sa décomposition en Finesse - Justesse (*cf.* équations 1.15 page 37 et 1.17 page 39) en considérant successivement :

- un champ géopotentiel,
- deux champs géopotentiels,
- l'apport d'informations sur l'humidité,
- et sur le flux horizontal d'humidité.

La recherche d'analogie distingue les pas de temps 0618 et 1806. Cela signifie que seuls les cumuls 0618 associés aux situations candidates sont retenus pour prévoir le cumul 0618 de la situation cible. De même pour le pas de temps 1806, seuls les cumuls 1806 sont utilisés pour le CRPSS. Dans un premier temps, nous avons voulu éviter un risque d'effets d'hétérogénéité du cycle diurne, notamment en saison chaude où la convection est renforcée en soirée. Dans le cadre de l'optimisation de la méthode des analogues à 12 h, la fenêtre temporelle est définie comme suit, et schématisée sur la figure 6.7 :

- 0 : L'heure 0 hTU pour le cumul 0618 et 12 hTU pour 1806,
- 1 : respectivement 06 et 18 hTU,
- 2 : respectivement 12 et 24 hTU,
- 3 : respectivement 18 et 30 hTU,
- 4 : respectivement 24 et 36 hTU.

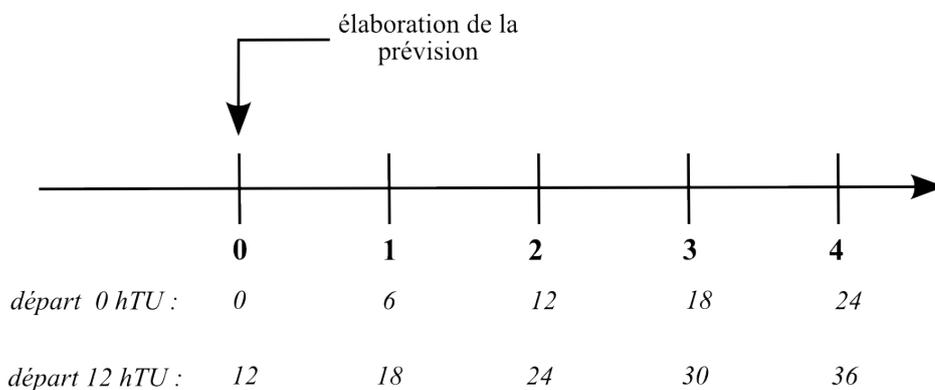


FIGURE 6.7 – Schéma de la référence des fenêtres temporelles d'analogie

Cet ensemble d'instant d'analogie encadre les pas de temps sur lesquels les précipitations sont cumulées. L'instant 0 se situe 6 heures avant le début de ce pas de temps et l'instant 4 se situe 6 heures après. L'optimisation est réalisée sur les cumuls 0618 et 1806 en même temps. Les résultats globaux portent ainsi sur ces deux cumuls infra-journaliers, prenant les indices 0 à 4 comme référence temporelle.

### 6.3.1 Analogie sur les champs géopotentiels

#### Choix Préliminaires

Avant d'effectuer l'analogie principale sur les champs géopotentiels, il est indispensable de réfléchir sur la fenêtre spatiale et le critère d'analogie, ainsi que sur le nombre d'analogues à retenir. Nos bassins ou groupements sont majoritairement situés sur les Cévennes et sur la Loire, correspondant à la fenêtre d'analogie n°6 de Bontron (2004), rappelée par la figure 2.9(a) page 59. Les groupements de la Côte d'Azur présentent une fenêtre d'analogie, associée au premier niveau d'analogie, très proche (*cf.* figure 2.9(c)). Dans le cadre de cette thèse, la fenêtre retenue est la plus proche de la fenêtre optimale n°6 obtenue par Bontron (2004), affichée sur la figure 6.8, à savoir :

- o longitude : de  $-9.0^{\circ}$  à  $18^{\circ}$ Est
- o latitude : de  $36.0^{\circ}$  à  $49.5^{\circ}$ Nord

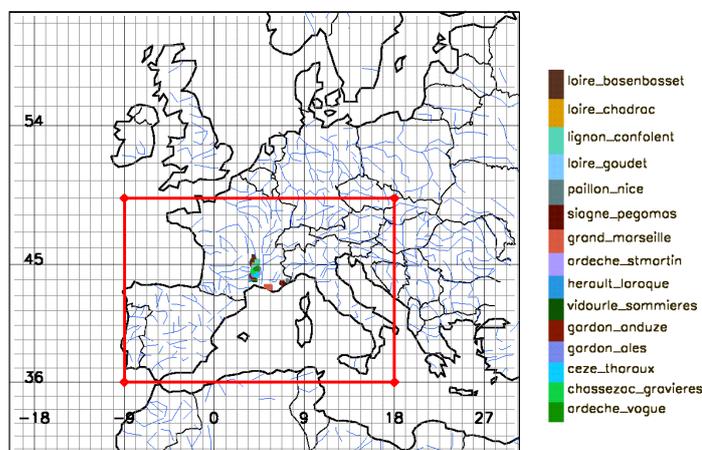


FIGURE 6.8 – Fenêtre d'analogie du premier niveau

Portant sur les champs géopotentiels et, en particulier, sur leurs formes respectives, l'analogie est évaluée à l'aide du score de Teweless-Wobus, appelé S1 (*cf.* équation 2.1 page 56). Dans leurs thèses respectives, Guilbaud (1997) et Bontron (2004) retiennent respectivement 50 et 30 situations considérées comme analogues selon les champs géopotentiels. Nous fixerons 50 comme nombre de situations analogues à retenir, sans le remettre en cause dans un premier temps.

### Analogie sur un champ géopotential

L'analyse de la performance globale de l'analogie appliquée à un seul champ géopotential est réalisée en échantillonnant l'ensemble des combinaisons (instant, niveau) où les termes *instant* et *niveau* sont respectivement compris entre 0 et 4, 500 et 1000 hPa. La figure 6.9 présente les performances moyennes obtenues sur cet échantillon. Il en ressort que l'analogie sur le champ géopotential à 1000 hPa pris à l'instant 1, soit 6 hTU pour le cumul 0618 et 18 hTU pour le cumul 1806, est maximale, avec un CRPSS valant 33.06%. La performance globale apparaît optimale pour le premier instant de la période au sein de laquelle les précipitations sont cumulées. Il ressort également que l'impact de l'instant d'analogie sur la performance globale moyenne est plus marqué que celui du choix du niveau de pression du champ géopotential. Autrement dit, la variabilité du CRPSS est plus grande pour un niveau de pression donné que pour un instant de mesure fixé.

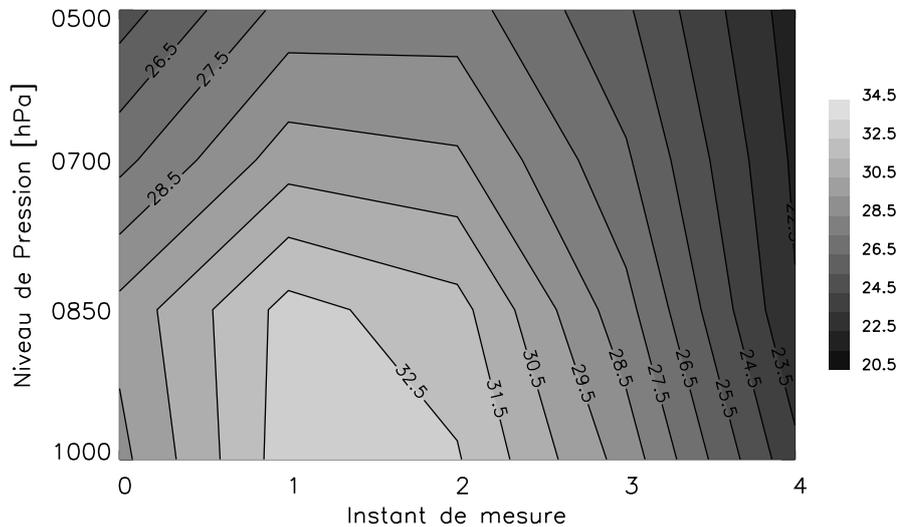


FIGURE 6.9 – Performance moyenne sur l'ensemble des groupements en fonction des instants de mesure et des niveaux de pression du champ géopotential

En distinguant les cumuls 0618 des cumuls 1806, les évolutions de leurs performances moyennes respectives sont similaires. Le couple optimal est identique pour les deux échantillons, à savoir (1, 1000 hPa). Les performances 1806 sont légèrement meilleures, avec un CRPSS de 33.50% contre 32.62% pour 0618 (*cf.* figure 6.10). Le choix du même instant d'analogie pour les cumuls 0618 et 1806 est ainsi justifié.

Les bassins de la Côte d'Azur et de la Loire présentent de moins bonnes performances, de l'ordre de 30%. Ce résultat provient certainement de la non remise en cause de la fenêtre spatiale. Les bassins de la Loire affichent leurs meilleures performances pour le couple retenu sur l'ensemble des bassins. Pour ceux de la Côte d'Azur, elles sont obtenues à l'instant 1 pour le géopotential 850 hPa. Les bassins cévenols ont les meilleurs CRPSS, de l'ordre de 37%, avec les couples (2, 1000 hPa) pour le cumul 0618 et (1, 850 hPa) pour 1806. Toutefois, le gain par rapport au couple retenu sur l'ensemble des bassins est faible (0.15 sur la compétence du CRPS). A l'issue de cette analyse de l'analogie portant sur un champ géopotential, le champ **1000 hPa** pris à l'instant

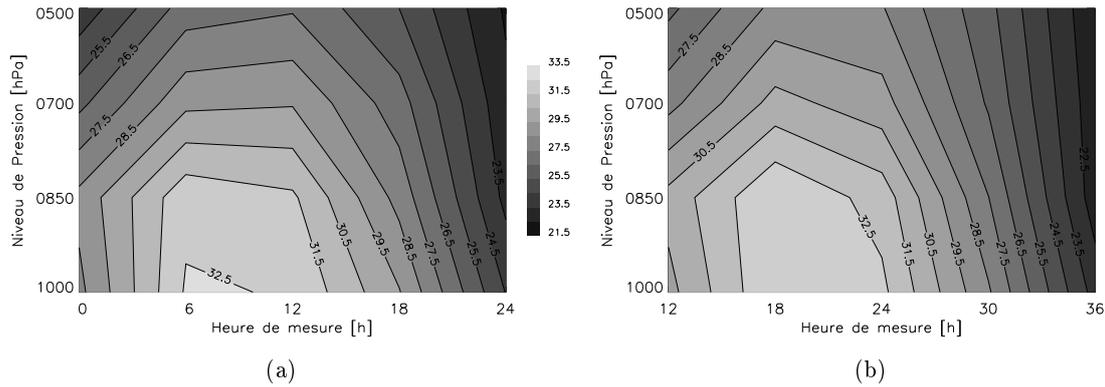


FIGURE 6.10 – Performances moyennes sur l'ensemble des groupements en fonction des heures de mesure et des niveaux de pression du champ géopotential, pour les cumuls (a) 0618 et (b) 1806

**1** offre les meilleures performances sur la prévision des cumuls en 12h (06-18 h et 18-06 h) et la réduction du CRPS entre ce couple et le couple optimal propre à chaque groupement et à chaque cumul est négligeable.

### Analogie sur deux champs géopotentiels

Suite à l'analogie appliquée sur un champ géopotential, il peut être judicieux de considérer un second champ géopotential mesuré à un niveau de pression et à un instant différents afin d'enrichir l'analogie par l'apport d'une information plus détaillée sur la circulation synoptique. Bontron (2004) montre que les variances associées aux champs géopotentiels de niveaux de pression distincts sont très proches. Il en conclut que prendre la moyenne des scores S1 associés à chaque analogie est convenable. Le critère final d'analogie est donc la moyenne des deux scores S1. L'optimisation opérée dans sa thèse sur deux champs géopotentiels aboutit à sélectionner un premier champ au début ( $Z_{1000}$  à 12 hTU) et le second à la fin ( $Z_{500}$  à 24 hTU) de la période du cumul (06-30 hTU). Dans le même esprit, les instants de mesure sont fixés ici à **1** et **3**, entourant ainsi les périodes de cumuls 0618 et 1806. La procédure d'optimisation sur les deux champs échantillonne l'ensemble des combinaisons des champs géopotentiels entre 500 et 1000 hPa, mesurés à ces instants donnés.

La figure 6.11 présente la performance moyenne obtenue sur l'ensemble des groupements. La performance moyenne est maximale pour  $Z_{1000}$  mesuré à l'instant **1** combiné au champ  $Z_{500}$  pris à l'instant **3**. Par rapport à l'analogie portant sur un unique champ géopotential, la compétence de CRPS est meilleure : 34.63% pour les deux champs contre 33.06% pour un seul champ, soit un gain de 1.57 en compétence. Il est ainsi important de considérer un champ de basse couche et un champ à un niveau de pression plus élevé. Ce constat rejoint celui de Bontron (2004), établi lors de l'optimisation de la méthode des analogues à 24 h sur deux champs géopotentiels.

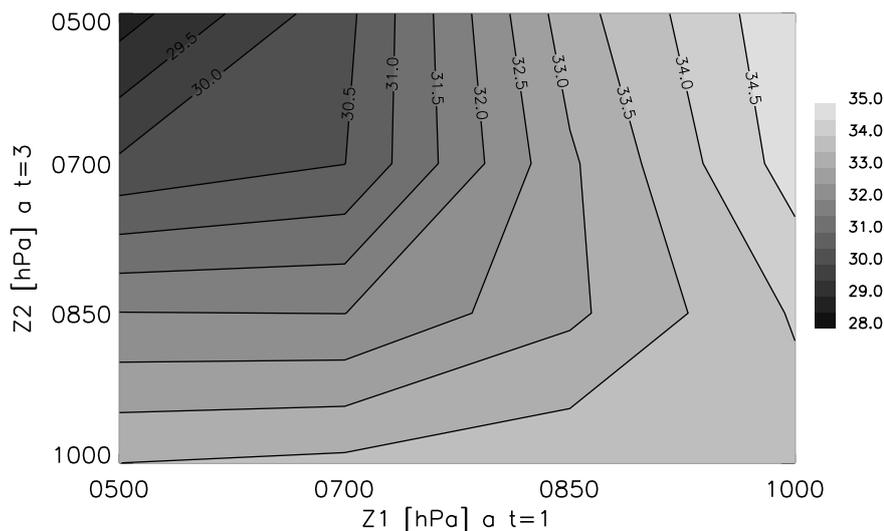


FIGURE 6.11 – Performance moyenne sur l'ensemble des groupements en fonction des niveaux de pression de deux champs géopotentiels pris aux instants 1 et 3

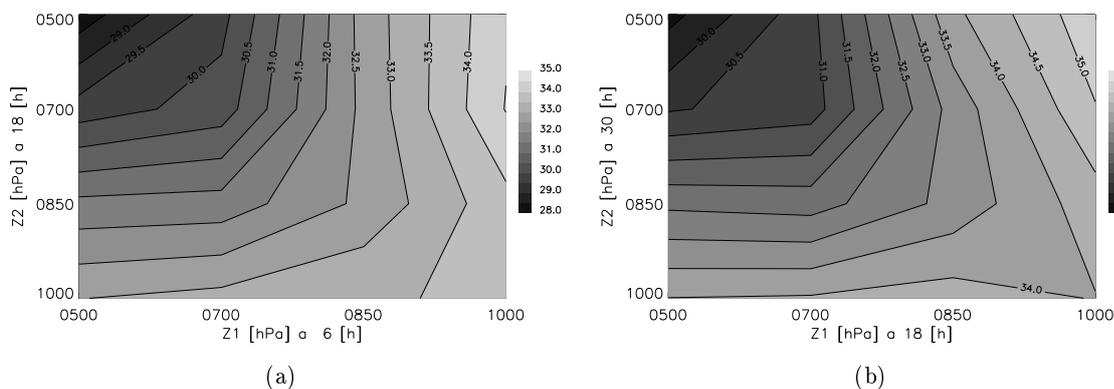


FIGURE 6.12 – Performances moyennes sur l'ensemble des groupements en fonction des niveaux de pression des champs géopotentiels aux instants 1 et 3, pour les cumuls (a) 0618 et (b) 1806

Ce résultat est le fruit du compromis entre les performances moyennes sur les cumuls 0618 et 1806. En effet, la meilleure combinaison pour 0618 est  $Z_{1000}$  à l'instant **1** et  $Z_{700}$  à l'instant **3**, avec un CRPSS de 34.52%. Dans ce cas, conserver la combinaison globale engendre une faible diminution de la compétence du CRPS, passant de 34.52% à 34.43%. Pour les cumuls 1806, le couple optimal est  $Z_{1000}$  à l'instant **1** et  $Z_{500}$  à l'instant **3**. Le CRPSS associé à cette double analogie est 35.10%. La figure 6.12 donne les compétences des prévisions issues de l'analogie sur deux champs géopotentiels sur les périodes 0618 et 1806. L'ensemble des bassins présente de meilleures performances en considérant deux champs : gain en compétence de 1.7 pour les groupements de la Loire, 1.5 pour ceux de la Côte d'Azur et 1.2 pour les bassins cévenols. Cette différence s'explique par les champs retenus pour chacun des groupements. Les groupements cévenols et du pourtour méditerranéen donnent  $Z_{1000}$  à l'instant **1** et  $Z_{700}$  à l'instant **3**. La combinaison optimale associée aux groupements de la Loire correspond au couple global retenu, à savoir  $Z_{1000}$  à l'instant **1** et  $Z_{500}$  à l'instant **3**.

L'ajout d'un troisième voire d'un quatrième champ pourrait conduire à de meilleures performances. Toutefois, Bontron (2004) signale que prendre en compte ces champs supplémentaires revient à corriger légèrement la fenêtre d'analogie et apporte de faibles gains en performance de prévision tout en complexifiant l'algorithme d'analogie. L'optimisation de la méthode des analogues à 12 h se borne donc au champ  $Z_{1000}$  mesuré à l'instant **1** combiné au champ  $Z_{500}$  pris à l'instant **3**.

### 6.3.2 Analogie sur l'humidité

#### Choix Préliminaires

L'analogie sur les champs géopotentiels explique en partie la contribution de la circulation synoptique dans les précipitations. De façon similaire à la méthode des analogues à 24 h, cette analogie, dite de *premier ordre*, est complétée par une analogie de *second ordre*, réalisée sur une information relative à la partie physique du processus de précipitations. Suivant les réflexions de Bontron (2004) sur la comparabilité de l'analogie sur diverses variables météorologiques, l'analogie est effectuée en deux temps. L'analogie du premier ordre sélectionne d'abord les **N1** situations analogues du point de vue synoptique parmi l'ensemble des situations de l'archive météorologique, selon le score S1. Ensuite, l'analogie de second ordre extrait les **N2** situations analogues parmi les **N1** situations, retenant ainsi les analogues sur l'information locale. Le schéma 2.7 page 57 illustre cette sélection en deux temps. La procédure d'optimisation de la méthode des analogues échantillonne les paramètres N1 et N2, variant respectivement de 10 à 100 et de 10 à N1, avec un pas de 5. Dès lors, le nombre d'analogues synoptique n'est plus fixé à 50. Par ailleurs, Bontron (2004) montre que, de façon similaire à l'analogie de premier ordre, les instants de mesure des variables de second ordre doivent être compatibles avec la période de cumul des précipitations. Nous avons ainsi choisi de conserver les instants **1** et **3** pour l'analogie de second ordre.

Dans le cadre de sa thèse, Bontron (2004) a testé un certain nombre de variables météorologiques brutes et élaborées. Il en ressortait que les variables les plus pertinentes font intervenir l'eau précipitable dans la colonne d'air  $TCW$ , nommée PWA dans Bontron (2004), l'humidité relative  $RHU$  à un certain niveau de pression et le module du vent horizontal  $V$ , selon les expressions suivantes :

$$PW\% = TCW \cdot RHU \quad (6.2)$$

$$V \times PW\% = TCW \cdot RHU \cdot \sqrt{UGRD^2 + VGRD^2} \quad (6.3)$$

où UGRD et VGRD correspondent respectivement au vent zonal et au vent méridien. Ces variables élaborées renseignent sur l'importance de la quantité d'eau disponible dans la colonne atmosphérique ( $TCW$ ), sa capacité à se condenser via l'humidité relative ( $RHU$ ) et le renouvellement de l'humidité dans les basses couches atmosphériques ( $V$ ). Il en découle que l'analogie de second ordre s'intéresse davantage à la distance moyenne entre la situation cible et les situations candidates qu'à leurs co-fluctuations mesurées par S1. Le critère d'analogie est donc le RMSE (cf. équation 2.2 page 57). L'analogie étant réalisée à deux instants, le score final sera la moyenne

arithmétique des RMSE respectifs. L'analogie de second ordre portant sur une information plus locale, la fenêtre spatiale est plus réduite. Les bassins ou groupements particulièrement concernés par la chaîne de prévision hydrologique sont situés dans le Massif Central. Nous avons retenu les points les plus proches de ces bassins. Ce choix n'est pas optimal pour les groupements de la Côte d'Azur et peut donc réduire les performances de la méthode des analogues sur ces entités. Toutefois, dans l'optique de la prévision hydrologique sur l'Ardèche à Vogüé, le Gardon à Anduze et la Loire à Chadrac, il demeure convenable. La procédure d'analogie de second ordre explore l'ensemble des grilles possibles, affichées sur la figure 6.13.

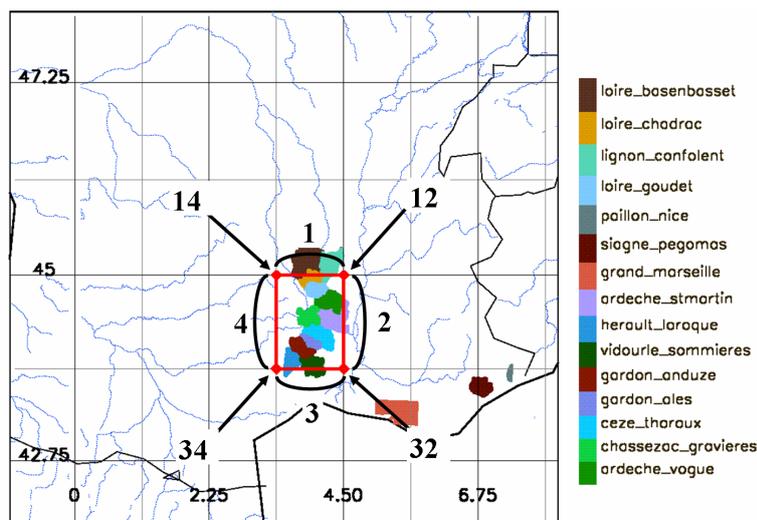


FIGURE 6.13 – Fenêtre 1234 d'analogie du second ordre et positionnements de l'ensemble des grilles explorées

### Analogie sur l'humidité

Bontron (2004) disposait des champs d'humidité relative à 850 et 500 hPa. L'algorithme retenu pour le second niveau se fondait alors sur l'analogie du champ à 850 hPa qui contient de l'information sur l'humidité dans les basses couches. Lors de notre phase d'optimisation de la méthode des analogues à 12 h, outre le champ à 850 hPa, nous disposons également des champs d'humidité relative à 700, 775 et 925 hPa. Parmi l'ensemble des niveaux de pression et des fenêtres d'analogie de second ordre, les champs 700 et 925 hPa sur les fenêtres 2 (les deux points de grille à l'Est) et 32 (le point de grille proche de Nîmes) se révèlent les plus informatifs. Parmi eux, l'algorithme est sensiblement plus performant avec le champ d'humidité relative pris à 925 hPa sur la grille n°32.

La figure 6.14 présente les évolutions des performances moyennes sur l'ensemble des bassins ou groupements et sur les deux périodes de cumuls, en fonction des nombres d'analogues retenus au premier (N1) puis au second niveau d'analogie (N2). La valeur optimale de N1 seul se situe vers 25 où la compétence du CRPS atteint 34.97%. Pour des valeurs supérieures de N1, la perte de compétence est très faible. Elle est plus marquée pour des valeurs inférieures à 20. Cette perte

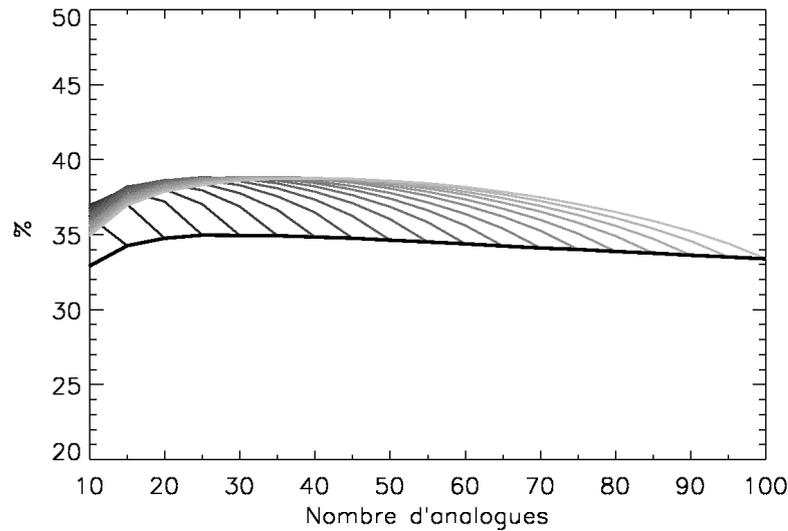


FIGURE 6.14 – Performance moyenne de l’analogie l’humidité à 925 hPa pour la fenêtre n°32 sur l’ensemble des groupements en fonction de  $N1$  et  $N2$ . La courbe inférieure (noire) donne les performances sans le second niveau d’analogie ( $N2=N1$ )

est principalement engendrée par la perte de justesse des prévisions. La figure 6.14 indique que l’analogie de second ordre améliore les performances moyennes, quelles que soient les valeurs de  $N1$  et de  $N2$ , les courbes grisées se situant toujours au-dessus de la courbe noire. L’optimum est atteint avec  $N1=75$  et  $N2=30$  où le CRPS vaut 38.86%, soit un gain de 4.23 en compétence. Il ressort également que la performance du second niveau est peu sensible au nombre de situations analogues retenues lors de la première sélection,  $N1$ . En retenir 100 au lieu de 70 réduit la compétence du CRPS de 0.30, ce qui est négligeable.

L’analyse distinguant les périodes 0618 et 1806 met en évidence les dépendances de la fenêtre spatiale et du champ d’humidité à la période considérée. Le champ à 925 hPa et la fenêtre n°32 sont optimaux pour les cumuls 0618 avec un CRPS de 38.20%, correspondant ainsi à l’algorithme retenu sur l’ensemble des groupements et périodes de cumuls. A contrario, l’algorithme optimal pour la période 1806 présente des choix différents : le champ d’humidité relative est pris à 700 hPa et l’analogie est réalisée sur les deux points situés à l’Est (fenêtre n°2). La perte de compétence du CRPS engendrée par l’optimum commun est négligeable, celle-ci étant de 0.17.

L’analogie de second ordre apporte de meilleures performances sur l’ensemble des bassins ou groupements étudiés. Trois catégories de groupements ressortent de l’analogie de second ordre, comme le montre le tableau 6.4. L’algorithme optimal des bassins cévenols indique que l’analogie doit porter sur l’humidité dans les basses couches au point de grille proche de Nîmes, *i.e.* dans le sens du flux d’humidité lié aux événements les plus forts (événements cévenols d’automne). Ils se caractérisent par un algorithme optimal proche de l’algorithme commun optimal : seul le nombre de situations analogues à retenir  $N1$  diffère (80 au lieu de 75). Conserver l’algorithme commun entraîne une légère diminution de la compétence moyenne, passant de 43.28 à 43.18%. Le gain en compétence entre l’analogie à un niveau et l’analogie à deux niveaux atteint respec-

tivement 5.21 et 5.11 avec les algorithmes propres aux bassins cévenols et commun à l'ensemble des groupements étudiés.

Celui des groupements de la Loire s'opère sur les champs d'humidité est pris à 700 hPa sur la fenêtre spatiale n°2. L'algorithme associé aux groupements de la Loire retient 85 situations analogues au premier niveau puis 30 situations parmi celles-ci pour le second niveau. Le gain moyen de performance vaut 5.49. Avec l'algorithme commun, il atteint 4.52. La fenêtre n°2 s'explique par l'origine des fortes précipitations engendrées par des événements cévenols et par des événements de front provenant de l'ouest. Effectuer l'analogie sur les deux points situés à l'Est de notre zone permet de prendre en compte l'influence cévenole, avec le point Sud-Est et le passage des fronts d'ouest grâce aux deux points à l'Est. Examiner l'humidité à 700 hPa s'expliquerait par le besoin d'estimer la quantité d'humidité présente dans les basses couches associées aux précipitations hivernales et frontales.

Les groupements de la Côte d'Azur présentent un gain bien moindre en CRPS. L'algorithme propre à ces entités retient moins de situations analogues au premier niveau (45 au lieu de 75) et l'analogie porte sur les champs d'humidité à 700 hPa sur le point 32 (Nîmes). L'origine de ces caractéristiques d'analogie réside davantage dans les choix retenus a priori, notamment la fenêtre spatiale limitée aux quatre points proches du Massif Central. Le point n°32 est le plus proche géographiquement des trois groupements considérés. Cette limitation est confirmée par le faible gain de performance, valant 2.28, avec l'algorithme optimal aux trois groupements. Avec l'algorithme commun optimal, ce gain baisse et atteint 1.48. Il est même inférieur à 1 pour le Paillon à Nice et la Siagne à Pégomas, les deux groupements situés le plus à l'Est. Cela prouve simplement la sensibilité de la fenêtre spatiale et la nécessité de l'adapter soigneusement pour l'humidité.

	RHU à [hPa]	$N_1$	$N_2$	Fenêtre	CRPSS [%] selon l'algorithme spécifique	CRPSS [%] selon l'algorithme commun
Cévennes	925	80	30	32	43.28	43.18
Loire	700	85	30	2	35.14	34.17
Côte d'Azur	700	45	25	32	34.36	33.57
0618	925	75	30	32	38.20	38.20
1806	700	85	30	2	39.68	39.51
ensemble	925	75	30	32	38.86	38.86

TABLEAU 6.4 – Performances de l'analogie sur l'humidité selon la région et le pas de temps de cumul

### Analogie sur le flux horizontal d'humidité

L'analogie sur le flux horizontal de l'humidité s'applique désormais sur la variable élaborée  $V \times PW\%$ . Cette version s'appuie sur les champs d'humidité et de vents à 700 et 925 hPa et l'eau précipitable de la colonne. Le choix du niveau de pression sur lequel l'analogie est réalisée est

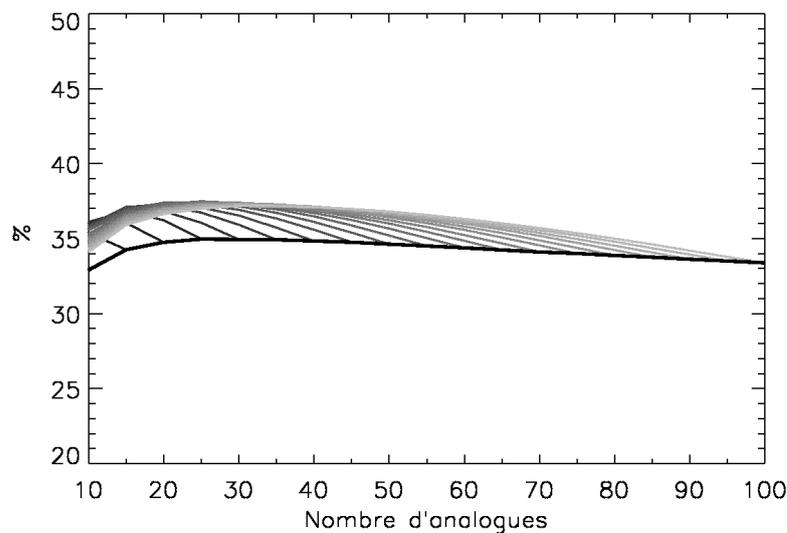


FIGURE 6.15 – Performance moyenne de l’analogie sur le flux horizontal de l’humidité à 700 hPa pour la fenêtre n°2 sur l’ensemble des groupements en fonction de  $N1$  et  $N2$ . La courbe inférieure (noire) donne les performances sans le second niveau d’analogie ( $N2=N1$ )

conditionné par la performance de l’analogie sur l’humidité des champs disponibles. Les résultats précédents montrent que les champs à 700 et 925 hPa offrent les meilleures performances, évaluée à l’aide de la compétence du CRPS.

La figure 6.15 présente les performances moyennes de l’analogie sur le flux horizontal de l’humidité à 700 hPa sur la fenêtre n°2, combinaison qui se révèle la plus performante sur l’ensemble des entités considérées. Il en ressort que cette seconde version de l’analogie à deux niveaux améliorent également les performances de la méthode des analogues. La compétence du CRPS moyenne atteint 37.49% pour  $N1 = 60$  et  $N2 = 25$ . Réaliser l’analogie sur les champs à 700 hPa et sur la fenêtre n°2 apparaît optimal, que l’on s’intéresse aux cumuls 0618 et/ou 1806. Entre ces deux périodes infra-journalières, seul le nombre d’analogues à retenir lors de la première analogie diffère légèrement, passant de 60 à 50. Cet écart implique une diminution négligeable du CRPSS avec l’algorithme commun, comme le montre les CRPSS présentées dans le tableau 6.5. Les trois catégories signalées dans le paragraphe précédent ont chacune leur propre algorithme optimal. Seul l’algorithme des bassins cévenols réalise l’analogie à 925 hPa sur la fenêtre n°32, avec un nombre de situations analogues de premier ordre légèrement supérieur (70 au lieu de 60). La perte de CRPSS associé à l’algorithme commun est de 0.64, faible devant le gain par rapport à l’analogie à un niveau. Les bassins de la Loire ont un algorithme optimal proche de l’algorithme commun, sélectionnant 80 et 30 au lieu de 60 et 25 situations analogues. La perte de CRPSS est moindre (0.11) que celle des bassins cévenols. A contrario, l’algorithme optimal des groupements de la Côte d’Azur sélectionne moins de situations analogues sur la fenêtre n°32 au premier niveau (45 au lieu de 60), augmentant de 0.66 le CRPSS, en comparaison avec l’algorithme commun.

Néanmoins, ces bonnes performances demeurent inférieures à celles précédemment obtenues en considérant uniquement le champ d’humidité à 925 hPa et l’eau précipitable sur la fenêtre

	RHU à [hPa]	$N_1$	$N_2$	Fenêtre	CRPSS [%] selon l'algorithme spécifique	CRPSS [%] selon l'algorithme commun
Cévennes	925	70	25	32	41.91	41.27
Loire	700	80	30	2	33.71	33.60
Côte d'Azur	700	45	25	32	33.24	32.58
0618	700	50	25	2	36.97	36.93
1806	700	60	25	2	38.05	38.05
ensemble	700	60	25	2	37.49	37.49

TABLEAU 6.5 – Performances de l'analogie sur le flux horizontal de l'humidité selon la région et le pas de temps de cumul

n°32. Rajouter l'information sur le module du vent horizontal engendre une diminution des performances moyennes de 1.37 en CRPSS. Cette perte de performance est plus marquée sur les bassins cévenols (-1.91) et de la Loire (-0.99), alors qu'elle n'est que de -0.69 sur les groupements de la Côte d'Azur. Cette différence s'explique en partie par la position géographique de ces dernières entités qui est la plus éloignée des fenêtres spatiales sur lesquelles les analogies sont réalisées.

### 6.3.3 Validation sur la période 1997-2001

#### Algorithmes retenus et méthodologie

La phase de *calibration* de la méthode des analogues à 12 h a permis de définir 4 algorithmes d'analogie, présentés en détail dans le tableau 6.6 :

- D1** analogie sur un champ géopotentiel,
- D2** analogie sur deux champs géopotentiels,
- D3** analogie sur deux champs géopotentiels puis sur l'humidité,
- D4** analogie sur deux champs géopotentiels puis sur le flux horizontal d'humidité.

Il s'agit donc ici d'évaluer la reproductibilité des résultats sur un échantillon indépendant de celui ayant servi à leurs calages, et ainsi de les valider. La phase de *calibration* porte sur la période 1959-1996 au sein de laquelle les situations cibles et candidates sont extraites. La phase de *validation* porte donc sur la période 1997-2001. Par conséquent, les situations cibles seront prises dans cette période jusqu'ici préservée. Néanmoins, les situations candidates proviennent toujours de la période seule 1959-1996 afin que les résultats soient comparables. La validation des algorithmes retenus est effectuée en évaluant la performance moyenne sur l'ensemble des groupements et sur les deux cumuls (0618 et 1806) selon la compétence du CRPS, notée CRPSS.

		ALGORITHMES DE SÉLECTION			
		D1	D2	D3	D4
<i>Première sélection</i>	Variable	Z	Z	Z	Z
	Niveau et heure de mesure	$Z_{1000}$ à t=1	$Z_{1000}$ à t=1 $Z_{500}$ à t=3	$Z_{1000}$ à t=1 $Z_{500}$ à t=3	$Z_{1000}$ à t=1 $Z_{500}$ à t=3
	Fenêtre	lon : de -9 à +18°E lat : de 36 à 49.5°N	lon : de -9 à +18°E lat : de 36 à 49.5°N	lon : de -9 à +18°E lat : de 36 à 49.5°N	lon : de -9 à +18°E lat : de 36 à 49.5°N
	Critère	S1	S1	S1	S1
	N1	50	50	75	60
<i>Seconde sélection</i>	Variable	-	-	PW%	V×PW%
	Niveau et heure de mesure	-	-	$R_{925}$ à t=1 $R_{925}$ à t=3	$R_{700}$ à t=1 $R_{700}$ à t=3 <i>idem pour U et V</i>
	Fenêtre	-	-	fenêtre n°32 lon = 4.5°E lat = 43.875°N	fenêtre n°2 lon = 4.5°E lat = 43.875 à 45°N
	Critère	-	-	RMSE	RMSE
	N2	-	-	30	25
<i>CRPSS</i>	Calibration	<b>33.06%</b> <i>36.80%</i>	<b>34.63%</b> <i>38.07%</i>	<b>38.86%</b> <i>43.18%</i>	<b>37.49%</b> <i>41.27%</i>
	Validation	<b>35.41%</b> <i>39.15%</i>	<b>36.68%</b> <i>40.01%</i>	<b>40.99%</b> <i>45.25%</i>	<b>40.05%</b> <i>44.19%</i>

TABLEAU 6.6 – Description des algorithmes de sélection de situations analogues retenus pour la phase de validation. Les valeurs en **gras** et *italique* correspondent respectivement à l'ensemble des groupements et aux bassins cévenols uniquement. Pour la description des instants t=1 et t=3, se reporter à la figure 6.7 page 176.

### Etude des performances

La phase de *validation* présente une hiérarchie identique entre les différents algorithmes d'analogie retenus lors de la phase de *calibration* : **D1** < **D2** < **D4** < **D3**. Les performances globales moyennes sur l'ensemble des groupements et des périodes de cumuls (0618 et 1806), détaillées dans le tableau 6.6, augmentent si l'analogie porte sur deux champs géopotentiels (36.68%) au lieu d'un champ unique (35.41%). Réaliser une seconde analogie en complément de la première sur les champs géopotentiels améliore la capacité à prévoir les précipitations. La compétence du CRPS augmente de 4.31, passant de 36.68 à 40.99% si l'analogie de second ordre porte uniquement sur l'humidité à 925 hPa sur la fenêtre spatiale n°32. L'analogie sur le flux horizontal d'humidité à 700 hPa sur la fenêtre °2 présente un gain moindre, la valeur du CRPSS atteignant 40.05%. Outre le respect de la hiérarchie entre les algorithmes retenus, la phase de validation montre que les écarts entre deux algorithmes sont similaires. Ceux-ci valent 1.27, 4.31 et -0.94, respectivement entre D1 et D2, entre D2 et D3, et entre D3 et D4. Pour rappel, ils valent respectivement 1.57, 4.23 et -1.37 pour la phase de calibration. L'optimisation effectuée de la méthodes des analogues est donc bien reproductible. Dès lors, les algorithmes retenus sont validés.

### 6.3.4 Performance globale sur la période 1959-2001

Désormais, les situations cibles et les situations candidates sont extraites de l'archive météorologique sur l'ensemble de la période disponible, soit 1959-2001. L'évaluation des performances sur cette période est nécessaire puisque les versions opérationnelles appliqueront les algorithmes d'analogie sur la période maximale, à savoir 1959-2001. Cela revient à rajouter 5 ans à la période de calibration. Pour être entièrement rigoureux, cet ajout devrait s'accompagner d'une ré-optimisation du nombre de situations analogues à retenir pour chacun des modèles retenus. En effet, une archive plus longue propose davantage de situations analogues, notamment si l'on s'intéresse à des précipitations élevées. Nous avons néanmoins conservé le nombre d'analogues à sélectionner car la période incorporée représente environ 10% de la période totale.

#### Etude des performances

Le tableau 6.7 présente les performances globales sur la période 1959-2001 des modèles retenus lors de la phase de calibration. Celles-ci sont exprimées selon la compétence du CRPS et selon les compétences respectives de la décomposition du CRPS en Finesse et Justesse (*cf.* §1.4.3.2). Fort logiquement, la hiérarchie entre les modèles est conservée. Il apparaît que le gain entre l'analogie sur un champ géopotentielle (D1) et celle appliquée sur deux champs géopotentiels (D2) provient d'un gain en justesse supérieur à la diminution de la finesse des prévisions. Le gain en compétence du CRPS vaut 1.54 et se décompose en une augmentation de 5.33 en justesse et une baisse de 3.35 en finesse. L'ajout d'une seconde analogie sur l'humidité (D3) améliore en même temps la finesse et la justesse des prévisions, en comparaison avec l'analogie portant uniquement sur les deux champs géopotentiels, les gains respectifs valant 4.57 et 3.90. En revanche, réaliser cette seconde analogie sur le flux horizontal d'humidité au de l'humidité seule diminue les performances des prévisions de précipitations. Les prévisions sont certes plus fines (gain de 4.63 en compétence de finesse) mais cette caractéristique est obtenue au détriment de la justesse dont la compétence baisse de 6.16.

Compétence [%]	D1	D2	D3	D4
CRPS	<b>33.61</b> <i>37.42</i>	<b>35.15</b> <i>38.62</i>	<b>39.31</b> <i>43.66</i>	<b>37.95</b> <i>41.96</i>
Finesse	<b>41.04</b> <i>41.88</i>	<b>37.69</b> <i>38.70</i>	<b>42.26</b> <i>44.21</i>	<b>46.89</b> <i>49.10</i>
Justesse	<b>27.52</b> <i>34.73</i>	<b>32.85</b> <i>39.38</i>	<b>36.75</b> <i>44.29</i>	<b>30.59</b> <i>37.17</i>

TABLEAU 6.7 – Performances globales des modèles retenus sur la période 1959-2001 exprimées selon la compétence du CRPS et de sa décomposition en Finesse et Justesse sur l'ensemble des groupements (en **gras**) et sur les bassins cévenols uniquement (en *italique*)

Les performances des modèles retenus varient selon le bassin d'application. Le tableau 6.8 donne les performances globales des modèles retenus en fonction de la zone géographique du groupement pluviométrique. Il ressort que les bassins cévenols présentent les meilleures performances sur l'ensemble des modèles, ce qui est normal vu les choix de fenêtres spatiales. Le CRPS augmente de 37.42% pour D1 à 43.66% pour D3. Ce gain de performance transparaît à la fois dans le terme de finesse, passant de 38.70% à 44.21%, et dans le terme de justesse qui vaut

Regroupement	D1	D2	D3	D4
Cévennes	37.42	38.62	43.66	41.96
Côte d'Azur	30.46	32.72	34.18	33.13
Loire	28.40	30.02	34.47	33.80

TABLEAU 6.8 – Performances globales des modèles retenus sur la période 1959-2001 selon la zone géographique du groupement pluviométrique

39.38% pour D2 et 44.29% pour D3. Les groupements pluviométriques de la Loire ont des performances inférieures d'environ 7.0 en compétence de CRPS pour chacun des modèles choisis. En particulier, le CRPSS passe de 28.40% pour D1 à 34.47 pour D3. Pour les analogies appliquées uniquement sur les champs géopotentiels, les groupements de la Côte d'Azur affichent des performances intermédiaires (30.46% pour D1). Les algorithmes à deux niveaux d'analogie présentent des gains sensiblement inférieurs à ceux obtenus pour les autres groupements (34.18% pour D3). Cette caractéristique s'explique principalement par l'éloignement de la fenêtre spatiale, centrée sur les Cévennes, sur laquelle est évaluée l'analogie du second ordre.

### Exemples de prévisions

Les scores précédents donnent une information globale sur le comportement moyen des prévisions sur les groupements concernés. Il est important de s'intéresser à des exemples de prévisions afin de se doter d'une meilleure visualisation des performances des modèles validés. Parmi eux, seuls les algorithmes **D2** et **D3** seront retenus dans la suite de la thèse. **D3** présentent les meilleures performances globales mais il ne faut pas oublier l'aspect opérationnel des prévisions par analogie. L'analogie de second ordre est effectuée sur l'humidité qui est une variable sensible aux performances du modèle météorologique opérationnel sur lequel la méthode des analogues s'alimente pour réaliser l'analogie de premier et second ordre. Afin de conserver des prévisions par analogie moins dépendantes des performances du modèle météorologique opérationnel, le modèle D2 est également retenu.

La figure 6.16 présente deux exemples de prévisions de précipitations sur les bassins de l'Ar-dèche à Vogüé, du Gardon à Anduze et de la Loire à Chadrac : l'évènement du 31/12/1998 et celui du 20/10/1999. Ces deux cas, illustrant les performances de la méthode des analogues, sont extraits de la période de validation. Ils n'ont donc pas servi à la calibration des algorithmes d'analogie. La prévision pour le jour J à 6 et 18 hTU est obtenue selon l'analogie effectuée sur les champs du jour J issus des réanalyses ERA-40. De même, celle pour le jour J+1 à 6 et 18 hTU est réalisée selon les champs réanalysés le jour J+1, au lieu des champs prévus le jour J pour J+1. Elles ne sont donc pas, à proprement parler, des prévisions opérationnelles. Elles sont affichées à l'aide des mêmes quantiles utilisés par la méthode des analogues à 24 h, à savoir les quantiles 20, 60 et 90%.

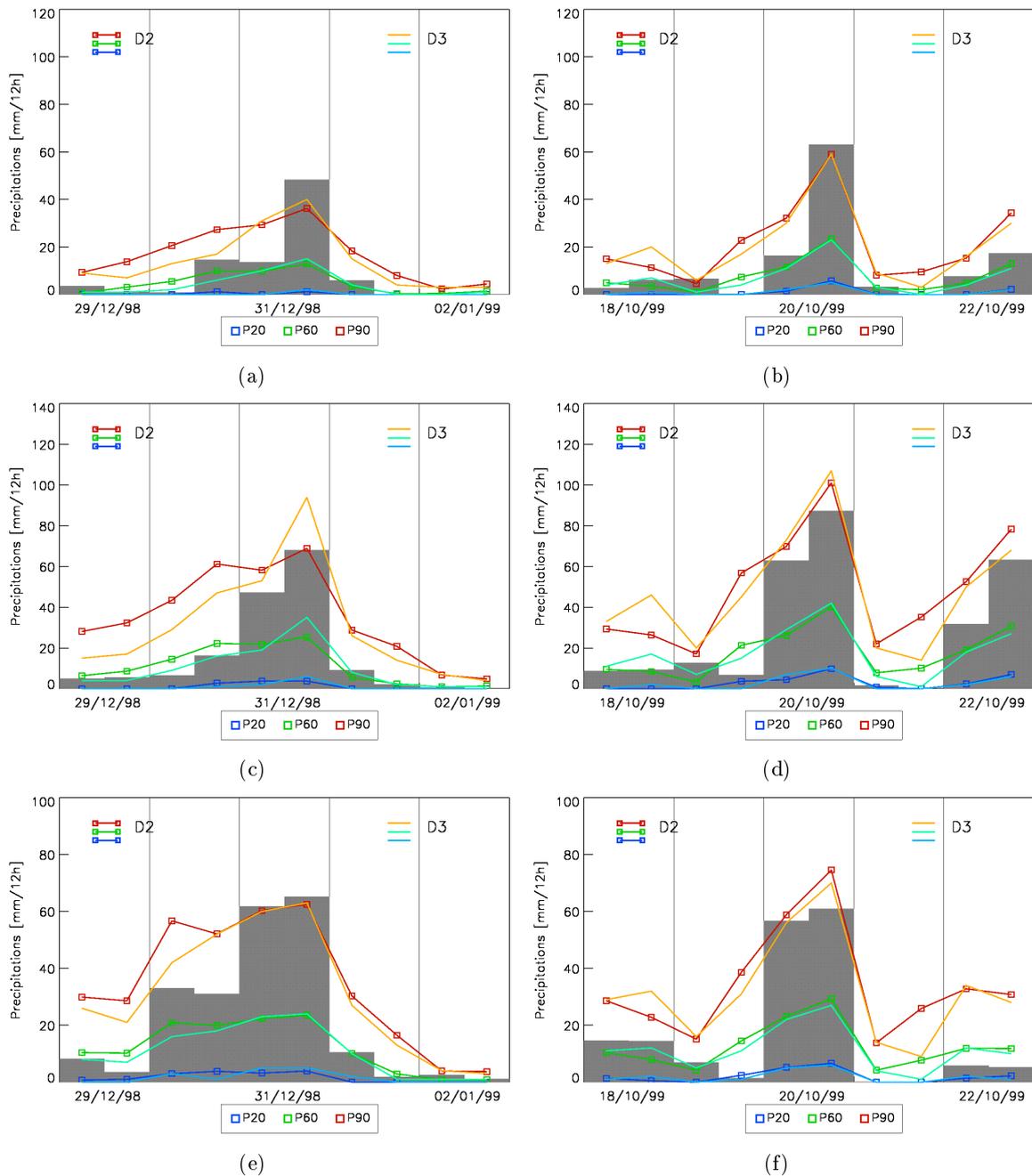


FIGURE 6.16 – Exemples de prévisions issues des modèles D2 et D3 sur les bassins de la Loire à Chadrac (en haut), de l’Ardèche à Vogüé (au milieu) et du Gardon à Anduze (en bas) : cas des évènements du 31/12/1998 (à gauche) et du 20/10/1999 (à droite)

Les prévisions à pas de 12 h issues des modèles D2 et D3 présentent une bonne co-fluctuation avec les observations. Les précipitations nulles ou faibles sont mieux cernées par D3 par réduction de la dispersion des distributions des cumuls prévus, comme le montrent les prévisions entre le 29 et le 30/12/1998. L'apport d'une information sur l'humidité permet de mieux discriminer les situations analogues en terme de cumuls. Toutefois, les prévisions pour le 18/10/1999 montrent que dans certaines configurations, l'analogie sur l'humidité peut sensiblement dégrader les prévisions, bien que, dans ce cas, on ne puisse incriminer la prévision des humidités. Les précipitations plus élevées sont généralement prévues à l'aide des quantiles 90%. Le choix de ce quantile provient principalement de la chute de performance due à la limitation des archives météorologiques et pluviométriques qui offrent un panel réduit de situations associées à de forts cumuls pluviométriques (*biais interne*). Les prévisions D2 et D3 sont similaires, exception faite de la prévision pour le 31/12/1998 sur l'Ardèche à Vogüé où les prévisions D3 cernent mieux le cumul entre 18 hTU et 06 hTU le lendemain, en augmentant la dispersion de la distribution des cumuls. La bonne concordance temporelle entre les prévisions et les observations est bien illustrée par ces deux exemples. Les périodes précédant et suivant les passages pluvieux sont bien discriminées. La signature apparaît néanmoins légèrement meilleure après les pics de cumuls pluviométriques, comme l'indique l'épisode du 31/12/1998 sur les trois bassins. Les algorithmes D2 et D3 cernent de façon satisfaisante la chronologie des précipitations, en particulier lors de l'épisode du 20/10/1999 où l'intermittence du 21/10 et le nouvel événement du 22/10 sont relativement bien prévus, avec une meilleure performance pour D3 lors de la journée sèche du 21/10. La comparaison des prévisions sur les trois bassins montre que la méthode des analogues à 12 h est capable de bien discerner l'aléa pluviométrique selon le bassin. L'épisode du 31/12/1999 présente des quantiles plus ou moins forts selon le bassin, avec une bonne concordance avec les cumuls observés. L'évènement du 22/10/1999 confirme cette aptitude à différencier le risque selon la zone géographique d'intérêt.

Dans ces deux exemples, on remarque que les prévisions D3 sont meilleures que les prévisions D2 pour des jours secs ou peu humides grâce à la réduction de la dispersion de la distribution associée. Ces deux sources de prévisions offrent des performances comparables pour des cumuls plus forts. Seul l'exemple du 31/12/1998 sur l'Ardèche à Vogüé montre une prévision D3 significativement meilleure que celle de D2. Les cumuls plus élevés sont bien détectés par le quantile 90% des prévisions D2 et D3 du fait de la richesse limitée des archives en situations analogues à ces événements rares voire extrêmes. Ce quantile « capture » mal les cumuls du 31/12/1998 et du 20/10/1999 sur le bassin de la Loire à Chadrac. Il serait bénéfique de réaliser, si besoin, une correction statistique de ces prévisions pour remédier aux limitations des archives, selon la même procédure que celle suivie dans la section §3.2. Cependant, dans le cadre de cette thèse, nous n'avons pas eu le temps de réaliser le diagnostic sur le *biais interne* et, par conséquent, la correction statistique requise.

## 6.4 Bilan sur les prévisions probabilistes de précipitations infra-journalières

L'analyse des contraintes hydrologiques, à distinguer des contraintes de modélisation hydrologique, révèle que, pour de nombreux bassins à crues rapides, les prévisions de précipitations doivent être fournies à un pas de temps infra-journalier. La perte de performances pour un pas de temps de 3 h sont négligeables. Elles sont bonnes à 6 h et acceptables à 12h. En terme de disponibilité de prévisions infra-journalières, les prévisions d'ensemble EPS existent à 3 h pour des échéances inférieures à 6 jours. Au-delà, le pas de temps de cumuls des précipitations prévues est 6 h. Dans le cadre de cette thèse, seules les prévisions à 6h sont disponibles. Parallèlement, nous avons élaboré des prévisions infra-journalières par analogie. Celles-ci requièrent une archive météorologique et une archive pluviométrique. Les réanalyses NCEP/NCAR et ERA-40 sont respectivement disponibles avec un pas de temps de 12 h sur une grille de résolution horizontale de  $2.5^\circ$  et avec un pas de temps de 6 h sur une grille de résolution horizontale de  $1.125^\circ$ . La seconde archive est donc retenue pour appliquer la méthode de prévisions par analogie à un pas de temps inférieur. Ce pas de temps est imposé par l'archive pluviométrique (SAFRAN) dont l'évaluation de la qualité sur des bassins cévenols et alpins montre que la performance est correcte pour un pas de temps de 12 h mais insuffisante avec un pas de temps de 6 h.

L'optimisation de la méthode des analogues à 12h a retenu quatre algorithmes d'analogie (D1 à D4). Dans la suite de cette thèse, seuls les algorithmes d'analogie sur deux champs géopotentiels (D2) et d'analogie à deux niveaux où l'analogie sur l'humidité complète l'analogie sur deux champs géopotentiels (D3) sont conservés. La version opérationnelle du modèle D2 sélectionne 25 situations analogues au lieu de 50 initialement. Ce choix se justifie par les meilleures performances révélées lors de l'évaluation du modèle D3. Le modèle D2 permet notamment de s'affranchir de l'humidité qui est une variable météorologique plus difficile à prévoir par les modèles opérationnels. Afin d'obtenir des résultats comparables, les prévisions EPS seront également utilisées au même pas de temps que les prévisions bi-quotidiennes par analogie (12 h). Sur les Cévennes, les prévisions d'ensemble opérationnelles présentent une finesse élevée ( $>70\%$ ) mais une justesse généralement négative dénotant le manque de discrimination des cumuls observés. En revanche, les prévisions par analogie donnent de bonnes finesses (38.70% pour D2 et 44.21% pour D3) et justesses (39.38% pour D2 et 44.29% pour D3). Néanmoins, ces performances portent sur ces prévisions qualifiées de prévisions parfaites puisque la qualité prédictive du modèle n'intervient pas dans ces prévisions. Elles sont donc à distinguer des prévisions opérationnelles qui se fondent sur les prévisions des champs fournies par le modèle météorologique opérationnel sur lequel on s'alimente.

Une information qualitative à 6 h et 12 h sera également introduite dans la chaîne de prévision hydrologique sous la forme de répartition relative des cumuls de précipitations au pas de temps de 6 et 12 h des traces des prévisions d'ensemble.

# 7

## Utilisation de prévisions de précipitations infra-journalières

L'application de la chaîne de prévision hydrologique utilisant des prévisions de précipitations journalières, présentée dans le chapitre §5, a mis en évidence plusieurs constats sur l'emploi d'un tel outil dans un contexte de crues rapides :

- le cycle journalier de rafraîchissement des prévisions de précipitations n'est pas adapté au contexte de la prévision des crues rapides. La dynamique de ce type d'évènements hydrologiques implique une prise en compte plus fréquente des prévisions météorologiques. Un cycle opérationnel avec un rafraîchissement des prévisions de précipitations toutes les 12 voire 6 heures est plus approprié au contexte hydrométéorologique des crues rapides.
- les prévisions de débits, affichées sous forme d'enveloppes quantiliques peuvent parfois apparaître « molles ». Ce défaut peut entraver le travail du prévisionniste par le manque de dynamique temporelle dans ces enveloppes, limitant l'information sur l'occurrence voire l'amplitude de la crue dans la fenêtre de prévision.

Dans le cadre de cette thèse, deux voies sont envisagées pour introduire de l'information infra-journalière sur les cumuls de précipitations. La première conserve le cycle journalier pour les cumuls de précipitations issus des prévisions par analogie et insère deux fois par jour, à 6 et 18 hTU, une information sur la répartition de ces cumuls sur des pas de temps de 6 et 12 heures provenant des prévisions d'ensemble EPS. La seconde s'inspire du cycle journalier mais qui est, cette fois-ci, adapté à une utilisation bi-quotidienne avec un rafraîchissement des prévisions de précipitations à 6 et 18 hTU. Les nouveaux cycles de prévision hydrologique sont préalablement décrits dans le paragraphe §7.1. Ensuite, ces deux approches sont successivement présentées dans les paragraphes §7.2 et §7.3.

## 7.1 Nouveaux cycles de fonctionnement opérationnel

Deux nouveaux cycles opérationnels résultent de l'intégration d'une information infra-journalière. Le premier est une adaptation du cycle journalier existant et le second reprend le principe du cycle journalier, désormais appliqué à un rafraîchissement bi-quotidien des prévisions quantitatives de précipitations. La chaîne de prévision hydrologique autorise le fonctionnement en parallèle de ces deux cycles opérationnels ainsi que le cycle journalier originel. Elle peut ainsi émettre des prévisions hydrologiques selon chacun de ces cycles, sans générer d'interaction entre elles.

### 7.1.1 Modulation des prévisions journalières selon la chronologie des EPS à 6 ou 12 heures

Les prévisions quantitatives de précipitations proviennent des prévisions par analogie en 24 h dont l'évaluation effectuée dans le chapitre §3 a montré qu'elles présentent de meilleures performances que les prévisions d'ensemble EPS du CEPMMT. Elles sont donc toujours fournies sous la forme de distributions des cumuls prévus le jour  $J$  pour les jours  $J$  à  $J+6$ . Le rafraîchissement de cette information quantitative est réalisé tous les matins, à 6 hTU.

Par ailleurs, l'information infra-journalière est fournie sous forme qualitative à partir de la répartition temporelle des cumuls de chacune des 51 traces EPS, sur des pas de temps de 6 et 12 heures. La procédure pour prendre en compte cette information complémentaire est détaillé ultérieurement lors de la présentation heure par heure du cycle. Pour cela, les prévisions EPS sont émises deux fois par jour à 0 et 12 hTU mais rafraîchies dans la chaîne de prévision hydrologique, à 6 et 18 hTU. La gestion des rafraîchissements journaliers (ANALOG) et bi-quotidiens (EPS) et des mises-à-jour horaires est illustrée par la figure 7.1 et décrite ci-après.

#### A 6 hTU : réception des nouvelles prévisions EPS et ANALOG

Le prévisionniste reçoit les nouvelles prévisions journalières produites par la méthode des analogues ainsi que les nouvelles prévisions d'ensemble EPS. Il dispose alors :

- des distributions des cumuls journaliers pour les jours  $J$  et  $J+1$ .
- des 51 traces des prévisions d'ensemble EPS donnant les cumuls prévus par pas de temps de 6 et 12 h entre le jour  $J$  à 6 hTU et le jour  $J+2$  à 6 hTU. La figure 7.2 présente les prévisions EPS cumulées sur 6 et 12 h, émise le 06/09/2005 à 0 hTU.

La procédure de génération stochastique de scénarios horaires de précipitations respectant l'information sur le futur est modifiée pour intégrer l'information sur la répartition relative des cumuls prévus par pas de 6 ou 12 h fournie par les EPS. Prenons comme exemple le cas des EPS avec un pas de 6 h. Pour obtenir une échéance de 24 h, les scénarios générés doivent respecter la distribution journalière de  $J$ , notée  $F_J$ , émise par les prévisions par analogie. La distribution est alors traduite en terme de densité de probabilité puis en terme de nombre de scénarios à générer par classe de cumuls journaliers de précipitations, correspondant à la période 06-30 hTU.

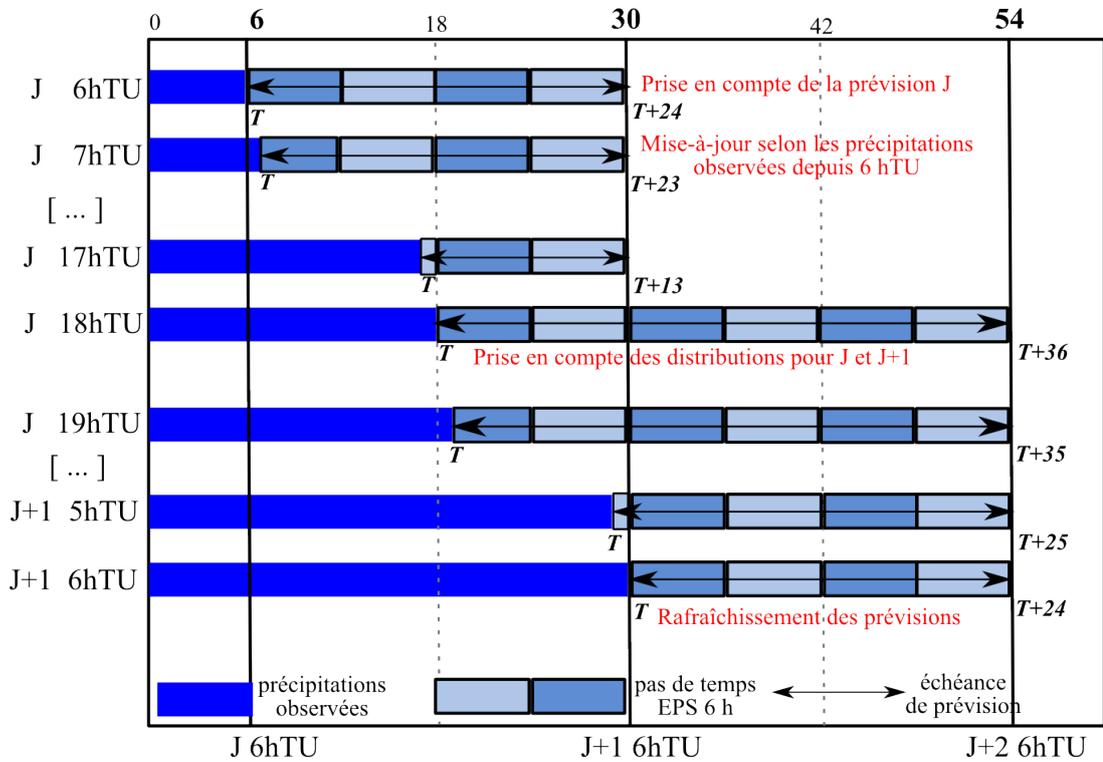


FIGURE 7.1 – Cycle journalier adapté pour prendre en compte la répartition des prévisions EPS par pas de temps de 6 h

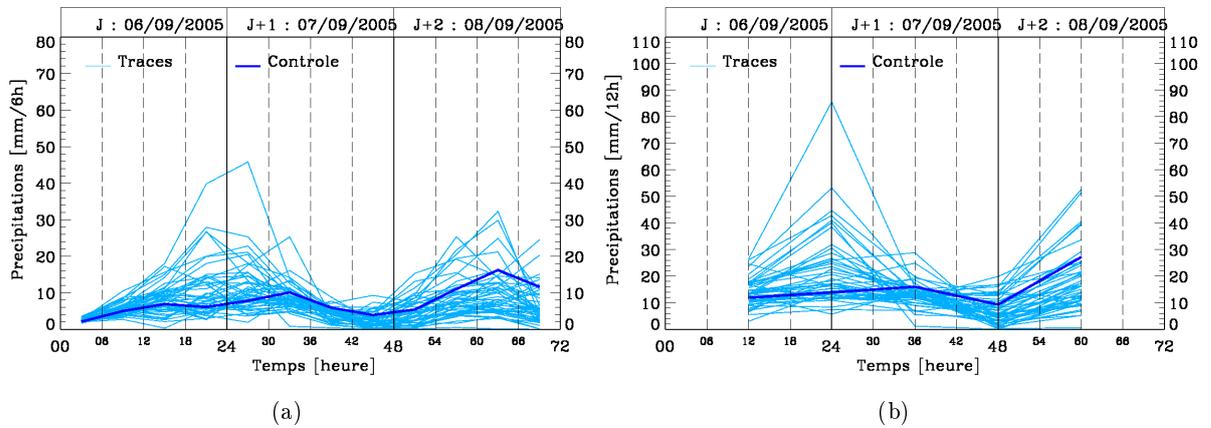


FIGURE 7.2 – Prévisions EPS émises le 06/09/2005 à 0 hTU et cumulées sur (a) 6 et (b) 12 h

Les prévisions EPS contiennent, elles, les cumuls de chacune des 51 traces sur les 4 pas de temps de 6 h : 06-12 hTU, 12-18 hTU, 18-24 hTU et 24-30 hTU. La génération de chacun des 1000 scénarios horaires, suit la démarche suivante :

1. détermination de la première classe incomplète, notée  $icl$ , relative à la distribution  $F_J$ , en commençant par la classe des scénarios de précipitations nulles puis en itérant par cumul croissant.
2. tirage d'un cumul  $P_{J,icl}$  à répartir sur l'échéance, compris entre les bornes inférieures et supérieures de la classe  $icl$  précédemment obtenue, selon une loi uniforme.
3. prise en compte de la répartition du volume restant à générer, par pas de 6 h. Tenir compte du volume restant au lieu du volume total permet de conserver une partie de l'information temporelle présente dans chaque trace :
  - soit en conservant la répartition moyenne des EPS. Pour chaque pas de temps  $i$  de 6 h, la proportion du volume restant à générer est déterminée à partir du cumul sur ce pas temps rapporté au volume restant de chaque trace, moyenné sur l'ensemble des 51 traces. En notant  $i$  le pas de temps 6 h,  $iscen$  l'indice du scénario à générer, le cumul  $P(iscen, i)$  est obtenu selon l'équation suivante :

$$P(iscen, i) = \left( \frac{1}{51} \sum_{m=1}^{51} \frac{P_{EPS}(m, i)}{\sum_{j=i}^4 P_{EPS}(m, j)} \right) \cdot P_{J,icl} \quad \text{si } i = 1 \quad (7.1)$$

$$P(iscen, i) = \left( \frac{1}{51} \sum_{m=1}^{51} \frac{P_{EPS}(m, i)}{\sum_{j=i}^4 P_{EPS}(m, j)} \right) \cdot \left( P_{J,icl} - \sum_{j=1}^{i-1} P(iscen, j) \right) \quad \text{si } i > 1$$

- soit en considérant la répartition d'une trace particulière. Si la classe  $icl$  comporte plus de 51 scénarios, la trace retenue est déterminée de façon itérative, en commençant à 1, finissant à 51 et repartant à 1 si besoin. Dans le cas contraire, la trace retenue est tirée uniformément entre 1 et 51. En notant  $m$  la trace retenue,  $i$  le pas de temps 6 h,  $iscen$  l'indice du scénario à générer, le cumul  $P(iscen, i)$  est obtenu selon l'équation suivante :

$$P(iscen, i) = \frac{P_{EPS}(m, i)}{\sum_{j=i}^4 P_{EPS}(m, j)} \cdot P_{J,icl} \quad \text{si } i = 1 \quad (7.2)$$

$$P(iscen, i) = \frac{P_{EPS}(m, i)}{\sum_{j=i}^4 P_{EPS}(m, j)} \cdot \left( P_{J,icl} - \sum_{j=1}^{i-1} P(iscen, j) \right) \quad \text{si } i > 1$$

4. répartition horaire du cumul ainsi obtenu sur le pas de temps 6 h. Dans la première méthode de prise en compte de l'information temporelle infra-journalière, l'intensité horaire est l'intensité **moyenne** du cumul. Dans la seconde méthode, la répartition est réalisée selon cette même approche ou à l'aide du générateur et préserve davantage la variabilité intertraces.

L'ensemble des approches introduites dans la chaîne de prévision hydrologique est listé dans le tableau 7.1. La lettre renvoie aux méthodes par répartition moyenne (**R**) établie selon l'équation 7.1, par répartition relative selon chaque trace (*cf.* équation 7.2) avec intensité moyenne (**T**) ou avec générateur (**G**). Le chiffre **6** ou **12** correspond à la durée du pas de temps à laquelle les prévisions EPS sont prises en compte.

Code	Durée du pas de temps EPS	Désagrégation du cumul journalier au pas de temps EPS	Désagrégation du pas de temps EPS au pas horaire
Reps6	6 h	répartition moyenne	intensité moyenne
Teps6	6 h	répartition par trace	intensité moyenne
Geps6	6 h	répartition par trace	générateur
Reps12	12 h	répartition moyenne	intensité moyenne
Teps12	12 h	répartition par trace	intensité moyenne
Geps12	12 h	répartition par trace	générateur

TABLEAU 7.1 – Liste des modes de génération stochastique tenant compte de l'information infra-journalière issue des EPS

### Entre 7 hTU et 17 hTU : mise à jour de la distribution journalière et de la répartition selon les EPS

A 7 hTU, le prévisionniste récupère le cumul observé sur le bassin depuis 6 hTU, noté  $P_{6h-7h}$ . De la même façon que le cycle journalier, la distribution des cumuls prévus est mise à jour par conservation de la partie supérieure ou égale à cette nouvelle information. Par ailleurs, la répartition infra-journalière des cumuls journaliers est également transformée. En effet, le premier pas de 6 ou 12 h ( $i = 1$ ) est influencé par les précipitations observées. Si les précipitations  $P_{6h-7h}$  sont supérieures aux précipitations de ce pas de temps  $i = 1$ , à savoir  $P(i_{scen}, 1)$ , déterminées selon les deux approches précédemment décrites, alors les heures restant au sein du pas de temps  $i = 1$  ont des intensités nulles. Dans le cas contraire, l'intensité horaire est déterminée à partir du cumul du pas de temps  $i = 1$  duquel les précipitations observées  $P_{6h-7h}$  ont été préalablement soustraites. Cette démarche est reproduite ainsi d'heure en heure, jusqu'à 17 hTU.

### A 18 hTU : réception des nouvelles prévisions EPS et combinaison des prévisions par analogie J et J+1

Conformément au cycle opérationnel journalier décrit dans le paragraphe §4.4.3, les prévisions par analogie sur J et J+1 sont combinées. Seule la partie supérieure aux précipitations observées depuis 6 hTU  $P_{6h-18h}$  est conservée. L'échéance de prévision vaut désormais 36 h. Par ailleurs, le prévisionniste reçoit les nouvelles prévisions EPS donnant les cumuls du jour J à 18 hTU au jour J+2 à 6 hTU, avec un pas de 6 et 12 h. La procédure décrite à 6 hTU est reprise et adaptée à la nouvelle échéance de prévision. Par exemple, la répartition des EPS avec un pas de 6 h couvre désormais 6 pas de temps.

### Entre 19 hTU et 5 hTU : mise à jour de la distribution combinée et de la répartition selon les EPS

Les précipitations observées depuis 6 hTU servent à mettre à jour la distribution combinée des prévisions pour  $J$  et  $J+1$ . De façon similaire à 7 hTU, cette nouvelle information modifie le protocole de prise en compte de la répartition infra-journalière des cumuls des prévisions d'ensemble. Si elles sont plus élevées que le cumul alloué par les approches de répartition, les heures restantes ont des intensités nulles.

Une heure plus tard, il est désormais 6 hTU. Le prévisionniste reçoit les nouvelles prévisions par analogie et EPS. Ce cycle de fonctionnement opérationnel se caractérise par des échéances de prévision allant de 13 h (17 hTU) à 36 h (18 hTU).

#### 7.1.2 Véritables prévisions bi-quotidiennes

Le cycle bi-quotidien s'inspire du cycle journalier (*cf.* §4.4) et de l'approche retenue pour étendre l'échéance de prévision à 48 h (*cf.* §5.2.2). Les prévisions par analogie à 12 h et les prévisions d'ensemble EPS sont reçues deux fois par jour, à **6 et 18 hTU**, définissant ainsi les instants où les prévisions météorologiques sont rafraîchies. Le pas de temps météorologique  $\Delta t_M$  vaut désormais 12 h. Pour conserver une échéance de prévision suffisamment longue, la génération stochastique doit respecter les distributions des cumuls sur les deux premiers pas de temps de 12 h. Le générateur construit la première partie de chaque scénario afin de respecter la première distribution. Ensuite, la seconde partie est générée selon la seconde distribution. Un contrôle est réalisé sur la combinaison des deux distributions 12 h afin de vérifier la conformité de la distribution du cumul journalier. Cette combinaison repose sur l'hypothèse d'indépendance des distributions. Celle-ci est considérée comme satisfaite pour des précipitations journalières. Mais l'auto-corrélation des précipitations bi-quotidiennes est supérieure à celle des précipitations journalières. Dès lors, l'hypothèse d'indépendance est moins justifiée dans le cas des précipitations à 12 h. Néanmoins, nous conservons la même technique pour combiner les deux distributions. La figure 7.3 schématise le fonctionnement bi-quotidien de la chaîne de prévision hydrologique.

#### A 6 hTU : réception des nouvelles prévisions bi-quotidiennes

Les nouvelles prévisions probabilistes sont disponibles à 6 hTU. Le prévisionniste dispose ainsi des distributions des cumuls sur 12 h pour les jours  $J$  et  $J+1$  : 06-18, 18-30, 30-42 et 42-54 hTU, respectivement notées  $F_{J,0618}$ ,  $F_{J,1830}$ ,  $F_{J+1,0618}$  et  $F_{J+1,1830}$  et ajustées par une loi Gamma. La figure 7.4 présente un exemple de distributions  $F_{J,0618}$  et  $F_{J,1830}$ , émise par les EPS le 06/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze. Générant les scénarios horaires sur 06-18 hTU puis sur 18-30 hTU, les prévisions hydrologiques ont une échéance de 24 h, identique à celle du cycle journalier.

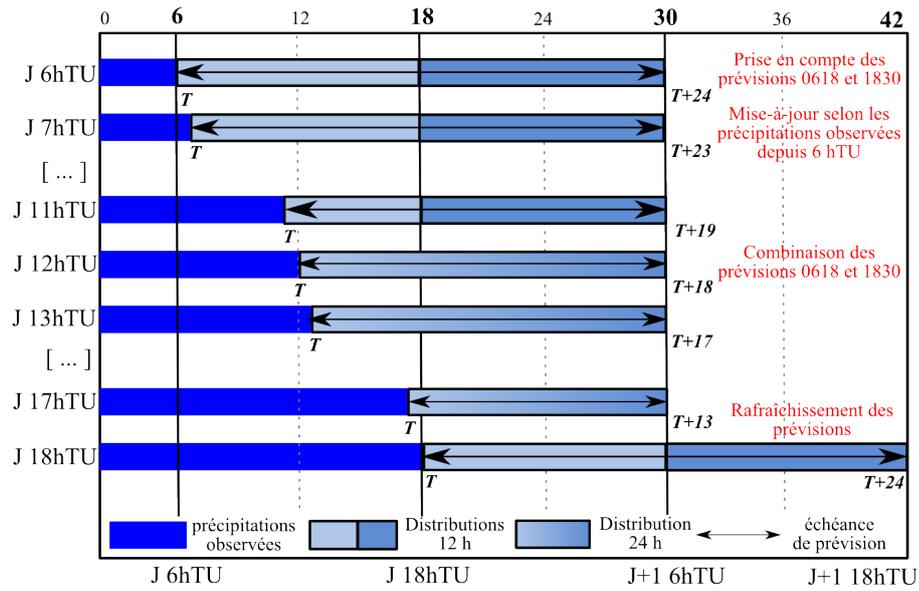


FIGURE 7.3 – Cycle opérationnel bi-quotidien

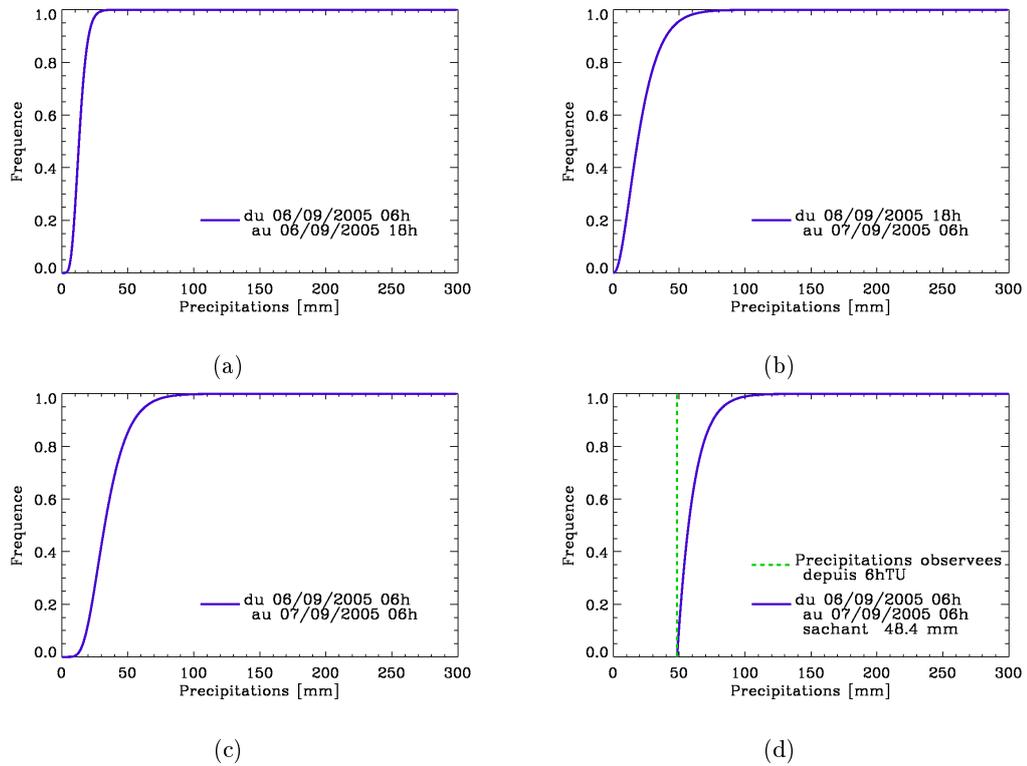


FIGURE 7.4 – Prévisions EPS émises le 06/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze pour les périodes (a) 06-18 hTU et (b) 18-30 hTU, (c) distribution combinée pour 06-30 hTU et (d) mise à jour en prenant en compte le cumul observé depuis 6 hTU

### Entre 7 hTU et 11 hTU : mise à jour de la distribution des cumuls sur 12 h

Une heure plus tard, le prévisionniste dispose du cumul observé depuis 6 hTU,  $P_{6h-7h}$ . La distribution couvrant la première période de 12 h (06-18 hTU) doit alors tenir compte de cette nouvelle information. De façon identique au cycle journalier (*cf.* §4.4.2), celle-ci est mise à jour en ne conservant que la partie de la distribution prévue supérieure ou égale à ce cumul. Les scénarios doivent ainsi respecter cette nouvelle distribution,  $G_{J,0618}$  et la distribution prévue sur la seconde période de 12 h,  $F_{J,1830}$ . Cette procédure de mise à jour est reproduite à chaque heure jusqu'à 11 hTU où l'échéance de prévision vaut 19 h.

$$G_{J,0618}(x \geq P_{6h-7h}) = \frac{F_{J,0618}(x) - F_{J,0618}(P_{6h-7h})}{1 - F_{J,0618}(P_{6h-7h})} \quad (7.3)$$

### A 12 hTU : combinaison des prévisions sur les deux premiers pas de temps de 12h

A 12 hTU, le prévisionniste est confronté à la même problématique qu'à 18 hTU pour le cycle journalier (*cf.* §4.4.3). En effet, il ne reste que 6 heures à générer pour respecter la première distribution. Or, les prévisions météorologiques peuvent parfois s'avérer temporellement biaisées, impliquant la génération d'intensités horaires incompatibles avec la climatologie des averses observées sur le bassin. Par conséquent, étant à  $\frac{\Delta t_M}{2}$ , les distributions  $F_{J,0618}$  et  $F_{J,1830}$  sont combinées pour obtenir la distribution des cumuls prévus entre le jour J à 6 hTU et le jour J+1 à 6 hTU, notée  $F_{J,0630}$ . Étant le jour J à 12 hTU, le prévisionniste possède également le cumul observé depuis 6 hTU,  $P_{6h-12h}$ . La distribution  $F_{J,0630}$  est mise à jour selon l'équation suivante :

$$G_{J,0630}(x \geq P_{6h-12h}) = \frac{F_{J,0630}(x) - F_{J,0630}(P_{6h-12h})}{1 - F_{J,0630}(P_{6h-12h})} \quad (7.4)$$

Le générateur stochastique élabore les 1000 scénarios horaires de précipitations de façon à respecter cette nouvelle distribution  $G_{J,0630}$ . Les figures 7.4(c) et 7.4(d) illustrent cette combinaison par l'exemple des prévisions EPS émises sur le Gardon à Anduze le 06/09/2005. Entre 13 et 17 hTU, la distribution  $F_{J,0630}$  est mise à jour d'heure en heure, en prenant en compte le cumul observé depuis 6 hTU.

### A 18 hTU : réception des nouvelles prévisions bi-quotidiennes

A 18 hTU, le prévisionniste se place dans un contexte similaire à celui de 6 hTU. Les nouvelles prévisions probabilistes sont disponibles. Il détient notamment les distributions des cumuls prévus les jours J, J+1 et J+2 : 18-30, 30-42, 42-54 et 54-66 hTU, respectivement notées  $F_{J,1830}$ ,  $F_{J+1,0618}$ ,  $F_{J+1,1830}$  et  $F_{J+2,0618}$ . Celles-ci sont toujours ajustées par des lois Gamma. Entre 18 et 23 hTU, la première distribution est mise à jour pour prendre en compte le cumul observé depuis 18 hTU. Une heure plus tard, le jour J+1 à 0 hTU, les deux premières distributions sont combinées pour fournir la distribution des cumuls entre le jour J à 18 hTU et le jour J+1 à 18 hTU, elle-même mise à jour selon la procédure décrite à 12 hTU. Ce processus est réitéré à chaque heure jusqu'à 5 hTU. Une heure plus tard, le jour J+1 à 6 hTU, le prévisionniste récupère les nouvelles prévisions ; le processus est réinitialisé.

## 7.2 Indicateurs de désagrégation temporelle des prévisions de précipitations journalières

L'évaluation des prévisions probabilistes de précipitations, présentées dans le paragraphe §3.1.2 ont révélé que les prévisions par analogie produisent des distributions de précipitations journalières plus justes que celles issues des prévisions d'ensemble. Ainsi, les prévisions hydrologiques utilisant ces prévisions cernent mieux les débits observés. Les prévisions utilisant les traces au pas de temps de 6 h illustrent et justifient ce choix. Dans cette partie, les prévisions journalières par analogie sont conservées et découpées dans un premier temps selon la répartition des cumuls des prévisions d'ensemble par pas de temps de 6 et/ou 12 h, au sein de l'échéance de prévision. La désagrégation entre ces pas de temps intermédiaire et le pas de temps hydrologique horaire est réalisée soit en prenant l'intensité horaire moyenne, soit en utilisant le générateur stochastique de scénarios de précipitations horaires. Le tableau 7.1, page 197, liste l'ensemble des modes de génération stochastiques de scénarios horaires. L'analyse de cette approche, combinant les prévisions quantitatives par analogie en 24 h et les prévisions qualitatives issues des prévisions d'ensemble, est illustrée à partir des épisodes de novembre 2006 sur l'Ardèche à Vogüé, de septembre 2005 et de novembre 2007 sur la Gardon à Anduze et de novembre 2008 sur la Loire à Chadrac. Les hydrogrammes de ces épisodes sont présentés dans la figure 2.17 page 69. Les prévisions utilisant seulement les prévisions journalières par analogie seront prises comme référence.

### 7.2.1 Influence de la chronologie des prévisions d'ensemble

#### Anticipation de la réaction hydrologique

Le comportement temporel des traces contenues dans les prévisions d'ensemble EPS influe sur la répartition temporelle des cumuls des scénarios horaires de précipitations. L'approche employée pour désagréger temporellement les prévisions journalières au pas de temps hydrologique horaire  $\Delta t_H$  génère des intensités horaires dès le premier pas de temps de l'horizon de prévision. Or, ce mode de génération stochastique peut engendrer des réactions trop précoces du bassin. L'introduction d'information sur la répartition **relative** des cumuls au sein de chaque trace permet de corriger ce défaut, que l'on prenne une répartition moyenne (*Reps6*) ou celle de chaque trace (*Teps6*).

Le 16/11/2006 à 0 hTU la prévision *référence* sur l'Ardèche à Vogüé annonce une réaction de l'Ardèche pour l'après-midi et la nuit, soit pour une plage temporelle large, comme illustré par la figure 7.5(c). Les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  atteignent respectivement 160 et 600 m<sup>3</sup>/s. Or les prévisions d'ensemble indiquent que les précipitations tomberaient majoritairement entre le 16 à 18 hTU et le 17 à 6 hTU, soit sur la plage 42-54 h de la figure 7.5(b). La prise en compte de cette information modifie naturellement la prévision hydrologique. La réaction du bassin est plus clairement annoncée pour la matinée du 17/11, avec les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  valant

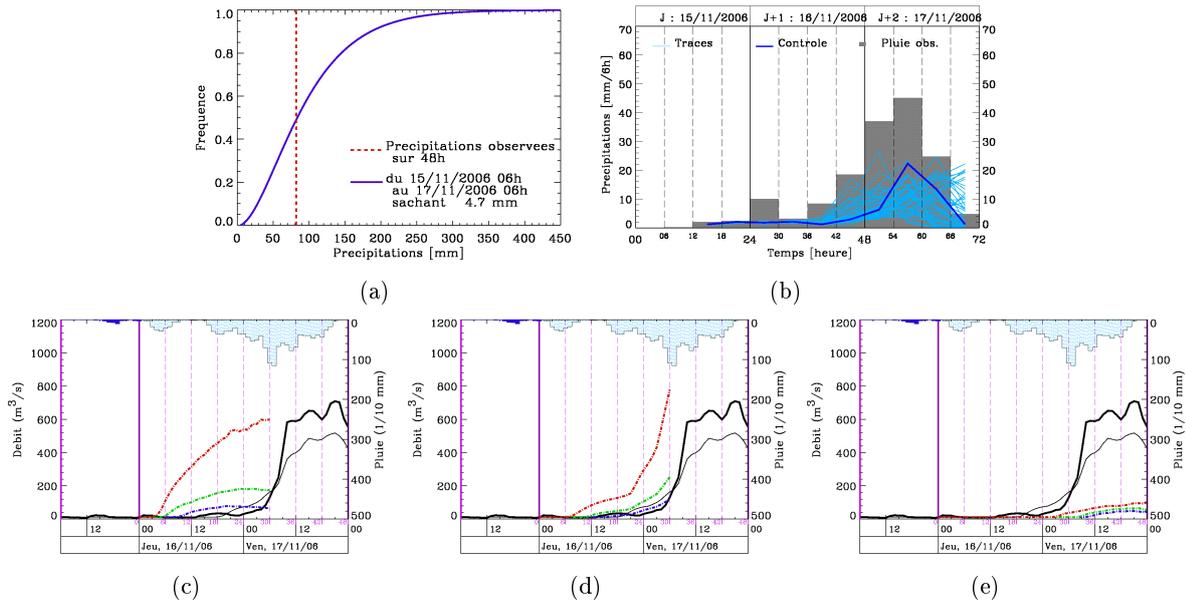


FIGURE 7.5 – Prévisions émises le 16/11/2006 à 0 hTU sur l’Ardèche à Vogüé : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence*, (d) prévision *Reps6* et (e) prévisions selon les traces à 6 h

respectivement 240 et 800 m<sup>3</sup>/s, comme le présente la figure 7.5(d) où la répartition moyenne (*Reps6*) des traces des EPS est utilisée comme information complémentaire.

### Positionnement temporel du pic de débit

La générateur répartit les cumuls de précipitations en 24 h sur l’horizon de prévision. De ce fait, les intensités et les cumuls des averses qui composent les épisodes générés sont lissés et donc biaisés. Ce défaut explique en partie la « mollesse » des prévisions de débits puisque les intensités lissées sont propagées dans le modèle hydrologique et impactent les enveloppes quantiles construites à partir de l’ensemble des scénarios probables de débits. Les prévisions d’ensemble affichant une bonne information sur la répartition des précipitations, induisent logiquement de meilleures prévisions hydrologiques. Elles corrigent en partie cette caractéristique propre au générateur stochastique.

Le 16/11/2006 à 18 hTU, la prévision *référence* annonce une réaction de l’Ardèche à Vogüé pour la journée du 17/11, avec des quantiles de débits  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  atteignant respectivement 200 et 480 m<sup>3</sup>/s sur l’horizon de prévision de 36 h (*cf.* figure 7.6(c)). Les EPS indiquent que les cumuls sont majoritairement prévus dans la première moitié de l’échéance, soit entre 18 et 36 sur la figure 7.6(b). La prévision hydrologique *Reps6* associée indique que la réaction du bassin est plus marquée et mieux cernée temporellement. Les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  valent désormais 260 et 720 m<sup>3</sup>/s et le pic de débit se situe vraisemblablement en début d’après-midi de la journée du 17/11 (*cf.* figure 7.6(d)). La meilleure répartition des cumuls prévus au sein de l’échéance de prévision implique une meilleure correspondance entre le quantile relatif aux précipitations observées et le quantile du débit de pointe observé.

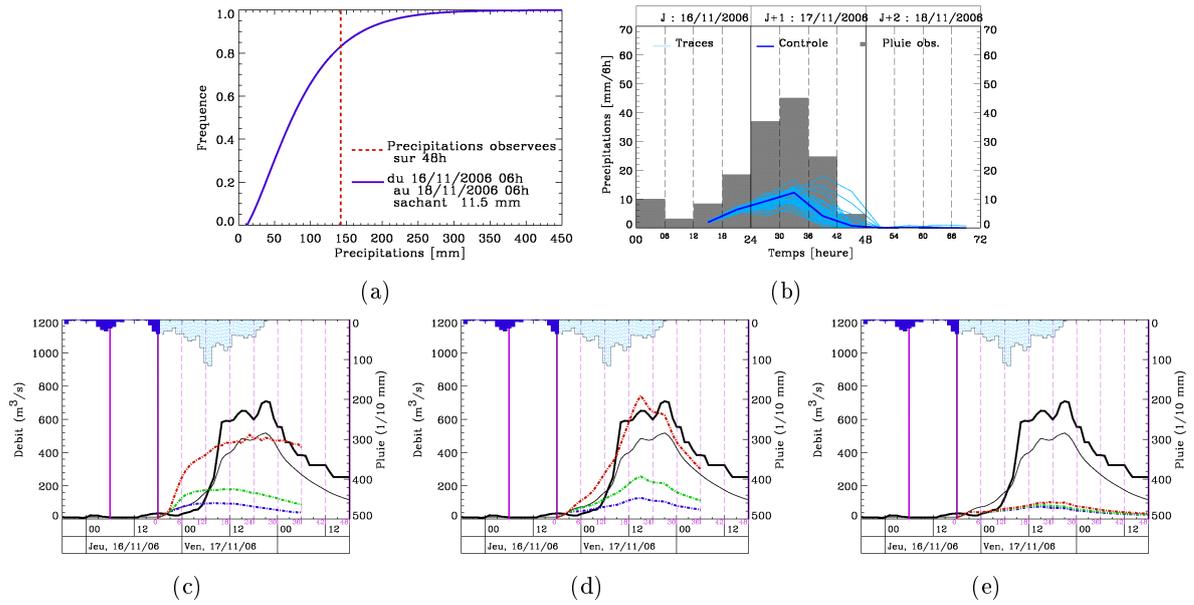


FIGURE 7.6 – Prévisions émises le 16/11/2006 à 18 hTU sur l’Ardèche à Vogüé : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence*, (d) prévision *Reps6* et (e) prévisions selon les traces à 6 h

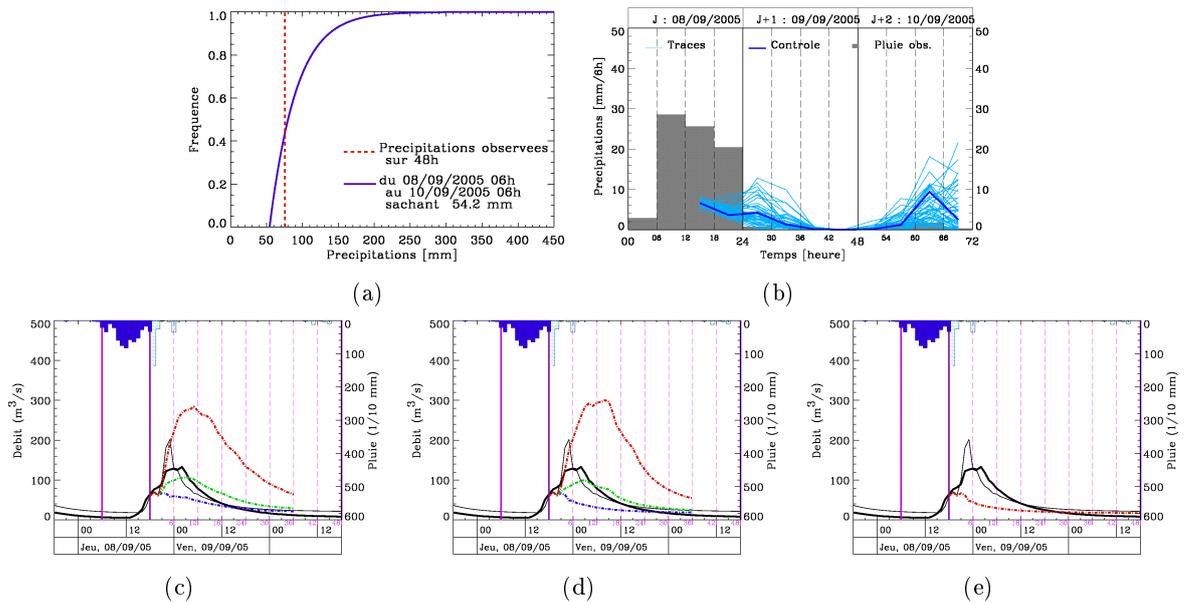


FIGURE 7.7 – Prévisions émises le 08/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence*, (d) prévision *Reps6* et (e) prévisions selon les traces à 6 h

Certaines prévisions EPS indiquent que les précipitations tomberaient majoritairement dans les premières heures. Cette information est utile pour la prévision hydrologique. Or, comme précédemment énoncé, le générateur stochastique construit des scénarios de précipitations contenant des intensités horaires dès le premier pas de temps de l’horizon de prévision. Dans certaines configurations, l’information fournie par les EPS corrobore la répartition intrinsèque du générateur stochastique : les prévisions hydrologiques sont très similaires. Les prévisions hydrologiques

émises le 08 septembre 2005 à 18 hTU sur la Gardon à Anduze illustrent ce constat. La prévision d'ensemble indique que les cumuls de précipitations prévus par la prévision par analogie (cf. figure 7.7(a)) sont à répartir dans la première moitié de l'échéance de prévision valant 36 h (cf. figure 7.7(b)). Les prévisions *référence* et *Reps6* se ressemblent particulièrement. Les figure 7.7(c) et 7.7(d) montrent que les quantiles  $Q_{90}$  de ces deux prévisions atteignent respectivement 280 et 300  $m^3/s$  vers 6 hTU le lendemain.

### Anticipation de la seconde partie d'un évènement

Le bénéfice d'une telle information supplémentaire en terme d'anticipation de la réaction du bassin est également perceptible pour des cumuls journaliers mal prévus par les prévisions par analogie. Le premier exemple du 16/11/2006 donne un gain significatif avec un cumul observé proche de la médiane de la distribution des cumuls prévus (cf. figure 7.6 page 203).

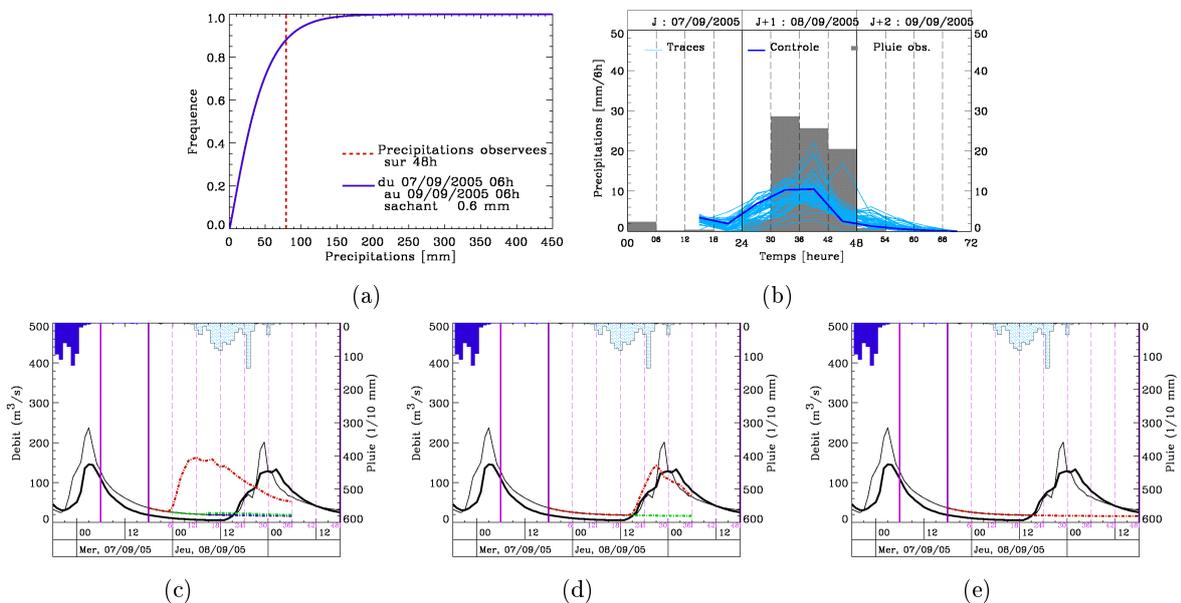


FIGURE 7.8 – Prévisions émises le 07/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence*, (d) prévision *Reps6* et (e) prévisions selon les traces à 6 h

Le cumul relatif à la prévision du 07/09/2005 à 18 hTU correspond au quantile  $P_{85}$  (cf. figure 7.8(a)). La prévision *référence* indique une réaction du bassin dans la matinée du 08/09 uniquement par le quantile  $Q_{90}$  (160  $m^3/s$ , cf. figure 7.8(c)). La prévision *Reps6* utilisant la répartition moyenne des EPS avec un pas de temps de 6 h situe mieux la réaction prévue du bassin, celle-ci étant désormais annoncée dans la soirée du 08/09 toujours avec le quantile  $Q_{90}$  valant environ 140  $m^3/s$ . Les figures 7.8(b) et 7.8(d) affichent respectivement les prévisions d'ensemble à 6 h et la prévision hydrologique *Reps6* associée. Il ressort également que la bonne concordance temporelle entre les prévisions EPS et les précipitations observées permet de mieux prévoir la seconde partie de l'évènement du 06-08 septembre 2005 en compensant la défaut du générateur qui fournit des scénarios horaires avec des intensités non nulles dès le premier pas de temps.

### Anticipation de la décrue

Outre mieux anticiper la réaction du bassin ou estimer le pic de débit, l'information complémentaire apportée par les prévisions d'ensemble entraîne un meilleur respect de la décrue prévue. En effet, comme évoqué précédemment, le générateur répartit les précipitations dès le premier pas de temps et ce, sur quasiment toute l'échéance de prévision. La décrue est dès lors atténuée par ce mode de génération. Si les EPS indiquent que les précipitations s'arrêtent dans les premières heures de l'horizon de prévision, la décrue prévue sera plus raide.

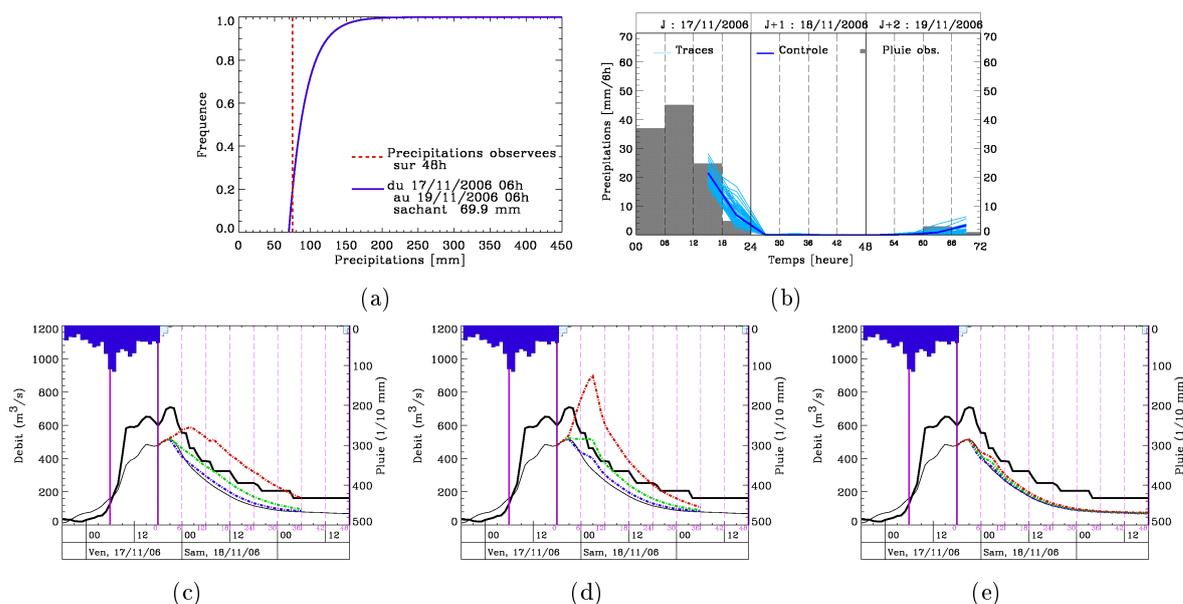


FIGURE 7.9 – Prévisions émises le 17/11/2006 à 18 hTU sur l'Ardèche à Vogüé : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence*, (d) prévision *Reps6* et (e) prévisions selon les traces à 6 h

Le 17/11/2006 à 18 hTU sur l'Ardèche à Vogüé, la chaîne de prévision hydrologique annonce la fin de l'épisode de crue en cours, comme le montre la figure 7.9(c). En intégrant l'information des EPS affichées sur la figure 7.9(b), une probable poursuite de la hausse des débits est indiquée sur les premières heures avant la décrue qui est plus marquée pour cette prévisions *Reps6* (cf. figure 7.9(d)). Cette poursuite s'explique par le faible cumul observé sur l'échéance de prévision ; la figure 7.9(a) affiche la probabilité de ce cumul qui est proche de 20%.

### Décalage temporel des prévisions EPS vis-à-vis des cumuls observés

Intégrer l'information sur le comportement des traces des prévisions d'ensemble n'améliore pas toujours les prévisions hydrologiques. Celles-ci deviennent dépendantes de la qualité des prévisions d'ensemble et en particulier de leurs capacités à prévoir correctement le signal temporel des précipitations attendues. Les prévisions d'ensemble peuvent ainsi provoquer des erreurs dans la répartition temporelle des cumuls prévus et, par conséquent, peuvent réduire la qualité des prévisions hydrologiques induites. Le 06/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze, la chaîne de prévision hydrologique annonce une reprise de la crue dans les prochaine heures. La prévision

*référence* indique que le pic de débit serait atteint en début de matinée du 7 septembre avec un quantile  $Q_{90}$  valant environ  $140 \text{ m}^3/\text{s}$  (cf. figure 7.10(c)). La figure 7.10(b) montre que les EPS répartissent les cumuls de précipitations principalement entre 0 hTU et 12 hTU le lendemain, soit entre 24 et 36 h sur la figure. Or la figure 7.10(a) signale que sur les 112 mm observés sur 48 h, 53 mm sont déjà tombés sur le bassin depuis 6 hTU et 56 mm sont observés dans la première tranche de 6 h dans l'horizon de prévision, soit entre 18 et 24 hTU de la figure 7.10(b). Ce décalage temporel entre le signal des EPS et celui des observations transparaît dans la prévision hydrologique. La prévision *Reps6* annonce un pic de crue arrivant avec un retard de 6-10 h avec le quantile  $Q_{90}$  valant  $100 \text{ m}^3/\text{s}$  (cf. figure 7.10(d)). Il est à noter que le bon positionnement du pic de crue de la prévision de référence provient en partie du fait que le générateur commence généralement une averse dès le premier pas de temps. Dans le cas de la prévision du 06/09/2005 à 18 hTU, une averse a déjà commencé et le générateur a tendance à la poursuivre de façon appropriée sur quelques heures, expliquant ainsi le bon positionnement du pic de crue.

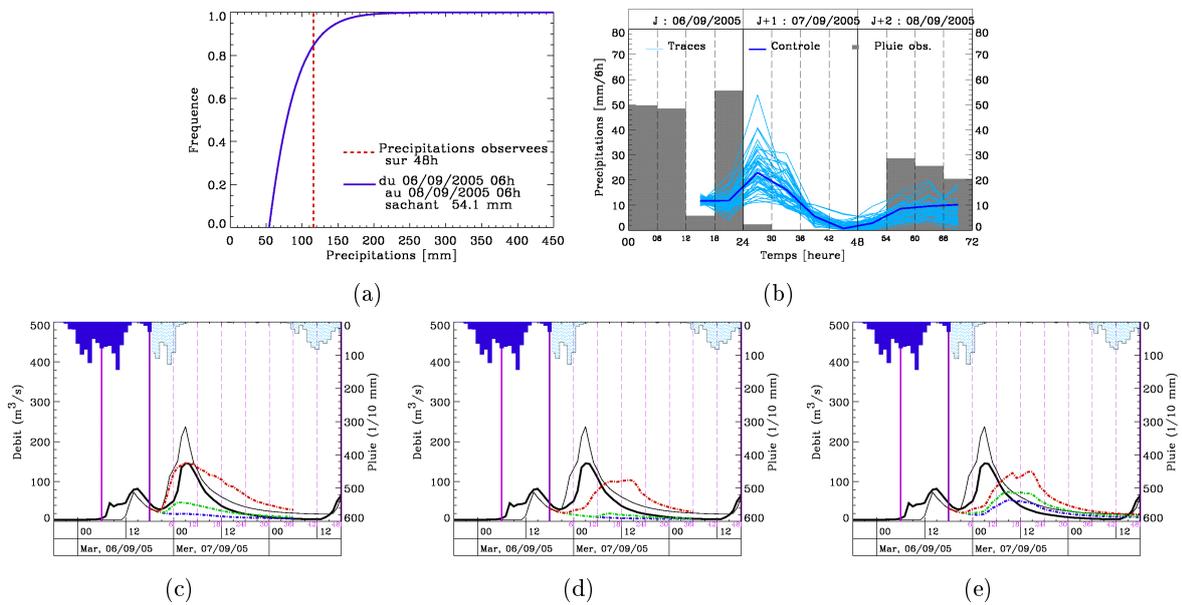


FIGURE 7.10 – Prévisions émises le 06/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence*, (d) prévision *Reps6* et (e) prévisions selon les traces à 6 h

Il ressort donc que la prise en compte d'une information temporelle externe, en l'occurrence celle des EPS, rend les prévisions hydrologiques tributaires de leur incertitude en cas de mauvaise prévision de l'arrivée d'un système précipitant.

## 7.2.2 Variabilité et désagrégations temporelles des traces des prévisions d'ensemble

### Prise en compte de la variabilité au sein des traces des prévisions d'ensemble

En analysant les prévisions opérationnelles utilisées sur les épisodes servant d'exemple, il ressort que les traces des prévisions d'ensemble offrent des signatures temporelle plus ou moins variées. A certains instants de prévision hydrologique, celles-ci présentent toutes des comportements temporels très similaires. A contrario, à d'autres instants de prévision, les prévisions d'ensemble annoncent une grande diversité de la répartition des cumuls relatifs à chacune des traces, que ce soit au pas de temps 6 ou 12 h. Ces différentes configurations apparaissent naturellement dans les prévisions de débits. L'analyse de l'influence de la variabilité des répartition des cumuls de précipitations s'appuie sur la comparaison des prévisions hydrologiques utilisant une répartition moyenne (*Reps*) et la répartition de chaque trace (*Teps*) avec un pas de temps de 6 et/ou 12 h.

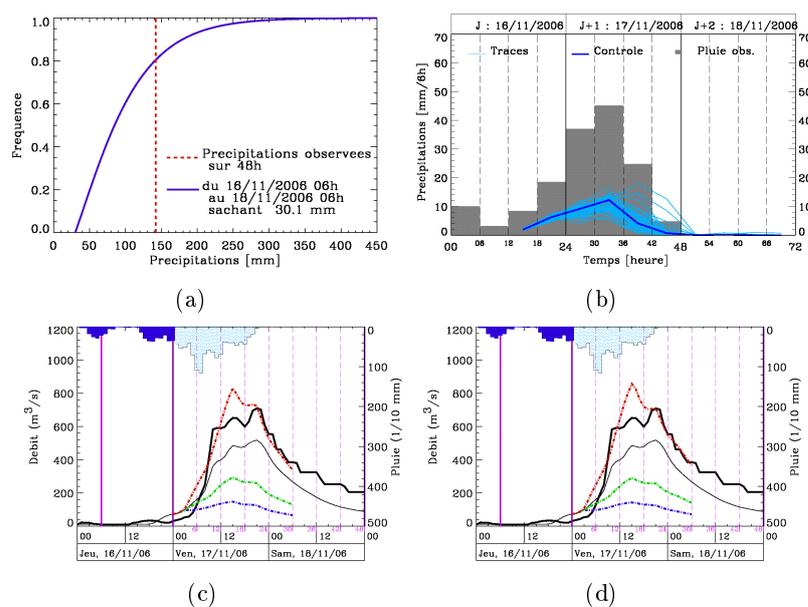


FIGURE 7.11 – Prévisions émises le 17/11/2006 à 0 hTU sur l'Ardèche à Vogüé : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *Reps6* et (d) prévision *Teps6*

La prévision d'ensemble émise le 16/11/2006 à 18 hTU pour l'Ardèche à Vogüé prévoit des traces dont les chronologies s'écartent peu de la chronologie moyenne, illustrée par la figure 7.11(b). Les prévisions hydrologiques émises le 17/11 à 0 hTU intègrent cette information. La figure 7.11(c) présente les prévisions *Reps6* où les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  atteignent 300 et 840  $m^3/s$  en début d'après-midi. Les prévisions *Teps6* assimilant la structure temporelle de chaque trace donnent des enveloppes quantiliques presque identiques : les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  valent désormais 300 et 880  $m^3/s$  pour la même période (*cf.* figure 7.11(d)).

Dans certains cas, les prévisions d'ensemble donnent plusieurs configurations probables pour répartir les cumuls prévus par les prévisions par analogie. La prévision EPS prise en compte au pas de temps 12 h par la chaîne de prévision hydrologique le 23/11/2007 à 0 hTU, prévoit la fin de l'épisode en cours dans les prochaines heures (*cf.* figure 7.12(b)). Cette fin est plus ou moins prononcée selon les traces et la répartition moyenne se caractérise par une terminaison moins brutale des précipitations que certaines traces. La prévision *Reps12* indique une augmentation probable des débits sur les dix prochaines heures, avec le quantile  $Q_{90}$  qui culmine à  $560 \text{ m}^3/\text{s}$  vers 9 hTU, prévision illustrée par la figure 7.12(c). La prévision *Teps12* prend en compte des arrêts plus marqués de l'épisode en cours. Certains scénarios se caractérisent donc par des cumuls répartis quasiment exclusivement sur le premier pas de temps de 12h des EPS, soit entre 18hTU la veille et 6 hTU, soit sur les 6 premières heures de l'échéance de prévision. La figure 7.12(d) affiche la prévision *Teps12* qui indique une augmentation des débits probablement plus nette, avec les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  valant respectivement 320 et  $880 \text{ m}^3/\text{s}$  vers 6 hTU, avant une récession plus abrupte.

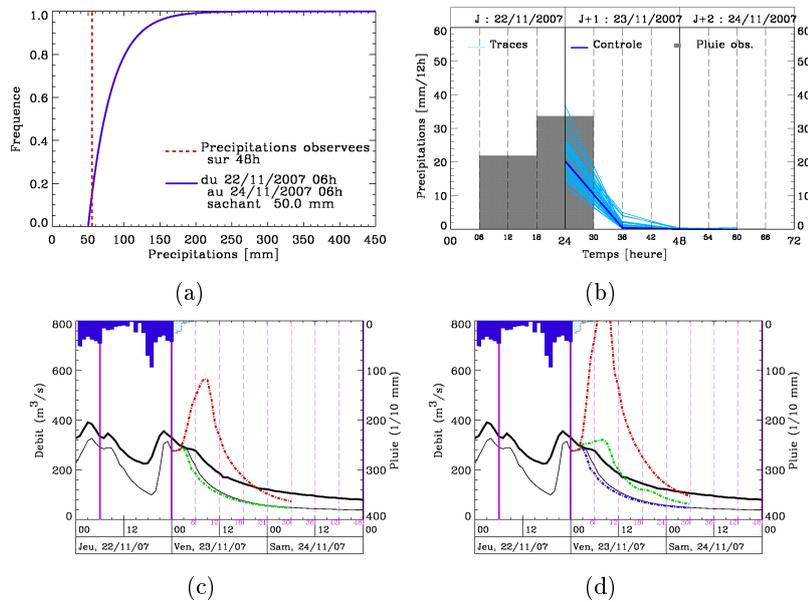


FIGURE 7.12 – Prévisions émises le 23/11/2007 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 12 h, (c) prévision *Reps12* et (d) prévision *Teps12*

Toutefois, la variabilité au sein des traces des prévisions d'ensemble n'influence pas toujours les prévisions hydrologiques. Si les signatures temporelles des traces se différencient dans le dernier pas de temps de l'horizon de prévision, le temps de réaction du bassin implique que l'impact d'une telle information ne peut transparaître dans les échéances des prévisions hydrologique, fixées comme étant égales aux échéances des prévisions de précipitations. Par ailleurs, si les traces ont des chronologies inversées, les enveloppes quantiliques qui lissent l'information fournies par les scénarios de débits, ne reportent pas la variabilité affichée des prévisions d'ensemble dans les prévisions hydrologiques ensemblistes. Au final, sur l'ensemble des événements d'application, seulement quelques cas présentent des prévisions hydrologiques *Teps* distinctes des prévisions *Reps*.

### Influence du pas de temps intermédiaire des prévisions d'ensemble

Le pas de temps intermédiaire sur lequel l'information issue des prévisions d'ensemble est fournie peut avoir une incidence sur la prévision hydrologique. L'évaluation d'un tel impact repose sur la comparaison des prévisions *Reps6* ou *Teps6* avec les prévisions *Reps12* ou *Teps12*. Les prévisions EPS prises aux pas de temps 6 et 12 h présentent généralement des chronologies similaires. Mais cette ressemblance ne se répercute pas toujours dans les prévisions hydrologiques. La désagrégation plus fine au pas de temps 6 h peut discriminer davantage la répartition des cumuls prévus par les prévisions quantitatives sur chacun des pas de temps intermédiaires. Les prévisions hydrologiques *Teps6* et *Teps12* émises le 22/11/2007 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze sont différentes. La première prévoit mieux le second pic de débit, le quantile  $Q_{90}$  remontant dans la nuit du 22 au 23 novembre 2007 pour atteindre environ  $440 \text{ m}^3/\text{s}$  (cf. figure 7.13(c)). La prévision *Teps12*, affichée sur la figure 7.13(d), donne des enveloppes quantiliques plus « molles ». Le quantile  $Q_{90}$  est quasiment constant ( $280 \text{ m}^3/\text{s}$ ) sur l'échéance. Pourtant, les figures 7.13(a) et 7.13(b) montrent que les prévisions EPS, respectivement à 6 et 12 h, possèdent des signatures temporelles similaires.

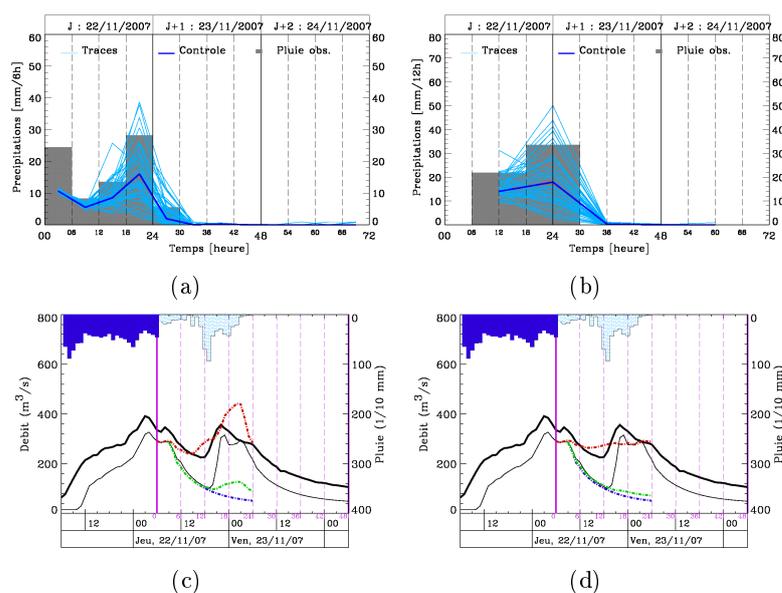


FIGURE 7.13 – Prévisions émises le 22/11/2007 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision EPS au pas de temps 6 h, (b) prévision EPS au pas de temps 12 h, (c) prévision *Teps6* et (d) prévision *Teps12*

Prendre en compte l'information qualitative des EPS à 6 ou 12 h influence sensiblement les prévisions hydrologiques utilisant les prévisions par analogie comme source de prévisions quantitatives de précipitations. Néanmoins, certaines prévisions EPS présentent des traces ayant des comportements temporels très proches, que ce soit à 6 ou 12 h. Dès lors, les prévisions hydrologiques qui en découlent sont relativement ressemblantes. Les prévisions EPS émises le 20/11/2007 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze avec un pas de temps de 6 et 12 h, respectivement présentées par les figures 7.14(a) et 7.14(b), indiquent que les cumuls prévus par la prévision par analogie sont à répartir sur l'ensemble de l'horizon de prévision, avec des proportions proches à 6 et 12

h. Les prévisions hydrologiques *Teps6* et *Teps12*, intégrant ces informations sont donc également semblables : le quantile  $Q_{60}$  n'évolue pas et le quantile  $Q_{90}$  augmente dans l'après-midi du 21 novembre et atteint environ 230 et 240 m<sup>3</sup>/s, respectivement.

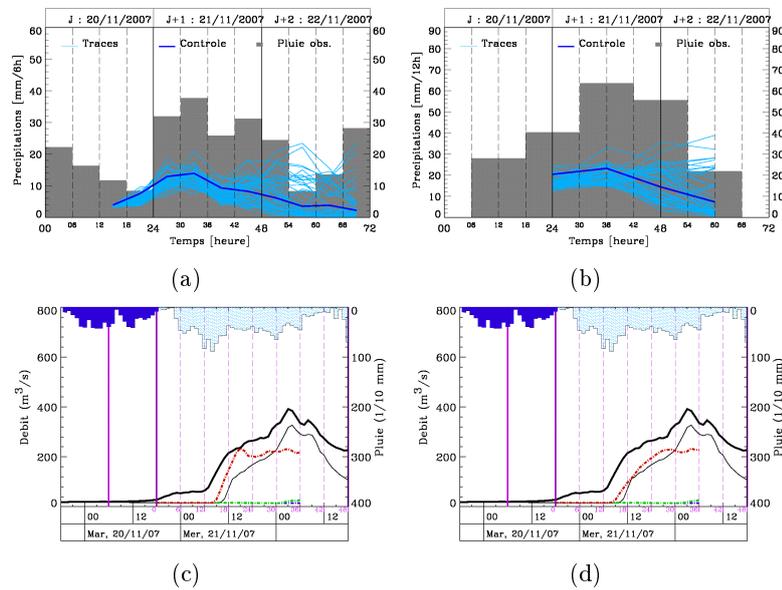


FIGURE 7.14 – Prévisions émises le 20/11/2007 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision EPS au pas de temps 6 h, (b) prévision EPS au pas de temps 12 h, (c) prévision *Teps6* et (d) prévision *Teps12*

A l'inverse, considérer les prévisions EPS au pas de temps supérieur (12 h) renforce parfois la variabilité de la répartition des cumuls au sein de l'horizon de prévision. Cette configuration accentue alors le pic de crue annoncé par les prévisions hydrologiques. Les prévisions émises le 20/11/2007 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze présentent un exemple de prévisions hydrologiques où la prévision *Teps12* annonce un pic de débit supérieur à celui prévu par la prévision *Teps6*. La prévision *Teps6* indique que le pic de débit aurait lieu dans la matinée, avec les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  valant environ 100 et 300 m<sup>3</sup>/s (cf. figure 7.15(c)). La version *Teps12*, illustrée par la figure 7.15(d), situe le pic plutôt en fin de matinée, avec un quantile  $Q_{90}$  légèrement plus fort (340 m<sup>3</sup>/s). Les prévisions hydrologiques sont différentes alors que les prévisions EPS annoncent que les précipitations sont à répartir de préférence dans la première moitié de l'échéance (36 h), comme le montre les figures 7.15(a) et 7.15(b).

### Influence d'une seconde désagrégation plus fine

Dans les analyses précédentes, l'information issue des EPS est introduite en fixant les intensités horaires comme étant constantes sur le pas de temps intermédiaire (6 ou 12 h). Une autre voie pour générer des scénarios de précipitations aux pas de temps hydrologiques horaires  $\Delta t_H$  consiste à désagréger une seconde fois les prévisions quantitatives disponibles au pas de temps journalier  $\Delta t_M$ , découpées dans un premier temps selon l'information qualitative extraite des prévisions d'ensemble au pas de temps intermédiaire  $\Delta t_I$  (6 ou 12 h). Cette seconde étape est réalisée à l'aide du générateur stochastique de scénarios horaires, décrits dans le paragraphe

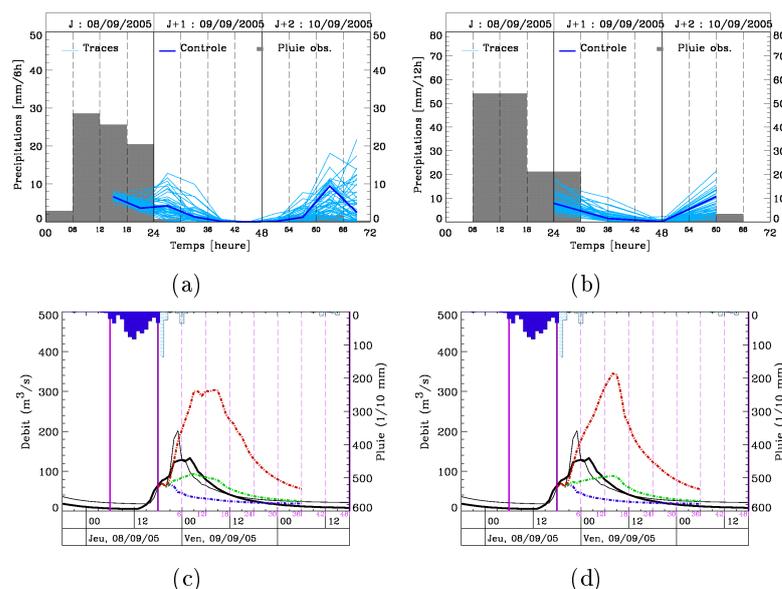


FIGURE 7.15 – Prévisions émises le 08/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision EPS au pas de temps 6 h, (b) prévision EPS au pas de temps 12 h, (c) prévision *Teps6* et (d) prévision *Teps12*

§4.1. Toutefois, cet outil conçu pour désagréger de l'information journalière est moins adapté au pas de temps intermédiaire, notamment à 6 h. En effet, la sélection des scénarios compatibles avec l'information sur le futur implique un taux de rejets considérable, augmentant ainsi le temps de calcul. Afin de conserver l'optique opérationnelle de l'outil, les scénarios générés ont dû être transformés via un coefficient multiplicatif pour respecter le volume fixé tout en limitant le temps de calcul. Néanmoins, cette procédure découple la structure volumique de la structure temporelle. L'évaluation de l'influence de cette seconde désagrégation temporelle est déterminée en comparant les prévisions hydrologiques *Teps6* ou *Teps12* avec les prévisions *Geps6* ou *Geps12*.

Sur l'ensemble des épisodes d'application, la seconde désagrégation modifie rarement les prévisions hydrologiques, en particulier pour le pas de temps intermédiaire 6 h qui contraint davantage la variabilité des intensités horaires. Néanmoins, elle engendre parfois des prévisions hydrologiques différentes quand l'information qualitative fournie par les prévisions d'ensemble est introduite au pas de temps 12 h. Les prévisions hydrologiques émises le 21/11/07 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze illustrent bien ce constat. Les prévisions *Teps6* et *Geps6* diffèrent très peu : le quantile  $Q_{60}$  est quasiment constant, avec une valeur voisine de  $100 \text{ m}^3/\text{s}$  et le quantile  $Q_{90}$  atteint environ  $360 \text{ m}^3/\text{s}$  en début de matinée du 22 novembre (*cf.* figures 7.16(a) et 7.16(b)). Avec un pas de temps intermédiaire de 12 h, la seconde désagrégation modifie davantage les prévisions hydrologiques. La prévision *Teps12*, illustrée par la figure 7.16(c), annonce un premier pic avec le quantile  $Q_{90}$  de l'ordre de  $250 \text{ m}^3/\text{s}$  en début de soirée et un second pic avec le quantile  $Q_{90}$  de même ordre de grandeur. Ce dernier pic est plus probable que le premier car le quantile  $Q_{60}$  se détache clairement de  $Q_{35}$ . En revanche, la prévision *Geps12* présente une évolution temporelle différente, celle-ci ayant un seul pic vers minuit où le quantile  $Q_{90}$  atteint environ  $320 \text{ m}^3/\text{s}$  (*cf.* figure 7.16(d)). L'exemple de la prévision émise sur le Gardon à Anduze le 22/11/2007 à 18

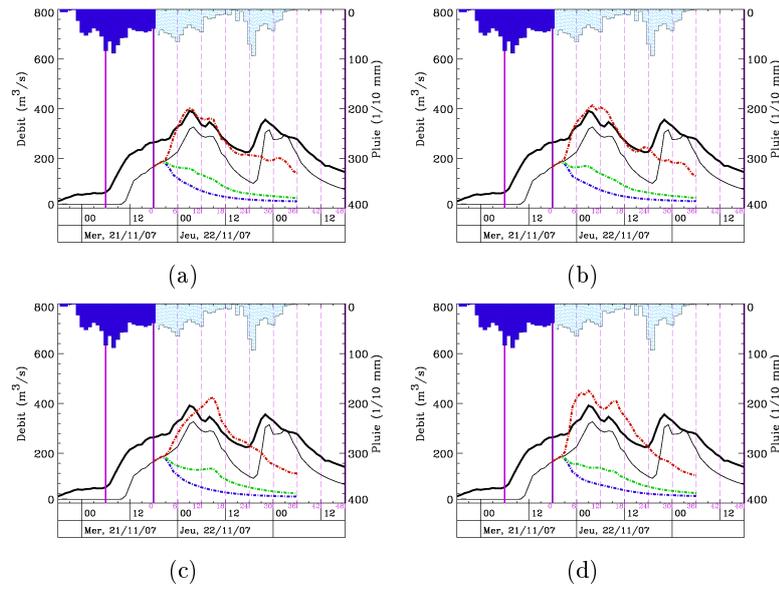


FIGURE 7.16 – Prévisions émises le 21/11/2006 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision *Teps6*, (b) prévision *Geps6*, (c) prévision *Teps12* et (d) prévision *Geps12*

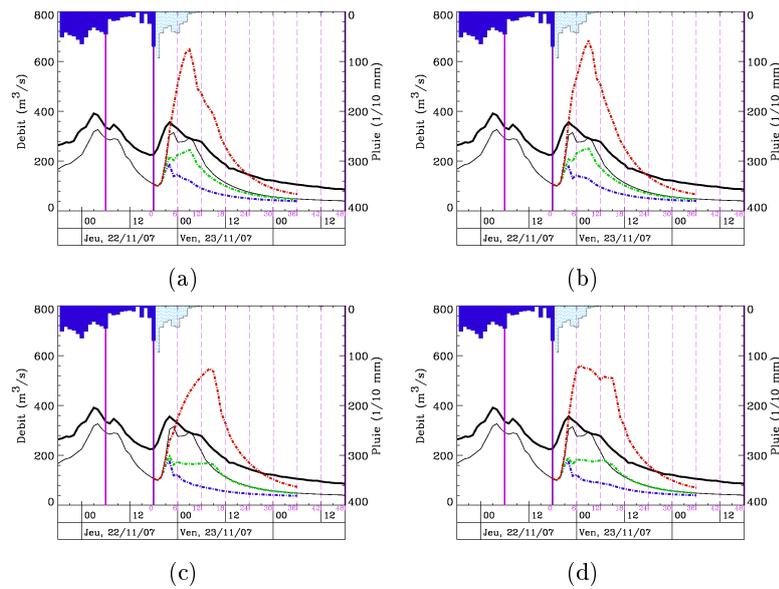


FIGURE 7.17 – Prévisions émises le 22/11/2006 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision *Teps6*, (b) prévision *Geps6*, (c) prévision *Teps12* et (d) prévision *Geps12*

hTU montre que le second découpage au pas de temps hydrologique peut accentuer légèrement le pic prévu lorsque que le pas de temps intermédiaire vaut 6 h. Les prévisions *Teps6* et *Geps6* annoncent des quantiles  $Q_{90}$  maximaux le lendemain, en début de matinée, ceux-ci valant respectivement 640 et 680  $\text{m}^3/\text{s}$ . Intégrer l'information des EPS au pas de temps supérieur apporte davantage de souplesse dans la sélection des scénarios horaires respectant la répartition des cumuls journaliers prévus. La prévision *Geps12* assimile cette possibilité en affichant des intervalles temporels plus larges dans lequel le pic de débit peut survenir. Le quantile  $Q_{90}$  associée à cette prévision est de l'ordre de 660 à 680  $\text{m}^3/\text{s}$  dans la matinée du 23 novembre alors que celui relatif

à la prévision *Teps12* indique que le pic aurait plutôt lieu en fin de matinée. Ces prévisions sont présentées dans la figure 7.17.

### 7.2.3 Limites de l'approche mixte

#### Impact du cumul observé sur le premier pas de temps EPS

Lors de l'introduction de cette méthode désagrégant dans un premier temps les cumuls prévus au pas de temps journalier  $\Delta t_M$  à un pas de temps intermédiaire  $\Delta t_I$  (6 ou 12 h) avant la désagrégation finale au pas de temps horaire  $\Delta t_H$ , la gestion du premier pas de temps intermédiaire s'est avérée délicate. En effet, selon l'instant d'émission, ce premier pas de temps peut contenir des précipitations déjà observées. Par exemple, les pas de temps  $\Delta t_I$  valant 12 h couvrent les périodes 06-18 hTU et 18-06 hTU. Le jour J à 12 hTU, un certain cumul a déjà été observé depuis 6 hTU. Il est donc nécessaire d'en tenir compte lors de la génération des scénarios horaires de précipitations respectant soit la répartition moyenne des traces, soit la chronologie relative de chacune d'elles. Or, dans certains cas, le cumul observé sur les premières heures est supérieur au cumul à répartir sur le premier pas de temps intermédiaire de 12 h. Généralement, quelques traces demeurent compatibles avec l'observation mais, dans certaines configurations, il est possible d'en avoir aucune convenable. Les traces incompatibles ont néanmoins été conservées à titre expérimental, en fixant à 0 mm le cumul à répartir sur les heures restantes de ce premier pas de temps  $\Delta t_I$ . Il s'avère que ce choix engendre des prévisions hydrologiques hasardeuses car elles fournissent de fausses informations sur la réaction du bassin.

La prévision hydrologique réalisée le 07/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze illustre ce cas de figure. Les figures 7.18(a) et 7.18(b) donnent les prévisions EPS aux pas de temps 6 et 12 h. Disposant d'une échéance de 36 h, les cumuls de précipitations sont désagrégés dans un premier temps en 3 parties où la première comprend entre 40 et 60% du cumul total. Comparées à ce cumul à répartir, les précipitations observées sur les 6 dernières heures sont importantes (56 mm). La majorité des scénarios horaires comportent donc des précipitations nulles sur les 6 premières heures de l'échéance. Seuls les scénarios associés aux précipitations élevées (200-250 mm sur les 6 et 7 septembre) ont des précipitations non nulles sur ce premier pas de temps  $\Delta t_I$ . Les prévisions hydrologiques *Reps12* et *Teps12*, respectivement affichées sur les figures 7.18(c) et 7.18(d), annoncent un second pic de débit en début de soirée du 07/09, avec le quantile  $Q_{90}$  valant environ 220 m<sup>3</sup>/s. Ce second pic est en réalité un artefact dû au choix de conserver les traces incompatibles. Il est donc nécessaire d'analyser les prévisions hydrologiques et les prévisions d'ensemble en parallèle afin de détecter toute génération suspecte de scénarios de précipitations.

#### Impact de la justesse de la prévision

L'apport d'une telle approche dépend de la justesse des prévisions quantitatives de précipitations journalières. Les exemples illustrés dans le paragraphe §7.2.1 montrent que l'approche par indicateurs qualitatifs est utile lorsque que la distribution des cumuls attendus donnent une certaine probabilité aux cumuls élevés. En revanche, si celles-ci ne sont pas justes, l'information

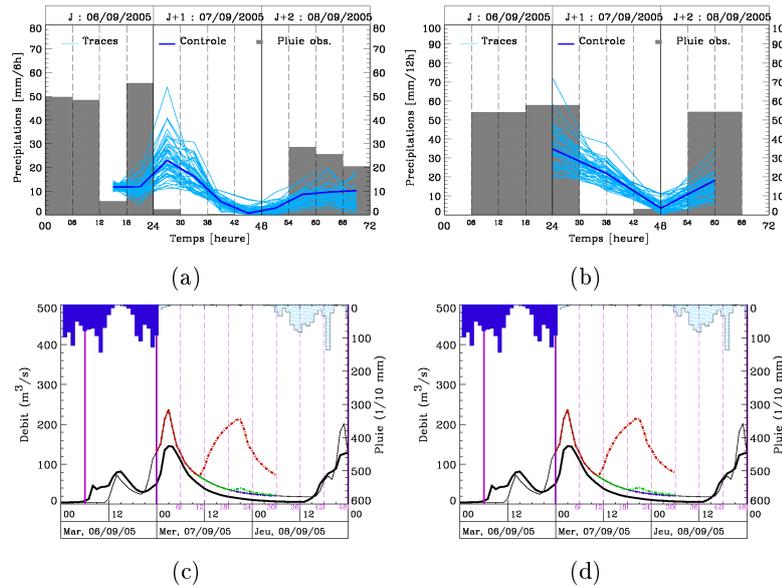


FIGURE 7.18 – Prévisions émises le 07/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision EPS au pas de temps 6 h, (b) prévision EPS au pas de temps 12 h, (c) prévision *Repts12* et (d) prévision *Teps12*

qualitative demeure insuffisante pour pallier ce défaut de prévisions. De même, si les prévisions quantitatives annoncent de faibles cumuls, disposer d'une information sur leurs répartitions au sein de l'horizon de prévision devient inutile. Par exemple, la figure 7.19(a) montre que la fréquence empirique associée aux précipitations cumulées sur les 5 et 6 septembre 2005 (177 mm) est très proche de 1. Le quantile  $P_{90}$  ne dépasse pas 100 mm en 48 h. Le 05/09/2005 à 18 hTU, la prévision hydrologique a une échéance de 36 h et les prévisions EPS indiquent que les précipitations sont attendues pour la seconde partie de cette échéance (*cf.* figure 7.19(b)). Le manque de justesse de la prévision quantitative de précipitations en 24 h limite l'apport des informations temporelles fournies par les EPS : les enveloppes quantiliques n'évoluent pas sur l'ensemble de l'horizon de prévision (*cf.* figure 7.19(d)).

### Apport d'information insuffisant sur la dynamique temporelle des précipitations

L'exemple du 06 septembre 2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze (*cf.* figure 7.10 page 206) montre que l'information qualitative apportée par les prévisions EPS introduit des erreurs dans la prévision hydrologique. Il apparaît également que, parfois, les prévisions EPS prévoient insuffisamment bien la signature temporelle des précipitations. Dans ce cas, les traces des prévisions EPS répartissent presque uniformément leurs cumuls respectifs sur l'ensemble de l'échéance de prévision. Les prévisions hydrologiques utilisant cette information ne présentent alors pas assez de dynamique dans leurs enveloppes quantiliques et peuvent donc rester « molles » aux yeux de certains utilisateurs. La figure 7.20, relative aux prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l'Ardèche à Vogüé, donne un exemple où l'introduction des prévisions EPS comme indicateurs de répartition au sein de l'horizon de prévision des cumuls prévus par les prévisions par analogie, n'apporte pas suffisamment d'information pour corriger la dynamique des prévisions hydrologiques.

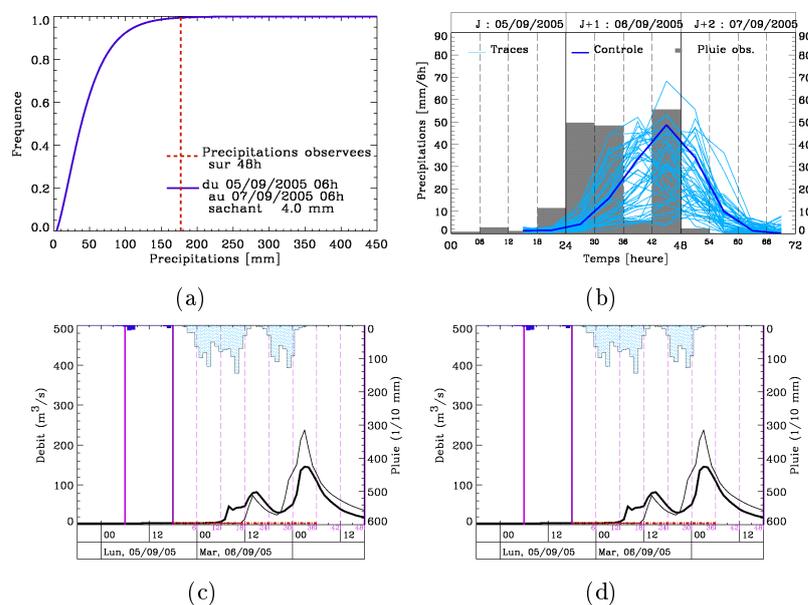


FIGURE 7.19 – Prévisions émises le 05/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence* et (d) prévision *Reps6*

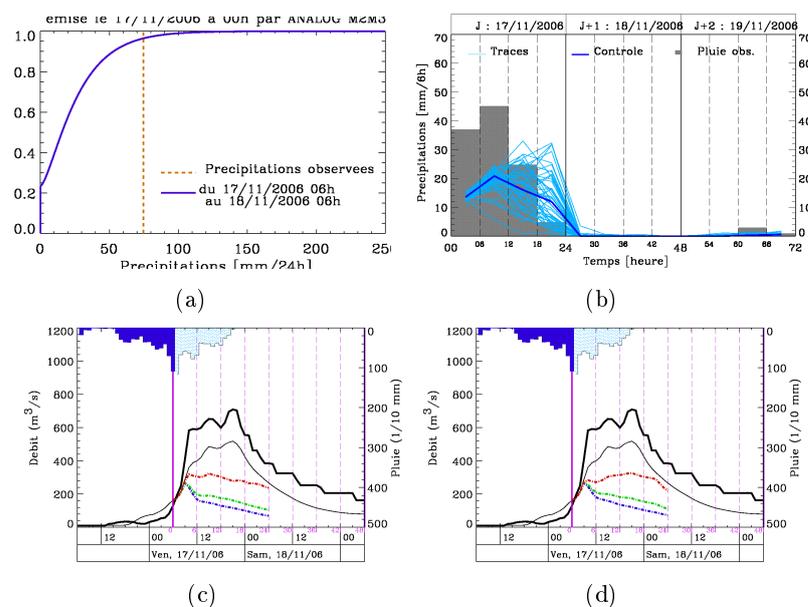


FIGURE 7.20 – Prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l'Ardèche à Vogüé : (a) distribution des précipitations prévues, (b) prévision EPS au pas de temps 6 h, (c) prévision *référence* et (d) prévision *Reps6*

#### 7.2.4 Bilan de l'approche par indicateurs qualitatifs

L'introduction d'information qualitative renseignant la génération de scénarios horaires de précipitations pour la répartition des cumuls journaliers prévus améliore en général les performances de la chaîne de prévision hydrologique. L'approche par indicateurs qualitatifs permet notamment de mieux anticiper la réaction du bassin, de mieux prévoir une reprise de la crue et la décrue. La chronologie des traces des prévisions d'ensemble pallie notamment le défaut du générateur stochastique qui propose des scénarios avec des intensités horaires non nulles dès la première heure de l'horizon de prévision. Prendre en compte cette information au pas de temps 6 h réduit le besoin d'une seconde désagrégation entre le pas de temps intermédiaire associé aux prévisions d'ensemble et le pas de temps hydrologique : la désagrégation horaire avec des intensités horaires constantes sur le pas de temps 6 h apparaît suffisante. En contre-partie, cela rend les prévisions hydrologiques plus sensibles à leur justesse temporelle.

Néanmoins, le gain est visible à condition d'avoir des traces ayant des signatures temporelles similaires sur une grande partie de l'échéance. Si les 51 traces proposent des chronologies très variées voire opposées, le lissage opéré par l'utilisation des enveloppes quantiles réduit l'impact d'une telle information complémentaire. La faible influence de la prise en compte de cette variabilité s'explique également par le manque de justesse des prévisions quantitatives. Si ces dernières prévoient des cumuls bien inférieurs à celui observé, son manque de justesse limite l'apport temporel des prévisions d'ensemble. D'ailleurs, la génération stochastique retient toujours 1000 scénarios. Ce jeu est considéré comme robuste pour la désagrégation temporelle des cumuls journaliers mais il ne l'est plus forcément ici : un jeu de  $51 \times 1000$  le serait davantage. Dans le cadre de cette thèse, nous n'avons pas eu le temps de vérifier cette hypothèse sur la robustesse de nos jeux de scénarios horaires. Par ailleurs, les prévisions des exemples servant d'illustration aux réflexions précédentes sont généralement émises à 18 ou à 0 hTU. Cette observation provient principalement du fait que les prévisions émises à 6 ou 12 hTU ont de petites échéances, où le pouvoir de discrimination temporelle des traces est limité par la mise-en-route du modèle météorologique utilisée pour les prévisions d'ensemble (spin-up). En outre, l'information sur le dernier pas de temps intermédiaire ne se répercute pas entièrement sur les prévisions de débits à cause du délai imposé par le délai de réponse des bassins versants.

## 7.3 Assimilation des prévisions bi-quotidiennes en entrée du générateur

La seconde approche envisagée consiste à adapter le fonctionnement de la chaîne de prévision hydrologique s'appuyant sur un rafraîchissement journalier des prévisions journalières et à l'appliquer à un fonctionnement sur un cycle plus fin. La première source de prévisions quantitatives correspond à l'utilisation de la méthode des analogues à un pas de temps infra-journalier, limitée à 12 h ( $\Delta t_M$ ) compte tenu de la qualité de l'archive pluviométrique actuellement disponible aux pas de temps infra-journaliers. La seconde source est issue des prévisions d'ensemble EPS intégrées à ce même pas de temps, afin de disposer de deux variables d'entrée comparables dans la chaîne de prévision hydrologique.

Le cycle opérationnel de cette seconde approche, détaillé dans le paragraphe 7.1.2, comporte un rafraîchissement bi-quotidien des prévisions quantitatives, à 6 et 18 hTU, et une mise à jour à chaque heure tenant compte des précipitations observées. De façon analogue au cycle journalier, les deux distributions des précipitations prévues, cumulées sur des pas de temps de 12 h, sont combinées à  $\frac{\Delta t_M}{2}$ , *i.e.* à 12 et 0 hTU, afin de s'affranchir des erreurs de prévisions dans les dernières heures du pas de temps de 12 h en cours. Ce cycle bi-quotidien permet d'élaborer des prévisions hydrologiques avec des échéances comprises entre 13 h (à 17 hTU et à 5 hTU) et 24 h (à 6 et 18 hTU).

Les analyses portant sur l'assimilation de prévisions bi-quotidiennes de précipitations reposeront sur les prévisions hydrologiques relatives aux prévisions d'ensemble (*EPS12*) et aux prévisions par analogie à 12 h (*ANA12*). Elles seront illustrées à partir des épisodes de novembre 2006 sur l'Ardèche à Vogüé, de septembre 2005 et de novembre 2007 sur la Gardon à Anduze et de novembre 2008 sur la Loire à Chadrac. Les prévisions utilisant seulement les prévisions d'ensemble (*EPS24*) et les prévisions par analogie (*ANA24*) au pas de temps journalier sont prises comme référence dans la suite.

### 7.3.1 Les prévisions d'ensemble à 12 h

#### Apports des prévisions bi-quotidiennes de précipitations

Assimiler des prévisions de précipitations cumulées sur des pas de temps infra-journaliers et les réactualiser plus fréquemment que chaque matin à 6 hTU, améliorent sensiblement les prévisions hydrologiques qui en découlent. La première approche par indicateurs de désagrégation des précipitations journalières a mis en évidence la bonne discrimination des cumuls aux pas de temps inférieurs par les prévisions d'ensemble (EPS). Ce gain en information temporelle ressort aussi de la seconde approche (EPS, ANALOG) où les distributions de précipitations en 12 h sont relativement bien différenciées. Fonctionnant avec une échéance maximale de 24 h, seules les distributions sur les deux premiers pas de temps sont prises en compte ici. L'analyse des épisodes d'application montre que celles-ci distinguent correctement les périodes de faibles précipitations

des périodes de cumuls plus élevés. En comparaison avec les prévisions hydrologiques utilisant les prévisions d'ensemble journalières, les prévisions hydrologiques intégrant cette nouvelle information présentent des enveloppes quantiliques de débits affichant davantage de dynamique. La prise en compte de l'information permet notamment de compenser le biais du générateur stochastique qui produit des intensités horaires non nulles dès la première heure de l'échéance.

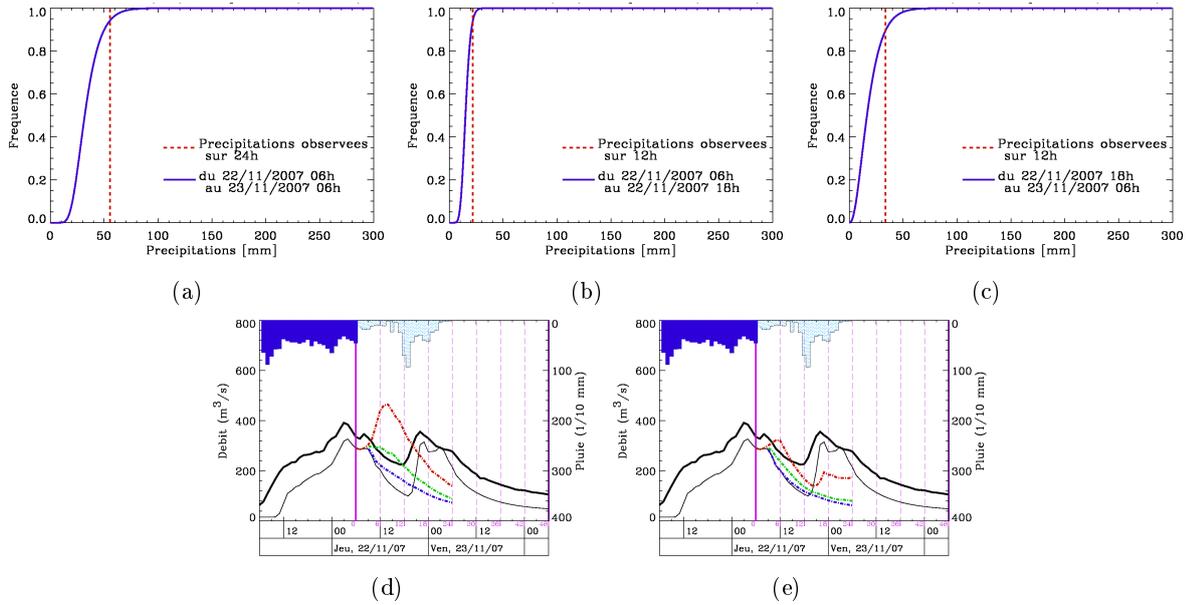


FIGURE 7.21 – Prévisions émises le 22/11/2007 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze : distributions des cumuls prévus sur (a) 24 h, (b) sur le premier pas de temps de 12 h et (c) sur le second pas de temps, prévisions hydrologiques (d) *EPS24* et (e) *EPS12*

Les prévisions émises le 22/11/2007 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze, illustrées par la figure 7.21, donnent un aperçu des répercussions de l'utilisation des prévisions de précipitations (EPS) au pas de temps infra-journalier. Les prévisions de précipitations cumulées sur 12 h indiquent qu'elles tomberont préférentiellement dans la seconde partie de l'échéance de prévision. La prévision *EPS24* n'intégrant pas cette information annonce une probable poursuite de la crue, avec le quantile  $Q_{90}$  atteignant environ  $460 \text{ m}^3/\text{s}$  vers midi. En revanche, la prévision *EPS12* annonce plutôt une récession avant une probable remontée des débits. Le quantile  $Q_{90}$  associé vaut alors seulement  $320 \text{ m}^3/\text{s}$  vers midi puis  $200 \text{ m}^3/\text{s}$  au milieu de la nuit suivante.

Une autre source d'amélioration des prévisions hydrologiques provient du rafraîchissement plus fréquent des prévisions quantitatives. Le jour J à 18 hTU, la version quotidienne combine les prévisions pour J et J+1 afin de disposer, entre autre, d'une échéance plus longue, alors que la version bi-quotidienne intègre les nouvelles prévisions fraîchement émises. Certes le nouvel horizon de prévision est plus court mais les prévisions quantitatives de précipitations peuvent se révéler plus justes. Les prévisions hydrologiques émises le 06/09/2005 à 18 hTU mettent en évidence le gain de performance engendré par le rafraîchissement des prévisions de précipitations. La distribution combinant les prévisions pour J et J+1 par la version quotidienne indique que les cumuls à répartir sur les 36 h de l'horizon de prévision sont de l'ordre de 50 à 100 mm. Le quan-

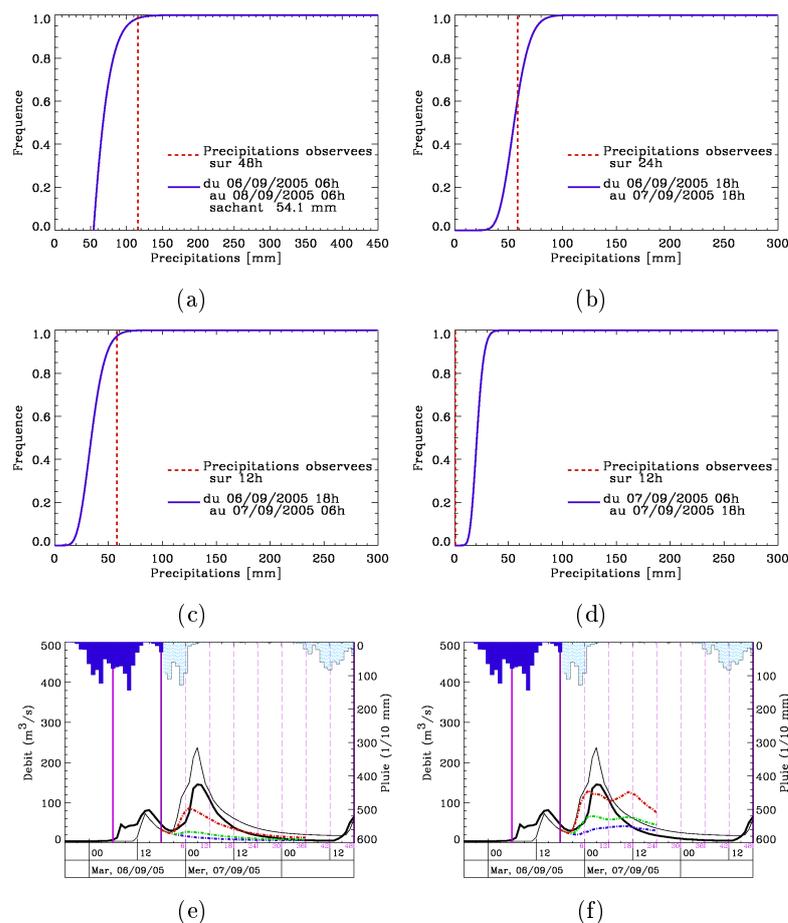


FIGURE 7.22 – Prévisions émises le 06/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : distributions des cumuls prévus sur (a) 48 h, (b) 24 h, (c) sur le premier pas de temps de 12 h et (d) sur le second pas de temps, prévisions hydrologiques (e) *EPS24* et (f) *EPS12*

tile  $P_{90}$  vaut 90 mm (*cf.* figure 7.22(a)). La distribution de la version bi-quotidienne annonce des cumuls certes plus faibles ( $P_{90} = 70$  mm) mais ceux-ci sont à répartir sur les 24 prochaines heures (*cf.* figure 7.22(b)). Elle apparaît plus juste que celle de la version quotidienne. Par conséquent, il ressort que la prévision hydrologique *EPS12* cernent mieux l'évolution future des débits que la prévision *EPS24*. Le quantile  $Q_{90}$  de la prévision *EPS24*, affichée sur la figure 7.22(e), atteint environ  $90 \text{ m}^3/\text{s}$  contre  $120 \text{ m}^3/\text{s}$  pour *EPS12* (*cf.* figure 7.22(f)). Cette dernière est bien plus proche du débit observé et annonce un possible second pic de débit du même ordre de grandeur.

Le second exemple est issu des prévisions émises le 07/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze, illustrées par la figure 7.23. La prévision *EPS24* annonce une augmentation des débits dans la matinée du 8 septembre, avec des quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  valant respectivement 70 et  $170 \text{ m}^3/\text{s}$ . Cette augmentation aura bien lieu mais environ 24 heures plus tard. La prévision *EPS12*, quant à elle, prend en compte les nouvelles prévisions de précipitations qui indiquent que les 12 premières heures de l'échéance seront plutôt sèches et que la seconde partie de l'échéance se caractériserait par de faibles précipitations ( $P_{90} = 25$  mm). Ainsi, la prévision hydrologique *EPS12* indique que la récession se poursuit sur les 24 prochaines heures.

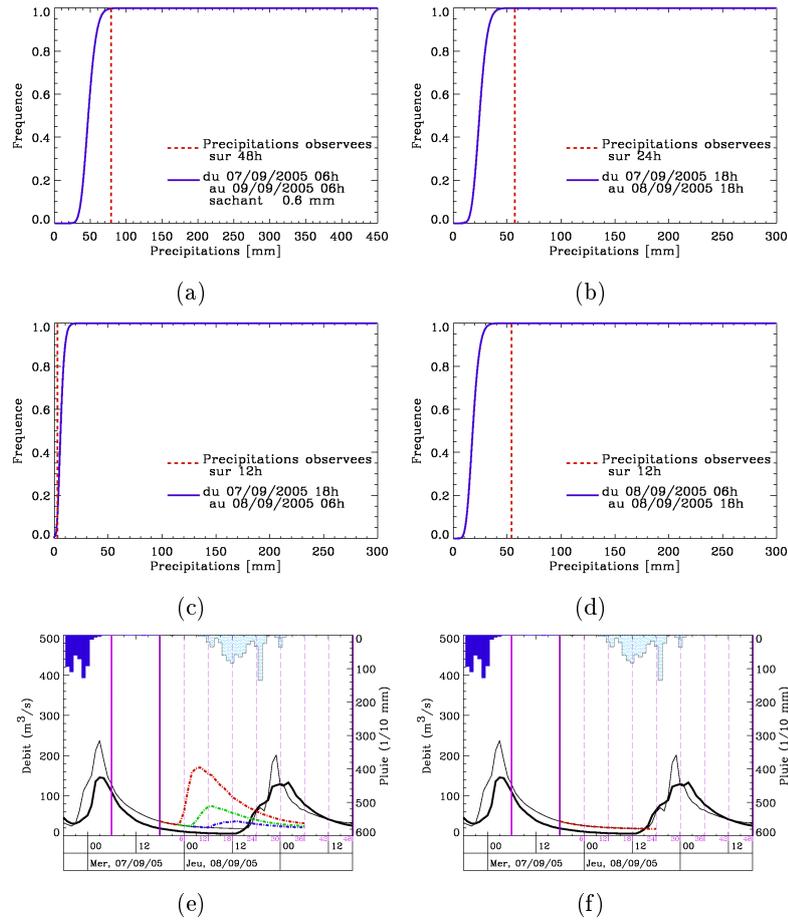


FIGURE 7.23 – Prévisions émises le 07/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : distributions des cumuls prévus sur (a) 48 h, (b) 24 h, (c) sur le premier pas de temps de 12 h et (d) sur le second pas de temps, prévisions hydrologiques (e) *EPS24* et (f) *EPS12*

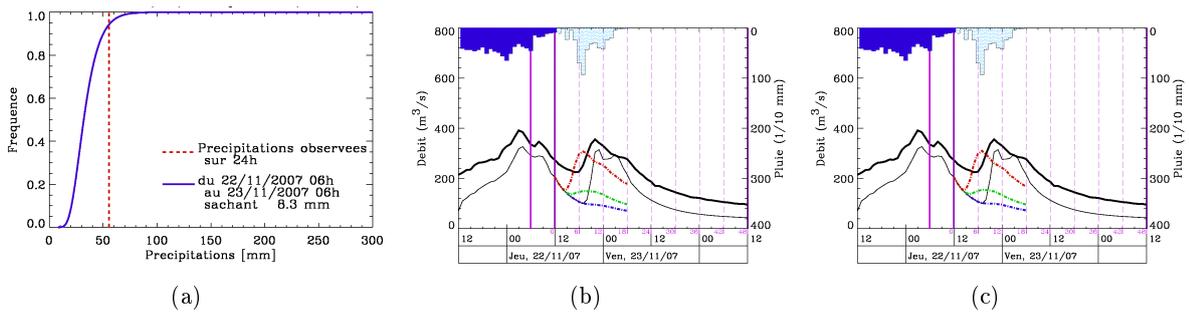


FIGURE 7.24 – Prévisions émises le 22/11/2007 à 12 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) distributions des cumuls prévus sur 24 h, prévisions hydrologiques (b) *EPS24* et (c) *EPS12*

Le jour J à 12 hTU, les prévisions bi-quotidiennes sont combinées pour fournir la distribution des cumuls journaliers prévus. Dès lors, comme elles sont issues des mêmes prévisions EPS cumulées à des pas de temps différents, les prévisions hydrologiques émises à 12 hTU sont, par construction, identiques. La figure 7.24 confirme cette propriété du cycle opérationnel bi-quotidien avec les prévisions émises le 22/11/2007 à 12 hTU sur le Gardon à Anduze.

### Impacts de la justesse des prévisions d'ensemble

Les améliorations des prévisions hydrologiques engendrées par l'introduction des prévisions d'ensemble EPS bi-quotidiennes sont malheureusement dégradées par leur manque de justesse. Malgré une meilleure information sur la chronologie des précipitations, les prévisions hydrologiques cernent généralement mal les débits futurs. Emettre des prévisions hydrologiques correctes requiert ainsi non seulement une bonne information sur la dynamique temporelle au pas de temps bi-quotidien mais surtout des prévisions quantitatives justes. La figure 7.25 illustre le manque manifeste de justesse des prévisions d'ensemble qu'elles soient journalières ou bi-quotidiennes. Les distributions sur les deux pas de temps de 12 h composant l'échéance de prévisions sont similaires et globalement peu justes. Les prévisions hydrologiques *EPS24* et *EPS12* traduisent la sous-estimation évidente des cumuls prévus en n'annonçant aucune réaction du Gardon à Anduze les 8 et 9 septembre 2005. Ce manque de justesse réduit également l'apport de toute information renseignant sur la répartition des précipitations au pas de temps de 12 h.

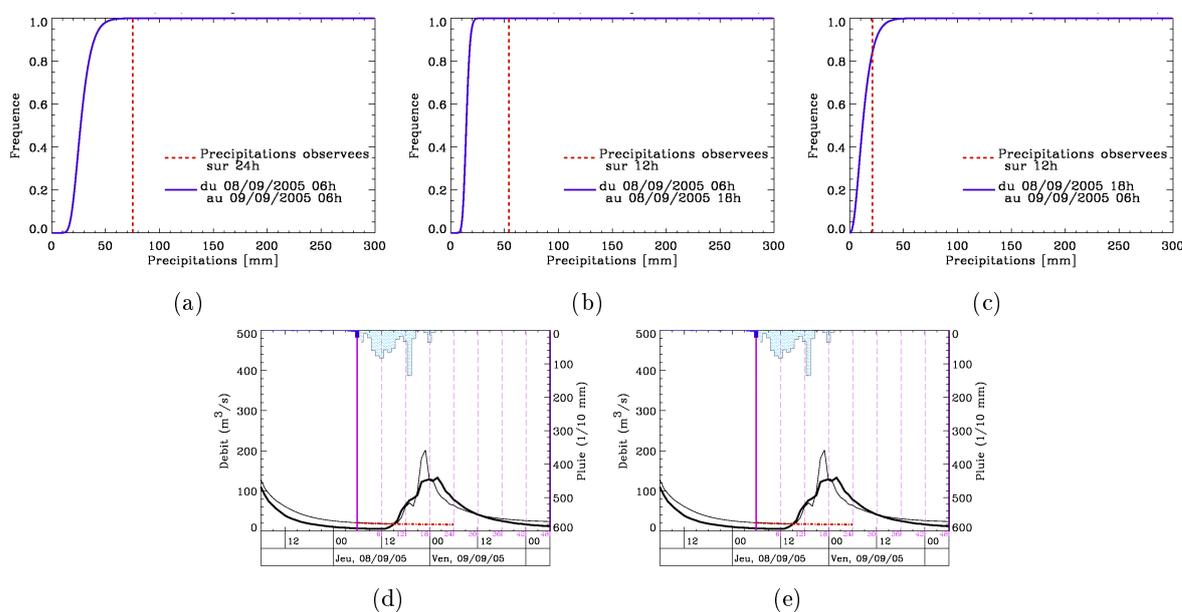


FIGURE 7.25 – Prévisions émises le 08/09/2005 à 6 hTU sur le Gardon à Anduze : distributions des cumuls prévus sur (a) 24 h, (b) sur le premier pas de temps de 12 h et (c) sur le second pas de temps, prévisions hydrologiques (d) *EPS24* et (e) *EPS12*

Le défaut de justesse peut apparaître sous diverses configurations. L'exemple issu des prévisions émises le 05/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze (*cf.* figure 7.26) présente des distributions de cumuls de précipitations distinctes, celle sur le second pas de temps de 12 h étant bien plus juste que celle du premier pas de temps. Cependant, la première distribution annule la bonne qualité de la seconde ; la prévision hydrologique *EPS12* n'annonce aucune augmentation de débits. Cet exemple montre que, même si le rafraîchissement opéré à 18 hTU apporte de meilleures prévisions quantitatives de précipitations, celles-ci peuvent présenter un défaut de justesse sur au moins l'une des deux distributions prises en compte et les prévisions hydrologiques répercutent alors cette insuffisance et conservent ainsi un manque de justesse dans la réaction prévue du bassin.

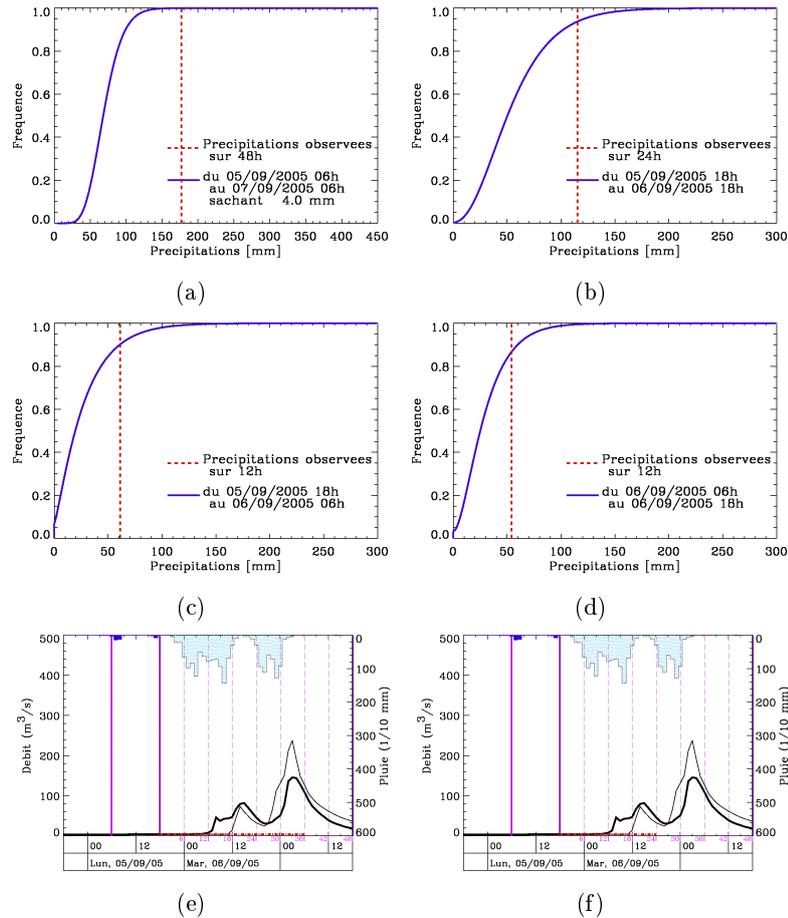


FIGURE 7.26 – Prévisions émises le 05/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : distributions des cumuls prévus sur (a) 48 h, (b) 24 h, (c) sur le premier pas de temps de 12 h et (d) sur le second pas de temps, prévisions hydrologiques (e) *EPS24* et (f) *EPS12*

Le défaut de justesse peut également apparaître dans une configuration différente qui comprend une sous-estimation des précipitations sur l'un des deux pas de temps de 12 h et une surestimation sur l'autre pas de temps. Les prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l'Ar-dèche à Vogüé en sont un exemple. La distribution des cumuls de précipitations entre 6 et 18 hTU donne un quantile  $P_{90}$  de l'ordre de 40 mm alors que la valeur observée est de 70 mm (*cf.* figure 7.27(b)). La seconde distribution annonce des cumuls inférieurs, le quantile  $P_{90}$  valant 25 mm, supérieur aux 5 mm observés (*cf.* figure 7.27(c)). La prévision *EPS12* est similaire à la prévision *EPS24* puisque la dynamique temporelle des précipitations est relativement mal cernée ici par les prévisions d'ensemble. Les prévisions hydrologiques qui en découlent apparaissent ainsi « molles ».

Pour tenter de mieux faire, nous rappelons que l'évaluation des prévisions opérationnelles EPS à 12 h et des prévisions « parfaites » par analogie à 12 h, synthétisée dans le paragraphe §6.4 suggère que les prévisions par analogie sont bien plus justes que les prévisions EPS. Dès lors, les résultats sur les prévisions hydrologiques, obtenus seulement avec les prévisions EPS à 12 h seront certainement améliorées avec les prévisions par analogie à 12 h.

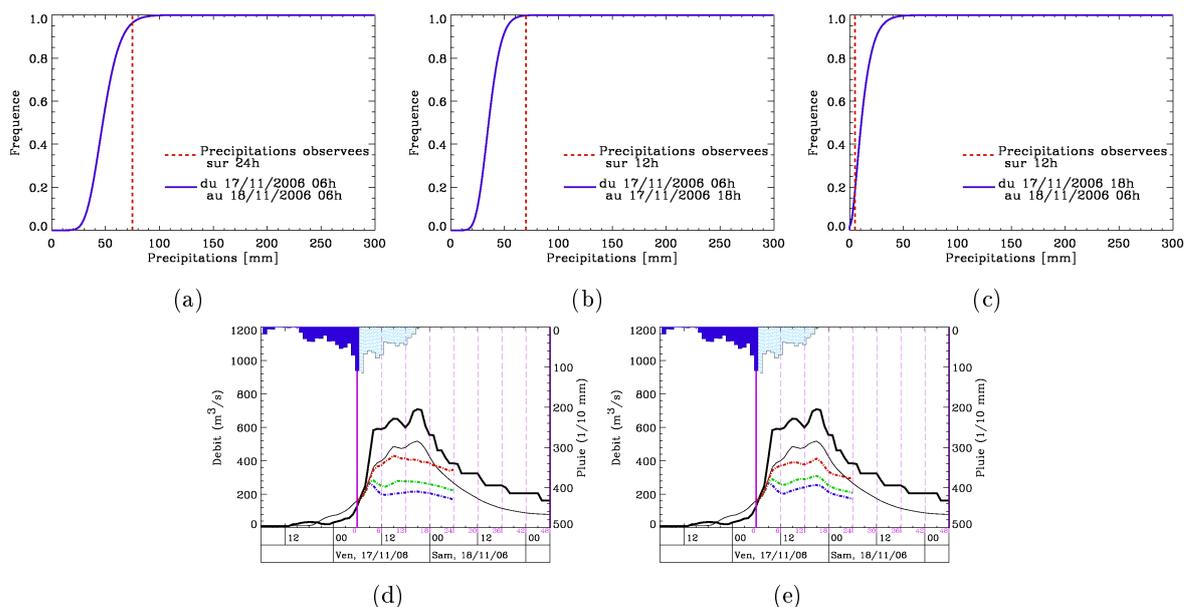


FIGURE 7.27 – Prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l’Ardèche à Vogüé : distributions des cumuls prévus sur (a) 24 h, (b) sur le premier pas de temps de 12 h et (c) sur le second pas de temps, prévisions hydrologiques (d) *EPS24* et (e) *EPS12*

### 7.3.2 Les prévisions par analogie à 12 h

#### Apports des prévisions bi-quotidiennes de précipitations

Lors de la phase de calibration - validation, les prévisions bi-quotidiennes par analogie présentent des performances similaires à la version journalière. Dans le cadre d’une utilisation en temps réel, elles s’alimentent sur le même modèle GFS. Elles fournissent donc des prévisions opérationnelles de précipitations ayant des performances comparables aux prévisions journalières évaluées dans le chapitre §3 mais légèrement dégradées compte tenu de la qualité de l’archive pluviométrique à 12 h. Suivant les résultats obtenus dans le chapitre §5 au pas de temps journalier, elles sont ainsi certes moins fines mais surtout plus justes que les prévisions d’ensemble (EPS à 12 h).

Sur nos épisodes tests, l’intégration de l’information quantitative à 12 h se révèle positive, comparée aux prévisions issues de la version quotidienne, lorsque que les deux distributions prévues permettent de bien distinguer les moments plutôt secs des moments plutôt humides au sein de l’échéance de prévision. Aussi, les prévisions émises le 15/11/2006 à 18 hTU sur l’Ardèche à Vogüé, présentées sur la figure 7.28, illustrent bien le gain apporté par l’assimilation de l’information à 12 h. La prévision émise par la version journalière indique que la réaction du bassin serait significative dans l’après-midi du 16 novembre et dans la nuit du 16 au 17. Le quantile  $Q_{90}$  augmente rapidement, atteignant environ  $350 \text{ m}^3/\text{s}$  le lendemain à 6 hTU et  $500 \text{ m}^3/\text{s}$  à 18 hTU. Les prévisions par analogie à 12 h prévoient relativement plus de précipitations sur le second pas de temps météorologique  $\Delta_M$  (30-42 h) que sur le premier (18-30 h). Cette information relative transparaît dans la prévision de débit où le quantile  $Q_{90}$  augmente pour atteindre dans

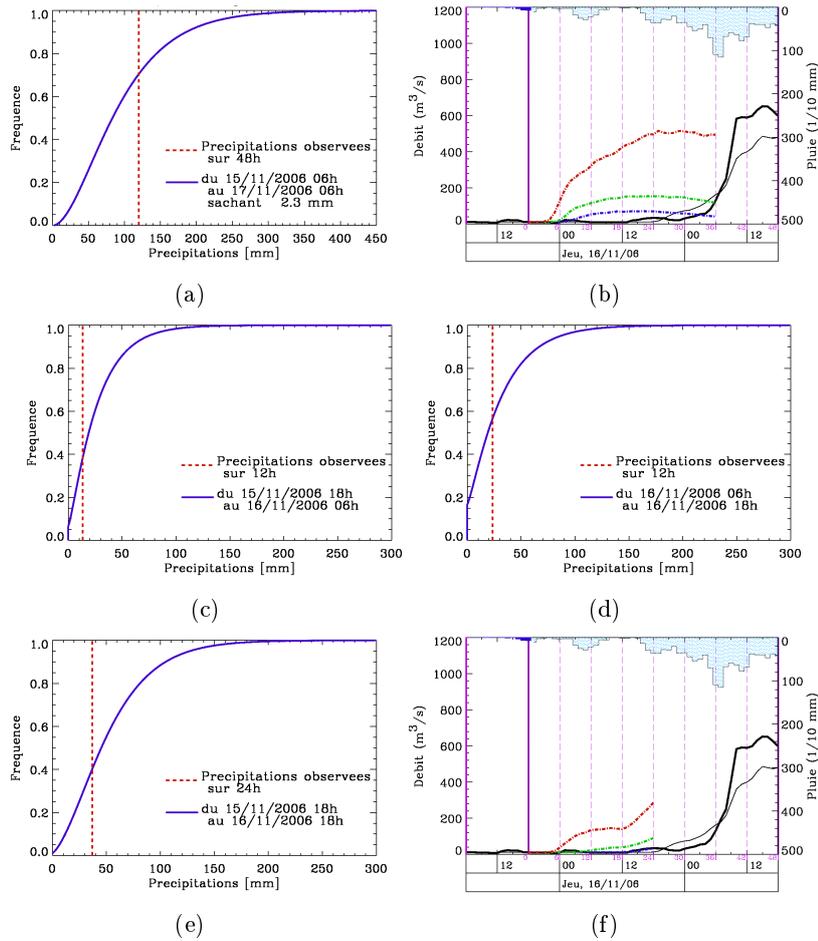


FIGURE 7.28 – Prévisions émises le 15/11/2006 à 18 hTU sur l’Ardèche à Vogüé : (a) prévision par analogie à 24 h, (b) prévision *ANA24*, (c) et (d) prévisions par analogie à 12 h, (e) prévision combinée à 24 h des prévisions à 12 h et (f) prévision *ANA12*

un premier temps 150 m<sup>3</sup>/s dans la matinée du 16 novembre puis environ 300 m<sup>3</sup>/s une douzaine d’heures plus tard.

Par ailleurs, il apparaît que les distributions issues de la version à 12 h, après combinaison sur 24 h, donnent des cumuls journaliers supérieurs à ceux prévus par la méthode des analogues à 24 h. Ces précipitations plus élevées engendrent logiquement des enveloppes quantiles plus élevées. La prévision *ANA24* émise le 16/11/2006 à 6 hTU donne un quantile  $Q_{90}$  maximal dans la nuit suivante, celui-ci valant environ 380 m<sup>3</sup>/s. Le quantile  $Q_{60}$  dépasse légèrement 80 m<sup>3</sup>/s. La prévision *ANA12* se caractérise par une réaction prévue du bassin plus importante avec les quantiles  $Q_{60}$  et  $Q_{90}$  augmentant jusqu’à respectivement 180 et 500 m<sup>3</sup>/s dans la nuit du 16 au 17 novembre. La figure 7.29 présente les distributions de précipitations et les prévisions probabilistes de débit émises le 16/11/2006 à 6 hTU sur l’Ardèche à Vogüé.

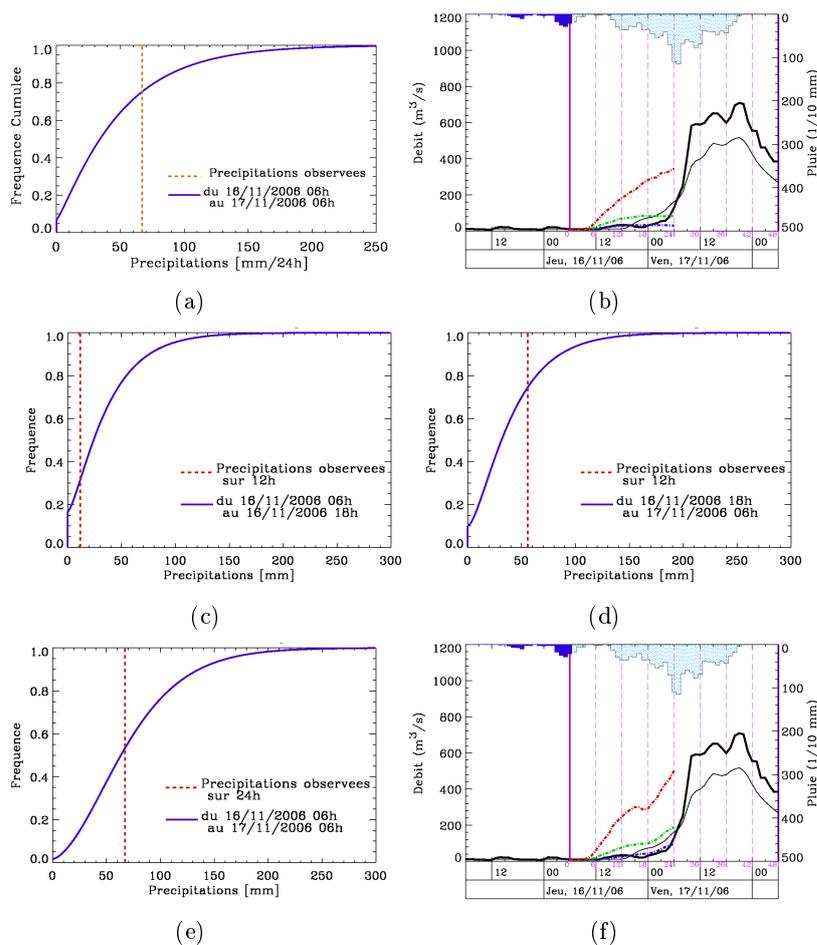


FIGURE 7.29 – Prévisions émises le 16/11/2006 à 6 hTU sur l’Ardèche à Vogüé : (a) prévision par analogie à 24 h, (b) prévision *ANA24*, (c) et (d) prévisions par analogie à 12 h, (e) prévision combinée à 24 h des prévisions à 12 h et (f) prévision *ANA12*

Toutefois, ces distributions donnant des cumuls prévus plus élevés ne compensent pas suffisamment le manque de justesse des prévisions journalières déjà observées dans le chapitre 5, notamment avant le début de la crue. La figure 7.30, présentant les prévisions émises le 5 septembre 2005 sur le Gardon à Anduze, illustre cette limitation. La prévision combinant les deux distributions à 12 h (7.30(e)) donne des cumuls supérieurs à ceux de la distribution combinée sur 48 h issue de la méthode des analogues à 24 h (7.30(a)). Elle est certes plus juste mais elle ne « capture » toujours pas convenablement les précipitations observées. Les prévisions de débits indiquent que le bassin ne réagirait pas, alors que sur l’horizon de prévision commun à *ANA24* et à *ANA12* le débit atteint environ  $80 \text{ m}^3/\text{s}$  en début d’après-midi.

### Influence de la sur-dispersion des prévisions par analogie

De façon similaire aux prévisions par analogie à 24h, celles à 12 h présentent une certaine sur-dispersion. Outre la variance trop élevée propre à la méthode par analogie, celle-ci s’explique également par le découpage en 12 h opérée lors de la constitution de l’archive pluviométrique et donc par la qualité de l’information infra-journalière proposée par les réanalyses SAFRAN/F.

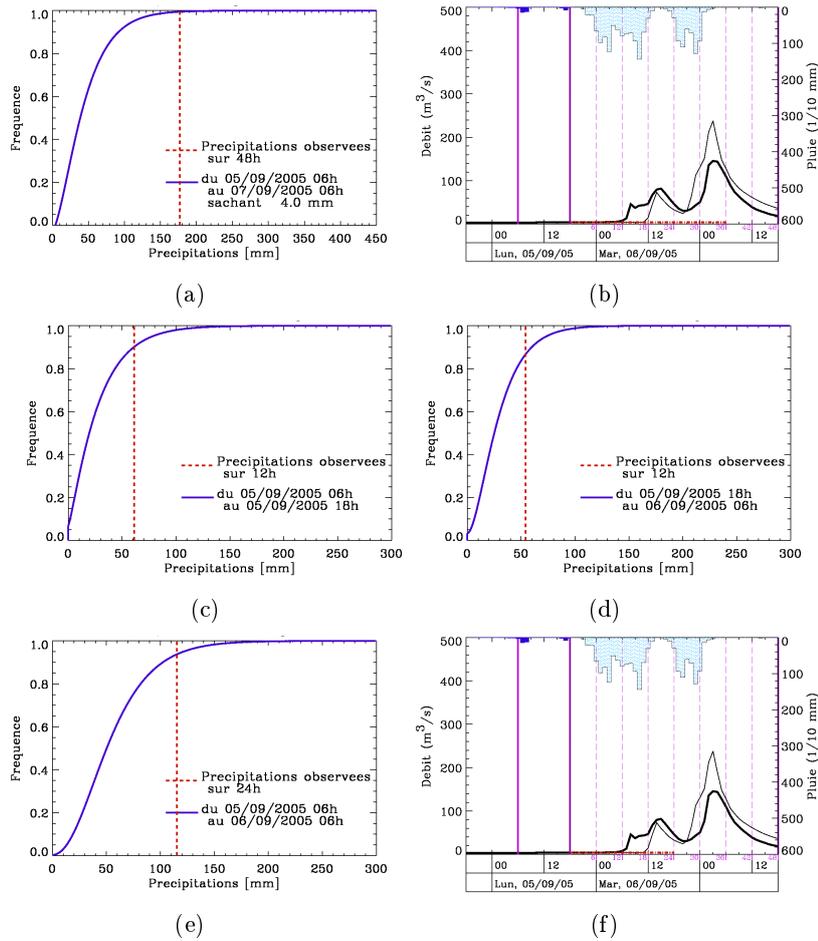


FIGURE 7.30 – Prévisions émises le 05/09/2005 à 18 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision par analogie à 24 h, (b) prévision *ANA24*, (c) et (d) prévisions par analogie à 12 h, (e) prévision combinée à 24 h des prévisions à 12 h et (f) prévision *ANA12*

Cette sur-dispersion réduit la capacité à bien discriminer les périodes humides des périodes plutôt sèches au sein de l'horizon de prévision. Il en ressort que les prévisions par analogie à 12 h apportent une information insuffisante sur la répartition des cumuls sur l'échéance de prévision. Les prévisions de débit qui découlent des prévisions quantitatives de précipitations (*ANA12*) diffèrent peu de celles associées aux prévisions par analogie à 24 h, notamment en terme de dynamique temporelle des enveloppes quantiles. La prévision *ANA12* émise le 17/11/2006 sur l'Ardèche à Vogüé illustre ce manque de discrimination entre les deux distributions des cumuls bi-quotidiens (*cf.* figure 7.31). Malgré des fréquences de valeurs nulles différentes, les deux distributions donnent des cumuls très proches. Les quantiles  $P_{90}$  valent environ 50 mm/12h, comme le montrent les figures 7.31(c) et 7.31(d). Logiquement, les prévisions de débits diffèrent peu. La prévisions *ANA24* donne un quantile  $Q_{90}$  décroissant, autour de 300 m<sup>3</sup>/s sur l'échéance. La prévision *ANA12* propose un quantile  $Q_{90}$  plus élevé, celui-ci valant environ 400 m<sup>3</sup>/s mais les enveloppes quantiles de la prévision hydrologique présentent toujours un manque de dynamique temporelle.

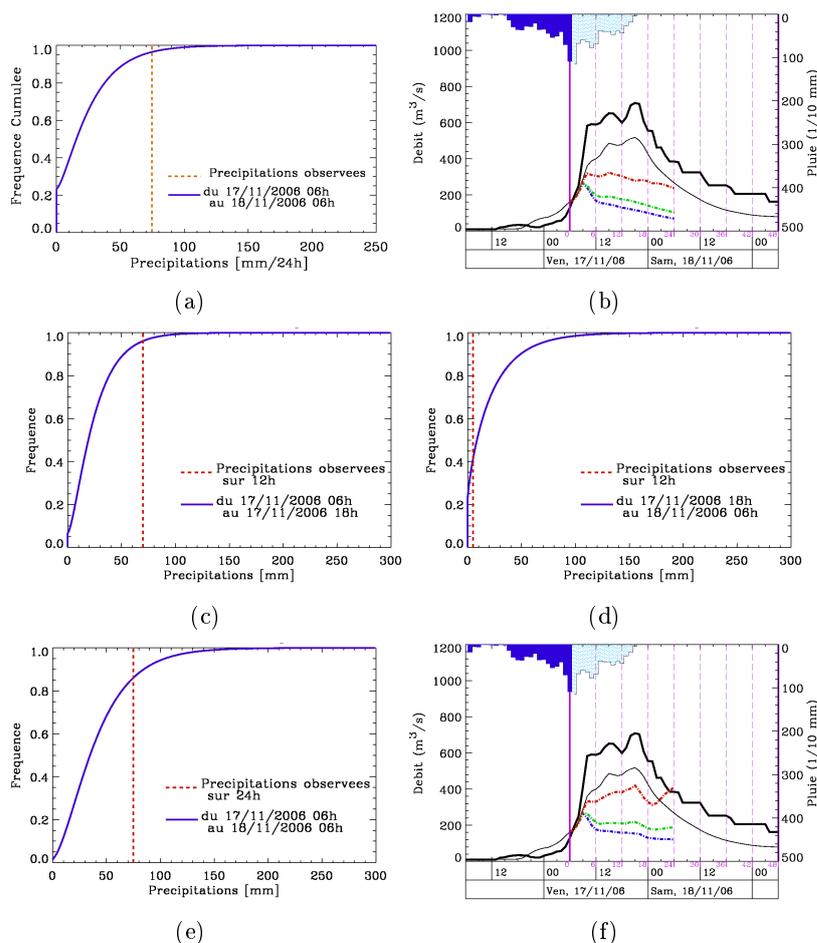


FIGURE 7.31 – Prévisions émises le 17/11/2006 à 6 hTU sur l’Ardèche à Vogüé : (a) prévision par analogie à 24 h, (b) prévision *ANA24*, (c) et (d) prévisions par analogie à 12 h, (e) prévision combinée à 24 h des prévisions à 12 h et (f) prévision *ANA12*

### Combinaison des distributions à 12 h

De façon analogue au cycle opérationnel journalier, le cycle bi-quotidien implique d’utiliser, entre 12 et 17 hTU et entre 0 et 5 hTU, la distribution combinée des deux distributions à 12 h. Par conséquent, la chaîne de prévision hydrologique ne peut intégrer d’information infra-journalière sur la répartition des cumuls prévus. Dans ces configurations, les prévisions *ANA12* sont semblables aux prévisions *ANA24*, sur cette échéance. Les prévisions émises le 7 septembre 2005 sur le Gardon à Anduze (*cf.* figure 7.32) montrent que les prévisions *ANA24* et *ANA12* se ressemblent fortement, avec un quantile  $Q_{90}$  maximal vers 6 hTU (280 m<sup>3</sup>/s) et atteignant environ 160 m<sup>3</sup>/s à 18 hTU. Et, il est à noter que la seconde prévision hydrologique propose une échéance moindre (18 h *ANA12* avec contre 30 h pour *ANA24*).

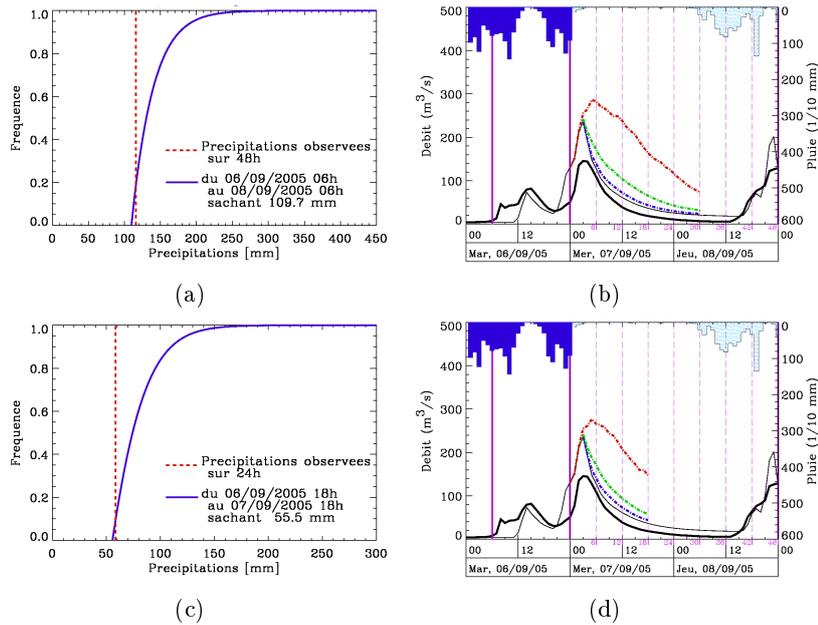


FIGURE 7.32 – Prévisions émises le 07/09/2005 à 0 hTU sur le Gardon à Anduze : (a) prévision par analogie à 24 h, (b) prévision *ANA24*, (c) prévision combinée à 24 h des prévisions à 12 h et (d) prévision *ANA12*

### 7.3.3 Bilan sur le cycle bi-quotidien

#### Prévisions d'ensemble utilisées seules (EPS12)

L'intégration des prévisions bi-quotidiennes de précipitations améliore sensiblement les prévisions hydrologiques en mettant à profit une meilleure discrimination des distributions de précipitations sur les pas de temps de 12 h. Le générateur stochastique intègre une meilleure information sur la chronologie des précipitations. Ainsi, les prévisions hydrologiques sont plus aptes à annoncer le comportement futur du bassin. Toutefois, ce progrès est obtenu au détriment de l'échéance de prévision qui est, dans cette configuration, réduite à l'intervalle 13-24 h. Par ailleurs, le défaut de justesse, synonyme du caractère sous-dispersif des prévisions d'ensemble EPS, limite l'apport de cette seconde approche d'introduction d'information infra-journalière. Même si les prévisions d'ensemble différencient convenablement la répartition qualitative des précipitations au sein de l'échéance de prévision, leur manque de justesse restreint le gain en terme de prévisions hydrologiques.

#### Prévisions par analogie utilisées seules (ANA12)

Les prévisions hydrologiques associées aux prévisions par analogie à 12 h sont parfois meilleures que les prévisions relatives à la méthode des analogues à 24 h. Les meilleures prévisions apparaissent lorsque que les prévisions quantitatives de précipitations parviennent à bien discriminer les périodes humides des périodes sèches. Toutefois, les prévisions par analogie à 12 h semblent sur-dispersives, réduisant ce pouvoir discriminant et, ainsi, l'intérêt d'une telle approche. Ce manque de finesse semble intrinsèque à la méthode des analogues, justifiant la correction statis-

tique de la version journalière réalisée dans le paragraphe §3.2. Pour la version bi-quotidienne, une seconde source d'erreur sur les précipitations provient du découpage opéré lors de la constitution de l'archive pluviométrique à 12 h à partir des réanalyses SAFRAN/F. Cette approche autorise certes un rafraîchissement plus fréquent des prévisions quantitatives des précipitations, mais obtenu au détriment de l'échéance de prévisions réduite à 13-24 heures. La combinaison des deux distributions effectuée entre 12 et 17 hTU et entre 0 et 5 hTU, limite également l'apport d'une telle approche, les prévisions hydrologiques *ANA12* différant peu des prévisions *ANA24*.

## 7.4 Bilan sur les prévisions hydrologiques utilisant de l'information infra-journalière

La chaîne de prévision hydrologique a été complétée par deux approches intégrant de l'information infra-journalière afin d'apporter davantage de dynamique temporelle dans les enveloppes quantiles de débits.

La première approche consiste à assimiler l'information fournie par les prévisions d'ensemble EPS sous forme qualitative pour désagréger dans un premier temps les cumuls journaliers prévus par les prévisions par analogie (*ANA24 + EPS12* ou *ANA24 + EPS6*). Bénéficiant des points forts de chaque source de prévisions de précipitations, elle améliore manifestement les performances des prévisions hydrologiques, notamment dans les périodes où les prévisions d'ensemble discriminent bien la signature temporelle des précipitations. Cela suppose que les traces présentent des comportements différents, variés mais pas opposés. Les augmentations de débits sont alors bien mieux anticipées et les débits de pointe cernés de façon plus juste. Toutefois, les prévisions hydrologiques deviennent dépendantes de la qualité des prévisions d'ensemble qui, parfois, proposent des chronologies décalées dans le temps vis-à-vis des observations. La seconde désagrégation, nécessaire pour passer au pas de temps hydrologique, est requise au pas de temps de 12 h. Le pas de temps intermédiaire de 6h contraint suffisamment bien la répartition des cumuls journaliers pour que les prévisions hydrologiques utilisant des intensités moyennes par pas de temps intermédiaire soient correctes. Cela évite notamment l'utilisation d'une désagrégation plus compliquée. Cependant, cette première approche comporte quelques inconvénients. En particulier, certaines prévisions montrent que les signatures temporelles proposées par les traces des prévisions d'ensemble sont parfois incompatibles avec les précipitations immédiatement observées. Enfin, le rafraîchissement des prévisions quantitatives reste effectué selon un cycle journalier avec une réactualisation uniquement le matin à 6 hTU.

La seconde approche adapte le fonctionnement journalier pour passer complètement à un cycle opérationnel bi-quotidien. L'application avec les prévisions d'ensemble (*EPS12*) montre que cette seconde approche met à profit la capacité de ces prévisions de précipitations à bien discriminer les périodes plutôt sèches des périodes plutôt humides. Il ressort toutefois que le manque de justesse, ou l'aspect sous-dispersif des prévisions d'ensemble EPS, réduit nettement l'impact de l'utilisation de l'information par pas de 12 h. Les prévisions hydrologiques associées aux prévi-

sions par analogie à 12 h présentent des résultats inverses. Bien que plus justes, ces dernières ne sont pas suffisamment fines pour convenablement discriminer les périodes sèches des périodes humides. Ce défaut, provenant de la méthode des analogues et en particulier de la création de l'archive pluviométrique qu'elle utilise, réduit l'apport d'une telle approche. Ce nouveau cycle de fonctionnement opérationnel bi-quotidien permet cependant d'intégrer plus fréquemment les prévisions quantitatives et, par conséquent, augmentent les performances de la chaîne de prévision hydrologique. Toutefois, le gain de performance est obtenu aux dépens de l'échéance qui est restreinte de 13 à 24 h.

En conclusion, des deux approches améliorent sensiblement les performances des prévisions hydrologiques par l'assimilation d'informations qualitatives ou quantitatives à des pas de temps infra-journaliers. Néanmoins, l'analyse repose sur seulement 4 épisodes d'application. Il serait plus pertinent de réaliser l'évaluation de l'apport de telles informations qualitative et quantitatives sur un plus grand nombre d'épisodes afin d'apporter davantage de robustesse à ces conclusions. Pour l'instant, le meilleur compromis consiste à utiliser les prévisions par analogie à 24 h, pour leur meilleure justesse quantitative, et la chronologie à 6 ou 12 h des prévisions d'ensemble EPS, qui distingue mieux périodes sèches et pluvieuses. Malheureusement, cela suppose, en opérationnel, la disponibilité conjointe de ces deux sources d'information, ce qui réduit un peu l'indépendance et la robustesse du système.





# Conclusion générale

La prévision hydrologique, résumée ici à la prévision des débits, requiert de nombreux ingrédients dont la sélection dépend en particulier du temps de réponse du bassin et de l'échéance de prévision souhaitée. L'information sur l'état hydrique des versants et du réseau hydrographique du bassin, les prévisions météorologiques de précipitations et, éventuellement, de température en sont les principaux. Parmi eux, dès que l'échéance visée dépasse le temps de réponse du bassin, la prévision des précipitations devient primordiale. Or nous savons combien celle-ci est incertaine. En conséquence, et en rajoutant ses propres sources d'incertitudes, la prévision hydrologique fournit une information sur le comportement du bassin qui est, elle aussi, incertaine. Lors de son élaboration, il est indispensable de prendre en compte l'ensemble de ces incertitudes, voire de les hiérarchiser. Celles-ci proviennent des prévisions météorologiques utilisées (*incertitudes des conditions initiales et du modèle météorologique*), de leur adaptation aux échelles spatio-temporelles imposées par l'hydrosystème et sa modélisation, réalisée par *désagrégation* ou par *réduction d'échelle*, ainsi que de la modélisation hydrologique employée (*incertitudes des données hydrométriques, de la structure et de la paramétrisation du modèle*). Ces questionnements scientifiques s'inscrivent pleinement dans ceux du projet international « Hydrological Ensemble Prediction EXperiment », dédié à la prévision hydrologique ensembliste et associant la sphère recherche et la sphère opérationnelle.

Dans le cadre de cette thèse, nous nous sommes focalisés sur les prévisions quantitatives des précipitations et leurs incertitudes, obtenues soit directement en sortie d'un modèle météorologique (*prévision d'ensemble*), soit à l'issue d'une approche alternative adaptant les sorties synoptiques d'un modèle météorologique (*prévision par analogie*). Ces prévisions probabilistes peuvent être utilisées pour plusieurs objectifs : en amont de la prévision hydrologique, notamment pour la mise en vigilance des services opérationnels mais aussi en entrée d'une chaîne de prévision hydrologique. Les outils appliqués pour évaluer les prévisions de précipitations dépendent ainsi du cadre d'utilisation : dans une optique de mise en vigilance, les scores privilégiés seront issus du *Tableau de Contingence*, alors que les distributions des cumuls de précipitations sont évaluées à l'aide du *Continuous Ranked Probability Score* et de sa décomposition en *Finesse* et *Justesse*.

L'objet de cette thèse porte sur la prévision des crues, dans une optique opérationnelle et de temps réel pour des bassins de moyenne montagne de quelques centaines de km<sup>2</sup> situés sur dans la région Cévennes-Vivarais : la Loire à Chadrac, l'Ardèche à Vogüé et le Gardon à Anduze. Ceux-ci

sont sujets à des crues rapides générées par des précipitations intenses, notamment en automne, et caractérisés par de courts temps de réponse, de l'ordre de 6 h. Les deux derniers appartiennent à la zone d'étude de l'Observatoire Hydrométéorologique Méditerranéen Cévennes Vivarais qui a fourni la majorité des données utilisées. Sur un plan méthodologique, ce travail de recherche s'inscrit pleinement dans la nouvelle organisation de la prévention des crues en France, passant des Services d'Annonce de Crues aux Services de Préviation des Crues et du Service Central d'Hydrométéorologie et d'Appui à la Préviation des Inondations : les bassins d'application sont situés dans les périmètres des SPC Loire-Cher-Indre (Loire) et Grand-Delta (Ardèche, Gardon).

L'élaboration de prévisions hydrologiques nécessite le développement d'outils permettant d'utiliser aux mieux les prévisions météorologiques de précipitations, et leurs incertitudes associées. Ces prévisions sont élaborées par des services qui ont une vocation plus large que l'hydrologie, et qui couvrent des zones plus étendues que nos bassins d'intérêt. C'est pourquoi l'hydrologue devra souvent prendre en main les produits proposés et les adapter à ses besoins et notamment aux contraintes spatio-temporelles de la modélisation hydrologique retenue, tout en tenant compte des observations pluviométriques et hydrométriques et des cycles de fonctionnement opérationnel. Dans cette démarche, compte tenu du temps réduit dont il dispose, la règle qui va nous guider est le principe de parcimonie. Les modèles seront choisis avec un minimum de paramètres, et le découpage géographique se limitera au strict nécessaire. La chaîne de prévision hydrologique, fruit de travaux de recherche successifs menés au LTHE, se compose de quatre modules indépendants effectuant respectivement l'intégration des observations, la préparation et le pré-traitement des prévisions de précipitations (collecte des prévisions d'ensemble, adaptation par analogie), l'adaptation aux échelles spatio-temporelles de l'hydrosystème et enfin la modélisation hydrologique.

Avant d'élaborer des prévisions hydrologiques, il était nécessaire d'évaluer d'abord les performances des prévisions de précipitations utilisées comme variables de forçage. Cela a été fait grâce à un ensemble de données provenant des réseaux opérationnels d'observation et rassemblées par l'OHM-CV. Cette étape a mis particulièrement en évidence le manque de dispersion des prévisions d'ensemble issues des modèles météorologiques. Celles-ci sont certes très fines mais surtout pas assez justes, que ce soit pour détecter des événements pluvieux (mise en vigilance) ou pour alimenter la chaîne de prévision hydrologique. A contrario, les prévisions par analogie présentent de meilleures performances, obtenues grâce à une bonne justesse, malgré une finesse légèrement moindre que celle des prévisions d'ensemble. Cette évaluation a mis en évidence l'insuffisance de fiabilité des distributions proposées par ces deux sources de prévisions probabilistes, que ce soit sur la fréquence des précipitations nulles ou sur la composante des valeurs strictement positives. Ainsi, les distributions associées aux jours annoncés plutôt secs indiquent des cumuls trop élevés et, inversement, celles relatives aux jours prévus plutôt humides donnent des cumuls insuffisants.

Ces résultats obtenus sur un échantillon « opérationnel » nous ont conduits à chercher à corriger statistiquement les prévisions probabilistes. Cependant, l'hétérogénéité des archives de prévisions opérationnelles et leurs faibles profondeurs temporelles ont limité cette correction au *biais interne* des prévisions par analogie. Les prévisions météorologiques d'ensemble n'ont donc pas pu être débiaisées. Pour les prévisions par analogie, elle a été réalisée par anamorphose des distributions *a priori* issues du jeu de données utilisée lors de l'optimisation des algorithmes d'analogie. **Nous avons montré que cette correction statistique améliore sensiblement les performances des prévisions par analogie, notamment lorsque l'on s'intéresse à des précipitations élevées.**

Dans notre contexte, où les prévisions de précipitations ne sont fournies de manière fiable qu'à des pas de temps très supérieurs au pas de temps nécessaire pour suivre les réactions des bassins versants, le générateur stochastique de scénarios horaires de précipitations est un élément crucial de la chaîne de prévision hydrologique. Il adapte les prévisions de précipitations, fournies au pas de temps météorologique journalier, vers un pas de temps hydrologique horaire, tout en respectant la structure climatologique des épisodes observés, la distribution prévue des précipitations. Il permet aussi de respecter le cycle opérationnel avec un *rafraîchissement* journalier des prévisions hydrométéorologiques et une *mise à jour* à chaque heure des prévisions hydrologiques. Cet outil est capable de prolonger l'évènement en cours (*conditionnement par le passé*), de tenir compte des prévisions quantitatives et probabilistes de précipitations, ainsi que de toute information qualitative complémentaire sur le passage du système précipitant (*conditionnement par le futur*).

Cependant, le fonctionnement initial selon un cycle journalier réduit l'échéance de prévision à 12 h pour la seconde moitié de la journée. Or, cette configuration n'est pas satisfaisante. D'une part, cette échéance est jugée insuffisante voire incompatible dans le contexte opérationnel de la prévision des crues rapides. D'autre part, elle engendre parfois des difficultés de génération de scénarios horaires compatibles avec la climatologie, engendrées par de mauvaises prévisions de la formation ou du passage du système précipitant. Cette complication nous a conduit, dans un premier temps, à combiner les prévisions des deux premiers jours, et donc leurs distributions respectives afin d'étendre ainsi l'horizon de prévision de 24 h supplémentaires.

L'application de cette chaîne de prévision hydrologique sur l'évènement des 6 et 8 septembre 2005 sur le Gardon à Anduze a démontré sa capacité à assimiler correctement les prévisions quantitatives et probabilistes de précipitations et à respecter le fonctionnement opérationnel suivant un cycle journalier. Les prévisions émises pour cet évènement ainsi que lors de ceux sur l'Ardèche à Vogüé en 2006, le Gardon à Anduze en 2007 et la Loire à Chadrac en 2008 ont mis en évidence les améliorations apportées par les récents développements :

- o La prise en compte de la correction statistique du biais interne des prévisions par analogie influe principalement sur les quantiles inférieurs des distributions des cumuls journaliers prévus et, par conséquent, a un impact relativement faible sur les prévisions hydrologiques.

- L'extension de l'échéance à 25/48 h au lieu de 13/36 h permet notamment de mieux anticiper la réaction du bassin versant.
- La chaîne de prévision hydrologique s'est également révélée capable d'intégrer toute information qualitative supplémentaire concernant la formation et/ou le passage du système précipitant. Elle peut ainsi mettre à profit l'expertise des prévisionnistes météorologues lors de l'élaboration des prévisions hydrologiques. L'assimilation d'une telle information améliore significativement les prévisions de débits en contraignant mieux la génération des scénarios de précipitations. Elle apporte de ce fait davantage de dynamique dans les enveloppes quantiles des prévisions hydrologiques, qui, à leur tour, cernent mieux les débits de pointe.

**Cependant, ces applications soulignent que fournir l'information quantitative sur les précipitations attendues au pas journalier reste insuffisant.** D'une part, en l'absence d'information qualitative complémentaire, les prévisions hydrologiques présentent généralement peu de dynamisme dans les enveloppes quantiles, puisque, faute d'information temporelle plus fine, le générateur stochastique répartit les cumuls prévus sur toute l'échéance de prévision. D'autre part, le fonctionnement opérationnel, dans le cas des bassins à crues rapides, requiert un rafraîchissement plus fréquent des prévisions quantitatives de précipitations, à savoir toutes les 6 ou 12 h.

Le pas de temps infra-journalier optimal sur lequel les prévisions de précipitations sont à intégrer, résulte d'un compromis entre la sensibilité de la reproduction de l'hydrogramme au pas de temps infra-journalier, propre aux bassins à crues rapides, et la disponibilité de telles prévisions parmi les systèmes de prévision météorologique existants. L'évaluation de la performance de la modélisation hydrologique en fonction du pas de temps, idéalement horaire, indique qu'elle est très bonne à 3 h. Cependant, les performances demeurent bonnes à 6 h et acceptables à 12 h. Il faut donc viser des prévisions de précipitations à ces pas de temps. Parmi les systèmes de prévisions de précipitations à des pas de temps infra-journaliers, les prévisions d'ensemble EPS sont disponibles à 6 h, et donc à 12 h. Une approche alternative de prévision par analogie existe au pas de temps de 6 h mais la profondeur temporelle de l'archive pluviométrique utilisée nous semble trop courte pour émettre des prévisions fiables et justes. Cette dernière limitation nous a conduits à développer notre propre approche par analogie à un pas de temps infra-journalier.

Pour ce faire, l'archive météorologique nécessaire provient des réanalyses ERA-40 proposées par le CEPMMT puisqu'elles possèdent une meilleure résolution horizontale que les réanalyses NCEP/NCAR (1.125° contre 2.5°) et une fréquence plus adaptée (6 h contre 12 h pour les NCEP/NCAR dont nous disposons). Mais surtout, l'archive pluviométrique au pas infra-journalier utilise les réanalyses SAFRAN/France fournies par Météo France sur l'ensemble du territoire métropolitain. L'évaluation de ces réanalyses sur les bassins cévenols montre que leurs qualités baissent lorsque que le pas de temps d'intégration diminue. La performance des réanalyses pluviométriques est correcte pour un pas de temps de 12 h mais insuffisante pour un pas de temps de 6 h. L'approche par analogie a donc été optimisée à ce pas de temps de 12 h, imposé

par l'archive pluviométrique. Le premier niveau de l'algorithme retenu réalise l'analogie sur la circulation synoptique sur une large fenêtre spatiale. Le second niveau complète cette analogie par une analogie locale effectuée sur l'humidité prise à 925 hPa. L'information contenue dans la circulation synoptique explique une grande partie des précipitations : le score de performance globale atteint 38.6% pour les bassins cévenols. Ajouter une analogie locale améliore la performance de l'approche par analogie avec un gain de l'ordre de 5% sur ces bassins.

L'évaluation comparative des prévisions d'ensemble opérationnelles et des prévisions par analogie sur l'échantillon utilisé lors de la calibration/validation révèle les mêmes tendances qu'au pas de temps journalier. Les prévisions d'ensemble sont très fines mais pas assez justes. En revanche, les prévisions par analogie sont moins fines que les prévisions d'ensemble mais surtout plus justes. Elles cernent mieux les précipitations observées.

Enfin, la chaîne de prévision hydrologique a été complétée relativement aisément en comparant deux approches introduisant ces informations infra-journalières afin de remédier au manque de dynamisme temporel des enveloppes quantiles.

La première conserve l'information quantitative provenant des prévisions journalières par analogie. L'information temporelle infra-journalière complémentaire est introduite sous forme qualitative à partir de la répartition relative des cumuls proposés par les traces des prévisions météorologiques d'ensemble, désormais rafraîchies toutes les 12 h. Bénéficiant de la meilleure justesse des prévisions journalières par analogie et de la bonne discrimination de la chronologie des précipitations par les prévisions d'ensemble en 6 h, cette première approche améliore déjà significativement les prévisions hydrologiques, notamment en terme d'anticipation de la crue et de la récession, et d'estimation du débit de pointe. La variabilité intra-traces transparaît dans les prévisions hydrologiques si les traces proposent des répartitions relatives des cumuls de précipitations différentes mais pas opposées. Il ressort également que l'assimilation de l'information qualitative au pas de temps de 6 h contraint suffisamment bien la répartition des cumuls journaliers pour rendre superflue une désagrégation supplémentaire entre ce pas de temps et le pas de temps hydrologique par un générateur stochastique.

Toutefois, la nécessité de faire appel à une seconde source d'information (les EPS) rend les prévisions hydrologiques dépendantes de la qualité de la prévision de la chronologie prévue par les prévisions d'ensemble. De plus, dans certaines configurations, cette approche se révèle être incompatible avec les précipitations immédiatement observées. Un dernier défaut provient du maintien du rafraîchissement journalier des prévisions quantitatives.

La seconde technique adapte pleinement le fonctionnement journalier au pas de 12 h. Le rafraîchissement des prévisions quantitatives est ainsi réalisé toutes les 12 h.

- L'application aux prévisions d'ensemble révèle que cette approche permet d'intégrer la capacité des prévisions à discriminer les périodes de faibles précipitations et celles de forts cumuls, améliorant ainsi l'anticipation de la réaction du bassin et la récession. Cependant, le manque de justesse des prévisions d'ensemble réduit l'influence de l'utilisation d'une information bi-quotidienne.
- Les prévisions par analogie à 12 h, bien que plus justes, ne sont pas suffisamment fines pour convenablement discriminer les périodes sèches des périodes humides. Ce défaut, provenant de la méthode des analogues mais aussi de la création de l'archive pluviométrique en particulier, réduit l'apport d'une telle approche appliquée aux prévisions issues de la méthode des analogues.

Le gain de performance engendré par cette seconde technique est obtenu au détriment de l'échéance de prévision qui est réduite dans un premier temps à 13-24 h mais qui pourrait être étendue à 25-36 h.

Ces deux approches améliorent cependant les prévisions hydrologiques : la réaction du bassin est généralement mieux anticipée et les débits de pointe mieux cernés par les enveloppes quantiles. Les prévisions hydrologiques sont ainsi plus justes et, parfois, plus fines. Néanmoins, la performance de la chaîne de prévision hydrologique demeure dépendante de la qualité des prévisions de précipitations utilisées comme variables de forçage. Une justesse insuffisante, apparaissant généralement par une sous-estimation des cumuls de précipitations, atténue parfois sensiblement l'intérêt de ces deux approches. De même, un manque de finesse réduit l'apport d'une information temporelle complémentaire sur la répartition des cumuls de précipitations et, par conséquent, diminue la performance des prévisions hydrologiques réalisées selon un cycle bi-quotidien.

**Pour conclure, l'évaluation réalisée sur notre jeu d'épisodes de crues rapides montre que le meilleur compromis consiste à utiliser les prévisions par analogie à 24 h comme source quantitative de précipitations et les prévisions météorologiques d'ensemble (EPS) comme source d'information qualitative complémentaire sur leur répartition infra-journalière (6 ou 12 h). Cette configuration se révèle être la meilleure solution pour émettre des prévisions hydrologiques plus fines et plus justes sur nos bassins à crues rapides. Toutefois, dans un contexte opérationnel, cela suppose la disponibilité conjointe des deux sources de prévisions de précipitations, réduisant par conséquent la robustesse de la chaîne de prévision hydrologique.**

## Perspectives

Les résultats de ce travail de recherche nous confortent dans le choix d'une démarche modulaire souple, fondée sur l'assemblage de modules indépendants au sein d'une chaîne de prévision hydrologique. Ils ouvrent également des perspectives de recherche.

Une première voie de recherche s'attacherait aux prévisions de précipitations par analogie au pas de 12 h. Depuis peu, nous disposons en effet de réanalyses de précipitations journalières à une résolution de 1 km couvrant la période 1953-2005 sur le tiers Sud-Est de la France dont les massifs pyrénéens, alpins et du Massif Central (Gottardi 2009). Cette archive pluviométrique pourrait être transformée en archive bi-quotidienne via SAFRAN et, ensuite, nous permettre d'élaborer des prévisions bi-quotidiennes de précipitations à une résolution plus fine qu'à l'échelle du bassin versant. Suivant la méthodologie employée dans cette thèse pour évaluer les prévisions probabilistes des précipitations journalières, les prévisions bi-quotidiennes, produites en temps réel, sont également à évaluer objectivement, notamment leur fiabilité statistique. Par ailleurs, ce pavage complet du tiers Sud-Est de la France permettrait également de prendre en compte la variabilité des précipitations lors de l'élaboration de prévisions hydrologiques. Une piste consisterait à développer un générateur stochastique spatio-temporel de précipitations et à l'intégrer dans une chaîne de prévision en aval des prévisions de précipitations.

Une seconde piste consisterait à introduire une seconde source d'incertitudes intervenant lors de l'élaboration des prévisions hydrologiques : celles provenant de la modélisation hydrologique. Celles-ci pourraient être estimées soit par une approche multimodèle en ajoutant d'autres modèles opérationnels fonctionnant en mode prévision, comme par exemple le modèle GR3P du CEMA-GREF (Tangara 2005) ou le modèle MORDOR (Garçon 1996), soit en utilisant de multiples vecteurs de paramètres équivalents selon, par exemple, la méthode GLUE (Beven et Binley 1992).

Enfin, l'amélioration des prévisions hydrologiques nécessiterait bien entendu une évaluation plus objective sur un échantillon plus large d'épisodes pluie-débit, afin d'apporter plus de rigueur et de robustesse à l'étude de la performance de la chaîne de prévision hydrologique. Cette analyse porterait sur la chronique entière, ou sur la phase de montée et sur la récession, ou, plus simplement, sur l'estimation du débit de pointe et de son instant d'occurrence, suffisante pour la mise en vigilance ou la mise en alerte. Les outils développés devront apporter une information sur les contributions respectives des différentes sources d'incertitudes dans la prévision hydrologique ensembliste. L'applicabilité des outils d'évaluation des prévisions hydrométéorologiques serait à mener, notamment sur le concept de climatologie et sur les variables qui sont davantage auto-corrélées, comme le débit.



# Références Bibliographiques

- Altava-Ortiz V., A. Barrera, M. C. Llasat, M. A. Prat, J. Gibergans-Báguena et M. Barnolas** (2006). Application of the MM5 and the analogous method to heavy rainfall event, the case of 16-18 October 2003 in Catalonia (NE Spain). *Advances in Geosciences* **7**, pp. 313–319.
- Amengual A., R. Romero, V. Homar, C. Ramis et S. Alonso** (2007). Impact of the lateral boundary conditions resolution on dynamical downscaling of precipitation in mediterranean spain. *Climate Dynamics* **29**(5), pp. 487–499.
- Antolik M. S.** (2000). An overview of the National Weather Service’s centralized statistical quantitative precipitation forecasts. *Journal of Hydrology* **239**(1-4), pp. 306 – 337.
- Arduino G., P. Reggiani et E. Todini** (2005). Recent advances in flood forecasting and flood risk assessment. *Hydrology and Earth System Sciences* **9**(4), pp. 280–284.
- Arnaud P., J. A. Fine et J. Lavabre** (2007). An hourly rainfall generation model applicable to all types of climate. *Atmospheric Research* **85**(2), pp. 230–242.
- Arribas A., K. B. Robertson et K. R. Mylne** (2005). Test of a poor man’s ensemble prediction system for short-range probability forecasting. *Monthly Weather Review* **133**(7), pp. 1825–1839.
- Atger F.** (1999). The skill of ensemble prediction systems. *Monthly Weather Review* **127**(9), pp. 1941–1953.
- Atger F.** (2004a). Estimation of the reliability of ensemble-based probabilistic forecasts. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **130**(597), pp. 627–646.
- Atger F.** (2004b). Relative impact of model quality and ensemble deficiencies on the performance of ensemble based probabilistic forecasts evaluated through the Brier score. *Nonlinear Processes in Geophysics* **11**(3), pp. 399–409.
- Balland P., X. Martin, P. Monadier, M. Thibault, B. Portier, C. Laurain, Y. Nassiet et E. Robert de Saint-Vincent** (2004). La sécurité des digues du delta du Rhône. Politique de constructabilité derrière les digues. Rapport technique, Ministère de l’Ecologie et du Développement Durable.
- Bartholmes J. et E. Todini** (2005). Coupling meteorological and hydrological models for flood forecasting. *Hydrology and Earth System Sciences* **9**(4), pp. 333–346.
- Bartholmes J. C., J. Thielen, M. H. Ramos et S. Gentilini** (2009). The European Flood Alert System EFAS - Part 2 : Statistical skill assessment of probabilistic and deterministic operational forecasts. *Hydrology and Earth System Sciences* **13**(2), pp. 141–153.

- Ben Daoud A., E. Sauquet, M. Lang, Ch. Obled et G. Bontron** (2009). Comparison of 850-hPa relative humidity between ERA-40 and NCEP/NCAR re-analyses : detection of suspicious data in ERA-40. *Atmospheric Science Letters* **10**(1), pp. 43–47.
- Benjamin J. C. et C. A. Cornell** (1970). *Probability, Statistics and Decision for Civil Engineers*. New York, USA : McGraw Hill, pp. 684.
- Beven K.** (1993). Prophecy, reality and uncertainty in distributed hydrological modeling. *Advances in Water Resources* **16**(1), pp. 41–51.
- Beven K.** (2006). A manifesto for the equifinality thesis. *Journal of Hydrology* **320**(1-2), pp. 18–36.
- Beven K. et A. Binley** (1992). The future of distributed models - model calibration and uncertainty prediction. *Hydrological Processes* **6**(3), pp. 279–298.
- Beven K. et J. Freer** (2001). Equifinality, data assimilation, and uncertainty estimation in mechanistic modelling of complex environmental systems using the GLUE methodology. *Journal of Hydrology* **249**(1-4), pp. 11–29.
- Beven K. et M. Kirkby** (1979). A physically-based variable contributing area model of basin hydrology. *Hydrological Sciences Bulletin* **24**, pp. 43–69.
- Beven K., P. Smith et J. Freer** (2007). Comment on "Hydrological forecasting uncertainty assessment : incoherence of the GLUE methodology" by Pietro Mantovan and Ezio Todini. *Journal of Hydrology* **338**(3-4), pp. 315–318.
- Bliefernicht J. et A. Bárdossy** (2007). Probabilistic forecast of daily areal precipitation focusing on extreme events. *Natural Hazards and Earth System Science* **7**(2), pp. 263–269.
- Blöschl G. et M. Sivapalan** (1995). Scale issues in hydrological modeling - a review. *Hydrological Processes* **9**(3-4), pp. 251–290.
- Boe J., L. Terray, F. Habets et E. Martin** (2006). A simple statistical-dynamical downscaling scheme based on weather types and conditional resampling. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres* **111**(D23), pp. 20.
- Bogner K. et M. Kalas** (2008). Error-correction methods and evaluation of an ensemble based hydrological forecasting system for the Upper Danube catchment. *Atmospheric Science Letters* **9**(2), pp. 95–102.
- Bontron G.** (2004). *Prévision quantitative des précipitations : adaptation probabiliste par recherche d'analogues - Utilisation des réanalyses NCEP/NCAR et application aux précipitations du sud-est de la France*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Bontron G., A. Djerboua et Ch. Obled** (2002). Analog sorting of meteorological patterns : applications to operational precipitation forecast and climate evolution studies. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **8**, pp. 46–51.
- Bontron G. et Ch. Obled** (2003). New developments in quantitative precipitation forecasts by analog sorting techniques. In *Mediterranean Storms. Proc. Of the 5th EGS Plinius Conference*, Ajaccio, Corsica, France. European Geophysical Society.
- Bontron G. et Ch. Obled** (2005). A probabilistic adaptation of meteorological model outputs to hydrological forecasting. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **1**, pp. 23–28.
- Brankovic C., B. Matjacic, S. Ivatek-Sahdan et R. Buizza** (2008). Downscaling of ECMWF ensemble forecasts for cases of severe weather : Ensemble statistics and cluster analysis. *Monthly Weather Review* **136**(9), pp. 3323–3342.

- Bárdossy A. et T. Das** (2008). Influence of rainfall observation network on model calibration and application. *Hydrology and Earth System Sciences* **12**(1), pp. 77–89.
- Brier G. W.** (1950). Verification of forecasts expressed in terms of probability. *Monthly Weather Review* **78**(1), pp. 1–3.
- Buizza R., J. R. Bidlot, N. Wedi, M. Fuentes, M. Hamrud, G. Holt et F. Vitart** (2007). The new ECMWF VAREPS (Variable Resolution Ensemble Prediction System). *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **133**(624), pp. 681–695.
- Buizza R., A. Hollingsworth, E. Lalauette et A. Ghelli** (1999). Probabilistic predictions of precipitation using the ECMWF Ensemble Prediction System. *Weather and Forecasting* **14**(2), pp. 168–189.
- Buizza R., P. L. Houtekamer, Z. Toth, G. Pellerin, M. Wei et Y. Zhu** (2005). A comparison of the ECMWF, MSC, and NCEP Global Ensemble Prediction Systems. *Monthly Weather Review* **133**, pp. 1076–1097.
- Buizza R., M. Leutbecher et L. Isaksen** (2008). Potential use of an ensemble of analyses in the ECMWF Ensemble Prediction System. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **134**(637), pp. 2051–2066.
- Buizza R., M. Miller et T. N. Palmer** (1999). Stochastic simulation of model uncertainties. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **125**, pp. 2887–2908.
- Buizza R. et T. N. Palmer** (1995). The Singular-Vector structure of the atmospheric global circulation. *Journal of the Atmospheric Sciences* **52**(9), pp. 1434–1456.
- Buizza R. et T. N. Palmer** (1998). Impact of ensemble size on ensemble prediction. *Monthly Weather Review* **126**(9), pp. 2503–2518.
- Buizza R., T. Petroliaqis, T. N. Palmer, J. Barkmeijer, M. Hamrud, A. Hollingsworth, A. Simmons et N. Wedi** (1998). Impact of model resolution and ensemble size on the performance of an ensemble prediction system. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **124**(550), pp. 1935–1960.
- Buizza R., D. S. Richardson et T. N. Palmer** (2003). Benefits of increased resolution in the ECMWF ensemble system and comparison with poor-man’s ensembles. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **129**(589), pp. 1269–1288.
- Candille G.** (2009). The multi-ensemble approach : The NAEFS example. *Monthly Weather Review* **137**(5), pp. 1655–1665.
- Candille G., C. Cote, P. L. Houtekamer et G. Pellerin** (2007). Verification of an ensemble prediction system against observations. *Monthly Weather Review* **135**(7), pp. 2688–2699.
- Candille G. et O. Talagrand** (2005). Evaluation of probabilistic prediction systems for a scalar variable. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **131**(609), pp. 2131–2150.
- Carter G. M., J. P. Dallavalle et H. R. Glahn** (1989). Statistical forecasts based on the national meteorological center’s numerical weather prediction system. *Weather and Forecasting* **4**(3), pp. 401–412.
- Casati B., L. J. Wilson, D. B. Stephenson, P. Nurmi, A. Ghelli, M. Pocerlich, U. Damrath, E. E. Ebert, B. G. Brown et S. Mason** (2008). Forecast verification : current status and future directions. *Meteorological Applications* **15**(1), pp. 3–18.

- Cernesson F., J. Lavabre et J. M. Masson** (1996). Stochastic model for generating hourly hyetographs. *Atmospheric Research* **42**(1-4), pp. 149–161.
- Charles S. P. et B. C. Bates** (1999). A spatiotemporal model for downscaling precipitation occurrence and amounts. *Journal of Geophysical Research* **104**(D24), pp. 31657–31669.
- Christiaens K. et J. Feyen** (2002). Use of sensitivity and uncertainty measures in distributed hydrological modeling with an application to the Mike She model. *Water Resources Research* **38**(9), pp. 1–15.
- Clark M. P., A. G. Slater, D. E. Rupp, R. A. Woods, J. A. Vrugt, H. V. Gupta, T. Wagener et L. E. Hay** (2008). Framework for Understanding Structural Errors (FUSE) : A modular framework to diagnose differences between hydrological models. *Water Resources Research* **44**, pp. 1–14.
- Cloke H. et F. Pappenberger** (2008). Operational flood forecasting : a review of ensemble techniques. ECMWF Technical Memorandum 574, ECMWF, Reading, UK.
- Cloke H., J. Thielen, F. Pappenberger, S. Nobert, G. Bálint, C. Edlund, A. Koistinen, C. de Saint-Aubin, E. Sprokkereef, Ch. Viel, P. Salamon et R. Buizza** (2009). Progress in the implementation of Hydrological Ensemble Prediction Systems (HEPS) in Europe for operational flood forecasting. *ECMWF Newsletter* **121**, pp. 20–24.
- Coeur D. et A. Djerboua** (2007). La crue de 1856 : reconstitution et analyse d'un événement hydrologique de référence. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **2**, pp. 27–37.
- Collier C. G.** (2007). Flash flood forecasting : What are the limits of predictability? *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **133**(622), pp. 3–23.
- Connolly R. D., J. Schirmer et P. K. Dunn** (1998). A daily rainfall disaggregation model. *Agricultural and Forest Meteorology* **92**(2), pp. 105–117.
- Cowpertwait P. S. P.** (1991). Further developments of the Neyman-Scott clustered point process for modeling rainfall. *Water Resources Research* **27**(7), pp. 1431–1438.
- Croley T. E., R. N. Eli et J. D. Cryer** (1978). Ralston creek hourly precipitation model. *Water Resources Research* **14**(3), pp. 485–490.
- Damrath U., G. Doms, D. Fruhwald, E. Heise, B. Richter et J. Steppeler** (2000). Operational quantitative precipitation forecasting at the German weather service. *Journal of Hydrology* **239**(1-4), pp. 260–285.
- Datin R.** (1998). *Outils opérationnels pour la prévision des crues rapides : traitement des incertitudes et intégration des prévisions météorologiques. Développements de TOPMODEL pour la prise en compte de la variabilité spatiale de la pluie. Application au bassin versant de l'Ardèche.* Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Deidda R.** (2000). Rainfall downscaling in a space-time multifractal framework. *Water Resources Research* **36**(7), pp. 1779–1794.
- Deidda R., M. G. Badas, A. Seoni et E. Piga** (2006). A meteo-hydrological forecasting chain : performance of the downscaling and rainfall-runoff steps in a small catchment. *Advances in Geosciences* **7**, pp. 361–369.
- Delrieu G., V. Ducrocq, E. Gaume, J. Nicol, O. Payrastre, E. Yates, P. E. Kirstetter, H. Andrieu, P. A. Ayrat, C. Bouvier, J. D. Creutin, M. Livet, S. Anquetin, M. Lang,**

- L. Neppel, Ch. Obled, J. Parent-du Chatelet, G. M. Saulnier, A. Walpersdorf et W. Wobrock (2005). The catastrophic flash-flood event of 8-9 September 2002 in the Gard region, France : A first case study for the Cevennes-Vivarais Mediterranean Hydrometeorological Observatory. *Journal of Hydrometeorology* **6**(1), pp. 34–52.
- Delrieu G., P.-E. Kirstetter et B. Boudevillain (2006). Vers un modèle d'erreur pour la mesure des pluies par radar météorologique. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **6**, pp. 27–32.
- Delrieu G., P.-E. Kirstetter, J. Nicol et J.-L. Neppel (2004). L'événement pluvieux des 8-9 septembre 2002 dans le Gard : estimation des précipitations par radar et pluviomètres. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **6**, pp. 93–98.
- Diomede T., C. Marsigli, F. Nerozzi, T. Paccagnella et A. Montani (2006). Quantifying the discharge forecast uncertainty by different approaches to probabilistic quantitative precipitation forecast. *Advances in Geosciences* **7**, pp. 189–191.
- Diomede T., F. Nerozzi, T. Paccagnella et E. Todini (2008). The use of meteorological analogues to account for LAM QPF uncertainty. *Hydrology and Earth System Sciences* **12**(1), pp. 141–157.
- Djrboua A. (2001). *Prédétermination des pluies et crues extrêmes dans les Alpes franco-italiennes. Préviation quantitative des pluies journalières par la méthode des analogues*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Doblas-Reyes F. J., C. A. S. Coelho et D. B. Stephenson (2008). How much does simplification of probability forecasts reduce forecast quality? *Meteorological Applications* **15**(1), pp. 155–162.
- Droegemeier K. K., J. D. Smith, S. Businger, C. Doswell, J. Doyle, C. Duffy, E. Foufoula-Georgiou, T. Graziano, L. D. James, V. Krajewski, M. LeMone, D. Lettenmaier, C. Mass, R. Pielke, P. Ray, S. Rutledge, J. Schaake et E. Zipser (2000). Hydrological aspects of weather prediction and flood warnings : Report of the ninth prospectus development team of the US weather research program. *Bulletin of the American Meteorological Society* **81**(11), pp. 2665–2680.
- Drosowsky W. et H. Zhang (2003). *Forecast verification : a practitioner's guide in atmospheric science*, Chapitre Verification of Spatial Fields, pp. 121–136. San Diego, CA, USA : Wiley.
- Duan Q. Y., S. Sorooshian et V. Gupta (1992). Effective and efficient global optimization for conceptual rainfall-runoff models. *Water Resources Research* **28**(4), pp. 1015–1031.
- Duband D. (1970). *Reconnaissance dynamique de la forme des situations météorologiques : application à la préviation quantitative de précipitations*. Thèse de doctorat, Faculté des Sciences.
- Duband D. (2000). Réflexion actuelle sur la préviation hydrométéorologique. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **1**, pp. 42–50.
- Duband D., Ch. Obled et J. Y. Rodriguez (1993). Unit-Hydrograph Revisited - an alternate iterative approach to UH and effective precipitation identification. *Journal of Hydrology* **150**(1), pp. 115–149.
- Ducrocq V., O. Nuissier, D. Ricard, C. Lebeaupin et T. Thouvenin (2008). A numerical study of three catastrophic precipitating events over southern france. ii : Mesoscale triggering

- and stationarity factors. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **134**(630), pp. 131–145.
- Durand Y., E. Brun, L. Merindol, G. Guyomarc'h, B. Lesaffre et E. Martin** (1993). A meteorological estimation of relevant parameters for snow models. *Annals of Glaciology* **18**, pp. 65–71.
- Durand Y., G. Giraud, E. Brun, L. Merindol et E. Martin** (1999). A computer-based system simulating snowpack structures as a tool for regional avalanche forecasting. *Journal of Glaciology* **45**(151), pp. 469–484.
- Durand Y., M. Laternser, G. Giraud, P. Etchevers, B. Lesaffre et L. Merindol** (2009). Reanalysis of 44 Yr of Climate in the French Alps (1958-2002) : Methodology, Model Validation, Climatology, and Trends for Air Temperature and Precipitation. *Journal of Applied Meteorology and Climatology* **48**(3), pp. 429–449.
- Durot K.** (1999). *Modélisation hydrologique distribuée du bassin versant nivo-pluvial de Sarennes. Validation de données d'entrée et développement d'un module de fonte nivale sous forêt*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Epstein E. S.** (1969). A scoring system for probability forecasts of ranked categories. *Journal of Applied Meteorology* **8**(6), pp. 985–987.
- Ferraris L., S. Gabellani, N. Rebora et A. Provenzale** (2003). A comparison of stochastic models for spatial rainfall downscaling. *Water Resources Research* **39**(12), pp. 1–16.
- Ferraris L., R. Rudari et F. Siccardi** (2002). The uncertainty in the prediction of flash floods in the northern mediterranean environment. *Journal of Hydrometeorology* **3**(6), pp. 714–727.
- Ferro C. A. T., D. S. Richardson et A. P. Weigel** (2008). On the effect of ensemble size on the discrete and continuous ranked probability scores. *Meteorological Applications* **15**(1), pp. 19–24.
- Finet Th.** (2007). *Elaboration et validation d'information pluviométrique et géomorphologie dans la modélisation hydrologique de petits bassins non jaugés. Application aux ruisseaux de Belledonne*. Mémoire de DEA, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Gardner M. W. et S. R. Dorling** (1998). Artificial neural networks (the multilayer perceptron)—a review of applications in the atmospheric sciences. *Atmospheric Environment* **32**(14-15), pp. 2627–2636.
- Garçon R.** (1996). Prévision opérationnelle des apports de la durance à serre-ponçon à l'aide du modèle MORDOR. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **5**, pp. 71–76.
- Garçon R.** (2002). Satellite and radar images for hydrological forecast : EDF experience. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **2**, pp. 69–72.
- Gaume E., N. Mouhous et H. Andrieu** (2007). Rainfall stochastic disaggregation models : Calibration and validation of a multiplicative cascade model. *Advances in Water Resources* **30**(5), pp. 1301–1319.
- Gaume E., O. Payrastre et B. R. da Silva** (2003). Analyse hydrologique des crues des 8 et 9 septembre 2002 dans le Gard. Rapport technique, Ministère de l'Ecologie et du Développement Durable.
- Georgakakos K. P.** (1986a). A generalized stochastic hydrometeorological model for flood and flash-flood forecasting : 1. Formulation. *Water Resources Research* **22**(13), pp. 2083–2095.

- Georgakakos K. P.** (1986b). A generalized stochastic hydrometeorological model for flood and flash-flood forecasting : 2. Case-Studies. *Water Resources Research* **22**(13), pp. 2096–2106.
- Georgakakos K. P.** (2006). Analytical results for operational flash flood guidance. *Journal of Hydrology* **317**(1-2), pp. 81–103.
- Georgakakos K. P.** (2007). Issues in the forecast and management of natural floods and flash floods. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **3**, pp. 37–42.
- Gibergans-Báguena J. et M. C. Llasat** (2007). Improvement of the analog forecasting method by using local thermodynamic data. application to autumn precipitation in catalonia. *Atmospheric Research* **86**(3-4), pp. 173–193.
- Glahn H. R. et D. A. Lowry** (1972). The use of Model Output Statistics in objective weather forecasting. *Journal of the Atmospheric Sciences* **11**(8), pp. 1203–1211.
- Glasbey C. A., G. Cooper et M. B. McGechan** (1995). Disaggregation of daily rainfall by conditional simulation from a point-process model. *Journal of Hydrology* **165**(1-4), pp. 1–9.
- Gneiting T., F. Balabdaoui et A. E. Raftery** (2007). Probabilistic forecasts, calibration and sharpness. *Journal of the Royal Statistical Society Series B-Statistical Methodology* **69**, pp. 243–268.
- Gneiting T. et A. E. Raftery** (2007). Strictly proper scoring rules, prediction, and estimation. *Journal of the American Statistical Association* **102**(477), pp. 359–378.
- Gneiting T., A. E. Raftery, A. H. Westveld et T. Goldman** (2005). Calibrated probabilistic forecasting using ensemble model output statistics and minimum CRPS estimation. *Monthly Weather Review* **133**(5), pp. 1098–1118.
- Golding B. W.** (2000). Quantitative precipitation forecasting in the UK. *Journal of Hydrology* **239**, pp. 286–305.
- Golding B. W.** (2009). Long lead time flood warnings : reality or fantasy ? *Meteorological Applications* **16**(1), pp. 3–12.
- Gottardi F.** (2009). *Estimation statistique et réanalyse des précipitations en montagne. Utilisation d'ébauches par types de temps et assimilation de données d'enneigement. Application aux grands massifs montagneux français.* Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Gouweleeuw B. T., J. Thielen, G. Franchello, A. P. J. De Roo et R. Buizza** (2005). Flood forecasting using medium-range probabilistic weather prediction. *Hydrology and Earth System Sciences* **9**(4), pp. 365–380.
- Gradshteyn I. S. et I. M. Ryzhik** (1965). *Table of integrals series and products.* Academic Press, pp. 1086.
- Grimt E. P., T. Gneiting, V. J. Berrocal et N. A. Johnson** (2006). The continuous ranked probability score for circular variables and its application to mesoscale forecast ensemble verification. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **132**(621), pp. 2925–2942.
- Guilbaud S.** (1997). *Prévision quantitative des précipitations journalières par une méthode statistico-dynamique des recherche d'analogues - Application à des bassins du pourtour méditerranéen.* Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Gupta H. V., S. Sorooshian et P. O. Yapo** (1998). Toward improved calibration of hydrologic models : Multiple and noncommensurable measures of information. *Water Resources Research* **34**(4), pp. 751–763.

- Gyasi-Agyei Y.** (2005). Stochastic disaggregation of daily rainfall into one-hour time scale. *Journal of Hydrology* **309**(1-4), pp. 178–190.
- Habets F., A. Boone, J. L. Champeaux, P. Etchevers, L. Franchisteguy, E. Leblois, E. Ledoux, P. Le Moigne, E. Martin, S. Morel, J. Noilhan, P. Q. Segui, F. Rousset-Regimbeau et P. Viennot** (2008). The SAFRAN-ISBA-MODCOU hydrometeorological model applied over France. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres* **113**(D6), pp. 1–18.
- Habets F., P. LeMoigne et J. Noilhan** (2004). On the utility of operational precipitation forecasts to served as input for streamflow forecasting. *Journal of Hydrology* **293**(1-4), pp. 270–288.
- Hagedorn R., F. J. Doblas-Reyes et T. N. Palmer** (2005). The rationale behind the success of multi-model ensembles in seasonal forecasting I : Basic concept. *Tellus* **57A**(3), pp. 219–233.
- Hagedorn R., T. M. Hamill et J. S. Whitaker** (2008). Probabilistic forecast calibration using ECMWF and GFS ensemble reforecasts. Part I : Two-meter temperatures. *Monthly Weather Review* **136**(7), pp. 2608–2619.
- Hamill T. M., R. Hagedorn et J. S. Whitaker** (2008). Probabilistic forecast calibration using ECMWF and GFS ensemble reforecasts. Part II : Precipitation. *Monthly Weather Review* **136**(7), pp. 2620–2632.
- Hamill T. M. et J. Juras** (2006). Measuring forecast skill : is it real skill or is it the varying climatology? *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **132**(621), pp. 2905–2923.
- Hamill T. M., J. S. Whitaker et S. L. Mullen** (2006). Reforecasts - an important dataset for improving weather predictions. *Bulletin of the American Meteorological Society* **87**(1), pp. 33–+.
- Hamill T. M., J. S. Whitaker et X. Wei** (2004). Ensemble reforecasting : Improving medium-range forecast skill using retrospective forecasts. *Monthly Weather Review* **132**(6), pp. 1434–1447.
- He Y., F. Wetterhall, H. L. Cloke, F. Pappenberger, M. Wilson, J. Freer et G. Mc-Gregor** (2009). Tracking the uncertainty in flood alerts driven by grand ensemble weather predictions. *Meteorological Applications* **16**(1), pp. 91–101.
- Heneker T. M., M. F. Lambert et G. Kuczera** (2001). A point rainfall model for risk-based design. *Journal of Hydrology* **247**(1-2), pp. 54–71.
- Hersbach H.** (2000). Decomposition of the continuous ranked probability score for ensemble prediction systems. *Weather and Forecasting* **15**(5), pp. 559–570.
- Houtekamer P. L., L. Lefavre, J. Derome, H. Ritchie et H. L. Mitchell** (1996). A system simulation approach to ensemble prediction. *Monthly Weather Review* **124**, pp. 1225–1242.
- Houtekamer P. L. et H. L. Mitchell** (1998). Data assimilation using an ensemble kalman filter technique. *Monthly Weather Review* **126**(3), pp. 796–811.
- Jolliffe I.** (2008). The impenetrable hedge : a note on propriety, equitability and consistency. *Meteorological Applications* **15**, pp. 25–29.
- Jolliffe I. et D. Stephenson** (2003). *Forecast verification : a practitioner's guide in atmospheric science*. San Diego, CA, USA : Wiley, pp. 254.
- Jung T. et M. Leutbecher** (2008). Scale-dependent verification of ensemble forecasts. ECMWF Technical Memorandum 551, ECMWF, Reading, UK.

- Kalnay E.** (2003). *Atmospheric Modeling, Data Assimilation and Predictability*. Cambridge University Press, pp. 341.
- Kalnay E., M. Kanamitsu, R. Kistler, W. Collins, D. Deaven, L. Gandin, M. Iredell, S. Saha, G. White, J. Woollen, Y. Zhu, M. Chelliah, W. Ebisuzaki, W. Higgins, J. Janowiak, K. C. Mo, C. Ropelewski, J. Wang, A. Leetmaa, R. Reynolds, R. Jenne et D. Joseph** (1996). The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bulletin of the American Meteorological Society* **77**(3), pp. 437–471.
- Kavetski D., G. Kuczera et S. W. Franks** (2006). Bayesian analysis of input uncertainty in hydrological modeling : 1. Theory. *Water Resources Research* **42**(3), pp. 9.
- Kirstetter P.-E.** (2008). *Estimation quantitative des précipitations par radar météorologique : inférence de la structure verticale des pluies, modélisation des erreurs radar-pluviomètres*. Thèse de doctorat, Université Joseph Fourier, Grenoble.
- Kottegoda N. T., L. Natale et E. Raiteri** (2003). A parsimonious approach to stochastic multisite modelling and disaggregation of daily rainfall. *Journal of Hydrology* **274**(1-4), pp. 47–61.
- Koutsoyiannis D. et Ch. Onof** (2001). Rainfall disaggregation using adjusting procedures on a poisson cluster model. *Journal of Hydrology* **246**(1-4), pp. 109–122.
- Koutsoyiannis D., Ch. Onof et H. S. Wheater** (2003). Multivariate rainfall disaggregation at a fine timescale. *Water Resources Research* **39**(7), pp. 1173–1190.
- Krzysztofowicz R.** (1998). Probabilistic hydrometeorological forecasts : Toward a new era in operational forecasting. *Bulletin of the American Meteorological Society* **79**(2), pp. 243–251.
- Krzysztofowicz R.** (2001). The case for probabilistic forecasting in hydrology. *Journal of Hydrology* **249**(1-4), pp. 2–9.
- Krzysztofowicz R.** (2004). Bayesian Processor of Output : a new technique for probabilistic weather forecasting. In *17th Conference on Probability and Statistics in the Atmospheric Sciences*, Volume 4.2, Seattle, Washington, USA. American Meteorological Society.
- Krzysztofowicz R. et C. Maranzano** (2006). Bayesian processor of output for probabilistic quantitative precipitation forecasts. Working paper, Dept. Systems Engineering and Department of Statistics, Univ. Virginia, USA.
- Laio F. et S. Tamea** (2007). Verification tools for probabilistic forecasts of continuous hydrological variables. *Hydrology and Earth System Sciences* **11**(4), pp. 1267–1277.
- Lang M., R. Naulet et A. Recking** (2002). Etude de cas : l'analyse des pluies et crues extrêmes observées depuis 200 ans dans un bassin cévenol, l'Ardèche. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **6-7**, pp. 131–138.
- Lanza L. G., J. A. Ramirez et E. Todini** (2001). Stochastic rainfall interpolation and downscaling. *Hydrology and Earth System Sciences* **5**(2), pp. 139–143.
- Lardet P.** (1992). *Prévision des crues : contribution à l'utilisation opérationnelle des modèles pluie-débit*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Lardet P. et Ch. Obled** (1994). Real-time flood forecasting using a stochastic rainfall generator. *Journal of Hydrology* **162**(3-4), pp. 391–408.

- Le Lay M.** (2006). *Modélisation hydrologique dans un contexte de variabilité hydro-climatique. Une approche comparative pour l'étude du cycle hydrologiques à méso-échelle au Bénin*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Le Lay M. et G.-M. Saulnier** (2007). Exploring the signature of climate and landscape spatial variabilities in flash flood events : Case of the 8-9 september 2002 cévennes-vivarais catastrophic event. *Geophysical Research Letters* **34**(L13401), pp. 1–5.
- Lebel Th.** (1984). *Moyenne spatiale de la pluie sur un bassin versant : estimation optimale, génération stochastique et gradex des valeurs extrêmes*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Lebel Th., G. Bastin, Ch. Obled et J.-D. Creutin** (1987). On the accuracy of areal rainfall estimation - a case-study. *Water Resources Research* **23**(11), pp. 2123–2134.
- Lebel Th., I. Braud et J.-D. Creutin** (1998). A space-time rainfall disaggregation model adapted to sahelian mesoscale convective complexes. *Water Resources Research* **34**(7), pp. 1711–1726.
- Lebel Th. et J.-P. Laborde** (1988). A geostatistical approach for areal rainfall statistics assessment. *Stochastic Hydrology and Hydraulics* **2**(4), pp. 245–261.
- Leutbecher M. et T. N. Palmer** (2008). Ensemble forecasting. *Journal of Computational Physics* **227**, pp. 3515–3539.
- Liu Y. L., J. Freer, K. Beven et P. Matgen** (2009). Towards a limits of acceptability approach to the calibration of hydrological models : Extending observation error. *Journal of Hydrology* **367**(1-2), pp. 93–103.
- Liu Y. Q. et H. V. Gupta** (2007). Uncertainty in hydrologic modeling : Toward an integrated data assimilation framework. *Water Resources Research* **43**(7), pp. 18.
- Livezey R. E.** (2003). *Forecast verification : a practitioner's guide in atmospheric science*, Chapitre Categorical Events, pp. 77–96. San Diego, CA, USA : Wiley.
- Lorenz E. N.** (1969). Atmospheric predictability as revealed by naturally occurring analogues. *Journal of the Atmospheric Sciences* **26**, pp. 636–646.
- Mackay N. G., R. E. Chandler, Ch. Onof et H. S. Wheeler** (2001). Disaggregation of spatial rainfall fields for hydrological modelling. *Hydrology and Earth System Sciences* **5**(2), pp. 165–173.
- Mantovan P. et E. Todini** (2006). Hydrological forecasting uncertainty assessment : Incoherence of the GLUE methodology. *Journal of Hydrology* **330**(1-2), pp. 368–381.
- Mantovan P., E. Todini et M. L. V. Martina** (2007). Reply to comment by Keith Beven, Paul Smith and Jim Freer on "Hydrological forecasting uncertainty assessment : Incoherence of the GLUE methodology". *Journal of Hydrology* **338**(3-4), pp. 319–324.
- Marbaix P., H. Gallee, O. Brasseur et J. P. van Ypersele** (2003). Lateral boundary conditions in regional climate models : A detailed study of the relaxation procedure. *Monthly Weather Review* **131**(3), pp. 461–479.
- Marsigli C., F. Boccanera, A. Montani et T. Paccagnella** (2005). The COSMO-LEPS mesoscale ensemble system : validation of the methodology and verification. *Nonlinear Processes in Geophysics* **12**(4), pp. 527–536.

- Marsigli C., A. Montani, F. Nerozzi, T. Paccagnella, S. Tibaldi, F. Molteni et R. Buizza** (2001). A strategy for high-resolution ensemble prediction. II : Limited-area experiments in four Alpine flood events. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **127**(576), pp. 2095–2115.
- Martin E.** (2004). Validation of Alpine snow in ERA-40. ECMWF ERA-40 Project Report Series 14, ECMWF, Reading, UK.
- Martin E., E. Brun et Y. Durand** (1994). Sensitivity of the French Alps snow cover to the variation of climatic variables. *Annales Geophysicae-Atmospheres Hydrospheres and Space Sciences* **12**(5), pp. 469–477.
- Marty R.** (2009). Notice de la chaîne de prévisions hydro-météorologiques : Des prévisions de précipitations aux prévisions de débits. Rapport technique, LTHE.
- Marty R., I. Zin et Ch. Obled** (2008). On scaling PQPFs to fit hydrological needs : the case of flash flood forecasting. *Atmospheric Science Letters* **9**(2), pp. 73–79.
- Mason I. B.** (2003). *Forecast verification : a practitioner's guide in atmospheric science*, Chapitre Binary Events, pp. 37–76. San Diego, CA, USA : Wiley.
- Mason S. J.** (2008). Understanding forecast verification statistics. *Meteorological Applications* **15**(1), pp. 31–40.
- Mezghani A. et B. Hingray** (2009). A combined downscaling-disaggregation weather generator for stochastic generation of multisite hourly weather variables in complex terrain. development and multi-scale validation for the Upper Rhone River Basin. *Journal of Hydrology* **377**, pp. 245–260.
- Molteni F., Z. Buizza, T. N. Palmer et T. Petroliajis** (1996). The ECMWF ensemble prediction system : Methodology and validation. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **122**, pp. 73–119.
- Moulin L.** (2007). *Prévision des crues rapides avec modèles hydrologiques globaux. Application aux bassins opérationnels de la Loire supérieure : évaluation des modélisations, prise en compte des incertitudes sur les précipitations moyennes spatiales et utilisation de prévisions météorologiques*. Thèse de doctorat, Ecole Nationale du génie Rural, des Eaux et des Forêts.
- Moulin L., E. Gaume et Ch. Obled** (2009). Uncertainties on mean areal precipitation : assessment and impact on streamflow simulations. *Hydrology and Earth System Sciences* **13**(2), pp. 99–114.
- Muller W. A., C. Appenzeller, F. J. Doblas-Reyes et M. A. Liniger** (2005). A debiased ranked probability skill score to evaluate probabilistic ensemble forecasts with small ensemble sizes. *Journal of Climate* **18**(10), pp. 1513–1523.
- Murphy A. H.** (1969). On the Ranked Probability Score. *Journal of Applied Meteorology* **8**(6), pp. 988–989.
- Murphy A. H.** (1971). A note on the Ranked Probability Score. *Journal of Applied Meteorology* **10**(1), pp. 155–156.
- Murphy A. H.** (1973). A new vector partition of the Probability Score. *Journal of Applied Meteorology* **12**(4), pp. 595–600.
- Murphy A. H.** (1993). What is a good forecast - an essay on the nature of goodness in weather forecasting. *Weather and Forecasting* **8**(2), pp. 281–293.

- Nash J. E. et J. V. Sutcliffe (1970). River flow forecasting through conceptual models part i – a discussion of principles. *Journal of Hydrology* **10**(3), pp. 282 – 290.
- Neppel L. (2003). Analyse de l'épisode pluvieux du 09 et 09 septembre 2002. Rapport technique, Ministère de l'Écologie et du Développement Durable.
- Norbiato D., M. Borga et R. Dinale (2009). Flash flood warning in ungauged basins by use of the flash flood guidance and model-based runoff thresholds. *Meteorological Applications* **16**(1), pp. 65–75.
- Norbiato D., M. Borga, S. D. Esposti, E. Gaume et S. Anquetin (2008). Flash flood warning based on rainfall thresholds and soil moisture conditions : An assessment for gauged and ungauged basins. *Journal of Hydrology* **362**(3-4), pp. 274–290.
- Ntelekos A. A., K. P. Georgakakos et W. F. Krajewski (2006). On the uncertainties of flash flood guidance : Toward probabilistic forecasting of flash floods. *Journal of Hydrometeorology* **7**(5), pp. 896–915.
- Nuissier O., V. Ducrocq, D. Ricard, C. Lebeaupin et S. Anquetin (2008). A numerical study of three catastrophic precipitating events over southern France. I : Numerical framework and synoptic ingredients. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **134**(630), pp. 111–130.
- Obled Ch., G. Bontron et R. Garçon (2002). Quantitative precipitation forecasts : a statistical adaptation of model outputs through an analogues sorting approach. *Atmospheric Research* **63**(3-4), pp. 303–324.
- Obled Ch., A. Djerboua, I. Zin et R. Garçon (2004). A simple probabilistic flood forecasting chain with focus on the use of QPF's. In *Proceedings of the ESF LESC Exploration Workshop*, Bologna, Italy, pp. 18. Ed. Bios.
- Obled Ch., J. Wendling et K. Beven (1994). The sensitivity of hydrological models to spatial rainfall patterns : an evaluation using observed data. *Journal of Hydrology* **159**(1-4), pp. 305–333.
- Obled Ch. et I. Zin (2004). TOPMODEL : principes de fonctionnement et application. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **1**, pp. 65–77.
- Obled Ch., I. Zin et B. Hingray (2009). Choix des pas de temps et d'espace pour des modélisations parcimonieuses en hydrologie des crues. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **5**, pp. 81–87.
- Olsson J. et G. Lindstrom (2008). Evaluation and calibration of operational hydrological ensemble forecasts in sweden. *Journal of Hydrology* **350**(1-2), pp. 14–24.
- Onof Ch., N. G. Mackay, L. Oh et H. S. Wheeler (1998). An improved rainfall disaggregation technique for GCMs. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres* **103**(D16), pp. 19577–19586.
- Onof Ch. et H. S. Wheeler (1993). Modeling of british rainfall using a random parameter bartlett-lewis rectangular pulse model. *Journal of Hydrology* **149**(1-4), pp. 67–95.
- Onof Ch. et H. S. Wheeler (1994). Improved fitting of the bartlett-lewis rectangular pulse model for hourly rainfall. *Hydrological Sciences Journal-Journal Des Sciences Hydrologiques* **39**(6), pp. 663–680.
- Palmer T. N., R. Buizza, M. Leubecher, R. Hagedorn, T. Jung, M. Rodwell, F. Vitart, J. Berner, E. Hagel, A. Lawrence, F. Pappenberger, Y.-Y. Park, L. von Bremen

- et **I. Gilmour** (2007). The Ensemble Prediction System - recent and ongoing developments. ECMWF Technical Memorandum 540, ECMWF, Reading, UK.
- Pappenberger F., J. Bartholmes, J. Thielen et E. Anghel** (2008). TIGGE : Medium range multi model weather forecast ensembles in flood forecasting (a case study). ECMWF Technical Memorandum 557, ECMWF, Reading, UK.
- Pappenberger F. et K. J. Beven** (2006). Ignorance is bliss : Or seven reasons not to use uncertainty analysis. *Water Resources Research* **42**(5), pp. 1–8.
- Pappenberger F., K. Scipal et R. Buizza** (2008). Hydrological aspects of meteorological verification. *Atmospheric Science Letters* **9**(2), pp. 43–52.
- Paquet E., J. Gailhard et R. Garçon** (2006). Evolution of the GRADEX method : improvement by atmospheric circulation classification and hydrological modelling. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **5**, pp. 80–90.
- Park Y. Y., R. Buizza et M. Leutbecher** (2008). TIGGE : Preliminary results on comparing and combining ensembles. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **134**(637), pp. 2029–2050.
- Perica S. et E. FoufoulaGeorgiou** (1996). Model for multiscale disaggregation of spatial rainfall based on coupling meteorological and scaling descriptions. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres* **101**(D21), pp. 26347–26361.
- Persson A. et F. Grazzini** (2007). User Guide to ECMWF forecast products. Meteorological Bulletin M3.2, ECMWF, Reading, UK.
- Quintana-Seguí P., P. Le Moigne, Y. Durand, E. Martin, F. Habets, M. Baillon, C. Cannellas, L. Franchisteguy et S. Morel** (2008). Analysis of near-surface atmospheric variables : Validation of the SAFRAN analysis over France. *Journal of Applied Meteorology and Climatology* **47**(1), pp. 92–107.
- Rabuffetti D. et S. Barbero** (2005). Operational hydro-meteorological warning and real-time flood forecasting : the Piemonte Region case study. *Hydrology and Earth System Sciences* **9**(4), pp. 457–466.
- Rabuffetti D. et M. Milelli** (2005). The hydro-meteorological chain in Piemonte region, North Western Italy - analysis of the HYDROPTIMET test cases. *Natural Hazards and Earth System Sciences* **5**(6), pp. 845–852.
- Rabuffetti D., G. Ravazzani, C. Corbari et M. Mancini** (2008). Verification of operational Quantitative Discharge Forecast (QDF) for a regional warning system - the AMPHORE case studies in the upper Po River. *Natural Hazards and Earth System Sciences* **8**(1), pp. 161–173.
- Ratto M., P. C. Young, R. Romanowicz, F. Pappenberger, A. Saltelli et A. Pagano** (2007). Uncertainty, sensitivity analysis and the role of data based mechanistic modeling in hydrology. *Hydrology and Earth System Sciences* **11**(4), pp. 1249–1266.
- Rebora N., L. Ferraris, J. von Hardenberg et A. Provenzale** (2006a). Rainfall downscaling and flood forecasting : a case study in the Mediterranean area. *Natural Hazards and Earth System Sciences* **6**(4), pp. 611–619.
- Rebora N., L. Ferraris, J. von Hardenberg et A. Provenzale** (2006b). RainFARM : Rainfall downscaling by a filtered autoregressive model. *Journal of Hydrometeorology* **7**(4), pp. 724–738.

- Richardson D.** (2001). Measures of skill and value of ensemble prediction systems, their interrelationship and the effect of ensemble size. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **127**(577), pp. 2473–2489.
- Richardson D., J. Bidlot, L. Ferranti, A. Ghelli, G. van der Grijn, M. Leutbecher, F. Vitart et E. Zsoter** (2007). Verification statistics and evaluations of ECMWF forecasts in 2006-2007. ECMWF Technical Memorandum 547, ECMWF, Reading, UK.
- Rodriguez-Iturbe I., D. R. Cox et V. Isham** (1987). Some models for rainfall based on stochastic point-processes. *Proceedings of the Royal Society of London Series a-Mathematical Physical and Engineering Sciences* **410**(1839), pp. 269–288.
- Rodriguez-Iturbe I., D. R. Cox et V. Isham** (1988). A point process model for rainfall - further developments. *Proceedings of the Royal Society of London Series a-Mathematical Physical and Engineering Sciences* **417**(1853), pp. 283–298.
- Rousset F., F. Habets, E. Gomez, P. Le Moigne, S. Morel, J. Noilhan et E. Ledoux** (2004). Hydrometeorological modeling of the Seine basin using the SAFRAN-ISBA-MODCOU system. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres* **109**(D14), pp. 1–20.
- Rutledge G. K., J. Alpert et W. Ebuisaki** (2005). NOMADS : A Climate and Weather Model Archive at the National Oceanic and Atmospheric Administration. *Bulletin of the American Meteorological Society* **87**, pp. 327–341.
- Saetra Ø., J. Bidlot, H. Hersbach et D. Richardson** (2002). Verification statistics and evaluations of ECMWF forecasts in 2006-2007. ECMWF Technical Memorandum 393, ECMWF, Reading, UK.
- Saltelli A., S. Tarantola et F. Campolongo** (2000). Sensitivity analysis as an ingredient of modeling. *Statistical Science* **15**(4), pp. 377–395.
- Saulnier G. M.** (1996). *Information pédologique spatialisée et traitements topographiques améliorés dans la modélisation hydrologique par TOPMODEL*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Savenije H. H. G.** (2009). HESS Opinions "The art of hydrology". *Hydrology and Earth System Sciences* **13**(2), pp. 157–161.
- Schaake J. C., K. Franz, A. Bradley et R. Buizza** (2006). The Hydrologic Ensemble Prediction EXperiment (HEPEX). *Hydrology and Earth System Sciences Discussions* **3**(5), pp. 3321–3332.
- Schaake J. C., T. M. Hamill, R. Buizza et M. Clark** (2007). The Hydrological Ensemble Prediction EXperiment. *Bulletin of the American Meteorological Society* **88**(10), pp. 1541–1547.
- Segond M. L., Ch. Onof et H. S. Wheater** (2006). Spatio-temporal disaggregation of daily rainfall from a generalized linear model. *Journal of Hydrology* **331**(3-4), pp. 674–689.
- Shah S. M. S., P. E. O’Connell et J. R. M. Hosking** (1996). Modelling the effects of spatial variability in rainfall on catchment response .1. formulation and calibration of a stochastic rainfall field model. *Journal of Hydrology* **175**(1-4), pp. 67–88.
- Siccardi F., G. Boni, L. Ferraris et R. Rudari** (2005). A hydrometeorological approach for probabilistic flood forecast. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres* **110**(D05101), pp. 1–9.

- Sivakumar B., S. Sorooshian, H. V. Gupta et X. G. Gao** (2001). A chaotic approach to rainfall disaggregation. *Water Resources Research* **37**(1), pp. 61–72.
- SPC Grand Delta** (2006). *Réglement de surveillance, de prévision et de transmission de l'Information sur les Crues (RIC)*. Direction Départementale de l'Équipement, Préfecture du Gard : SPC Grand Delta.
- SPC Loire Cher Indre** (2006). *Réglement de surveillance, de prévision et de transmission de l'Information sur les Crues (RIC)*. Direction Régionale de l'ENvironnement Centre : SPC Loire Cher Indre.
- Spear R. C., T. M. Grieb et N. Shang** (1994). Parameter uncertainty and interaction in complex environmental-models. *Water Resources Research* **30**(11), pp. 3159–3169.
- Stanski H. R., L. Wilson et W. R. Burrows** (1989). Survey of common verification in meteorology. World Weather Watch Report 358, World Meteorological Organization.
- Stedinger J. R., R. M. Vogel, S. U. Lee et R. Batchelder** (2008). Appraisal of the generalized likelihood uncertainty estimation (GLUE) method. *Water Resources Research* **44**, pp. 17.
- Stephenson D.** (2003). *Forecast verification : a practitioner's guide in atmospheric science*, Chapitre Glossary, pp. 203–213. San Diego, CA, USA : Wiley.
- Tangara M.** (2005). *Nouvelle méthode de prévision de crue utilisant un modèle pluie-débit global*. Thèse de doctorat, Ecole Pratiques des Hautes Etudes de Paris.
- Tanguy J.-M., J.-M. Carrière, Y. Le Trionnaire et R. Schoen** (2005). Réorganisation de l'annonce des crues en France. *Houille Blanche-Revue Internationale De L Eau* **2**, pp. 44–48.
- Taramasso A. C., S. Gabellani et A. Parodi** (2005). An operational flash-flood forecasting chain applied to the test cases of the EU project HYDROPTIMET. *Natural Hazards and Earth System Sciences* **5**(5), pp. 703–710.
- Theis S. E., A. Hense et U. Damrath** (2005). Probabilistic precipitation forecasts from a deterministic model : a pragmatic approach. *Meteorological Applications* **12**(3), pp. 257–268.
- Thielen J., J. Bartholmes, M. H. Ramos et A. de Roo** (2009a). The European Flood Alert System - Part 1 : Concept and development. *Hydrology and Earth System Sciences* **13**(2), pp. 125–140.
- Thielen J., J. Bartholmes, M. H. Ramos et A. de Roo** (2009b). The European Flood Alert System - Part 1 : Concept and development (vol 13, pg 125, 2009). *Hydrology and Earth System Sciences* **13**(2), pp. 155–155.
- Thielen J., K. Bogner, F. Pappenberger, M. Kalas, M. del Medico et A. de Roo** (2009). Monthly-, medium-, and short-range flood warning : testing the limits of predictability. *Meteorological Applications* **16**(1), pp. 77–90.
- Thielen J. et J. Schaake** (2008). Special Issue : HEPEX Workshop : Stresa, Italy, June 2007. *Atmospheric Science Letters* **9**(2), pp. 27–28.
- Thielen J., J. Schaake, R. Hartman et R. Buizza** (2008). Aims, challenges and progress of the Hydrological Ensemble Prediction EXperiment (HEPEX) following the third HEPEX workshop held in Stresa 27 to 29 June 2007. *Atmospheric Science Letters* **9**(2), pp. 29–35.
- Thirel G., F. Rousset-Regimbeau, E. Martin et F. Habets** (2008). On the impact of short-range meteorological forecasts for ensemble streamflow predictions. *Journal of Hydrometeorology* **9**(6), pp. 1301–1317.

- Thévenot N.** (2004). *Prévision quantitative des précipitations par une méthode d'analogie. Utilisation de la prévision d'ensemble du CEPMMT*. Mémoire de DEA, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Tippett M. K.** (2008). Comments on "The Discrete Brier and Ranked Probability Skill Scores". *Monthly Weather Review* **136**(9), pp. 3629–3633.
- Toth Z. et E. Kalnay** (1997). Ensemble forecasting at ncep and the breeding method. *Monthly Weather Review* **125**, pp. 3297–3319.
- Toth Z., O. Talagrand, G. Candille et Y. Zhu** (2003). *Forecast verification : a practitioner's guide in atmospheric science*, Chapitre Probability and Ensemble Forecasts, pp. 137–162. San Diego, CA, USA : Wiley.
- Tourasse P.** (1981). *Analyses spatiales et temporelles de précipitations et utilisation opérationnelle dans un système de prévision des crues*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Uppala S. M., P. W. Kallberg, A. J. Simmons, U. Andrae, V. D. Bechtold, M. Fiorino, J. K. Gibson, J. Haseler, A. Hernandez, G. A. Kelly, X. Li, K. Onogi, S. Saarinen, N. Sokka, R. P. Allan, E. Andersson, K. Arpe, M. A. Balmaseda, A. C. M. Beljaars, L. Van De Berg, J. Bidlot, N. Bormann, S. Caires, F. Chevallier, A. Dethof, M. Dragosavac, M. Fisher, M. Fuentes, S. Hagemann, E. Holm, B. J. Hoskins, L. Isaksen, P. Janssen, R. Jenne, A. P. McNally, J. F. Mahfouf, J. J. Morcrette, N. A. Rayner, R. W. Saunders, P. Simon, A. Sterl, K. E. Trenberth, A. Untch, D. Vasiljevic, P. Viterbo et J. Woollen** (2005). The ERA-40 re-analysis. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **131**(612), pp. 2961–3012.
- Valet F.** (2003). *Elaboration d'une chaîne opérationnelle de prévision hydrométéorologique : application à trois bassins versants montagneux*. Mémoire de DEA, Université Joseph Fourier.
- Van Der Knijff J. M., J. Younis et A. P. J. De Roo** (2008). LISFLOOD : a GIS-based distributed model for river basin scale water balance and flood simulation. *International Journal of Geographical Information Science*, pp. 1365–8816.
- Venugopal V., E. Foufoula-Georgiou et V. Sapozhnikov** (1999). A space-time downscaling model for rainfall. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres* **104**(D16), pp. 19705–19721.
- Vidal J.-Ph., E. Martin, L. Franchisteguy, M. Baillon et J.-M. Soubeyrou** (2009). Reanalysis of 44 Yr of Climate in the French Alps (1958-2002) : Methodology, model validation, climatology, and trends for air temperature and precipitation. *Journal of Applied Meteorology and Climatology* **48**(3), pp. 429–449.
- Vincendon B., V. Ducrocq, S. Dierer, V. Kotroni, M. Le Lay, M. Milelli, A. Quesney, G. M. Saulnier, D. Rabuffetti, L. Bouilloud, K. Chancibault, S. Anquetin, K. Lagouvardos et P. Steiner** (2009). Flash flood forecasting within the PREVIEW project : value of high-resolution hydrometeorological coupled forecast. *Meteorology and Atmospheric Physics* **103**(1-4), pp. 115–125.
- Vischel T.** (2006). *Impact de la variabilité pluviométrique de méso-échelle sur la réponse des systèmes hydrologiques sahéliens : modélisation, simulation et désagrégation*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.

- Vrugt J. A., C. G. H. Diks, H. V. Gupta, W. Bouten et J. M. Verstraten** (2005). Improved treatment of uncertainty in hydrologic modeling : Combining the strengths of global optimization and data assimilation. *Water Resources Research* **41**(1), pp. 1–17.
- Vrugt J. A., H. V. Gupta, L. A. Bastidas, W. Bouten et S. Sorooshian** (2003). Effective and efficient algorithm for multiobjective optimization of hydrologic models. *Water Resources Research* **39**(8), pp. 1–19.
- Vrugt J. A., H. V. Gupta, W. Bouten et S. Sorooshian** (2003). A Shuffled Complex Evolution Metropolis algorithm for optimization and uncertainty assessment of hydrologic model parameters. *Water Resources Research* **39**(8), pp. 1–16.
- Vrugt J. A., C. J. F. ter Braak, M. P. Clark, J. M. Hyman et B. A. Robinson** (2008). Treatment of input uncertainty in hydrologic modeling : Doing hydrology backward with Markov Chain Monte Carlo simulation. *Water Resources Research* **44**, pp. 15.
- Wagener T. et H. V. Gupta** (2005). Model identification for hydrological forecasting under uncertainty. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* **19**(6), pp. 378–387.
- Warner T. T., R. A. Peterson et R. E. Treadon** (1997). A tutorial on lateral boundary conditions as a basic and potentially serious limitation to regional numerical weather prediction. *Bulletin of the American Meteorological Society* **78**(11), pp. 2599–2617.
- Weigel A. P., M. A. Liniger et C. Appenzeller** (2007a). The Discrete Brier and Ranked Probability Skill Scores. *Monthly Weather Review* **135**(1), pp. 118–124.
- Weigel A. P., M. A. Liniger et C. Appenzeller** (2007b). Generalization of the Discrete Brier and Ranked Probability Skill Scores for weighted multimodel ensemble forecasts. *Monthly Weather Review* **135**(7), pp. 2778–2785.
- Weigel A. P., M. A. Liniger et C. Appenzeller** (2008). Can multi-model combination really enhance the prediction skill of probabilistic ensemble forecasts? *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* **134**(630), pp. 241–260.
- Welles E., S. Sorooshian, G. Carter et B. Olsen** (2007). Hydrologic verification. a call for action and collaboration. *Bulletin of the American Meteorological Society* **88**(4), pp. 503–511.
- Westra S., C. Brown, U. Lall et A. Sharma** (2007). Modeling multivariable hydrological series : Principal component analysis or independent component analysis? *Water Resources Research* **43**(6).
- Wetterhall F., S. Halldin et C. Xu** (2005). Statistical precipitation downscaling in central sweden with the analogue method. *Journal of Hydrology* **306**(1-4), pp. 174 – 190.
- Wilby R. L. et T. M. L. Wigley** (2000). Precipitation predictors for downscaling : observed and General Circulation Model relationships. *International Journal of Climatology* **20**(6), pp. 641–661.
- Younis J., S. Anquetin et J. Thielen** (2008). The benefit of high-resolution operational weather forecasts for flash flood warning. *Hydrology and Earth System Sciences* **12**(4), pp. 1039–1051.
- Zappa M., M. W. Rotach, M. Arpagaus, M. Dorninger, C. Hegg, A. Montani, R. Ranzi, F. Ament, U. Germann, G. Grossi, S. Jaun, A. Rossa, S. Vogt, A. Walser, J. Wehrhan et C. Wunram** (2008). MAP D-PHASE : real-time demonstration of hydrological ensemble prediction systems. *Atmospheric Science Letters* **9**(2), pp. 80–87.

- Zin I.** (2002). *Incertitudes et ambiguïté dans la modélisation hydrologique. Discussion, développements méthodologiques et application à l'hydrologie de crue en Ardèche*. Thèse de doctorat, Institut National Polytechnique de Grenoble.
- Zin I. et Ch. Obled** (2009). Geomorphologic conditions for a robust Unit Hydrograph, with implications for ungauged catchments. *Journal of Hydrology* **soumis**.
- Zorita E. et H. von Storch** (1999). The analogue method as a simple statistical downscaling technique : Comparison with more complicated methods. *Journal of Climate* **12**(8), pp. 2474–2489.

# ANNEXES



# Évaluation de prévisions hydrométéorologiques

## A.1 Prédiction binaire

### A.1.1 Tableau de contingence

De nombreux phénomènes, que ce soit en météorologie (tempête, tornade, précipitations) ou en hydrologie (crue, inondation), peuvent être examinés comme des événements binaires, notamment si l'occurrence de l'objet est évaluée, sans se soucier de son amplitude exacte. Ici, seules les prévisions déterministes sont concernées. Dans le cas d'utilisation à des fins d'alerte, la réalisation ou la prévision d'un événement est déterminée à partir d'un seuil fixé par le prévisionniste. Il s'agit alors de savoir si les événements ont été prévus (oui/non) et/ou observés (oui/non). Une méthode simple d'évaluation est le tableau de contingence, présenté par le tableau A.1, rassemblant les bonnes ( $a$ ,  $d$ ) et les mauvaises prévisions ( $b$ ,  $c$ ), *cf.* Mason (2003). Ce tableau permet de définir ainsi :

$a$  : nombre d'événements observés effectivement prévus (bonne alerte, *hit*) ;

$b$  : nombre d'événements prévus mais non observés (fausse alerte, *false alarm*) ;

$c$  : nombre d'événements observés mais non prévus (défaut d'alerte, *miss*) ;

$d$  : nombre d'observations n'ayant donné lieu ni à un événement ni à une prévision d'un événement (non alerte correcte, *correct rejection*) ;

$n$  : nombre total d'observations sur lesquelles porte la prévision :  $n = a + b + c + d$ .

Les valeurs en colonne,  $a + c$  et  $b + d$ , sont imposées par la climatologie. Rapportée au nombre total d'événements, la première colonne  $(a + c)/n$  correspond à la fréquence climatologique des événements. A contrario, les valeurs en ligne sont liées au système de prévision évalué :  $(a + b)/n$  correspondant à la fréquence des alertes prévues.

La vérification consiste alors à définir un score approprié résumant en une seule valeur, l'information contenue dans le tableau de contingence (Laio et Tamea 2007). Mason (2003) propose une

		Observations	
		Oui	Non
Prévisions	Oui	$a$	$b$
	Non	$c$	$d$

TABLEAU A.1 – Tableau de contingence d'une prévision binaire.

description exhaustive des scores fréquemment utilisés pour évaluer la performance de systèmes de prévisions binaires. Devant la multiplicité de ces scores, seuls les plus usités sont présentés dans la suite.

### Proportion de Prévisions Correctes (*Proportion Correct, PC*)

Ce score quantifie le nombre de bonnes prévisions rapporté à la taille de l'échantillon. Toutefois, ce score ne prend pas en compte l'information climatologique et ne distingue pas les bonnes alertes des non alertes correctes. Ces défauts, ajoutés à sa dépendance prononcée au seuil fixé pour l'émission de la prévision, limitent son utilisation.

$$PC = \frac{a + d}{n} \quad (\text{A.1})$$

### Probabilité de Détection (*Probability of Detection, POD*)

Ce score mesure la proportion d'évènements correctement prévus ( $a$ ), parmi les évènements observés ( $a + c$ ). C'est donc la probabilité conditionnelle de faire une bonne prévision d'alerte, sachant qu'un évènement est observé. Il peut apparaître sous une autre expression (Bontron 2004), que Mason (2003) nomme **Proportion de Prévisions Correctes** (*cf. PC*). Il peut aussi apparaître sous le nom de **Indice de Réussite**, noté  $H$  (*Hit Rate*). Afin d'éviter toute confusion, l'appellation *POD* sont conservées dans le reste du document. Ignorant les fausses alertes, ce score est insuffisant pour qualifier la performance d'un système de prévision.

$$H = POD = \frac{a}{a + c} \quad (\text{A.2})$$

### Taux de Fausses Alertes (*False Alarm Rate, F*)

Le Taux de Fausses Alertes est la proportion de non évènements étant incorrectement prévus. Parfois appelé **Probabilité de Fausse Détection** (*Probability Of False Detection, POFD*) et souvent confondu avec le **Ratio de Fausses Alerte** (*cf. FAR*), il représente la probabilité conditionnelle d'un évènement prévu mais non observé.

$$F = \frac{b}{b + d} \quad (\text{A.3})$$

**Ratio de Fausses Alertes (*False Alarm Ratio, FAR*)**

Ce score est le pendant du POD (*cf.* Probabilité de Détection) et représente la proportion de fausses alertes, parmi les alertes émises. C'est donc la probabilité conditionnelle d'émettre une fausse alerte lorsqu'une prévision est produite. Il ignore les défauts d'alerte.

$$FAR = \frac{b}{a+b} \quad (\text{A.4})$$

**Spécificité (*Specificity, SPE*)**

La spécificité est la probabilité conditionnelle d'émettre une non alerte correcte, parmi les non-événements. Il apporte la même information que  $F$  puisque :  $F = (1 - SPE)$ . Afin d'éviter toute confusion entre  $F$  et  $FAR$ , seuls  $FAR$  et  $SPE$  sont conservés dans la suite du document.

$$SPE = \frac{d}{b+d} \quad (\text{A.5})$$

**Biais (*Bias, B*)**

Le Biais est le ratio entre le nombre d'alertes émises et le nombre d'événements observés. Il donne une indication sur la cohérence avec la climatologie plutôt qu'une mesure de la qualité du système de prévision, n'indiquant en rien la concomitance des alertes émises et des événements observés (Bontron 2004).

$$B = \frac{a+b}{a+c} \quad (\text{A.6})$$

**Score de Heidke (*Heidke Skill Score, HSS*)**

Le score de Heidke est une variante du score  $PC$ , qui tient compte de la proportion de prévisions correctes réalisées de façon aléatoire  $(a_{has} + d_{has})/n$ . Ces prévisions émises au « hasard », conservent la fréquence d'alerte émises

$$\begin{aligned} \frac{a_{has} + b_{has}}{n} &= \frac{a+b}{n} \\ \frac{c_{has} + d_{has}}{n} &= \frac{c+d}{n} \end{aligned}$$

ainsi que la fréquence climatologique des événements observés. Les termes  $a_{has}$ ,  $b_{has}$ ,  $c_{has}$  et  $d_{has}$  sont donc liés selon les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \frac{a_{has} + c_{has}}{n} &= \frac{a+c}{n} \\ \frac{b_{has} + d_{has}}{n} &= \frac{b+d}{n} \end{aligned}$$

Les quatre possibilités du tableau de contingence résultant des prévisions émises au hasard, s'écrivent alors :

$$\begin{aligned} a_{has} &= (a + b) \cdot \frac{a + c}{n} \\ b_{has} &= (a + b) \cdot \frac{b + d}{n} \\ c_{has} &= (c + d) \cdot \frac{a + c}{n} \\ d_{has} &= (c + d) \cdot \frac{b + d}{n} \end{aligned}$$

Le score  $PC_{has}$  dû aux prévisions émises au hasard valant  $(a_{has} + d_{has})/n$ , le score de Heidke s'exprime sous la forme suivante :

$$HSS = \frac{PC - PC_{has}}{1 - PC_{has}} \quad (\text{A.7})$$

Le développement analytique du score de Heidke donne directement  $HSS$  en fonction de  $a$ ,  $b$ ,  $c$  et  $d$ .

$$HSS = \frac{2 \cdot (ad - bc)}{(a + c) \cdot (c + d) + (a + b) \cdot (b + d)} \quad (\text{A.8})$$

### True Skill Statistic ( $TSS$ )

Ce score possède plusieurs appellations : **score de Hansen et Kuipers** et le **Score de Peirce**. Il est également une variante du score  $PC$  qui tient compte de la proportion de prévisions correctes faites au hasard  $PC_{has}$  et de celles émises selon la climatologie  $PC_{clim}$ . La fréquence climatologique des événements observés est conservée et la fréquence des alertes émises est égale à la fréquence climatologique.

$$\begin{aligned} \frac{a_{clim} + c_{clim}}{n} &= \frac{a + c}{n} \\ \frac{b_{clim} + d_{clim}}{n} &= \frac{b + d}{n} \\ \frac{a_{clim} + b_{clim}}{n} &= \frac{a + c}{n} \\ \frac{c_{clim} + d_{clim}}{n} &= \frac{b + d}{n} \end{aligned}$$

Les termes du tableau de contingence associé s'écrivent alors :

$$\begin{aligned} a_{clim} &= (a + c) \cdot \frac{a + c}{n} \\ b_{clim} &= (b + d) \cdot \frac{a + c}{n} \\ c_{clim} &= (a + c) \cdot \frac{b + d}{n} \\ d_{clim} &= (b + d) \cdot \frac{b + d}{n} \end{aligned}$$

Le TSS est défini par l'expression suivante :

$$TSS = \frac{PC - PC_{has}}{1 - PC_{clim}} \quad (\text{A.9})$$

Il peut s'écrire à partir des scores définis précédemment  $TSS = POD - (1 - SPE)$ . Son expression analytique donne :

$$TSS = \frac{ad - bc}{(a + c) \cdot (b + d)} \quad (\text{A.10})$$

### Indice de Succès Critique (*Critical Success Index, CSI*)

Egalement nommé **Threat Score**, le CSI est la probabilité conditionnelle d'émettre une bonne prévision ( $a$ ), sachant qu'une alerte a été émise et/ou un évènement a été observé ( $a + b + c$ ). Il se définit par l'expression :

$$CSI = \frac{a}{a + b + c} \quad (\text{A.11})$$

Ignorant les rejets corrects ( $d$ ), ce score est fréquemment utilisé pour l'évaluation d'un système de prévision d'évènements rares.

### Equitable Threat Score (*ETS*)

Le score de Gilbert est un dérivé du score CSI, pouvant apparaître sous une autre dénomination : **Gilbert Skill Score**. Cette variante intègre la proportion d'alertes correctes suites aux prévisions émises au hasard ( $a_{has}$ , cf. score de Heidke).

$$ETS = \frac{a - a_{has}}{a + b + c - a_{has}} \quad (\text{A.12})$$

Il apporte la même information que le score de Heidke, puisque :

$$ETS = \frac{HSS}{2 - HSS} \quad (\text{A.13})$$

Mason (2003) distingue les scores de vérification ( $H$ ,  $F$ ,  $PC$ ,  $FAR$ ,  $SPE$  et  $B$ ) des scores de compétences ( $HSS$ ,  $TSS$ ,  $CSI$  et  $ETS$ ), développés pour la prévision des tornades au cours du 19ème siècle. La plupart des scores sont orientés positivement, *i.e.* les prévisions parfaites donnent un score de 1 ( $POD$ ,  $PC$ ,  $SPE$ ,  $B$ ,  $HSS$ ,  $TSS$ ,  $CSI$  et  $ETS$ ). Les valeurs minimales sont 0 ( $POD$ ,  $PC$ ,  $SPE$ ,  $CSI$  et  $ETS$ ), -1 ( $TSS$ ) voire dépendent de  $b$  et  $c$  ( $B$ ,  $HSS$ ). Seuls les scores  $F$  et  $FAR$  sont orientés négativement, donnant un score de 0 pour les prévisions parfaites et un score de 1 pour les plus mauvaises prévisions.

### Relative Operating Characteristic, *ROC*

Le diagramme *ROC* a été développé en traitement du signal pour (i) discriminer le signal entouré d'un bruit d'un bruit seul, (ii) estimer si cette différenciation est suffisante pour affirmer

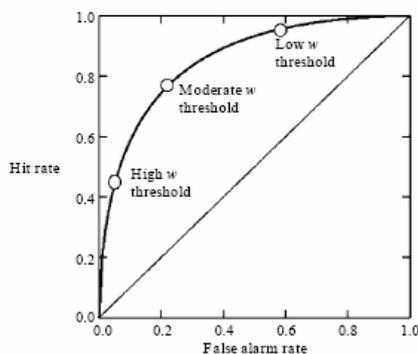


FIGURE A.1 – Diagramme ROC (Mason 2003)

la présence d'un signal au sein du bruit, via la définition d'un seuil. Cette outil est également appliqué en médecine (Stanski *et al.* (1989) cité par Mason 2003) et en météorologie (Richardson *et al.* 2007). Le diagramme est construit en faisant varier les seuils définissant les évènements et les alertes, et en reportant les scores  $POD$  et  $1 - SPE$  respectivement sur les axes Y et X. Un seuil élevé donnera un point proche du point (0,0) et un seuil bas, un point proche de (1,1) (Casati *et al.* 2008). La prévision selon la climatologie correspond alors à la première bissectrice. Bontron (2004) remarque justement que les isovalues de  $TSS = POD - (1 - SPE)$  sont les parallèles à la première bissectrice. Plus la prévision est performante, plus la courbe tend à se rapprocher du point (0,1). L'indicateur issu du diagramme  $ROC$  est l'aire sous la courbe obtenue. Ainsi, le diagramme  $ROC$  mesure quantitativement la capacité discriminatoire d'un système, en intégrant l'information climatologique.

Ces outils peuvent également être appliqués aux prévisions probabilistes en définissant un quantile seuil déterminant l'émission d'alerte (Richardson 2001), afin de transformer la prévision probabilistes en prévision déterministe. Le prévisionniste peut ainsi définir le quantile seuil maximisant la probabilité de détection d'un évènement ( $POD$ ) et minimisant le ratio de fausses alertes ( $FAR$ ). Le diagramme  $ROC$  peut également être appliqué pour évaluer les prévisions probabilistes en traçant l'ensemble des points correspondant aux quantiles seuils fixés. Toutefois, le score de Brier, introduit dans la section suivante, est plus adapté à ces prévisions.

### A.1.2 Brier Score

La prévision probabiliste binaire associe une probabilité à l'occurrence d'un évènement (pluie / non pluie, température au-dessus / en dessous de la normale, ...). Cette probabilité est estimée à partir de la fraction des traces de la prévision d'ensemble prévoyant cet évènement. L'intérêt de garder l'aspect probabiliste réside dans l'assignation de la probabilité selon la vraisemblance attendue de l'évènement, et donc de l'estimation des incertitudes associées à cette prévision.

### Notations et définition

Le score de Brier (1950), cité par Toth *et al.* (2003), mesure la distance quadratique moyenne entre la probabilité de l'évènement binaire et son occurrence. Ce score apparaît sous de nombreuses notations et, dans un souci de clarté, les relations seront exprimées selon les notations suivantes :

$M$  : le nombre de réalisations

$p_j$  : la probabilité émise lors de la  $j^{\text{ème}}$  prévision

$o_j$  : l'observation correspondant à la  $j^{\text{ème}}$  prévision, valant 1 si l'évènement a été observé, et 0 sinon.

$p$  : toute valeur possible, entre 0 et 1, de la probabilité attribuée par la prévision

$g(p)$  : la fréquence d'émission de la probabilité  $p$

$\acute{p}(p)$  : la probabilité d'occurrence de l'évènement que l'on cherche à prévoir, conditionnée à l'émission de la probabilité  $p$  par le système de prévision

$p_c$  : la probabilité climatologique d'occurrence de l'évènement

Le score de Brier s'exprime selon l'expression suivante :

$$BS = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M (p_j - o_j)^2 \quad (\text{A.14})$$

Le score de Brier vaut 0 dans le cas de prévision parfaite, où l'évènement a été prévu avec une probabilité de 1 et également observé, et inversement. Les plus mauvaises prévisions donnent un score de 1, l'évènement ayant été prévu avec une probabilité de 0 et observé, et inversement.

### Décomposition de Murphy

Murphy (1973), cité par Atger (2004b) et Candille et Talagrand (2005), a décomposé le score de Brier afin d'évaluer séparément la fiabilité, la résolution et l'incertitude climatologique :

$$BS = \underbrace{\int_0^1 (p - \acute{p}(p))^2 g(p) dp}_{\text{fiabilité}} - \underbrace{\int_0^1 (\acute{p}(p) - p_c)^2 g(p) dp}_{\text{résolution}} + \underbrace{p_c(1 - p_c)}_{\text{incertitude}} \quad (\text{A.15})$$

Le calcul de ce score nécessite de partitionner les probabilités émises, afin de discriminer deux prévisions. Cette étape n'est pas sans conséquence sur les termes de fiabilité et de résolution. Un pas fin augmente le terme de fiabilité et diminue celui de la résolution, tout en conservant le même score global (Candille et Talagrand 2005). Ce score est fréquemment utilisé en météorologie. Buizza *et al.* (2003) l'ont appliqué aux champs  $Z_{500}$  et  $T_{850}$  pour évaluer les prévisions d'ensemble EPS du CEPMMT. Il possède la propriété d'être *propre*, attribuant un meilleur score aux prévisions honnêtes (Jolliffe 2008).

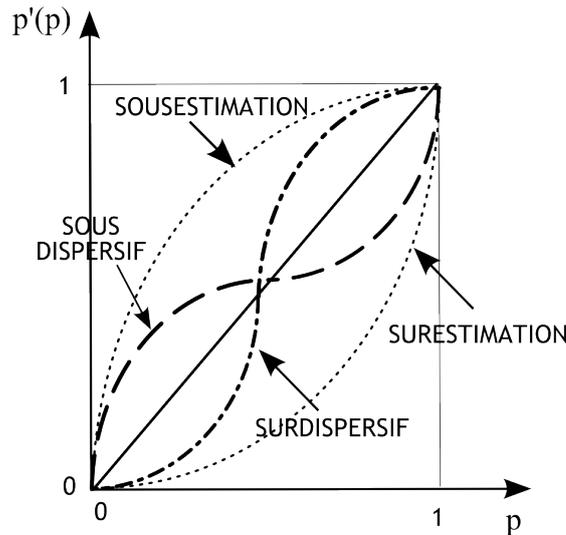


FIGURE A.2 – Représentations possibles d'un diagramme de fiabilité, adapté de Laio et Tamea (2007)

### A.1.3 Diagramme de fiabilité

Comme son nom l'indique, cet outil évalue la fiabilité statistique du système de prévision. Il représente la fréquence d'apparition des observations, pour une probabilité  $p$  attribuée par la prévision. La construction de ce diagramme repose sur le découpage de l'intervalle  $[0,1]$ . Pour chaque sous-intervalle de  $p$ , la fréquence d'occurrence  $p'(p)$  de l'évènement que l'on cherche à prévoir, est estimée. Le diagramme de fiabilité consiste alors à afficher les probabilités  $p$  en abscisse et  $p'(p)$  en ordonnée. La figure A.2 illustre les différentes configurations possibles. Un système de prévision est fiable si, et seulement si, la courbe obtenue se superpose à la première bissectrice. Une courbe en forme de  $S$  vertical indique que les prévisions présentent une trop grande dispersion (*large forecast*). Inversement, une courbe en forme de  $S$  horizontal, démontre que les prévisions sont trop fines, *i.e.* un manque de dispersion (*narrow forecast*). Une courbe entièrement en-dessous de la première bissectrice dénote une sur-estimation (*under prediction*) de la probabilité d'occurrence de l'évènement puisque  $\forall p \in [0, 1], p'(p) < p$ . A contrario, une courbe intégralement au-dessus de la première bissectrice décele une sous-estimation (*over prediction*) de la probabilité d'occurrence :  $\forall p \in [0, 1], p'(p) > p$ .

## A.2 Préviation par catégorie

### A.2.1 Tableau multicatégorie

Dans le cadre de la préviation des crues, les préviationnistes peuvent être amenés à définir plusieurs seuils (pas de vigilance particulière, mise en vigilance, mise en alerte). Cette fois-ci, les dimensions du tableau de contingence sont supérieures à 2. Le tableau A.2 présente le tableau de contingence 3x3. Livezey (2003) définit ainsi les catégories comme étant mutuellement exclusives et collectivement exhaustives. Si les préviationnistes déterministes concernent des variables continues, ces catégories peuvent représenter des gammes de valeurs.

Certains scores issus de l'évaluation de préviationnistes déterministes binaires sont applicables aux préviationnistes par catégories. Les équations suivantes sont issues du cas à 3 catégories :

$$PC = a + e + i$$

$$POD_A = \frac{a}{a + d + g}$$

$$B_A = \frac{a + b + c}{a + d + g}$$

Toutefois, seul le score PC s'applique directement aux préviationnistes multicatégories, donnant une information sur la performance globale du système de préviation. Les scores définis précédemment (*cf.* §A.1.1) sont utilisés plus aisément en ramenant le tableau au cas de préviationnistes binaires (A/non(A) ; B/non(B), *cf.* tableau A.3). Les différents scores peuvent être déterminés sur chacun des tableaux binaires ainsi définis. De même, le diagramme *ROC* peut être appliqué pour évaluer les préviationnistes par catégorie, en traçant autant de points que de seuils définissant les alertes et évènements.

		Observations		
		A	B	C
Préviationnistes	A	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
	B	<i>d</i>	<i>e</i>	<i>f</i>
	C	<i>g</i>	<i>h</i>	<i>i</i>

TABLEAU A.2 – Tableau de contingence dans le cas d'une préviation en trois catégories.

		Observations				Observations	
		A	Non A			B	Non B
Prévisions	A	$a$	$b + c$	Prévisions	B	$e$	$d + f$
	Non A	$d + g$	$e + f + h + i$		Non B	$b + h$	$a + c + g + i$
		Observations					
		C		Non C			
Prévisions	C	$i$	$g + h$	Prévisions	Non C	$c + f$	$a + b + d + e$
	Non C	$c + f$	$a + b + d + e$		Non C	$c + f$	$a + b + d + e$

TABLEAU A.3 – Exemple de ré-écriture du tableau de contingence A.2 en trois tableaux de contingence, d'après Bontron (2004).

Les prévisions probabilistes peuvent être évaluées selon ces outils, nécessitant la définition d'un quantile seuil transformant la prévision probabiliste en prévision déterministe. Cependant, les scores dérivés du score de Brier sont plus adaptés.

### A.2.2 Probability Score et Ranked Probability Score

Dans le cadre de prévision par catégorie, les prévisions déterministes sont directement applicables à condition de définir *a priori* ces catégories, correspondant par exemple aux niveaux de vigilance, aux seuils définis par les Services de Prévision des Crues. Une étape supplémentaire est requise pour les prévisions probabilistes : l'affectation des probabilités à chaque catégorie. Cela revient souvent à considérer les traces de prévisions d'ensemble comme équiprobables. Le dépassement de seuil ( $x$ ) s'exprime alors par le nombre de traces ( $l$ ) dépassant le seuil ( $X(l) \geq x$ ) rapporté au nombre total de traces ( $L$ ) de la prévision d'ensemble (*cf.* équation A.16). Autrement dit, la discrétisation signifie que les traces fournies par la prévision d'ensemble constituent un échantillon des états futurs possibles (Richardson 2001), *i.e.* une approximation d'une distribution par un échantillon fini de réalisations Weigel *et al.* (2007b).

$$P[X \geq x] = \frac{N[X(l) \geq x]}{L} \quad l = 1 \dots L \quad (\text{A.16})$$

#### Probability Score

Parfois également nommé Brier Score (Atger 2004b), le Probability Score  $PS$  s'applique aux prévisions probabilistes ayant plus de deux catégories  $L > 2$ , mutuellement exclusives et collectivement exhaustives (Atger 1999).

$M$  : le nombre de réalisations

$L$  : le nombre de catégories

$p_{jl}$  : la probabilité émise lors de la  $j^{\text{ème}}$  prévision, affectée à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie

$o_{jl}$  : l'observation correspondant à la  $j^{\text{ème}}$  prévision et à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie, valant 1 si l'évènement a été observé, et 0 sinon.

Le Probability Score s'exprime selon l'expression suivante :

$$PS = \frac{1}{M} \frac{1}{L} \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^L (p_{jl} - o_{jl})^2 \quad (\text{A.17})$$

### Ranked Probability Score

Epstein (1969) souligne le fait que les distances entre catégorie dépendent de leurs ordres respectifs. Or, cette distance implicite n'apparaît pas dans le Probability Score. Epstein (1969) a donc défini le Ranked Probability Score *RPS*, parfois appelé Discrete Ranked Probability Score (Candille et Talagrand 2005). Reformulé par Murphy (1971), il s'exprime selon l'équation suivante :

$$RPS = \frac{1}{M} \frac{1}{L} \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^L \left( \sum_{k=1}^l p_{jk} - \sum_{k=1}^l o_{jk} \right)^2 \quad (\text{A.18})$$

En définissant,  $P_{jl}$  la probabilité cumulée émise lors de la  $j^{\text{ème}}$  prévision, affectée à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie et  $O_{jl}$ , l'observation correspondant à la  $j^{\text{ème}}$  prévision et à la  $l^{\text{ème}}$  catégorie, valant 1 si l'évènement a été observé dans cette catégorie  $l$  ou dans une catégorie inférieure, et 0 sinon, le *RPS* peut également s'écrire :

$$\begin{aligned} P_{jl} &= \sum_{k=1}^l p_{ik} \\ O_{jl} &= \sum_{k=1}^l o_{ik} \\ RPS &= \frac{1}{M} \frac{1}{L} \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^L (P_{jl} - O_{jl})^2 \end{aligned} \quad (\text{A.19})$$

Le *RPS* est un score propre (Murphy 1969). Il varie de 0 pour une prévision parfaite (probabilité de 1 pour la catégorie de l'évènement observé), à  $L - 1$  (la probabilité valant 1 dans la catégorie 1 et l'observation correspondant à la catégorie  $L$ , et inversement). Le *RPS* présente l'inconvénient d'être dépendant de la construction des catégories ( $L$ ), ce qui réduit son intérêt (Bontron 2004).

Autorisant les prévisions probabilistes attribuées sur plusieurs catégories et respectant le caractère ordonné entre les catégories, ce score est fréquemment appliqué pour évaluer les prévisions d'ensemble, pour évaluer le gain en jours de prévision (Jung et Leutbecher 2008), mesurer la sous-dispersion des EPS du CEPMMT (Doblas-Reyes *et al.* 2008), l'impact de la taille de la prévision d'ensemble sur sa qualité (Atger 2004a, Ferro *et al.* 2008, Richardson 2001) et le

biais provenant de l'échantillonnage climatologique sur l'évaluation (Muller *et al.* 2005, Tippett 2008, Weigel *et al.* 2007a, Weigel *et al.* 2007b).

Le *RPS* étant un dérivé du score de Brier, il peut également se décomposer en trois termes, représentant respectivement la fiabilité, la résolution et l'incertitude climatologique (Murphy 1973, Candille et Talagrand 2005).

$$\begin{aligned}
 RPS = & \underbrace{\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \int (p_l - \hat{p}_l(P))^2 g(P) dP}_{\text{fiabilité}} - \underbrace{\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \int (\hat{p}_l(P) - p_{cl})^2 g(P) dP}_{\text{résolution}} \\
 & + \underbrace{\frac{1}{L} \sum p_{cl}(1 - p_{cl})}_{\text{incertitude}} \tag{A.20}
 \end{aligned}$$

où

$P = (p_1, \dots, p_L)$  : le vecteur de probabilité de chaque catégorie  $l$

$\hat{P}(P) = (\hat{p}_1(P), \dots, \hat{p}_L(P))$  : le vecteur de probabilité des observations lorsque la prévision

$P$  a été émise, pour chaque catégorie  $l$

$p_{cl}$  : la probabilité climatologique de la catégorie  $l$

Le terme de *fiabilité* est nul à condition d'avoir  $\hat{p}_l(P) = p_l$  pour toutes les catégories  $l = 1 \dots L$  et pour tout vecteur  $P$ . Il mesure donc la fiabilité des prévisions probabilistes prises comme un tout, que Bontron (2004) nomme *biais à petite échelle*. La détermination de la *fiabilité* pour le score de Brier est plus ou moins aisément réalisable puisque la probabilité  $p$ , même si elle peut prendre toute valeur comprise entre 0 et 1, peut être catégorisée en un nombre réduit de classes. La multiplicité des classes des prévisions par catégorie accroît d'autant plus les classes de prévisions *identiques*. La grande variété de vecteurs de prévision  $P$  et la taille limitée de l'échantillon  $M$  limite l'utilisation pratique de cette décomposition.

### A.2.3 Diagramme de rang

Le diagramme de rang, parfois appelé diagramme de Talagrand, représente la répartition des observations vis-à-vis des traces des prévisions d'ensemble. Pour chaque réalisation, les  $L$  traces sont classées par ordre croissant. L'observation est alors positionnée au sein des  $L + 1$  classes ainsi déterminées : dans la classe 0 si elle est inférieure à la valeur de la trace 1, et dans la classe  $l = 1 \dots L$  si elle est supérieure à la valeur de la trace  $l$ . Une forme en *U* dénote une trop grande finesse, *i.e.* un manque de dispersion. À l'inverse, une forme en *cloche* révèle une trop grande dispersion des prévisions. Cet outil permet ainsi de mesurer la finesse et la fiabilité moyenne (ou *biais à grande échelle*). Gneiting *et al.* (2007) a appliqué cet outil pour évaluer la finesse d'un système de prévision de vent, tandis que Saetra *et al.* (2002) l'a employé pour évaluer l'impact

des erreurs d'observations sur la dispersion et la fiabilité des prévisions d'ensemble du champ géopotential  $Z_{500}$  du CEPMMT.

## A.3 Prévision continue

Que ce soit en météorologie (précipitations, humidité, température) ou en hydrologie (débit, humidité), de nombreuses variables sont dites continues. Ce terme signifie (i) qu'elles peuvent prendre n'importe quelle valeur comprise entre les bornes physiquement acceptables et (ii) que ces valeurs sont ordonnées entre elles. Par exemple, les précipitations peuvent varier de 0 à  $\infty$ , l'humidité de 0% à 100%. L'évaluation des prévisions déterministes portera sur l'erreur moyenne, tandis que celle des prévisions probabilistes, sur la distribution émise.

### A.3.1 Scores d'erreur moyenne

Une première technique consiste à évaluer chaque couple (valeur observée, valeur prévue). Les scores d'erreur moyenne reflètent alors la distance moyenne entre ces deux valeurs. La corrélation et l'évaluation des moments de l'échantillon *prévision* sont également applicables à cette évaluation. Une seconde technique envisageable s'intéresse à l'information climatologique et, plus précisément, à l'erreur de prévision rapportée à la distribution climatologique.

#### Notations

De nombreuses études appliquent les outils d'évaluation de prévisions continues (Grimit *et al.* 2006, Candille *et al.* 2007, Hersbach 2000, Jolliffe et Stephenson 2003, Atger 1999, Richardson 2001), présentant autant de notations que d'exemples. Dans un souci de clarté, les relations issues des méthodes de vérification de prévisions déterministes continues seront exprimées en conservant les notations définies par Jolliffe et Stephenson (2003) :

$x_i$  :  $i^{\text{ème}}$  observation de l'échantillon

$\hat{x}_i$  :  $i^{\text{ème}}$  prévision de l'échantillon

$N$  : taille de l'échantillon (observation, prévision)

$F_X$  : distribution climatologique des observations

$\bar{x}_i$  : moyenne des observations

$\widehat{\bar{x}}_i$  : moyenne des prévisions

#### Erreur moyenne de premier ordre

L'erreur systématique moyenne (**Mean Error, ME**), parfois appelée **Biais (B)** mesure l'écart entre la moyenne climatologique des observations et celle du modèle. Toutefois, la valeur du biais peut masquer des compensations entre les erreurs positives et négatives ; empêchant son utilisation comme indicateur de justesse. Pour éviter cet inconvénient, une possibilité consiste à estimer l'erreur absolue moyenne **Mean Absolute Error (MAE)**, qui est un meilleur outil pour évaluer la justesse de la prévision. Ces deux scores sont orientés négativement. Toute proportion

gardée, les prévisions sont d'autant plus justes que leurs valeurs sont proche de zéro.

$$ME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{x}_i - x_i) \quad (\text{A.21})$$

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\hat{x}_i - x_i| \quad (\text{A.22})$$

### Erreur moyenne de second ordre

Parfois, les prévisionnistes cherchent à pénaliser les erreurs les plus fortes et ainsi être plus indulgent avec les erreurs plus petites. Ils utilisent plus fréquemment l'erreur quadratique moyenne **Mean Squared Error (MSE)** voire un score dérivé, le **Root Mean Squared Error (RMSE)** car ce dernier présente l'avantage d'avoir les mêmes unités que la variable d'intérêt. Ces scores de second ordre sont néanmoins plus sensibles aux valeurs extrêmes que les scores de premier ordre. Ces scores sont également orientés négativement, les plus petites valeurs correspondant aux meilleures prévisions.

$$MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{x}_i - x_i)^2 \quad (\text{A.23})$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{x}_i - x_i)^2} \quad (\text{A.24})$$

### Corrélation

Le coefficient de corrélation  $r$  entre les séries *observation* et *prévision* mesure leur degré de co-fluctuation. Il indique si les valeurs prévues sont fortes quand les valeurs observées le sont, et inversement. Cependant, l'analyse de corrélation ne permet pas de mettre en évidence la présence d'un biais systématique. Elle doit être complétée par la détermination de scores mesurant ce biais ( $RMSE$ ,  $MAE$ ).

$$r = \frac{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\hat{x}_i - \bar{\hat{x}}) (x_i - \bar{x})}{\sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (\hat{x}_i - \bar{\hat{x}})^2} \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}} \quad (\text{A.25})$$

### Erreur moyenne sur les fréquences climatologiques

Les variables sur lesquelles portent les prévisions sont loin d'être uniformément répartie. Ainsi, il apparaît que l'erreur doit être d'autant plus pénalisée que la valeur se situe proche de la médiane. Une prévision annonçant 110 mm au lieu de 100 mm commet une erreur jugée moindre que celle prévoyant 20 mm au lieu de 30 mm. Autrement dit, ce principe stipule qu'une erreur dans la queue de la distribution est moins importante qu'une erreur proche de la médiane. Le score doit alors s'appuyer sur la distribution climatologique de la variable d'intérêt ( $F_X$ ). Le score **Linear Error in Probability Space (LEPS)** est défini comme la différence absolue moyenne

entre la fréquence cumulée de la prévision et la fréquence cumulée de l'observation. Généralement, ce score est utilisé pour évaluer des prévisions saisonnières, pour lesquelles la place au sein de la climatologie est primordiale (Bontron 2004). Gneiting et Raftery (2007) souligne que le LEPS n'est pas un score *propre*.

$$LEPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |F_X(\hat{x}_i) - F_X(x_i)| \quad (\text{A.26})$$

### A.3.2 Continuous Ranked Probability Score

#### Définition et notations

Les prévisions probabilistes de variables continues sont produites sous forme de distributions. Les scores d'évaluation de prévisions probabilistes issus du score de Brier à l'aide d'une discrétisation en classe (*cf.* §A.2.2) dépendent alors de leurs catégorisations. Autrement dit, des scores différents peuvent être attribués à une même prévision continue, selon la discrétisation. L'extension continue du *RPS* s'affranchit des catégories discrètes en considérant un nombre infini de catégories, transformant la somme finie en intégrale (Stanski *et al.* (1989), cité par Candille et Talagrand (2005)).

$$CRPS = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{\mathfrak{R}} [F_j(x) - H(x, x_j^o)]^2 dx \quad (\text{A.27})$$

où :

$M$  : le nombre de réalisations

$F_j$  : la fonction de répartition de la  $j^{\text{ème}}$  prévision

$x_j^o$  : la valeur de la  $j^{\text{ème}}$  observation

$H(x, x_j^o)$  : la fonction Heaviside, valant 1 si  $x \geq x_j^o$  et 0 sinon.

De même que le score de Brier dont il est issu, le *CRPS* est un score *propre* (Gneiting et Raftery 2007). Casati *et al.* (2008) indique que ce score est le plus communément admis pour l'évaluation de système de prévision de variables continues. Gritmit *et al.* (2006) l'a appliqué pour la prévision du vent en introduisant une formulation circulaire tandis que Gneiting *et al.* (2005) l'a utilisé pour la calibration de méthodes statistiques de post-traitement de sorties de modèles météorologiques.

#### Décomposition de Candille (2005)

De façon analogue au score de Brier et au Ranked Probability Score, Candille et Talagrand (2005) ont décomposé le *CRPS* en fiabilité, résolution et incertitude, selon les notations suivantes :

$F$  : toute fonction de répartition attribuée par la prévision

$g(F)$  : la fréquence d'émission de la distribution  $F$

$\hat{F}_F$  : la distribution des observations, conditionnées par l'émission de la distribution  $F$

$F_c$  : la distribution climatologique

$$\begin{aligned}
CRPS &= \underbrace{\int g(F) dF \int [F(x) - \hat{F}_F(x)]^2 dx}_{\text{fiabilité}} - \underbrace{\int g(F) dF \int [\hat{F}_F(x) - F_c(x)]^2 dx}_{\text{résolution}} \\
&+ \underbrace{\int F_c(x) [1 - F_c(x)] dx}_{\text{incertitude}} \quad (A.28)
\end{aligned}$$

Le terme *fiabilité* de la précédente décomposition est difficilement évaluable en pratique. Hersbach (2000) propose une autre décomposition du *CRPS* où le terme de fiabilité s'apparente au biais à grande échelle défini par Bontron (2004), certes moins rigoureux mais plus facilement quantifiable. L'approche de Hersbach (2000) consiste à intégrer séparément les probabilités au non dépassement plutôt que la fonction de répartition  $F$  entière. Le terme *fiabilité* mesure ainsi la distance moyenne entre deux distributions découpées en morceaux selon des probabilités au non dépassement définies *a priori*. Chaque morceau étant évalué indépendamment des autres, cette *fiabilité moyenne* engendre toujours une valeur moindre (et donc meilleure) que la *fiabilité stricte* de Candille et Talagrand (2005) qui évalue la distribution comme un tout, surestimant ainsi la cohérence statistique du système de prévision. La valeur du *CRPS* étant conservée, le terme de *résolution* d'Hersbach est plus faible que celui de Candille. Toutefois, l'avantage de cette décomposition réside dans l'utilisation de l'équiprobabilité des traces des prévisions d'ensemble et dans sa quantification plus aisée, puisqu'elle ne requiert pas de classification des fonctions de répartition. Une seconde version intégrant l'erreur de mesure des observations est présentée par Candille *et al.* (2007).

### Décomposition de Bontron (2004)

Les décompositions précédentes révèlent que le *CRPS* est un score évaluant la qualité du système de prévisions probabilistes. Bontron (2004) propose une autre formulation du *CRPS*, définissant alors un score d'utilité, composé d'un terme de *finesse* et d'un terme de *justesse*. Le critère de *justesse* est déterminé par la distance entre la valeur observé  $x_j^o$  et la valeur médiane  $x_{j,50}$  de la  $j^{\text{ème}}$  distribution émise. Si le système de prévision est fiable, la *finesse* est équivalente

à la *résolution*, révélant ainsi que ce score s'apparente également à un score de qualité.

$$\begin{aligned}
 CRPS &= \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{-\infty}^{\infty} [F_j(x) - H(x, x_j^o)]^2 dx \\
 &= \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{-\infty}^{\infty} [F_j(x) - H(x, x_{j,50})]^2 dx}_{\text{finesse}} + \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{x_{j,50}}^{x_j^o} [1 - 2F_j(x)] dx}_{\text{justesse}} \quad , \text{ si } x_j^o \geq x_{j,50} \\
 &= \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{-\infty}^{\infty} [F_j(x) - H(x, x_{j,50})]^2 dx}_{\text{finesse}} + \underbrace{\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \int_{x_j^o}^{x_{j,50}} [1 - 2F_j(x)] dx}_{\text{justesse}} \quad , \text{ si } x_j^o < x_{j,50}
 \end{aligned}
 \tag{A.29}$$

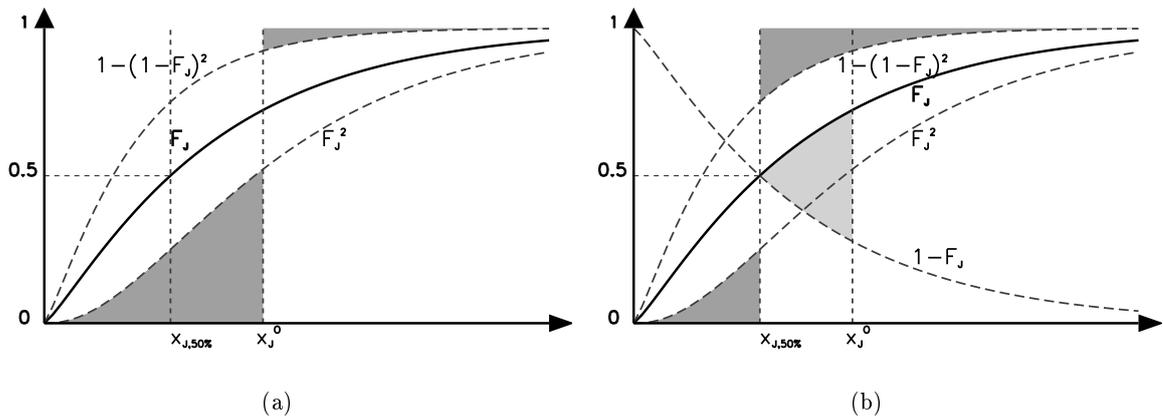


FIGURE A.3 – Interprétation graphique (a) du score CRPS et (b) de sa décomposition en Finesse (gris foncé) et Justesse (gris clair)

### A.3.3 Diagramme de probabilité

Le diagramme de probabilité est une extension du diagramme de fiabilité défini à la section A.1.3. Toutefois, la fiabilité évaluée par cet outil s'apparente au biais à grande échelle (Hersbach 2000, Bontron 2004). En effet, l'évaluation ne porte pas directement sur les distributions prises comme un tout. Elle s'intéresse seulement à leurs quantiles. La construction d'un tel diagramme consiste à (i) choisir *a priori* les quantiles (ex.  $P = (Q_{5\%}, \dots, Q_{95\%})$ ), (ii) déterminer leurs probabilités au non dépassement  $\hat{P}(P)$  et (iii) et à les reporter, respectivement sur l'axe des abscisses et l'axe des ordonnées. Le diagramme de probabilité est susceptible de fournir différentes formes de courbe, dont les descriptions sont similaires à celles du diagramme de fiabilité (*cf.* figure A.2).



# *B* Bassins à crues rapides et données

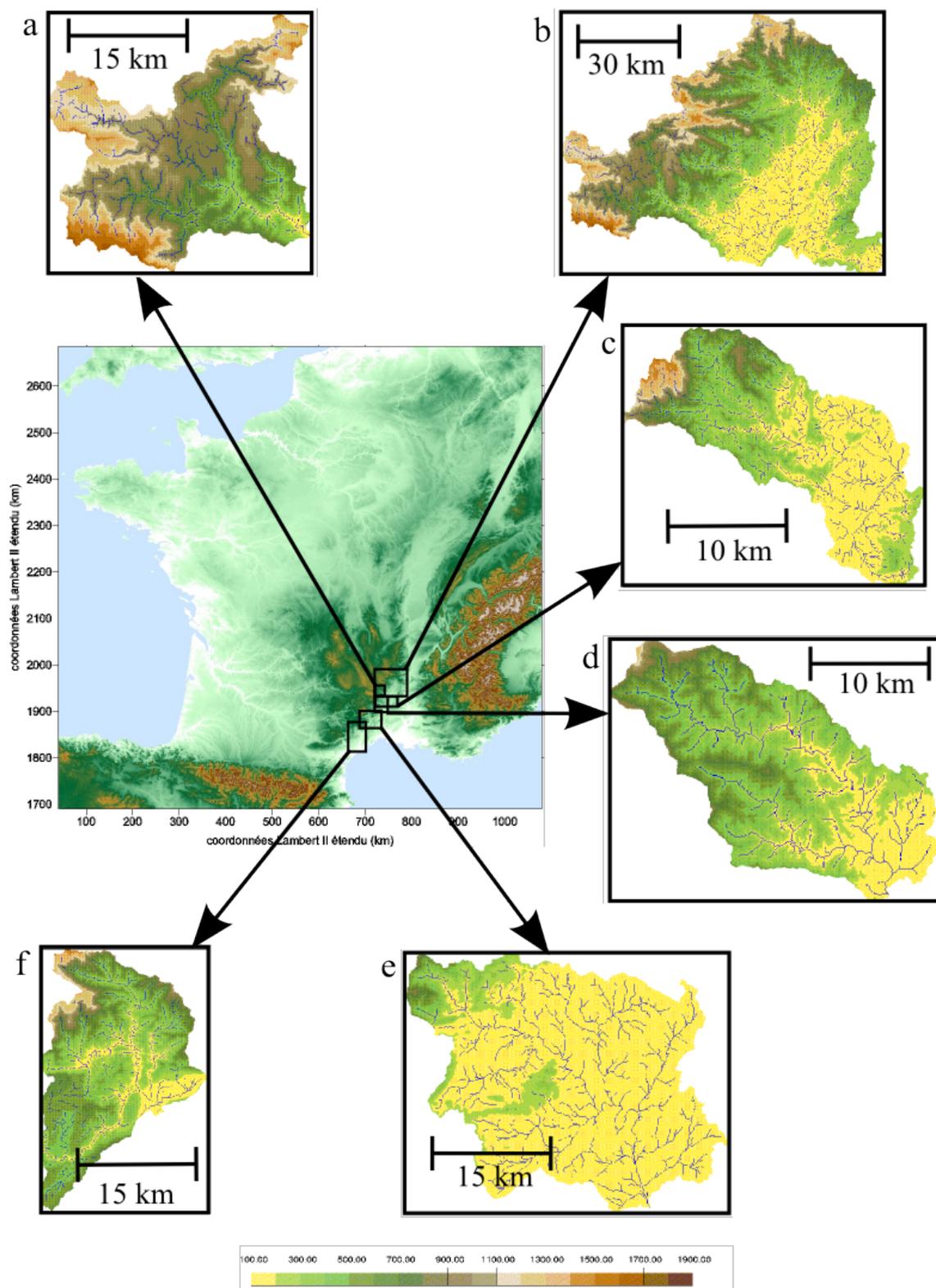


FIGURE B.1 – Topographies et réseaux hydrographiques des autres bassins cévenols : (a) le Chassezac à Gravières, (b) l'Ardèche à Saint-Martin, (c) la Cèze à Tharoux, (d) le Gardon à Alès, (e) le Vidourle à Sommières et (f) l'Hérault à Laroque

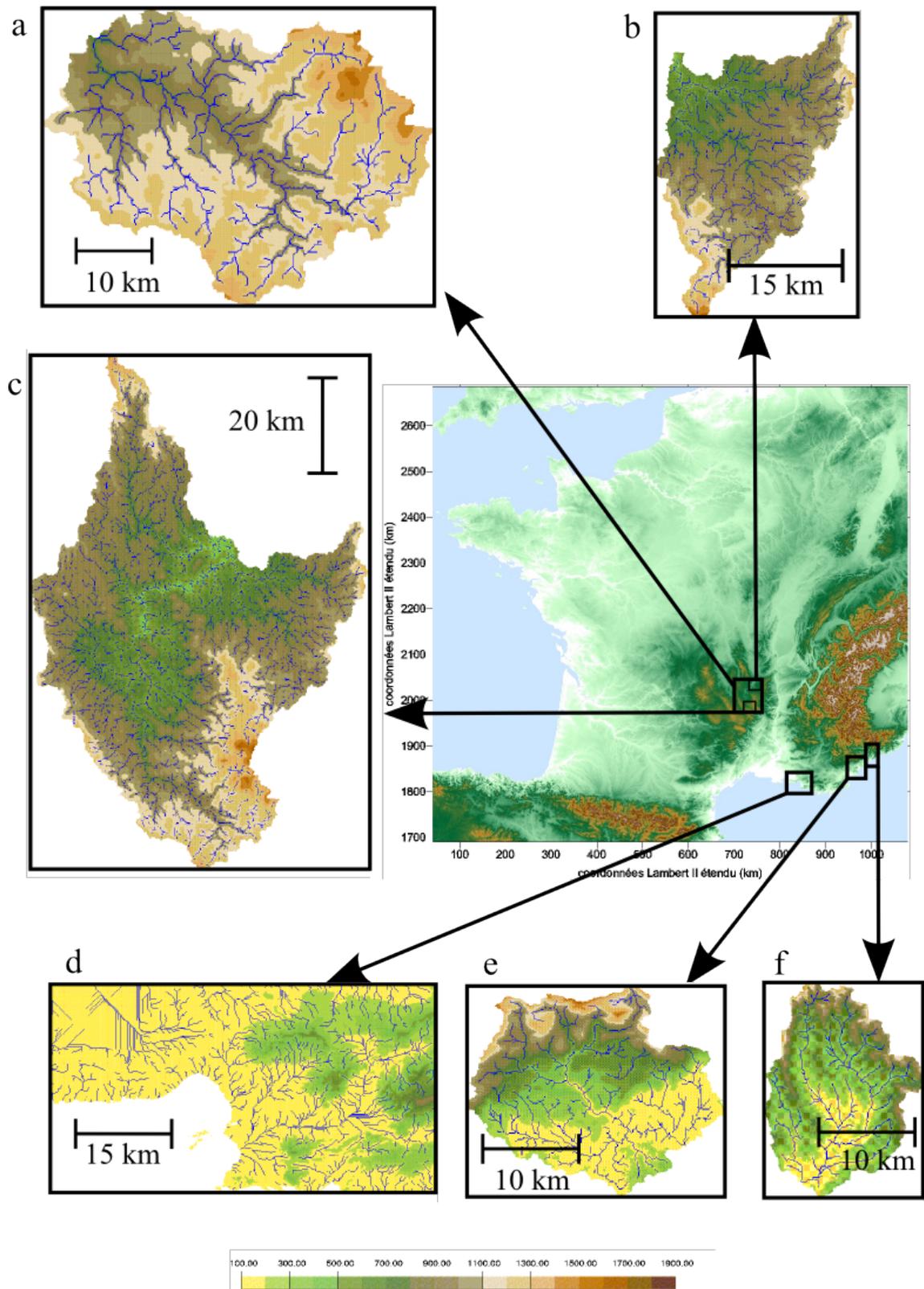


FIGURE B.2 – Topographies et réseaux hydrographiques des autres bassins de la Loire : (a) la Loire à Goudet, (b) le Lignon-du-Velay et (c) la Loire à Bas-en-Basset, et de la Côte d'Azur : (d) Marseille, (e) la Siagne à Pégomas et (f) le Paillon à Nice

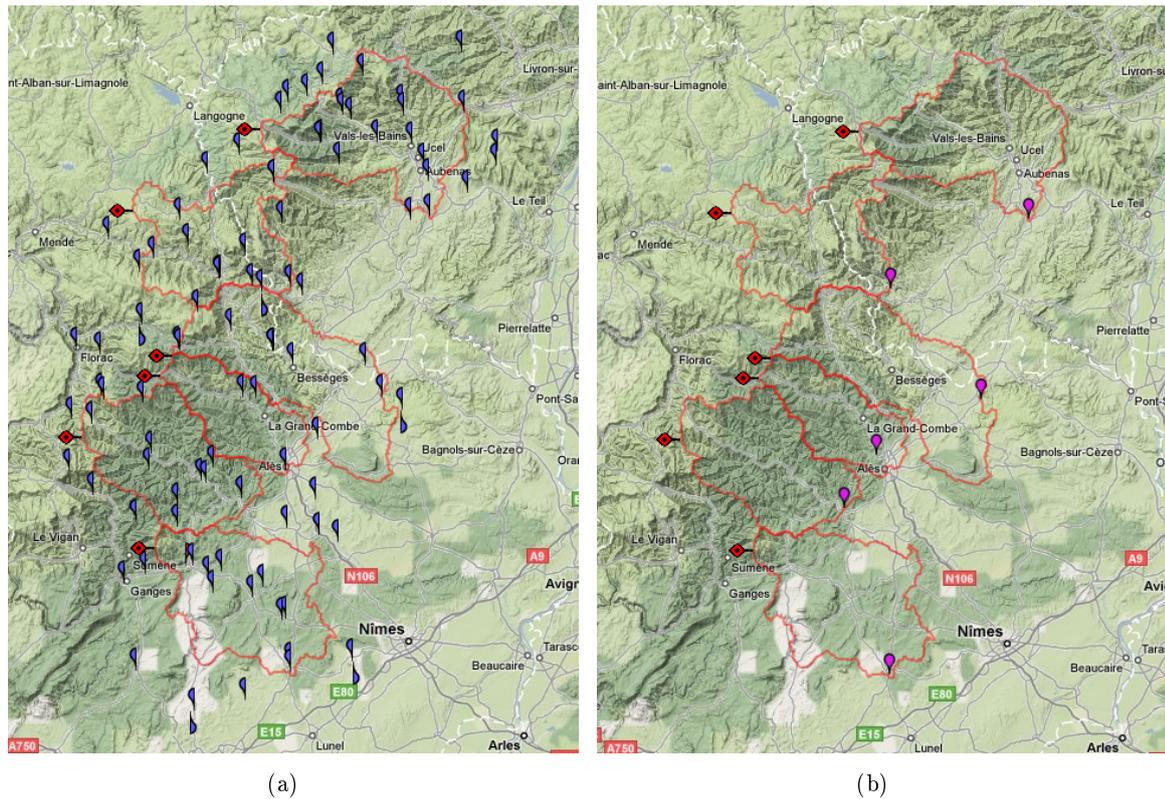


FIGURE B.3 – Cartographie des stations (a) pluviographiques (en bleu) et (b) limnimétriques (en rose) de l'OHMCV utilisées dans le cadre de cette thèse, avec du Nord au Sud, l'Ardèche à Vogüé, le Chassezac à Gravières, la Cèze à Tharoux, le Gardon à Alès, le Gardon à Anduze et le Vidourle à Sommières. Les contours des bassins sont en rouge. (Source SEVNOL-OHMCV)

Regroupement	Nom du groupement	Pluviomètres constitutifs
RIO	Haute-Ardèche (Vogüé)	Antraigues-sur-Volane, Aubenas, La Souche, Mayres, Montpezat-sous-Bauzon, Vals-les-Bains
	Basse-Ardèche (St-Martin)	Alba-la-Romaine, Mirabel, Montélimar, Pont-Saint-Esprit, Vallon-Pont-d'Arc
	Chassezac (Gravières)	Les Vans, Pied-de-Borne, Saint-Etienne-de-Lugdaries, Saint-Laurent-les-Bains, Villefort
	Cèze (Tharoux)	Bessèges, Genolhac, Malons-et-Elze, Saint-Ambroix
	Gardon à Alès	Alès, Le-Collet-de-Deze, Saint-Christolles-Alès, Saint-Maurice-de-Ventalon
	Gardon à Anduze	Barre-des-Cévennes, Cassagnas, Générargues, Saint-André-de-Valborgne, Saint-Etienne-Vallée-Française, Saint-Jean-du-Gard
	Vidourle (Sommières)	Conqueyrac, Lasalle, Quissac, Saint-Hippolyte-du-Fort, Vic-le-Fesq
	Hérault (Laroque)	Alzon, Le-Viguan, Mont-Aigoual, Vallevraque
	Marseille (Métropole)	Aubagne, Carry-le-Rouet, Les-Pennes, Marignane, Marseille-Observatoire, Marseille-Sainte-Marie, Roquevaire
	Siagne (Pégomas)	Bagnols-en-Forêt, Callas, Cannes, Collesur-Loup, Fréjus, Grasse, Saint-Aurin, Saint-Vallier-de-Thiey, Tanneron, Tourrettes
	Paillon (Nice)	Colomar, Contes, L'Escarène, Levens, Luceran, Nice, Peille, Peillon
	Grenoble (Agglomération)	Eybens, Fontanil, La-Terrasse, Le-Versoud, Montaud, Proveysieux, Revel, Saint-Martin-d'Hères
	Belledonne-Grésivaudan	Allevard, Challes-les-Eaux, Chapareillan, Fond-de-France, La-Ferrière, La-Rochette, La-Terrasse, Le-Versoud, Revel, Saint-Hilaire-du-Touvet, Saint-Martin-d'Hères, Tencin, Theys, Varcès
LOIRE	Loire Très Supérieure (Goudet)	Cros-de-Georand, Issanlas, Lac-d'Issarles, Mazan-l'Abbaye, Saint-Paul-de-Tartas
	Haute-Loire (Chadrac)	Alleyrac, Cayres, Chadrac, Cros-de-Géorand, Issanlas, Lac-d'Issarles, Les-Etables, Mazan-l'Abbaye, Monastier-sur-Gazeille, Saint-Julien-en-Chapteuil, Saint-Paul-de-Tartas
	Loire Moyenne (Bas-en-Basset)	Allegre, Chomelix, Fix-Saint-Geney, Monistrol-sur-Loire, Saint-Maurice-sur-Lignon, Saint-Pal-de-Chalençon, Saint-Paulien, Tiranges, Viverols
	Lignon	Fay-sur-Lignon, Les-Etables, Saint-Agrève, Saint-Julien-en-Chapteuil, Tence, Yssingaux

TABLEAU B.1 – Listes des postes pluviométriques des archives RIO et LOIRE

Station	Code	X [km]	Y [km]	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Antraigues-sur-Volane-SA	RG070003	759.701	1969.915	x	x	x	x	x	x	x		x
Antraigues-sur-Volane-SPC	RG070004	759.457	1971.447	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Aubenas-SA	RG070005	764.514	1957.805	x	x	x	x	x	x	x		x
Barnas	RG070007	744.678	1964.482	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barnas-RAD	RG070006	744.497	1964.353	x	x	x	x	x	x	x		x
Escrinet-SA	RG070048	770.787	1970.579					x	x	x		x
Gluiras-RAD	RG070018	772.915	1984.356					x	x	x		x
Lanarce-SA	RG070025	729.747	1973.852					x	x	x		x
Lanas-SYN	RG070026	761.387	1950.679	x	x	x	x	x	x	x		x
La-Souche-SPC	RG070057	748.076	1960.457	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Le-Lac-d-Issarles-EDF	RG070023	737.785	1981.718	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Loubaresse-EDF	RG070029	736.076	1956.91	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Loubaresse-SPC	RG070028	736.06	1956.927	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mazan-l-Abbaye-EDF	RG070074	737.18	1969.69	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mazan-l-Abbaye-RAD	RG070032	738.378	1971.814					x	x	x		x
Mazan-l-Abbaye-SA	RG070031	741.918	1973.006	x	x	x						
Mirabel-SA	RG070033	771.855	1955.778	x	x	x	x	x	x	x		x
Montpezat-EDF	RG070075	750.058	1968.78	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Montpezat-sous-Bauzon-SA	RG070034	748.185	1970.557					x	x	x		x
Montpezat-sous-Bauzon-SPC	RG070035	748.432	1969.634	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pereyres-SPC	RG070037	752.124	1976.852	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pont-de-Labeaume	RG070038	755.05	1964.748	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pont-d-Ucel	RG070058	763.465	1960.575	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sablieres-SA	RG070043	737.948	1949.376	x	x	x	x	x	x	x		x
Sablieres-SPC	RG070044	738.031	1949.561	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sainte-Eulalie-EDF	RG070051	746.646	1980.777	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Etienne-de-Lugdares-EDF	RG070050	729.8	1961.8	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Maurice-d-Ibie-SPC	RG070053	770.256	1946.492	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Pierre-ville-EDF	RG070077	769.97	1981.61	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Pierre-ville-SA	RG070054	770.203	1982.242	x	x	x	x	x				
Saint-Pierre-ville-SPC	RG070055	770.281	1982.097	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Usclades-et-Rieutord	RG070078	744.65	1975.14	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vals-les-Bains-EDF	RG070080	761.184	1964.547	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vogue	RG070064	764.85	1951.242	x	x	x	x	x	x	x	x	x

TABLEAU B.2 – Stations pluviographiques pour l'Ardèche à Vogüé

Station	Code	X [km]	Y [km]	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Altier	RG480001	720.664	1944.941	x	x	x	x		x	x	x	x
Bagnols-les-Bains-EDF	RG480049	705.9	1945.9	x	x	x	x	x	x	x	x	
Barnas	RG070007	744.678	1964.482	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barnas-RAD	RG070006	744.4970	1964.353	x	x	x	x	x	x	x		x
Barrage-de-Senechas	RG300082	736.767	1925.765	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bessegès	RG300011	740.323	1923.194							x	x	x
Chasserades-EDF	RG480009	719.08	1949.68								x	x
Chaudeyrac-EDF	RG480051	712.8	1963.7	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Croix-de-Berthel	RG480041	719.417	1925.381	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cubières	RG480052	714.32	1942.33	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Genolhac	RG300031	728.946	1929.349					x	x			
Graviers	RG070019	739.74	1937.593	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lablachère-EDF	RG070072	749.688	1941.861	x	x	x	x	x	x	x	x	x
La-Souche-SPC	RG070057	748.076	1960.457	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Le-Bleyrard-Mont-Lozère	RG480004	711.731	1939.956						x	x	x	x
Le-Mas-de-la-Barque	RG480056	722.593	1932.82	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Le-Pont-de-Mont vert	RG480030	711.7671	1930.503						x	x	x	x
Les-Vans-SA	RG070061	741.829	1936.116	x	x	x	x	x	x	x		x
Loubaresse-EDF	RG070029	736.076	1956.91	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Loubaresse-SPC	RG070028	736.06	1956.927	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Malons-et-Elze-EDF	RG300089	734.483	1936.65	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pied-de-Borne	RG480058	731.3	1943.37	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pont-de-Mont vert	RG480059	712.4	1930.1	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Sablères-SA	RG070043	737.948	1949.376	x	x	x	x	x	x	x		x
Sablères-SPC	RG070044	738.031	1949.561	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Etienne-de-Lugdares-EDF	RG070050	729.8	1961.8	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Maurice-de-Ventalon	RG480060	719.192	1925.851	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Senechas-EDF	RG300087	736.651	1925.774	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villefort-EDF	RG480061	726.393	1938.915	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villefort-MF	RG480047	726.752	1939.129	x	x	x	x		x	x	x	x
Villefort-SPC	RG480048	726.524	1939.052	x	x	x	x	x	x	x	x	x

TABLEAU B.3 – Stations pluviographiques pour le Chassezac à Gravières

Station	Code	X [km]	Y [km]	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Ales-SPC	RG300004	739.611	1903.639	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Anduze	RG300006	732.16	1896.926	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barrage-de-Sainte-Cecile-d-Andorge	RG300052	731.377	1917.169	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barrage-de-Senechas	RG300082	736.767	1925.765	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bessegès	RG300011	740.323	1923.194							x	x	x
Croix-de-Berthel	RG480041	719.417	1925.381	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Cubieres	RG480052	714.32	1942.33	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Deaux	RG300025	745.090	1898.3694	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Generargues	RG300030	731.457	1898.255	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Genolhac	RG300031	728.946	1929.349					x	x			
Gravieres	RG070019	739.74	1937.593	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Grospierres-SA	RG070020	756.045	1936.269	x	x	x	x	x	x	x		x
Lablachere-EDF	RG070072	749.688	1941.861	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Lablachere-SA	RG070021	750.996	1941.706	x	x	x	x	x	x	x		x
La-Grand-Combe	RG300032	733.731	1917.029					x	x	x	x	x
Le-Bleyard-Mont-Lozere	RG480004	711.731	1939.956						x	x	x	x
Le-Mas-de-la-Barque	RG480056	722.593	1932.82	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Le-Pont-de-Montvert	RG480030	711.767	1930.503						x	x	x	x
Les-Vans-SA	RG070061	741.829	1936.116	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Malons-et-Elze-EDF	RG300089	734.483	1936.65	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mejannes-le-Clap	RG300038	760.830	1915.439	x	x							
Mialet	RG300040	726.006	1903.986	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pied-de-Borne	RG480058	731.3	1943.37	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Pont-de-Montvert	RG480059	712.4	1930.1	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Rosieres	RG070042	752.423	1944.147	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Jean-du-Gard-MF	RG300058	724.850	1901.087					x	x	x	x	
Saint-Jean-du-Gard-SPC	RG300059	723.993	1901.503				x	x	x	x	x	x
Saint-Martin-de-Lansuscle	RG480040	712.964	1915.694	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Maurice-de-Ventalon	RG480060	719.192	1925.851	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Roman	RG480021	714.672	1906.317	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Sauveur-SA	RG070056	753.697	1923.6042	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Salindres	RG300065	745.230	1909.682					x	x	x	x	x
Saumane	RG300066	714.178	1903.134	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Senechas-EDF	RG300087	736.651	1925.774	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Soudorgues	RG300068	719.565	1896.774	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Tharoux	RG300069	756.991	1917.764	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vallon-Pont-d-Arc-EDF	RG070079	764.78	1934.42	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vallon-Pont-d-Arc-MF	RG070059	764.726	1934.637	x	x	x	x	x	x	x		x
Vallon-Pont-d-Arc-SPC	RG070060	763.28	1935.266	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villefort-EDF	RG480061	726.393	1938.915	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villefort-MF	RG480047	726.752	1939.129	x	x	x	x		x	x	x	x
Villefort-SPC	RG480048	726.524	1939.052	x	x	x	x	x	x	x	x	x

TABLEAU B.4 – Stations pluviographiques pour la Cèze à Tharoux

Station	Code	X [km]	Y [km]	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Ales-SPC	RG300004	739.611	1903.639	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Anduze	RG300006	732.16	1896.926	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barrage-de-Sainte-Cecile-d-Andorge	RG300052	731.377	1917.169	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barrage-de-Senechas	RG300082	736.767	1925.765	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bessegès	RG300011	740.323	1923.194							x	x	x
Croix-de-Berthel	RG480041	719.417	1925.381	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Deaux	RG300025	745.090	1898.369	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Generargues	RG300030	731.457	1898.255	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Genolhac	RG300031	728.946	1929.349					x	x			
La-Grand-Combe	RG300032	733.731	1917.029					x	x	x	x	x
Mialet	RG300040	726.006	1903.986	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Jean-du-Gard-MF	RG300058	724.850	1901.087					x	x	x	x	
Saint-Jean-du-Gard-SPC	RG300059	723.993	1901.503				x	x	x	x	x	x
Saint-Martin-de-Lansuscle	RG480040	712.964	1915.694	x	x	x	x		x	x	x	x
Saint-Maurice-de-Ventalon	RG480060	719.192	1925.851	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Roman	RG480021	714.672	1906.317	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Salindres	RG300065	745.230	1909.682					x	x	x	x	x
Saumane	RG300066	714.178	1903.134	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Senechas-EDF	RG300087	736.651	1925.774	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Soudorgues	RG300068	719.565	1896.774	x	x	x	x	x	x	x	x	x

TABLEAU B.5 – Stations pluviographiques pour le Gardon à Alès

Station	Code	X [km]	Y [km]	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Ales-SPC	RG300004	739.611	1903.639	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Anduze	RG300006	732.16	1896.926	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barrage-de-Sainte-Cecile-d-Andorge	RG300052	731.377	1917.169	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barre-des-Cevennes-EDF	RG480050	705.1	1916.8	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barre-des-Cevennes-SPC	RG480002	705.583	1916.187	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Bassurels	RG480003	703.567	1911.639						x	x	x	x
Cardet	RG300018	739.994	1893.062					x	x	x	x	x
Cognac	RG300020	719.663	1892.829	x	x	x	x			x	x	x
Generargues	RG300030	731.457	1898.255	x	x	x	x	x	x	x	x	x
La-Grand-Combe	RG300032	733.731	1917.029					x	x	x	x	x
Mialet	RG300040	726.006	1903.986	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mont-Aigoual-EDF	RG300085	699.8	1903.1	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Mont-Aigoual-MF	RG300072	699.571	1902.862	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Rousses-SAPC	RG480033	699.685	1912.503								x	x
Saint-Jean-du-Gard-MF	RG300058	724.850	1901.087					x	x	x	x	
Saint-Jean-du-Gard-SPC	RG300059	723.993	1901.503				x	x	x	x	x	x
Saint-Martial	RG300061	712.023	1893.616					x	x	x	x	x
Saint-Martin-de-Lansuscle	RG480040	712.964	1915.694	x	x	x	x		x	x	x	x
Saint-Roman	RG480021	714.672	1906.317	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saumane	RG300066	714.178	1903.134	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Soudorgues	RG300068	719.565	1896.774	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Valleraugue	RG300073	703.917	1898.482	x	x	x		x	x	x	x	x

TABLEAU B.6 – Stations pluviographiques pour le Gardon à Anduze

Station	Code	X [km]	Y [km]	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Barrage-de-Ceyrac	RG300023	726.509	1880.711	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barrage-de-Conqueyrac	RG300022	727.985	1884.629	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Barrage-de-la-Rouviere	RG300081	735.774	1881.969	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Boucoiran-et-Nozieres-SPC	RG300012	745.908	1891.898							x	x	x
Cardet	RG300018	739.994	1893.062					x	x	x	x	x
Cognac	RG300020	719.663	1892.829	x	x	x	x			x	x	x
Conqueyrac	RG300021	725.605	1883.303					x	x	x	x	x
Cruviers-Lascou	RG300024	749.550	1890.685					x	x	x	x	x
Moules-et-Baucels	RG340026	713.805	1883.821					x	x	x	x	x
Ners	RG300083	745.97	1892.135	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Quissac	RG300047	733.79	1879.802			x	x	x	x	x	x	x
Saint-Dionisy	RG300053	752.781	1868.342	x		x	x	x	x	x	x	x
Saint-Drezery-SPC	RG340044	732.942	1860.69						x	x	x	x
Saint-Hippolyte-du-Fort-SPC	RG300057	722.595	1885.559	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Saint-Martial	RG300061	712.0235	1893.616					x	x	x	x	x
Saint-Martin-de-Londres	RG340047	712.517	1865.811					x	x	x	x	x
Sommieres	RG300067	741.276	1866.108	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vic-le-Fesq-MF	RG300076	739.572	1875.808	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Vic-le-Fesq-SPC	RG300077	740.184	1875.971	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Villevielle-MF	RG300080	741.233	1867.499	x	x	x	x	x	x	x	x	x

TABLEAU B.7 – Stations pluviographiques pour le Vidourle à Sommières

Ardèche à Vogüé			Gardon à Anduze			Loire à Chadrac		
Code	Date	Durée [h]	Code	Date	Durée	Code	Date	Durée [h]
8401	1984012600	48	7210	1972101016	33	1	1977011920	192
8405	1984100300	72	7220	1972102508	75	2	1977072300	336
8406	1984101800	96	7330	1973110223	89	3	1977120510	168
8408	1984113000	72	7410	1974091612	107	4	1978021102	456
8604	1986111200	144	7420	1974111323	72	5	1979100800	360
8702	1987040200	120	7520	1975093001	32	6	1979102113	288
8703	1987100400	96	7610	1976082805	48	7	1981032705	192
8704	1987100900	120	7620	1976091117	54	8	1981092122	72
8705	1987102800	72	7640	1976101022	79	9	1981092415	120
8706	1987120300	144	7650	1976102312	179	10	1981093001	120
8801	1988011200	144	7660	1976110817	62	11	1982110420	144
8802	1988012700	120	7720	1977082524	47	12	1982120415	288
8803	1988050100	120	7740	1977101902	132	13	1983042411	144
8804	1988101000	96	7920	1979101009	151	14	1983042921	72
8901	1989042400	120	7930	1979102219	148	15	1984112910	96
8902	1989110200	96	8030	1980092009	51	16	1986042000	288
8903	1989111900	144	8040	1980101514	51	17	1987040118	144
9001	1990012700	96	8210	1982110613	67	18	1988042813	192
9003	1990101500	168	8410	1984082306	32	19	1989042321	144
9101	1991030500	168	8450	1984112923	67	20	1991030420	168
9203	1992092100	96	9410	1994092119	99	21	1992091804	168
9301	1993042400	168	9540	1995112521	97	22	1992092314	168
9302	1993051900	96	9510	1995091802	92	23	1993051704	144
9303	1993092200	120	9610	1996101406	88	24	1993091818	216
9304	1993100500	72	0210	2002090101	359	25	1993101010	120
9305	1993101100	120	0310	2003112701	215	26	1993101520	96
9306	1993103100	168	0510	2005090107	241	27	1994091908	192
9401	1994010400	144	0220	2002100706	144	28	1994101903	96
9402	1994020300	96	0230	2002111906	182	29	1994110116	168
9403	1994042300	120	0240	2002120906	216	30	1996011919	192
9404	1994092100	120	0320	2003092906	120	31	1996110923	96
9405	1994101900	120	0330	2003111406	120	32	1999051601	120
9406	1994110200	168	0340	2003112106	144	33	1999101907	144
9502	1995091600	168	0410	2004102606	120	34	2000101022	168
9503	1995100300	120	0520	2005103006	96	35	2001101710	120
0050	2000111106	169	0610	2006092206	120	36	2002112211	144
0060	2000112106	169	0620	2006101606	168	37	2003112900	192
0110	2001101606	169	0630	2006111506	144	38	2008102623	228
0210	2002090706	169	0710	2007111906	168			
0230	2002111906	169						
0240	2002112206	169						
0320	2003113006	169						
0410	2004102306	169						
0430	2004110206	169						
0610	2006101706	169						
0620	2006111506	169						

TABLEAU B.8 – Evènements pluie-débit historiques disponibles. La *Date* indique successivement l'année, le mois, le jour et l'heure du premier pas de temps de l'épisode *AAAAMMJJHH*. L'heure est en Temps Universel.

# Générateur stochastique et rappels statistiques

## C.1 Rappels statistiques

### C.1.1 Loïs de probabilité

#### C.1.1.1 Loi Normale et loi Log Normale

La loi Normale s'écrit

$$F(x, \alpha, \beta) = \frac{1}{\alpha \cdot \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{t-\beta}{\alpha}\right)^2} dt \quad (\text{C.1})$$

Les paramètres ajustés par la méthode des moments sont, en notant  $m$  la moyenne estimée de l'échantillon et  $s$  son écart-type

$$\alpha = m$$

$$\beta = s$$

Si  $X$  suit une loi log-normale ( $X > 0$ ), alors  $Y = \ln(X)$  suit une loi normale.

#### C.1.1.2 Loi Gamma

La fonction mathématique Gamma  $\Gamma$  s'exprime sous la forme

$$\Gamma(\lambda) = \int_0^{\infty} e^{-z} (z)^{\lambda-1} dz \quad (\text{C.2})$$

et possède comme propriétés particulières

$$\begin{aligned}\Gamma(\lambda + 1) &= \lambda \cdot \Gamma(\lambda) \\ \Gamma(\lambda + i) &= \Gamma(\lambda) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda + j)\end{aligned}\tag{C.3}$$

La loi statistique comprend la fonction Gamma et s'écrit

$$F(x > 0, \lambda, \rho) = \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \cdot \int_0^x e^{-\frac{t}{\rho}} \cdot \left(\frac{t}{\rho}\right)^{\lambda-1} \cdot dt\tag{C.4}$$

Les paramètres ajustés par la méthode des moments sont

$$\begin{aligned}\lambda &= \frac{m^2}{s^2} \\ \rho &= \frac{s^2}{m}\end{aligned}$$

### C.1.1.3 Loi Weibull

La loi Weibull peut s'écrire sous plusieurs formes, intégrant un seuil sur  $x$  s'il existe,  $x_0$  ou la fréquence des valeurs nulles  $F(0)$  si elle n'est pas nulle

$$\begin{aligned}F(x > 0, \alpha, \beta) &= 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha} \\ F(x > x_0, \alpha, \beta) &= 1 - e^{-\left(\frac{x-x_0}{\beta}\right)^\alpha} \\ F(x > 0, \alpha, \beta) &= 1 - [1 - F(0)] e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha}\end{aligned}\tag{C.5}$$

avec

$$\begin{aligned}m &= \beta \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right) \\ s^2 &= \beta^2 \Gamma\left(1 + \frac{2}{\alpha}\right) - m^2\end{aligned}$$

### C.1.1.4 Loi Simple Exponentielle

La loi exponentielle est un cas particulier de la loi Weibull ( $\alpha = 1$ ), s'exprimant aussi sous plusieurs formes selon l'existence d'un seuil  $x_0$  ou selon la fréquence des valeurs nulles  $F(0)$  est non nulle

$$\begin{aligned}F(x > 0, \rho) &= 1 - e^{-\frac{x}{\rho}} \\ F(x > x_0, \rho) &= 1 - e^{-\frac{x-x_0}{\rho}} \\ F(x > 0, \rho) &= 1 - [1 - F(0)] e^{-\frac{x}{\rho}}\end{aligned}\tag{C.6}$$

avec

$$\rho = m$$

$$\rho = s$$

## C.1.2 Rappels mathématiques et statistiques

### C.1.2.1 Probabilités composées

L'équation des probabilité composées dérive du théorème de Bayes relatif aux probabilités conditionnelles. Ainsi, la probabilité d'avoir deux évènements A et B en même temps suit l'équation suivante :

$$P(A \cap B) = P(B) \cdot P(A|B) \quad (\text{C.7})$$

### C.1.2.2 Densité de probabilité de la variable somme

Pour déterminer la fonction densité de probabilité de la variable  $Z = X + Y$ , nous utilisons la formule de Benjamin et Cornell (1970).

$$f_Z(z = x + y) = \int_0^z f_X(x) \cdot f_Y(z - x) \cdot dx \quad (\text{C.8})$$

### C.1.2.3 Fonction mathématique Bêta

La fonction mathématique Bêta est reliée à la fonction Gamma. Son expression est la suivante, avec  $\lambda_X$  et  $\lambda_Y$  les paramètres de formes de deux lois Gamma :

$$B(\lambda_X, \lambda_Y) = \frac{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y)}{\Gamma(\lambda_X + \lambda_Y)} \quad (\text{C.9})$$

## C.1.3 Combinaison de deux lois Gamma à deux paramètres

Cette fois-ci, les lois Gamma des variables X et Y ont deux paramètres, leurs densités de probabilité pour les valeurs strictement positives s'écrivent :

$$f_{X+}(x, \lambda_X, \rho_X) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X)} \cdot e^{-x/\rho_X} \cdot \left(\frac{x}{\rho_X}\right)^{\lambda_X-1} \cdot \frac{1}{\rho_X} \quad (\text{C.10})$$

$$f_{Y+}(y, \lambda_Y, \rho_Y) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_Y)} \cdot e^{-y/\rho_Y} \cdot \left(\frac{y}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \quad (\text{C.11})$$

En réitérant la démarche suivie dans le paragraphe précédent, la densité de probabilité de la variable somme  $Z$  s'exprime sous la forme :

$$f_{Z+}(z) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X)} \cdot \frac{1}{\Gamma(\lambda_Y)} \cdot \int_0^z e^{-x/\rho_X} \cdot \left(\frac{x}{\rho_X}\right)^{\lambda_X-1} \cdot \frac{1}{\rho_X} \cdot e^{-(z-x)/\rho_Y} \cdot \left(\frac{z-x}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot dx \quad (\text{C.12})$$

En utilisant le même changement de variable que précédemment (cf. 4.3.1), la densité de probabilité de  $Z$  peut s'écrire :

$$f_{Z+}(z) = \frac{1}{\Gamma(\lambda_X)} \cdot \frac{1}{\Gamma(\lambda_Y)} \cdot \frac{1}{\rho_X} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot \int_1^0 e^{-\frac{z(1-k)}{\rho_X}} \cdot e^{-\frac{zk}{\rho_Y}} \cdot \left(\frac{z}{\rho_X}(1-k)\right)^{\lambda_X-1} \cdot \left(\frac{zk}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot (-z) dk \quad (\text{C.13})$$

Pour simplifier l'écriture des équations, on introduit les variables suivantes :

$$\begin{aligned} v &= \frac{z}{\rho_X} \\ r &= 1 - \frac{\rho_X}{\rho_Y} \end{aligned}$$

et la densité de probabilité de  $Z$  peut s'écrire :

$$\begin{aligned} f_{Z+}(z) &= \frac{1}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y) \cdot \rho_Y} \cdot \int_0^1 e^{-v(1-k)} \cdot e^{-vk(1-r)} \cdot (v(1-k))^{\lambda_X-1} \cdot (vk(1-r))^{\lambda_Y-1} \cdot v \cdot dk \\ &= \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y) \cdot \rho_Y} \cdot v^{\lambda_X-1+\lambda_Y-1+1} \cdot (1-r)^{\lambda_Y-1} \int_0^1 e^{-vkr} \cdot (1-k)^{\lambda_X-1} \cdot k^{\lambda_Y-1} \cdot dk \\ &= \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y) \cdot \rho_Y} \cdot v^{\lambda_X+\lambda_Y-1} \cdot \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot \int_0^1 e^{-vkr} \cdot (1-k)^{\lambda_X-1} \cdot k^{\lambda_Y-1} \cdot dk \end{aligned} \quad (\text{C.14})$$

Le dernier terme de l'équation C.14 peut se calculer à l'aide de la formule de Gradshteyn et Ryzhik (1965).

$$\int_0^a e^{d \cdot x} \cdot (a-x)^{c-1} \cdot x^{b-1} \cdot dx = B(c, b) \cdot a^{b+c-1} \cdot \left[ 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{(da)^i}{i!} \prod_{j=0}^{i-1} \left( \frac{b+j}{c+b+j} \right) \right) \right] \quad (\text{C.15})$$

En effet, en l'appliquant avec  $a = 1$ ,  $d = vr$ ,  $x = k$ ,  $b = \lambda_Y$  et  $c = \lambda_X$ , ce terme s'écrit :

$$\int_0^1 e^{-vkr} \cdot (1-k)^{\lambda_X-1} \cdot k^{\lambda_Y-1} \cdot dk = B(\lambda_X, \lambda_Y) \cdot \left[ 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{v^i r^i}{i!} \prod_{j=0}^{i-1} \left( \frac{\lambda_Y + j}{\lambda_X + \lambda_Y + j} \right) \right) \right] \quad (\text{C.16})$$

En revenant à la densité de probabilité de la variable somme Z (équation C.14), celle-ci s'exprime ainsi :

$$f_{Z+}(z) = \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_X) \cdot \Gamma(\lambda_Y) \cdot \rho_Y} \cdot v^{\lambda_X + \lambda_Y - 1} \cdot \left( \frac{\rho_X}{\rho_Y} \right)^{\lambda_Y - 1} \cdot B(\lambda_X, \lambda_Y) \cdot \left[ 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{v^i r^i}{i!} \prod_{j=0}^{i-1} \left( \frac{\lambda_Y + j}{\lambda_X + \lambda_Y + j} \right) \right) \right] \quad (\text{C.17})$$

En remplaçant la fonction Beta par son expression C.9 la reliant à la fonction mathématique Gamma  $\Gamma$ , on obtient :

$$f_{Z+}(z) = \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_X + \lambda_Y)} \cdot v^{\lambda_X + \lambda_Y - 1} \cdot \left( \frac{\rho_X}{\rho_Y} \right)^{\lambda_Y - 1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot \left[ 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{v^i r^i}{i!} \prod_{j=0}^{i-1} \left( \frac{\lambda_Y + j}{\lambda_X + \lambda_Y + j} \right) \right) \right] \quad (\text{C.18})$$

On définit maintenant le paramètre de forme  $\lambda_Z = \lambda_X + \lambda_Y$ . L'expression précédente de la densité de probabilité s'écrit alors :

$$f_{Z+}(z) = \left( \frac{\rho_X}{\rho_Y} \right)^{\lambda_Y - 1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot \left[ \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_Z)} \cdot v^{\lambda_Z - 1} + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{v^i r^i}{i!} \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_Z)} \cdot v^{\lambda_Z - 1} \cdot \prod_{j=0}^{i-1} \left( \frac{\lambda_Y + j}{\lambda_Z + j} \right) \right) \right] \quad (\text{C.19})$$

En utilisant la propriété de la fonction  $\Gamma$  C.3 et en notant  $f_+$  une loi Gamma à deux paramètres, la densité de probabilité de  $Z$  s'écrit finalement :

$$\begin{aligned}
f_{Z+}(z) &= \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot \left[ \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_Z)} \cdot v^{\lambda_Z-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot e^{-v} \cdot v^{\lambda_Z+i-1} \cdot \frac{\prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j)}{\Gamma(\lambda_Z) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Z + j)} \right) \right] \\
&= \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot \left[ \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_Z)} \cdot v^{\lambda_Z-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot e^{-v} \cdot v^{\lambda_Z+i-1} \cdot \frac{\prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j)}{\Gamma(\lambda_Z + i)} \right) \right] \\
&= \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot \left[ \rho_X \cdot f_+(z, \lambda_Z, \rho_X) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot \frac{e^{-v}}{\Gamma(\lambda_Z + i)} \cdot v^{\lambda_Z+i-1} \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j) \right) \right] \\
&= \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y-1} \cdot \frac{1}{\rho_Y} \cdot \left[ \rho_X \cdot f_+(z, \lambda_Z, \rho_X) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot \rho_X \cdot f_+(z, \lambda_Z + i, \rho_X) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j) \right) \right] \\
&= \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y} \cdot \left[ f_+(z, \lambda_Z, \rho_X) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot f_+(z, \lambda_Z + i, \rho_X) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j) \right) \right] \quad (C.20)
\end{aligned}$$

Enfin, la densité de probabilité de la variable  $Z$ ,  $f_{Z+}(z)$ , est une combinaison de lois Gamma  $f_+$  de paramètre de forme  $\lambda_Z + i$  et de paramètre d'échelle  $\rho_X$ , avec un rapport d'échelle  $\left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y}$ .

La formule de la fonction de répartition de la variable  $Z = X + Y$  s'exprime sous la forme :

$$\begin{aligned}
F_{Z+}(z) &= \left(\frac{\rho_X}{\rho_Y}\right)^{\lambda_Y} \\
&\cdot \left[ F_+(z, \lambda_Z, \rho_X) + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{r^i}{i!} \cdot F_+(z, \lambda_Z + i, \rho_X) \cdot \prod_{j=0}^{i-1} (\lambda_Y + j) \right) \right] \quad (C.21)
\end{aligned}$$

## C.2 Générateur stochastique et information probabiliste

### C.2.1 Utilisation des prévisions par fourchette

Les prévisions actuellement fournies aux SPC par Météo France contiennent une fourchette de cumuls attendus, avec une information sur des extremums locaux probables. Ces prévisions sont assimilées sous deux formes dans le générateur. La première consiste à respecter l'enveloppe de cumuls, sans imposer la répartition en son sein. La seconde consiste à probabiliser cette information en ajustant une loi Gamma sur ces deux volumes, en fixant arbitrairement les quantiles correspondants ( $P_{30\%}$  et  $P_{90\%}$ ). L'avantage de la seconde méthode réside dans la possibilité offerte

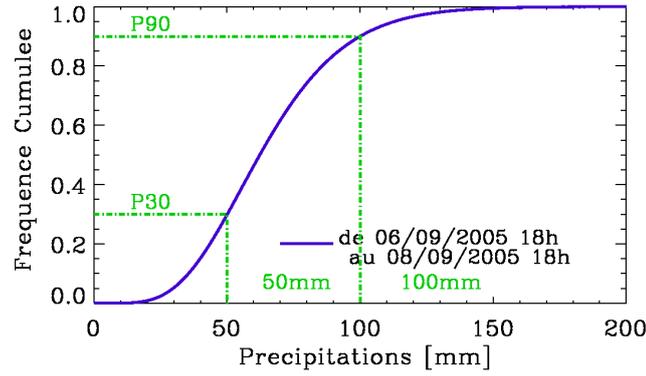


FIGURE C.1 – Ajustement d'une loi Gamma à partir d'une gamme de cumuls probabilisés

de générer des scénarios ayant des cumuls plus élevés, voire proches des valeurs locales attendues. La loi Gamma s'écrit :

$$F(x, \lambda, \rho) = \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \cdot \int_0^x e^{-t/\rho} \cdot \left(\frac{t}{\rho}\right)^{\lambda-1} \cdot dt \quad (\text{C.22})$$

En opérant le changement de variable  $v = \frac{t}{s}$ , où  $s$  est l'écart-type de la variable aléatoire  $X$  et  $U = \frac{X}{s}$  la variable réduite, on obtient :

$$F(x, \lambda, \rho) = \frac{1}{\Gamma(\lambda)} \cdot \int_0^u e^{-v\sqrt{\lambda}} \cdot (v\sqrt{\lambda})^{\lambda-1} \cdot dv \quad (\text{C.23})$$

Finalement, la loi Gamma à deux paramètres  $\lambda$  et  $\rho$  appliquée à la variable  $X$  est équivalente à la loi Gamma appliquée à la variables réduite  $U$  avec les paramètres  $\lambda$  et  $\frac{1}{\sqrt{\lambda}}$  :

$$F(x, \lambda, \rho) = F\left(u, \lambda, \frac{1}{\sqrt{\lambda}}\right) \quad (\text{C.24})$$

L'ajustement de la loi GAMMA suit le principe suivant :

- Les valeurs  $x_1$  et  $x_2$  proviennent du BP, avec  $x_1 < x_2$ .
- Les fréquences associées sont fixées arbitrairement :  $F_1 = P_{30\%}$  et  $F_2 = P_{90\%}$
- Sachant que  $\frac{x_2}{x_1} = \frac{u_2}{u_1}$ , on détermine par une méthode itérative la valeur du paramètre  $\lambda$  satisfaisant cette égalité, via la loi Gamma  $F\left(u, \lambda, \frac{1}{\sqrt{\lambda}}\right)$ .
- Une fois  $\lambda$  connu, on obtient la valeur de  $\rho$  à partir de  $x_2$  et  $F_2$  en inversant la loi Gamma initiale.



# Evaluation de SAFRAN/Avalanche

De par sa définition, l'évaluation de SAFRAN/A doit être effectuée sur des massifs alpins, pyrénéens et/ou corses. Nous disposons d'une archive de lames d'eau au pas de temps de 6 h pour la période 1992-2003, élaborée par Météo-France pour les besoins de la Compagnie Nationale du Rhône (CNR), dénommée dans la suite MF/CNR. Elle concerne deux bassins versants alpins : l'Arve et le Fier à la confluence avec le Rhône (*cf.* figure D.1). Principal cours d'eau de la Haute-Savoie (département dont il draine environ un tiers du territoire), l'Arve prend sa source dans le massif du Mont-Blanc et va se jeter dans le Rhône à l'aval de Genève. Son bassin versant s'étend sur environ 2000 km<sup>2</sup>, allant de 370 m à 4810 m d'altitude et comprenant les massifs du Mont-Blanc, des Aravis et du Chablais. Sa partie supérieure a un régime glaciaire alors que la partie inférieure est plutôt pluvio-nivale. Le Fier, lui, prend sa source dans le massif des Aravis pour se jeter dans le Rhône au sud de Seyssel. Il draine les massifs des Aravis et des Bauges. Son bassin versant s'étend sur environ 1330 km<sup>2</sup>, allant de 260m à 2600m d'altitude.

L'archive MF/CNR repose sur les trois réseaux de mesures de Météo-France :

- le réseau de stations humaines (R1), qui a peu évolué en dix ans et qui représente 1 à 2 points de mesure par département,
- le réseau de stations automatiques (R2), qui a fortement évolué en 10 ans et qui représente actuellement moins de 10 points de mesure par département,
- le réseau d'observateurs (R3), qui représente 30 à 70 points de mesure par département.

Les réseaux R1 et R2 fournissent des lames d'eau horaires alors que le réseau R3 ne fournit que des lames d'eau journalières, que les observateurs transmettent en temps différé. Pour reconstituer les lames d'eau au pas de temps de 6 h, Météo-France a utilisé les données des trois réseaux. Cette reconstitution est effectuée à partir de lames d'eau « brutes » au pas de temps de 6 h (données de R1 et R2) et au pas de temps de 24 h (données de R1, R2 et R3). Une méthode de krigeage a été utilisée pour interpoler les données sur une grille régulière de maille 5 km, puis les lames d'eau ont été ré-agrégées par sous-bassins. Etant donnée l'évolution rapide du réseau R2, une correction pour garantir une homogénéité des lames d'eau 6 h est apparue nécessaire sur le début de la période. Elle repose sur deux critères :

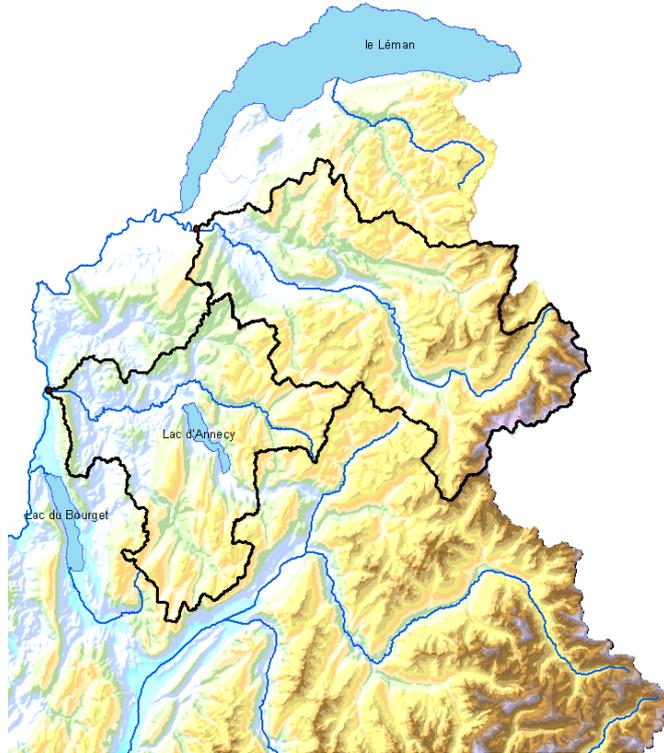


FIGURE D.1 – Bassins versants de l'Arve à la frontière franco-suisse (au nord) et du Fier à la confluence avec le Rhône (à l'ouest)

- les situations dont les lames d'eau sont supérieures à 5mm en 24h ont d'abord été sélectionnées,
- seules les situations dont l'écart relatif entre les lames d'eau 24 h calculées à partir de quatre lames d'eau 6 h et les lames d'eau 24 h calculées à partir des trois réseaux est supérieur à 10% ont été corrigées.

La correction a été effectuée en considérant la répartition temporelle obtenue par tranche de 6 h et en appliquant cette répartition aux lames d'eau 24 h, qui sont a priori plus représentatives du cumul journalier d'un point de vue quantitatif.

Pour un massif donné, SAFRAN/A propose des précipitations horaires, par tranche d'altitude de 300 m et par orientation. Les bassins se répartissent sur plusieurs massifs (au sens de SAFRAN/A). La détermination des lames d'eau SAFRAN/A suit la procédure suivante : le bassin est décrit par un Modèle Numérique de Terrain (MNT) comme un ensemble de pixel de 50x50 m. Tous les pixels sont successivement balayés :

1. Identification, à partir des coordonnées du pixel, du massif auquel il appartient.
2. Détermination de sa tranche d'altitude SAFRAN/A. Chacune d'entre elles couvre 300 m d'altitude, centrée sur 300 m NGF, 600 m NGF, etc. Pour les zones non couvertes par SAFRAN/A, i.e. les portions des bassins proches de l'exutoire, les données SAFRAN/A sont extraites sur la tranche la plus basse disponible.

3. Détermination fine de son exposition à partir de la pente moyenne locale, à distinguer de la pente d'écoulement, et de l'azimut du pixel. La classe d'exposition SAFRAN/A, illustrée par la pyramide de la figure 6.4(b) page 171, prend en compte, dans un premier temps, la pente (PLAT si elle est inférieure à  $5^\circ$ ) et, dans un second temps, l'azimut (N, E, SE, S, SO et O).

Finalement, pour chaque heure, la lame d'eau horaire du bassin est calculée comme la moyenne des précipitations extraites pour chacun des pixels du bassin, pondérées par le rapport de la surface du pixel et de la surface totale du bassin. Ces lames d'eau sont ensuite agrégées sur 6 h, 12 h et 24 h.

$\Delta t$	Seuil	$R^2$	POD [%]	SPE [%]	FAR [%]	TSS [%]	Biais
6h	$P > 0\text{ mm}$	<b>0.45</b> <i>0.48</i>	<b>78.11</b> <i>77.55</i>	<b>87.60</b> <i>86.94</i>	<b>21.89</b> <i>22.45</i>	<b>65.71</b> <i>64.50</i>	<b>0.97</b> <i>1.00</i>
	$P \geq P_{50}$	<b>0.36</b> <i>0.40</i>	<b>83.10</b> <i>84.10</i>	<b>91.69</b> <i>92.50</i>	<b>29.86</b> <i>27.61</i>	<b>74.79</b> <i>76.59</i>	<b>1.18</b> <i>1.16</i>
	$P \geq P_{90}$	<b>0.17</b> <i>0.18</i>	<b>64.69</b> <i>60.06</i>	<b>97.25</b> <i>98.02</i>	<b>52.19</b> <i>45.80</i>	<b>61.94</b> <i>58.09</i>	<b>1.35</b> <i>1.11</i>
12h	$P > 0\text{ mm}$	<b>0.73</b> <i>0.76</i>	<b>82.40</b> <i>83.11</i>	<b>84.82</b> <i>85.33</i>	<b>17.60</b> <i>16.89</i>	<b>67.22</b> <i>68.45</i>	<b>0.98</b> <i>0.97</i>
	$P \geq P_{50}$	<b>0.64</b> <i>0.68</i>	<b>89.60</b> <i>88.87</i>	<b>92.24</b> <i>93.44</i>	<b>21.88</b> <i>19.29</i>	<b>81.84</b> <i>82.31</i>	<b>1.15</b> <i>1.10</i>
	$P \geq P_{90}$	<b>0.47</b> <i>0.50</i>	<b>85.68</b> <i>80.43</i>	<b>96.96</b> <i>98.11</i>	<b>41.85</b> <i>32.18</i>	<b>82.64</b> <i>78.54</i>	<b>1.47</b> <i>1.19</i>
24h	$P > 0\text{ mm}$	<b>0.95</b> <i>0.94</i>	<b>85.62</b> <i>88.69</i>	<b>77.72</b> <i>83.01</i>	<b>14.38</b> <i>11.31</i>	<b>63.34</b> <i>71.70</i>	<b>1.06</b> <i>0.97</i>
	$P \geq P_{50}$	<b>0.93</b> <i>0.91</i>	<b>97.94</b> <i>94.63</i>	<b>93.18</b> <i>95.32</i>	<b>13.99</b> <i>10.06</i>	<b>91.13</b> <i>89.96</i>	<b>1.14</b> <i>1.05</i>
	$P \geq P_{90}$	<b>0.80</b> <i>0.77</i>	<b>98.47</b> <i>94.03</i>	<b>96.50</b> <i>97.93</i>	<b>35.91</b> <i>25.22</i>	<b>94.97</b> <i>91.96</i>	<b>1.54</b> <i>1.26</i>

TABLEAU D.1 – Evaluation des lames d'eau SAFRAN/A sur les bassins de l'Arve (en gras) et du Fier (en italique). Les précipitations  $P_{50}$  et  $P_{90}$  correspondent aux quantiles 50 et 90% des précipitations non nulles.

SAFRAN/A offre des performances similaires à SAFRAN/F. Celles-ci sont données dans le tableau D.1. Le score POD est quasiment identique, seul celui relatif à  $P > 0$  étant légèrement plus faible de 5% pour les trois pas de temps étudiés. En revanche, SAFRAN/A émet davantage de fausses alertes, notamment quand le seuil sur les précipitations est élevé. Par exemple, à 24 h, le score FAR vaut environ 5, 10 et 5% pour SAFRAN/F, contre 12, 12 et 30% pour SAFRAN/A, respectivement pour  $P > 0$ ,  $P \geq P_{50}$  et  $P \geq P_{90}$ . L'analyse du coefficient  $R^2$  pour ces trois seuils de précipitations révèle que la qualité de SAFRAN/A est inférieure à celle de SAFRAN/F, en particulier pour les seuils élevés. A 6 h, il atteint 58, 56 et 41% pour SAFRAN/F et 46, 38 et 17% pour SAFRAN/A. De façon analogue à SAFRAN/F, la réduction du pas de temps d'agrégation entraîne une diminution significative de la cohérence,  $R^2$  étant de l'ordre de 0.96 pour 24 h, 0.80 pour 12 h et de 0,59 pour 6 h. Les figures D.2 affichent les régressions linéaires entre les deux séries temporelles, ainsi que le coefficient  $R^2$ .

Finet (2007) a appliqué la même démarche sur deux stations pluviographiques du massif de Belledonne (Isère, Savoie) non assimilées par SAFRAN : le Rivier d'Allemond (EDF-DTG) et Saint-Matin d'Hères (SMH, LTHE). Il montre que la performance de SAFRAN/A est moindre au niveau d'une station et que SAFRAN/A offre une vision quasi-unitaire du massif, distinguant difficilement les occurrences pluie/non pluie à diverses altitudes. Il souligne également que la sensibilité des précipitations de SAFRAN/A à l'orientation et à l'altitude est très faible. SAFRAN/A ne propose pas réellement la différenciation que l'on attendrait selon l'exposition des versants.

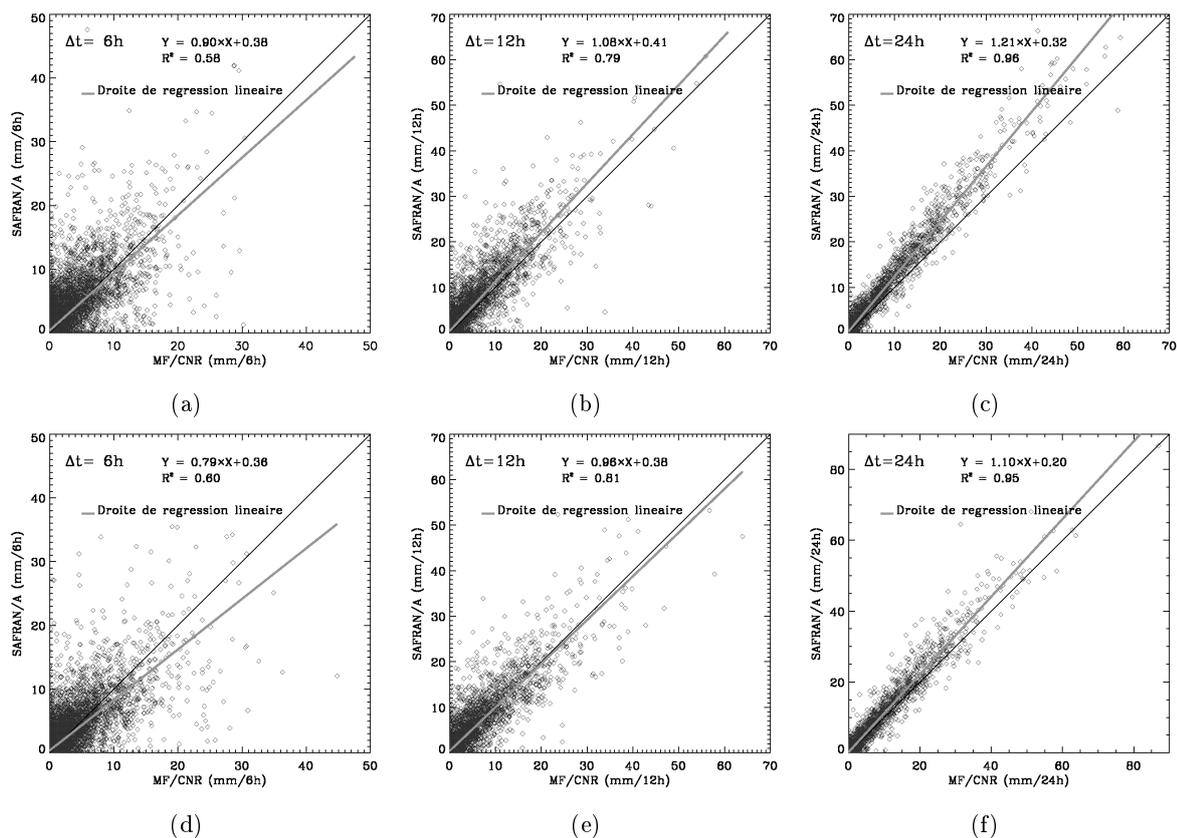


FIGURE D.2 – Corrélation entre les lames SAFRAN/A et MF/CNR aux pas de temps (a) et (d) 6 h, (b) et (e) 12 h et (c) et (f) 24 h, sur les bassins de l'Arve (en haut) et du Fier (en bas)

Il est à noter que, depuis cette évaluation, SAFRAN/A intègre une variabilité dynamique par exposition des précipitations basée sur le flux météorologique.

*Thèse de doctorat :*

**PREVISION HYDROLOGIQUE D'ENSEMBLE  
ADAPTEE AUX BASSINS A CRUE RAPIDE**

**Elaboration de prévisions probabilistes de précipitations à 12 et 24 h.  
Désagrégation horaire conditionnelle pour la modélisation hydrologique.  
Application à des bassins de la région Cévennes Vivarais.**

*Nom de l'auteur :*

**Renaud MARTY**

*Établissement :*

**UNIVERSITÉ DE GRENOBLE**

*Laboratoire :*

**Laboratoire d'étude des Transferts en Hydrologie et Environnement  
LTHE, UMR 5564, CNRS - Grenoble INP - IRD - UJF**

*Résumé :* Les bassins de la région Cévennes-Vivarais subissent des crues récurrentes, générées par des épisodes de précipitations intenses, généralement en automne. La prévision de ces crues est une préoccupation majeure, nécessitant l'anticipation maximale pour le déclenchement de l'alerte, ainsi que la meilleure estimation possible des débits futurs. Après avoir dressé un panorama des éléments nécessaires à l'élaboration de prévisions hydrologiques, avec leurs incertitudes associées, nous proposons une approche simple et modulaire, adaptée aux bassins versants à réponse rapide (temps au pic de quelques heures). Compte tenu de l'anticipation souhaitée (24-48h), les prévisions quantitatives de précipitations constituent un élément clé de la démarche. Nous décrivons et évaluons deux sources de prévisions disponibles, i.e. la prévision d'ensemble EPS du CEPMMT et la prévision élaborée par adaptation statistique (analogie) au LTHE, puis nous proposons une correction de la seconde qui améliore encore sa fiabilité. Ces prévisions sont ensuite désagrégées des pas 12 ou 24h au pas horaire, via un désagrégateur flexible, générant des scénarios qui respectent les prévisions de précipitations et la structure climatologique horaire des averses. Ces scénarios forcent un modèle hydrologique, simple et robuste, pour élaborer une prévision hydrologique ensembliste. Il ressort alors que les prévisions hydrologiques sont sensiblement améliorées lorsqu'elles intègrent une information sur la répartition infra-journalière des cumuls de précipitations prévus, issue soit des EPS à 6 ou 12h, soit de la méthode des analogues appliquée au pas de 12h, soit d'une combinaison des deux approches.

*Mots-clés :* Crues rapides, Prévision hydrologique, Prévision d'ensemble, Prévisions probabilistes quantitatives de précipitations, Adaptation par analogie, Propagation des incertitudes, Modélisation hydrologique.

---

*Abstract :* Catchments of Southern France are regularly subject to quick floods, usually in autumn, generated by intense rainfall events. Thus, flood risk is a major concern, necessitating a maximal lead-time to issue early flood warning, as well as an estimation of future discharges. Firstly, the elements required for hydrological forecasts and the related uncertainties are illustrated. Then, a simple and modular approach adapted to flash flood catchments (having a time to peak of about few hours) is proposed. Considering the targeted lead-time (24-48h), quantitative precipitations forecasts are a key element of this approach. Two prediction systems are described and evaluated : the EPS ensemble forecasts provided by ECMWF and the ANALOG probabilistic forecasts issued from an analog sorting technique produced by LTHE. A statistical correction of the latter is suggested to improve its reliability. The different forecasts are thereafter disaggregated by a generator from a 12 or 24 hours time-step to hourly scenarios which respect the precipitation forecasts and are climatologically consistent. Rainfall scenarios are then used as input to a simple and robust hydrological model, to provide hydrological ensemble forecasts. These forecasts get noticeably improved when sub-daily information about rainfall amounts is provided, either from EPS at a 6 or 12h time-step, or from ANALOG applied at 12h, or from a combination of both approaches, taking into account daily rainfall amount from ANALOG and a sub-daily chronology from EPS at 6h.

*Key words :* Flash flood, Hydrological forecasting, Ensemble prediction, Probabilistic quantitative precipitation forecast, Analog sorting, Uncertainties propagation, Hydrological modeling.