

1 Apports énergétiques annuels du système de production d'HYDRO QUEBEC

2 ANALYSE DES CONCLUSIONS ET DES RECOMMANDATIONS DU COMITÉ D'EXPERT

par Jacques Bernier

2.1 Introduction

À la demande de M. Luc Perreault nous avons collaboré aux travaux du Comité d'experts désigné pour revoir les conclusions d'un précédent Comité (1998), chargé d'analyser les séries d'apports énergétiques annuels historiques (1943 - 1997) utilisées, entre autres, comme base de décisions concernant la stratégie futurs d'exploitation d'Hydro Québec.

Les principales recommandations du comité 98 étaient les suivantes:

1. Considérer la série comme stationnaire et évaluer les statistiques (moyenne et écart-type) sur toute la période d'échantillonnage (1943-1997).
2. Prendre en compte le caractère autorégressif des apports énergétiques annuels lors de la prévision.
3. Quantifier l'incertitude inhérente aux données d'apports énergétiques annuels.

Le nouveau Comité (MM Bobée, Fortin, Nguyen, Rasmussen, Rousselle, Slivitzky) avait pour mission de revoir et compléter ces conclusions à la lumière des récents développements des connaissances en répondant aux 6 questions suivantes :

1. Est-ce qu'il existe une tendance dans la série d'apports énergétiques annuels?
2. Est-ce qu'il existe des ruptures de moyenne dans la série d'apports énergétiques annuels?
3. Est-ce qu'on peut mettre en évidence des cycles significatifs dans la série d'apports énergétiques annuels?
4. Si les données d'apports énergétiques annuels récentes ne s'inscrivent pas dans la continuité des précédentes:

*Quel modèle et quel estimateur de l'apport énergétique moyen proposez-vous?
Comment peut-on prendre en compte une éventuelle non-stationnarité en
mode prévisionnel?*

5 Quelle est votre prévision de l'apport énergétique annuel des 3 prochaines années? Quelle en est l'incertitude?

6 Recommandez-vous de prendre en compte le caractère autorégressif des apports énergétiques annuels? Si oui, quelle serait la cause d'une telle persistance.

Notre collaboration s'est limitée pour l'instant à aider les responsables de la mission Hydro Québec dans l'analyse des résultats et des recommandations soumis par le nouveau comité. Le présent rapport a pour objet une première analyse dont les résultats pourront être revus à la lumière des discussions éventuelles ultérieures avec M Perreault notamment et des compléments d'information amenés par les contributeurs.

A ce jour nous avons reçu les contributions de MM Ouarda et al., Fortin, Rasmussen, Coulibaly, Slivitzky qui constituent donc la base de la présente analyse. On notera que le rapport de M Coulibaly ne fait que détailler les principes d'un modèle de "réseaux neuronaux" dont les résultats ont été repris par M Ouarda de sorte que nous disposons en fait de 4 propositions indépendantes.

Nos recommandations préliminaires présentées comme conclusions à cette note sont rédigées selon le format de document de synthèse communiqué par M Perreault.

2.2 Premières impressions d'ensemble

Seuls les rapports de MM Ouarda et al d'une part et Fortin d'autre part veulent traiter en détail de l'ensemble des 6 questions posées. Les autres experts ne répondent essentiellement qu'à des aspects particuliers de ces questions :

*problèmes de modélisation suscités par la question 4 (Coulibaly et Rasmussen)

*évolution des connaissances en Climatologie depuis 1998 (Slivitzky).

Cependant si quelques analyses et recommandations particulières communes se font jour, les propositions de ces différents rapports apparaissent assez diverses et surtout hétérogènes par leurs approches, leurs outils d'analyse, les résultats jugés importants et leurs recommandations en modèles de prévision notamment. Nous mettons ici à part la note de M Slivitzky qui par excès de modestie s'est volontairement limité à un inventaire des résultats climatologiques récents les plus pertinents dans le contexte de la validation de l'hypothèse de non stationnarité des apports.

Les questions posées sont bien entendu suscitées par un souci opérationnel de la part des responsables du mandat Hydro-Québec et non par le seul souci d'une compréhension scientifique du comportement de l'hydrologie québécoise. Dire ceci signifie seulement que seules doivent compter les hypothèses hydrologiques qui peuvent avoir une incidence sur le but poursuivi à savoir "la prévision des

apports annuels de quelques années à venir". Ces années sont précisées : 2001, 2002, 2003 dans le mandat mais il est clair que plus généralement la période à prévoir, utile pour l'Entreprise, est limitée dans le futur et ne saurait concerner, par exemple, l'ensemble des apports du 21ème siècle.

Il faut donc distinguer:

- les questions opérationnelles à savoir 4 et 5 dont les réponses sont liées au choix des modèles de prévision,
- les questions 1, 2, 3 concernant les hypothèses qui peuvent conditionner ces modèles. Ces questions sont donc contingentes au choix de modèles.
- la question 6 qui au delà d'un choix d'hypothèse, pose une question de fond quant à la nature des outils de prévision qui doivent être utilisés. Nous lui consacrerons un paragraphe préliminaire.

Seul le rapport de M Fortin a saisi le sens opérationnel et la hiérarchie des questions posées dans des termes remarquables et nous reprendrons plus loin l'essentiel de ses recommandations. Seul aussi il a placé ses propositions de prévision dans un contexte incertain où sont probabilisés les résultats possibles de la prévision ce qui est essentiel opérationnellement. Ici la donnée d'une variance d'erreur de prévision approchée est insuffisante.

Les paragraphes qui suivent veulent préciser le sens des questions posées et discuter du sens des réponses des experts en fonction de cette interprétation. Nous discuterons à cet égard :

- du problème de la "causalité physique" des hypothèses statistiques,
- des hypothèses hydrologiques sensibles pour les prévisions visées,
- du ou des modèles les plus aptes à supporter ces prévisions.

2.3 Causalité et hypothèses de modélisation incertaines.

Il nous semble que l'esprit de la question 6 va bien au delà de la prise en compte de la seule hypothèse de persistance au moins sous l'aspect "recherche d'une cause". Une question de base est celle ci :

Faut il ne prendre une hypothèse de modélisation en compte que si une cause "physique" en a été avancée au delà de la seule signification statistique apparue sur les données?

La réponse positive à cette question marque une certaine défiance du décideur vis à vis des seules significations statistiques mêmes fortes. Fortin fait sienne cette position en affirmant : "Nous croyons donc qu'un travail d'analyse statistique, même très rigoureux, ne saurait convaincre à lui seul les décideurs de prendre en compte les résultats de cette même analyse". Il renforce cette idée : "En somme, le jugement que nous porterons dans le cadre de cette étude aura nettement plus de poids s'il est basé sur une compréhension, même limitée,

des causes climatiques, hydrologiques ou anthropiques de la variabilité observée dans les séries d'apports énergétiques que s'il repose sur les résultats de tests d'hypothèse".

Mais cette position peut être discutée à plusieurs égards :

Comme il est de règle en pareille matière, il faut distinguer entre lien de causalité efficiente et ce qu'on peut appeler lien de *covariation statistique* apparente entre deux phénomènes chronologiques. Le second lien ne saurait être lien de causalité que s'il peut avoir une interprétation physique sinon il n'a qu'une signification statistique donc incertaine (*mais certainement pas inutilisable*).

Le cas type de causalité efficiente serait l'effet de l'échauffement global (augmentation des gaz à effet de serre dans l'atmosphère) sur l'hydraulicité. Fortin qui invoque cette cause remarque cependant : "la résolution actuelle des modèles de circulation générale (GCM) est trop faible pour permettre de préciser les impacts régionaux d'éventuels changements climatiques". D'ailleurs conclut-il : "Dans l'état actuel des connaissances, il nous apparaît donc peu opportun de biaiser la prévision des apports énergétiques des trois prochaines années en fonction des prédictions actuelles d'hydraulicité prévues pour le milieu du XXIème siècle..." comme le font les prévisions globales émises sur la base des GCM ajoutons nous.

Notons toutefois que les estimations chiffrées qui appuient cette conclusion sont par essence incertaines.

MM Fortin d'un côté et Slivitzky de l'autre discutent des oscillations climatiques globales (oscillation australe - El Nino et La Nina -, oscillation nord-atlantique (NAO) et oscillation arctique (AO), etc...). L'analyse bibliographique très soignée du second met en évidence l'augmentation de l'indice AO/NAO entre 1970 et 1990. Fortin insiste surtout sur "l'effet possible" de l'oscillation arctique (indice AO) sur l'hydraulicité du Nord Québécois. Mais nous pensons que la signification statistique même forte des covariations mises en évidence n'implique pas nécessairement un lien de causalité hydrologique hypothétique. Le climat est bien évidemment un facteur d'écoulement mais ceci n'implique nullement que les indices AO ou NAO en soient les bons indicateurs au niveau régional. Comme le souligne Fortin : "Finalement, dans un objectif de prévision pour les trois prochaines années, le véritable défi reste de réussir à prévoir les variations à plus court terme du climat régional". C'est effectivement le challenge important.

Ce que signifie aussi cette discussion c'est que ces résultats de covariation de chroniques n'ont pas le statut de causalité efficiente mais seulement celui de conclusion statistique significative entachée d'incertitude tout comme une mise en évidence de tendance ou de rupture par des tests purement statistiques (voir travaux de L. Perreault).

En passant un point pragmatique doit être noté : opérationnellement il y a des chances qu'on se trompe moins en prévision en utilisant une hypothèse incertaine (même non expliquée physiquement) qu'en ne l'utilisant pas. Bien entendu on exclut ici les artefacts du type effet Slutzky sur les périodicités par exemple.

Ce point doit être précisé. La pratique courante de la prévision est de séparer

les opérations nécessaires en deux phases :

- une phase d'élaboration d'un modèle de prévision M_k , dont les paramètres θ_k sont estimés sur une information x , et généralement basé sur un corps d'hypothèses H_k .
- une phase de prévision d'une grandeur y (future) en utilisant sa distribution prédictive (voir Fortin), *en supposant que les hypothèses H_k du modèle M_k définissant la prédictive $f(\cdot|\cdot)$ sont vraies :*

$$f(y|x, H_k) = \int f(y|\theta_k, H_k)p(\theta_k|x, H_k). \quad (1)$$

Mais il se trouve que les H_k sont incertaines. Pour fixer les idées nous dirons que généralement H_k a été choisi parmi un ensemble $\{K\}$ de K hypothèses concurrentes comme étant "la plus vraisemblable compte tenu de l'information x ". Il est alors possible et recommandé parce que plus efficace d'utiliser une prévision basée sur la distribution prédictive intégrant l'incertitude sur le choix des hypothèses :

$$f(y|x) = \sum_{k=1}^{k=K} \pi_x(k) \cdot \int f(y|\theta_k, H_k)p(\theta_k|x, H_k).d\theta_k \quad (2)$$

où $\pi_x(k)$ est la probabilité des hypothèses incertaines H_k compte tenu des informations x qui supportent leur choix.

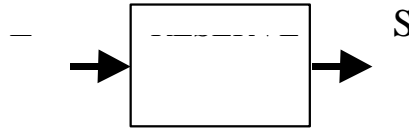
Ainsi le fait de n'utiliser que des hypothèses supportées par une certaine explication de causalité oblige à utiliser la première procédure de prévision dite séparative mais qui s'avère moins efficiente que la seconde dite *procédure multimodèle* (Notons que ces méthodes multimodèles ont été pratiquées et sont utilisées opérationnellement notamment dans le contexte de la prévision des crues en France - cas de la Garonne).

En analyse bayésienne, les idées a priori notamment physiques doivent intervenir. Il est donc bien entendu que les considérations physiques sont les bienvenues pour définir des éléments de $\{K\}$ mais il serait "dommageable" d'en rejeter une hypothèse H_k statistiquement significative, sous prétexte qu'on n'a pas d'explication causale car, toutes idées a priori égales par ailleurs, cette hypothèse aura une probabilité a posteriori $\pi_x(k)$ non négligeable sinon même probablement maximale. C'est notamment le cas des ruptures éventuelles dans les séries d'apports énergétiques mises en évidence par les tests bayésiens.

Pour terminer ce paragraphe nous revenons au problème de la persistance (prétexte de notre discussion de la question 6). On retrouve le souci de causalité dans la formulation que Fortin donne à ce problème :

" Prise en compte de l'autocorrélation, dans la mesure où celle-ci peut être expliquée physiquement par le comportement du bassin versant".

En guise d'explication physique on invoque couramment l'effet de stockage du bassin versant et surtout l'effet dû à la capacité d'emmagasinement des grands lacs nord américains "expliquant" la forte autocorrélation des apports



annuels du Saint Laurent notamment (Fortin, Ouarda et al.). A la base de cette explication il y a le modèle de stockage (mécanique) simple :

où un processus d'entrée $E(t)$ temporellement indépendant est transformé en processus de sortie $S(t)$ autocorrélé par la réserve de capacité limitée. Ce schéma est certes généralisable à des hypothèses d'entrée et de réserve plus complexes mais il suffit à expliquer au moins une partie de la persistance du Saint Laurent.

Mais peut on tirer une causalité physique de ce modèle probabiliste? La considération de ce modèle de réservoir ne fait que reporter la critique de l'hypothèse de structure du processus de sortie S sur les hypothèse du processus d'entrée E (les précipitations et autres apports hydrologiques aux lacs). Certes cette explication peut être rassurante pour les décideurs-financiers. Ce type d'explication, élément de bonne communication, est certes à prendre en compte dans le dialogue technicien - décideur. Les significations purement statistiques devraient elles alors être négligées? Pourrait on faire remarquer que les financiers peuvent être habitués à manipuler des prévisions boursières ou économiques qui sont basés sur des modèles souvent plus statistiques qu'explicatifs.

En fait le schéma de stockage pourrait s'appliquer dans d'autres contextes que les réserves constituées par les lacs. Ici je m'aventure dans un monde que je connais moins, celui de l'hydrologie nord américaine et je ne sais si les statistiques annuelles d'apports concernent ou non l'année calendaire par exemple. Mais ne peut on pas dire que certains stocks neigeux de certains bassins ont des durées de vie qui s'étalent sur (au moins) deux années calendaires successives ce qui expliquerait une persistance que les précipitations neigeuses mensuelles soient indépendantes ou non? L'effet correspondant serait plus fort là où la contribution des apports neigeux des mois de novembre-décembre n'est pas négligeable et est variables dans les écoulement de printemps ultérieurs comme peut être dans les régions Nord. N'est ce pas là qu'apparaît une autocorrélation significative? Cette tentative d'explication certainement forcée montre que l'on peut toujours trouver certaines explications physiques à ce type de persistance hydrologique. Hydrologiquement et quel que soit le bassin en cause, l'opérateur physique de transfert "précipitation \rightarrow écoulement" a des capacités de mémoire certes plus ou moins fortes. Disons que, à l'échelle annuelle, l'hypothèse de persistance est de fait plus naturelle et réaliste que l'hypothèse d'indépendance qui n'est que commode. L'hypothèse d'indépendance est seulement pratique parce que parsimonieuse c'est à dire économe en paramètres estimables sur des données limitées. C'est de cette façon qu'elle est le plus souvent considérée dans les applications hydrologiques.

2.4 HYPOTHESES HYDROLOGIQUES SENSIBLES

Les trois premières questions du mandat constituent une présentation traditionnelle, sous forme d'inventaire, des hypothèses générales qu'on peut envisager pour décrire un processus hydrologique au delà de la simple indépendance et identique distribution interannuelle communément admise. Mais le problème est de distinguer les hypothèses sensibles vis à vis des prévisions visées.

2.4.1 Les cycles hydrologiques

Notre première remarque concerne la troisième question des cycles significatifs dans la série d'apports énergétiques annuels. Ce problème des cycles de périodicité plus ou moins régulière est un thème déjà largement débattu dans les domaines connexes de l'hydrologie, de l'hydrométéorologie et même de l'économétrie ou ailleurs. On peut maintenant affirmer qu'il n'existe aucune méthode statistique fiable permettant une mise en évidence significative a posteriori de tels cycles, si au moins on n'est pas assuré de leur existence a priori. Qui plus est, les méthodes (telles que les moyennes mobiles) les plus souvent avancées, introduisent des périodicités fictives à la manière des instruments de mesure qui perturbent les phénomènes physiques (effets Slutszky). On sait bien aussi en mathématiques que toute fonction définie sur un intervalle borné quel qu'il soit peut être approchée d'aussi près qu'on veut par une combinaison de sinusoides (sommes de Fourier); il ne s'ensuit en aucune façon que les périodes de ces sinusoides soient extrapolables au delà de l'intervalle. Donc doute sérieux sur les méthodes.

Qui plus et de tels cycles existeraient-ils à l'échelle pluriannuelle, decennale ou séculaire, on ne saurait les distinguer de simples tendances (non répétitives) à l'échelle des prévisions opérationnelles demandées par le mandat Hydro Québec. Ainsi outre les obstacles méthodologiques, la détection de cycles est sans objet pour le problème en main. L'hypothèse des cycles répétitifs n'est certes pas sensible pour la solution de la question 5.

Rasmussen évoque cette hypothèse de cycles hydrologiques. Cependant dans la formulation qu'il propose, l'hypothèse n'a pas la signification d'une variation régulière à grande échelle critiquée ci dessus mais celle d'une moyenne à variation aléatoire. La modélisation qui en résulte pour Rasmussen est intéressante car elle est proche d'un modèle à variables d'état latentes dont nous parlerons plus loin. Toutefois la méthode LOWESS, qu'il propose mais que nous ne connaissons pas, semble être basée sur des moyennes mobiles, critiquables à maints égards. Il serait utile que M Rasmussen présente les détails de cette méthode pour que nous nous en fassions une opinion valable.

Malgré les obstacles ci dessus Ouarda et al consacre une partie de leur imposante contribution à l'hypothèse de cycles. Mais l'analyse harmonique utilisée semble basée sur un choix arbitraire de deux périodes dites harmoniques d'ordre 1 et 2 : l'une égale à la longueur de la série, l'autre égale à la moitié de cette longueur. Ces périodes ne sauraient être à une représentation intrinsèque du processus. Ces deux harmoniques sont certes le point de départ habituel de

méthodes de recherches de cycles plus systématiques (méthodes FFT par exemple) mais, limitée très arbitrairement à 2 à deux cycles de cette façon, nous ne voyons pas ce que cette analyse peut apporter à la question posée. D'ailleurs les auteurs concluent : "La représentation de la série avec 2 harmoniques conduit généralement à des variations qui ne sont pas présentes dans les données observées. On doit donc considérer un nombre relativement élevé d'harmoniques pour assurer une bonne cohérence avec les données observées". Alors pourquoi avoir fait une telle analyse? Une analyse harmonique croisée du même type est tentée également. Les corrélations des apports avec les valeurs de l'indice climatique AMO qui en résultent pourraient elles permettre, notamment pour le Saint Laurent, une prévision des apports avec cet indice. Avant de conclure comme les auteurs, nous devons y regarder de plus près et c'est l'objet, entre autres, de notre deuxième remarque.

2.4.2 Persistances et tendances

Il existe une autre difficulté inhérente à l'analyse statistique des séries chronologiques, en hydrologie ou ailleurs, difficulté liée à la longueur limitée, finie des séries disponibles. Toute autocorrélation positive se traduit par des périodes de surplus ou déficits (par rapport à un seuil moyen par exemple) significativement plus longues qu'avec l'indépendance. Il en résulte des trajectoires *d'aspect non stationnaire* si on les regarde à une certaine échelle. Assez systématiquement les tests statistiques ont alors la difficulté, sinon l'impossibilité de distinguer, entre les deux hypothèses de persistance (ou mémoire interne) et de tendance. Prenons le cas du test dit de stationnarité de Kendall, utilisé par Ouarda et al. Ils concluent notamment à l'existence d'une tendance pour le Saint Laurent. Ils auraient aussi bien pu conclure à l'existence d'une mémoire interne (le test de Kendall est d'ailleurs souvent utilisé à cet effet). On ne doit pas oublier que la dichotomie du test de stationnarité (hypothèse nulle H_0 - pas de tendance -, hypothèse alternative H_1 -tendance-) suppose par ailleurs l'indépendance des observations. Si cette indépendance n'est pas assurée alors le test a d'autres propriétés. A l'inverse le classique test d'autocorrélation est également sensible à la non stationnarité.

La grosse difficulté est que tous les autres tests utilisés ont aussi ce défaut de confusion entre les alternatives de telle sorte que leur application systématique en série (rapport Ouarda) n'est pas clairement interprétable. Fortin, sans en faire une application systématique, utilise certains de ces tests en présentant des interprétations nuancées que justifient les difficultés ci dessus.

Il est utile d'analyser plus en détails les résultats des tests de ruptures (notamment bayesiens).

2.4.3 Ruptures

Les méthodes bayésiennes de détection de ruptures sont en vogue depuis quelques années en hydrologie. Cependant Rasmussen ne croit pas à cette hypothèse de changement brusque, nous le citons: "L'hypothèse est difficile à justifier

physiquement. Nous croyons que le concept de cycles de la moyenne locale est plus facile à accepter intuitivement, même s'il n'est pas possible de les expliquer physiquement". De notre point de vue c'est une opinion assez traditionnelle de croire à la continuité des phénomènes de préférence à des discontinuités brutales. Beaucoup de scientifiques privilègient la commode continuité par tradition depuis Newton. Mais physiquement dans un système aussi complexe que la circulation de l'atmosphère à l'échelle du globe, des changements brusques liés à des effets de seuil, des basculements seraient ils moins vraisemblables que des changements continus? Il est vrai que l'hypothèse de continuité a une longue tradition en Science de par sa commodité et son coté peut être rassurant. Ce n'est plus une raison pour la privilégier absolument. D'autre part, dans les tests bayesiens la rupture n'est qu'une hypothèse statistique. On doit bien sûr l'interpréter comme limite probable ayant une incertitude plus ou moins forte entre deux périodes hétérogènes statistiquement. L'interprétation doit tempérer ce que la traduction mathématique de l'hypothèse a de brutal.

Fortin utilise la méthode de Lee et Héghinian (LH) sur les séries d'apports. Il prend bien soin de préciser, *avec raison*, que cette méthode est une procédure d'estimation d'une date de rupture inconnue mais *en supposant que cette rupture existe*. Nous croyons que M Fortin a été pressé par les délais mais, sans lui faire de reproches, nous pensons, d'un point de vue méthodologique, qu'il eut été préférable d'utiliser des techniques plus récentes et fiables (voir thèse de Luc Perreault). Cependant dans cette application limitée de la méthode LH, nous pensons que les résultats sont acceptables en première approximation.

Ouarda et al. donnent sans explications, les résultats d'une méthode bayésienne de détection de ruptures. Les résultats en sont assez voisins de ceux de Fortin. Toutefois ils précisent que leur méthode suppose des distributions a priori non informatives sur les paramètres (tout comme LH) et ils testent l'hypothèse de rupture en utilisant les rapports de Bayes. Là nous ne comprenons plus car il est une propriété incontournable de ces rapports de Bayes de n'être pas définis (tout comme les probabilités a posteriori des hypothèses testées d'ailleurs) dans le cas des a priori non informatifs de ce problème. Il y a d'ailleurs une très abondante littérature technique consacrée à ce sujet. Nous souhaiterions que les auteurs détaillent leurs méthodologies et précisent leur modèle.

De façon générale, Ouarda et al ne donnent quasiment pas d'explications sur les outils statistiques qu'ils utilisent. Ce ne sont pas les annexes sous formes de feuilles de calcul EXCEL qui sont plus éclairantes à cet égard. Ils présentent par ailleurs des résultats d'une procédure bayésienne multivariée de détection d'un saut dans la moyenne (modèle régressif dit d'attribution). Nous ne comprenons pas la philosophie d'application de cette procédure. Précisons qu'il s'agit d'une estimation bayésienne de la date de rupture sur "l'ordonnée à l'origine" d'une regression des apports en fonction des précipitations, des température puis les deux ensemble et l'indice AO. Remarquons ici qu'il n'est pas question de tests d'hypothèse mais seulement d'estimation de date de changement. L'utilisation de variables climatiques explicatives pourrait avoir un sens pour augmenter l'efficacité de la méthode *s'il s'agissait de variables de référence stationnaires*

mais cette condition ne peut être une hypothèse plausible pour des facteurs qu'on suppose de fait générateurs des apports. Il y a quelques chances que les ruptures (si elles sont d'origine climatique) soient liées à des avatars analogues sur les variables explicatives. Auquel cas les conclusions de la méthode risquent d'être faussées (ainsi des changements en moyenne concomitants sur les deux séries peuvent ne pas apparaître sur la régression).

Pour en revenir à la discussion initiale sur la confusion "persistances et tendances" il faut aussi insister sur le fait que les méthodes précédentes de détection de ruptures n'échappent pas à cette confusion. Une date de rupture détectée peut être faussée par la présence d'une mémoire interne dans la série étudiée. On courra ce risque de confusion et de conclusion "floue" chaque fois qu'on analysera séparément chaque test d'un ensemble censé s'attacher à un aspect particulier de la structure d'un processus. *Notre point de vue est qu'il importe d'utiliser une approche de modélisation globale où s'intègrent les seules hypothèses considérées comme sensibles vis à vis de la prévision visée (type de rupture, mémoire autorégressive par exemple). La crédibilité de chaque hypothèse peut alors être examinée en elle même, en relation avec les autres hypothèses et en relation avec l'objectif poursuivi.* Le paragraphe suivant va tenter d'en persuader le lecteur.

2.4.4 La modélisation

L'objectif demandé du modèle est la prévision des apports moyens annuels de 2001, 2002, 2003. Il s'agit donc d'une prévision au court terme annuel. Fortin fait une discussion pertinente de la notion d'apport moyen. Ici nous écrirons modules énergétiques de 2001 à 2003. Notons que s'il s'agissait d'une période plus longue comme les 10 ans ou 15 ans à venir, il faudrait remplacer les modules datés par la notion d'espérance mathématique d'apports annuels sur cette période. Ainsi le modèle demandé doit être adapté à l'objectif demandé. C'est un truisme mais à mon avis, Fortin est le seul à avoir posé le problème avec les prévisionneurs expressément adaptés à la vision "courte" de la prévision explicitée. Nous adopterons ce point de vue en même temps que son découpage pertinent en 3 sous système :

- le Saint-Laurent
 - le Sud: Saint-Maurice, Outaouais
 - le Nord: Churchill Falls, Bersimis, Outardes, Manic, La Grande
- . Pour ces sous systèmes les prévisionneurs utiles sont alors:
- les prévisions météorologiques saisonnières éventuelles des services émetteurs (une saison à l'avance),
 - les modules présents ou passés pour utiliser la mémoire interne du processus lorsque celle ci est significative (ou explicable !) comme dans les cas du Saint Laurent et peut être du Nord canadien. Notons que la limitation

des séries demande certainement des modèles parsimonieux et qu'il faut préciser si le passé doit être pris en compte ou non (modèle markovien possible pour le Saint Laurent).

D'un point de vue général il faut aussi discuter de la forme, probabiliste ou non, que doit avoir la prévision livrée au décideur. Certes il est plus facile à celui-ci de n'avoir à considérer qu'un chiffre. Mais d'un point de vue économique, il a intérêt à s'intéresser aux écarts de prévision par rapport à la réalité et qui sont dans la nature des choses auxquelles on ne peut échapper. De plus si deux prévisions différentes (et elles le seront généralement) sont émises par deux spécialistes considérés comme également compétents, comment construire une prévision opérationnelle?). Ainsi nous considérons qu'une prévision opérationnellement utile se doit d'être probabiliste c'est à dire définie par une distribution de probabilité sur ses valeurs possibles. Le résumé de cette distribution par un chiffre telle une variance d'erreur est très insuffisant car il ne permet pas de distinguer les risques de prévision par défaut ou par excès, éléments d'information essentiels pour le décideur.

Tous ces aspects du problème de prévision à court terme se retrouvent dans la contribution de M Fortin. Bien entendu les délais n'ont pas permis les affinements nécessaires et nous y reviendrons dans la dernière partie de ce rapport.

La suite du présent paragraphe sera consacré à l'examen aux propositions de M Rasmussen d'un côté et Ouarda de l'autre (avec une attention particulière au modèle de réseaux de neurones élaboré par M Coulibaly).

L'étude Rasmussen doit être examinée avec attention car cet expert a une grande expérience de la modélisation hydrologique. Après un inventaire des modèles statistiques classiques utilisés sur les séries annuelles et une critique (rapide car non appuyée par des vérifications spécifiques détaillées) des différentes hypothèses évoquées dans le mandat, Rasmussen propose une idée très intéressante, exprimée comme suit :

"Il est évident que la série d'apports énergétiques contient un élément aléatoire important. Aucun modèle statistique ne peut expliquer la totalité de la variation des apports. Afin de répondre aux questions qui nous ont été posées, on doit distinguer deux types de variations:

- * variation de la moyenne,
- * variation autour de la moyenne.

Cette distinction est importante, car pour la prévision, c'est la moyenne qui sera utilisée".

Il est important de bien comprendre l'idée de Rasmussen car nous l'utiliserons plus loin. Si t est l'année, $Y(t)$ l'apport et $\epsilon(t)$ un écart aléatoire :

$$Y(t) = m(t) + \epsilon(t)$$

où $m(t)$ est l'espérance mathématique (Rasmussen parle de moyenne mais le terme espérance, paramètre lié au processus, est plus explicite). Notons en passant que, contrairement à l'objectif de prévision tel que défini en gras par

Rasmussen, la moyenne n'en n'est pas un ici; *c'est* $Y(2001), Y(2002), Y(2003)$ *qu'il s'agit de prévoir*. Contrairement au modèle simple habituel où m est constant et les $\epsilon(t)$ sont indépendants, Rasmussen propose un modèle où $m(t)$ est un processus aléatoire. C'est en fait une chronique de variables internes au modèle et qu'on ne peut observer directement. Dans le langage de la modélisation des systèmes dynamiques, de telles variables s'appellent des *variables latentes*.

Rasmussen propose une méthode d'estimation non paramétrique de $m(t)$ appelée Lowess : "Plutôt que de faire une hypothèse a priori sur la forme fonctionnelle de la moyenne, on peut utiliser une méthode non paramétrique pour estimer la moyenne. Une telle méthode permet de dégager les tendances dans les observations". Cependant l'auteur donne peu d'indications sur cette méthode. Le peu qu'il en dit nous la fait interpréter comme une combinaison de moyennes mobiles et de régression non paramétrique ce qui nous fait craindre des biais d'estimations du type Slutsky. Il reste aussi à préciser l'introduction de prévisionneurs exogènes comme les données météorologiques dans ce modèle. Nous verrons plus loin comment certaines techniques modernes d'estimation dites MCMC permettent de résoudre tous ces problèmes.

Pour ce qui concerne les questions de modélisation, le rapport Ouarda privilégie la méthode des réseaux de neurones dynamiques artificiels (RNA) dont les applications à l'hydrologie ont été faites par Coulibaly et dont nous avons consulté, entre autres, l'article annexé. Nous employons le mot méthode plutôt que modèle car, et c'est symptomatique, la terminologie n'est pas bien fixée. On parle de modèle, de méthode d'estimation, de procédure d'apprentissage, d'identification de l'information contenue dans les séries, etc.... Ces termes ne sont pas précis ni associés à une représentation mathématique dans les documents fournis. Certes la méthode est souple parce que d'essence non paramétrique mais pour être utile en prévision *il nous faut un modèle : c'est à dire une représentation formalisée des erreurs de prévision au delà de la période de calage (ou d'apprentissage)*. La méthode RNA en manque, tout comme en manqueraient les méthodes dites floues, heureusement non proposées. Il est symptomatique que les prévisions de 2001 à 2003 de la RNA ne soit accompagnées d'aucune fourchette d'erreur, impossible à déterminer s'il n'existe pas de période de validation possible assez longue indépendante du calage. Une telle période de validation pour les apports futurs serait d'ailleurs très délicate à déterminer. Signalons aussi que le "modèle" RNA ne semble pas parsimonieux et la comparaison avec un modèle autorégressif simple n'est pas alors très équitable si elle néglige cet aspect de souplesse des modèles. En fait la proposition assez insistante du "modèle" RNA ne nous semble pas appuyée solidement par des affirmations non prouvées du style :

"La modélisation par l'approche RNA des apports mensuels par système (ou région) permettra une meilleure estimation des apports totaux futurs. L'étude réalisée par Coulibaly et al. (2000) montre un fort potentiel de cette approche",

"Une analyse complète par ondelettes croisées pour les apports, les données météorologiques (température, précipitation), et les indices climatiques (AO, NAO, PNA, ENSO, BWA) par région, permettra de mieux comprendre l'origine

des tendances et variabilité des apports, et cela pourrait aider aux choix des variables explicatives et des méthodes appropriées pour une meilleure estimation des apports futurs. A titre d'exemple, les ondelettes de la Grande et de Churchill Falls montrent un impact possible de l'Oscillation Artique (AO)" Comment modéliser cet impact?

"Quelle est la prévision de l'apport énergétique annuel des 3 prochaines années, et quelle en est l'incertitude;

Les résultats complets, pour tous les systèmes, en considérant un modèle auto-régressif sont présentés dans la section 4.2. Les résultats de prévision pour la série agrégée sont les suivants :

Année	méthode des RNA	modèle auto-régressif d'ordre 1
2001	175.02 TWh	183.9 TWh
2002	189.40 TWh	184.6 TWh
2003	186.50 TWh	184.8 TWh

Un niveau de confiance plus élevé est accordé à la méthode des RNA"

Cette dernière affirmation n'est certes pas une évaluation de l'incertitude de la prévision où l'entend le mandat. Notons aussi que la comparaison chiffrée des deux méthodes n'a guère de sens si elle n'est pas accompagnée d'une évaluation de l'incertitude. Mais comment évaluer cette dernière pour les RNA?

2.4.5 Modules énergétiques manquants ou reconstitués - hypothèses de calcul

Outre les hypothèses hydrologiques de stationnarité et mémoire, la valeur des données dépend d'hypothèses techniques (facteurs de production, etc...) transformant les débits en apports énergétiques et d'hypothèses statistiques pour estimer les valeurs manquantes. En effet le nombre des manques n'est pas négligeable. Une étude de validation des données a été effectuée à la suite des recommandations du Comité d'experts de 1998. Les résultats de cette étude ont surtout considéré ce qui concerne les valeurs moyennes annuelles des erreurs de mesure ou (et) de reconstitution.

Il nous semble cependant que certaines approximations et quelques confusions entre problèmes d'estimation des paramètres des modèles et problèmes d'estimation des valeurs observées ont pu introduire quelques distorsions dans les résultats (Estimation de l'incertitude des données d'apports énergétiques - rapport d'étape T3.1.2 - INRS EAU).

Mais vis vis de la structure du processus des apports, ce ne sont pas tant les valeurs moyennes d'erreurs qui importent que la place dans la série des valeurs énergétiques réelles ou reconstituées. En effet :

- d'une part les méthodes de transfert débits naturels → apports énergétiques ont pu varier au cours du temps,
- d'autre part les méthodes statistiques de reconstitution des valeurs manquantes utilisées ne sauraient fournir des estimations dont les propriétés probabilistes sont celles des valeurs réelles. leur dispersion notamment

en est essentiellement différente. Leurs dates spécifiques dans les séries chronologiques font que la structure des processus peut en être modifiée et, par exemple, des hétérogénéités fictives telles que des ruptures significatives pourraient apparaître.

Ce problème de position temporelle des valeurs manquantes n'a pas été étudié et il serait utile qu'on s'en préoccupe au moins en relation avec le problème de détection des non stationnarité des apports (questions 1 à 3 du mandat).

Du point de vue de l'estimation des propriétés des processus d'apports, la reconstitution des valeurs manquantes n'a qu'un rôle de commodité, celui de n'utiliser que les méthodes statistiques classiques faites pour des données complètes et qui ne supportent donc pas les trous.

Il est d'autant plus dommage que les méthodes de reconstitution puissent introduire des biais dans les séries.

Or il existe maintenant des techniques récentes d'estimation des paramètres des processus et de "reconstitution sous un certain sens" des valeurs manquantes dans les processus même complexes et qui n'ont pas les mêmes défauts. En fait les résultats d'estimation sans biais de calcul sont transparents vis vis de la reconstitution qui n'est plus qu'une procédure de calcul commode. Il s'agit toujours des techniques MCMC (Monte Carlo Markov Chains) où les valeurs manquantes sont considérées et estimées au même titre que les variables latentes déjà proposées ci dessus. Nous essaierons d'être plus explicites dans le paragraphe suivant.

2.4.6 Les incertitudes du modèle

Nous raisonnerons dans le cas du schéma regroupé à 3 sous systèmes tel que défini par Fortin.

Hypothèses sensibles Nous commencerons par une récapitulation des hypothèses sensibles pour la prévision desquelles nous excluerons d'emblée les cycles pour les raisons déjà évoquées de non pertinence pour les questions opérationnelles. Ces hypothèses sensibles sont à notre avis :

- la mémoire interne (autocorrélation) des apports annuels au moins pour le Saint Laurent et peut être le Nord Québécois (bien qu'on ne puisse réellement invoqué une cause ici). Pour le Saint Laurent il peut y avoir une incertitude sur l'ordre (1 à 3) du modèle autorégressif. Nous pensons que le choix du modèle peut être incertain mais limité à des modèles autorégressifs (AR et non ARMA). La pertinence même incertaine des modèles neuronaux RNA ne nous semble pas assez prouvée pour être intégré dans l'ensemble des méthodes possibles (surtout parce que, telle que présenté ce n'est pas *un modèle de prévision*.)
- la non stationnarité. On est loin d'en avoir dégagé une cause physique même par covariation avec l'indice climatique AO (sauf peut être pour les apports saisonniers du Nord). Aucune des méthodes de prévisions

proposées n'en tient compte (certainement pour satisfaire au dogme de causalité physique) à l'exception de Rasmussen dans une certaine mesure. On est ici dans le cadre du choix de modèle séparation. Personnellement je ne suis pas sûr qu'il faille s'appuyer sur une procédure de choix aussi brutale pour des raisons opérationnelles de décision face à l'incertitude. Par exemple s'il y a un changement, il n'est pas douteux qu'une baisse future de l'espérance des apports annuels (pour fixer les idées) peut avoir une incidence notable sur la politique de l'Entreprise. Dans ce cas peut-on négliger l'éventualité même incertaine et non prouvée physiquement (preuve surtout psychologique) d'un changement de cette espérance? Pour moi la réponse est d'autant plus négative qu'il existe une stratégie de prévision rationnelle, cohérente *la prévision multimodèle basée sur la distribution prédictive des apports où chaque hypothèse pertinente est pondérée par son degré de crédibilité a posteriori où la connaissance a priori du décideur peut être introduite*. Il n'est donc pas question d'éliminer l'hypothèse de stationnarité classique qui affectera le résultat de la prévision avec son degré de probabilité propre.

Cela dit quelles hypothèses de changement introduire. Fortin et Ouarda ont examiné le cas de rupture simple sur l'espérance mathématique. Il n'est pas douteux que les critères de simplicité et de parcimonie doivent être retenus ici car l'information pertinente n'est pas riche. Dans la conférence NATO de 1993 à Deauville, nous avons évoqué d'une part le problème de changement progressif de la moyenne d'une série et la possibilité d'une deuxième rupture, et d'autre part le cas de changement d'une espérance à deux états m_0 et m_1 se succédant selon une chaîne de Markov à temps aléatoire (processus semi-markovien dit "vaches grasses et vaches maigres". Ce type de processus pourrait être remplacé par un modèle de processus markovien plus classique pour $m(t)$, analogue au modèle de Rasmussen en utilisant cependant des techniques d'estimation plus pertinentes (techniques MCMC avec variables latentes). En résumé nous suggérons d'étudier deux modèles de non stationnarité simples

- le modèle de rupture simple (combiné bien entendu avec une mémoire autorégressive - extension des modèles de Luc Perreault),
- un modèle de processus latent simple de changement de la moyenne (deuxième niveau hiérarchique) du type chaîne de Markov ou processus autoregressif simple) Bien entendu ce modèle doit combiner cette autocorrélation de deuxième niveau sur la moyenne avec une mémoire de premier niveau sur les apports eux-mêmes.

Les prévisionneurs Un des ingrédients essentiels de tout modèle de prévision est l'ensemble des prévisionneurs, connus au moment de l'émission de la prévision et dont l'introduction dans le modèle représentant la structure du processus des apports (dont il a été question ci-dessus) peut *modifier la distribution prédictive des apports annuels et diminuer les risques d'erreur*.

Dans le cas d'une mémoire l'apport du présent et les apports du passé sont des prévisseurs (l'apport du présent seul dans le cas de structure autorégressive simple non biaisée par les ruptures éventuelles).

Les indices climatiques connus (tel AO) n'ont pas été prouvés comme fournissant de tels prévisseurs (au moins dans l'état de connaissances actuelles inventoriés par les experts).

Il reste les prévisions météorologiques saisonnières (utilisées par Fortin) dont l'intérêt même limité dans le temps, peut s'avérer significatif. Leur utilisation efficiente opérationnelle doit passer cependant par un dialogue constant avec les divers services émetteurs de ces prévisions pour élaborer la meilleure forme possible pour introduire ces prévisions dans le modèle hydrologique. Les tentatives très intéressantes de Fortin ne sont qu'une première ébauche à cet égard car elles sont basées sur des hypothèses à discuter avec les météorologues.

2.4.7 Modèles avec variables latentes et méthodes MCMC.

Rappel heuristique des méthodes MCMC A plusieurs reprises nous avons cité les variables latentes et les méthodes MCMC qui pourraient être d'une aide considérable pour élaborer un modèle de prévision complet. Nous donnons quelques indications générales ci après sur le principe de ces méthodes.

Les techniques MCMC, et singulièrement l'échantillonnage de Gibbs avec ou sans hybridation éventuelle avec la méthode Metropolis Hastings, sont des extensions des méthodes de Monte Carlo qui sont largement utilisées en Hydrologie. Pour simplifier ces techniques remplacent les générations de tirages indépendants dans une distribution $g(\theta)$ par des tirages $\dots\theta_{i-1}, \theta_i, \theta_{i+1} \dots$ liés en chaînes de Markov dont $g(\theta)$ est la limite ergodique stationnaire. Ici θ représente l'ensemble des paramètres du modèle à l'étude; $g(\theta)$ est ainsi obtenu par échantillonnage de la séquence $\{\theta_i\}$. Ces techniques très souples libèrent le modélisateur de contraintes d'opportunité et lui permettent la mise en oeuvre de modèles plus réalistes.

Variables latentes Soit un modèle où nous noterons Y les observations, U les variables latente de telle sorte que ce modèle :

$$Y(t) = m(t) + \epsilon(t)$$

s'écrit :

$$Y(t) = U(t) + \epsilon(t)$$

On considère que le modèle a une structure hiérarchique :

- un premier niveau conceptuel : les variables latentes U ont une densité conditionnelle $g(U/\theta)$ où θ sont les paramètres du modèle,.
- un second niveau d'observation : les observables Y sont reliés aux variables latentes par des fonctions de transfert déterministes ou stochastiques que

l'on peut résumer par la donnée d'une densité $f(Y/U, \theta)$ telle que :

$$f(Y|\theta) = \int f(Y/U, \theta).g(U|\theta).dU$$

Les raisonnements suivants seront explicités en termes de méthode bayésienne (On pourrait traiter de la méthode classique du maximum de vraisemblance de façon parallèle) En utilisant une distribution a priori $b(\theta)$ sur les paramètres, on applique la règle de Bayes au couple U, θ ,

$$b(\theta, U) = b(\theta).g(U|\theta)$$

$$\beta_Y(\theta, U) = \frac{f(Y/U, \theta).b(\theta, U)}{\int f(Y/U, \theta).b(\theta, U).dU d\theta}$$

Rapelons que $b(\theta)$ est la densité a priori et $\beta_Y(\theta, U)$ la densité a posteriori connaissant Y de θ, U .

Maintenant puisqu'on s'intéresse aux seuls observables Y , La densité a posteriori marginale a posteriori $\beta_Y(\theta)$, s'obtient par intégration ou *marginalisation* à partir de $\beta_Y(\theta, U)$:

$$\beta_Y(\theta) = \int_{\Omega_3} \beta_Y(\theta, U).dU = \int_{\Omega_3} \beta_Y(U).\beta_{Y,U}(\theta).dU$$

Par ailleurs $\beta_Y(U)$ s'écrit :

$$\beta_Y(U) = \int_{\Omega_2} \beta_Y(U, \theta').\beta_Y(\theta')d\theta'$$

en utilisant la variable courante θ' au lieu de θ . Si bien que $h(\theta) = \beta_Y(\theta)$ vérifie l'équation intégrale :

$$h(\theta) = \int_{\Omega_2} k_Y(\theta, \theta').h(\theta')d\theta'$$

où $k_Y(\theta, \theta') = \int_{\Omega_3} \beta_{Y,U}(\theta).\beta_Y(U, \theta')dU$

Ce résultat est important car on retrouve, en terme de distributions conditionnelles, la récurrence ou transition de la chaîne de Markoff $... \theta_{i-1}, \theta_i, \theta_{i+1} ...$ où θ_{i-1} est une réalisation (tirage) de θ' pour faire le lien avec la formule ci dessus. L'important est que cette transition peut être obtenue par un tirage intermédiaire conditionnel à chaque étape d'une valeur de la variable latente U . La technique des variables latentes revient ainsi à générer en séquence à la fois les valeurs des paramètres et des variables latentes. Notons que l'objectif du calcul reste toujours la *distribution marginale de θ* .

Valeurs manquantes A la suite de Tanner, on peut montrer que si l'échantillon Y observé n'est pas régulier ou hétérogène du fait d'erreurs de mesure, les valeurs manquantes peuvent être considérées comme des variables latentes et intégrées au processus d'estimation en séquence markovien. Cette technique est dite "augmentation des données" mais il s'agit d'une terminologie fallacieuse car l'estimation de $\beta_Y(\theta)$ est transparente vis à vis de la simulation intermédiaire des variables latentes ou manquante. La méthode ne crée pas de données.

Esquisse de modèle Pour récapituler le problème de modélisation des apports, revenons à la formule initiale :

$$Y(t) = m(t) + \epsilon(t)$$

- la mémoire peut être prise en compte par un schéma autorégressif sur les $\epsilon(t)$,
- la non stationnarité par une modélisation du processus latent $m(t)$
 - soit par une rupture unique,
 - soit par un modèle de changement d'états discrets markovien de cette moyenne,
 - soit par un modèle de changement d'états continus autorégressifs (plus en accord avec l'idée de Rasmussen).
- Dans chaque état de moyenne, les prévisseurs $X(t)$ (notamment météorologiques saisonniers) pourraient expliquer une part de l'évolution de cette variable latente $m(t)$:

$$m(t) = m_0(t) + h(X(t))$$

où la valeur de $h(X(t))$ exprime une variable latente de décodage des prévisions fournis par les services météorologiques. En effet et comme indiqué par Fortin, ceux ci peuvent donner des prévisions sous forme de valeurs catégorisées (appartenance à des classes) qu'il importe de transformer pour être utilisé dans un modèle continu. C'est encore une illustration de l'emploi des valeurs latentes en modélisation. Si cela n'est pas fait on devrait travailler sur des observations d'apports catégorisées.

Bien entendu une telle esquisse de modèle, donnée ici pour illustration, ne pourra être vue comme une proposition de modèle qu'après examen critique plus approfondi. Nous avons seulement voulu montré la souplesse d'une approche qui par ailleurs fait le minimum de concessions à la mise en oeuvre vis à vis des buts opérationnels poursuivis.

2.5 Récapitulation des commentaires de l'auteur

Nous résumons nos commentaires sous la forme de la fiche de synthèse communiquée par M Perreault.

Fiche de Monsieur Jacques Bernier

Comportement des séries historiques d'apports énergétiques annuels

(votre diagnostic : changement, persistance, etc...)

Vis à vis des trois classes d'hypothèses traditionnelles de stationnarité, non stationnarité et de mémoire, il importe de ne prendre en compte que les hypothèses sensibles (c'est à dire telles que la prévision au court terme envisagée soit susceptible d'en être modifiée), donc :

- l'hypothèse des cycles hydrologiques plus ou moins réguliers n'est pas à considérer parce que d'une part, il n'existe aucun test de détection statistique fiable, d'autre part à courte échelle de prévision où on se place, cette hypothèse ne peut être distinguée d'une hypothèse de tendance systématique sur un horizon limité.
- Un changement (en moyenne notamment) est possible avec une certaine incertitude sans qu'on puisse en détecter significativement la cause ou qu'on puisse faire un lien significatif avec une covariation climatique (indice AO) si ce ne sont peut être les apports saisonniers du sous système Québec-Nord.
- La persistance (manifestation d'une mémoire de processus) est présente significativement et explicable physiquement dans les apports du Saint Laurent bien que l'autocorrélation puisse être augmentée fallacieusement par un changement systématique. Ce comportement, à un moindre degré cependant, pourrait être aussi celui du sous système Nord-Québécois.

Modèle(s) de prévision annuelle à privilégier compte tenu de votre diagnostic.

En matière de prévision il serait utile de distinguer deux types de procédures :

- une procédure unimodèle où les hypothèses de base seraient fixées :
 - pas de changement, modèle autorégressif dont l'ordre (entre 1 et 3) pourrait être déterminé après étude pour le Saint Laurent et le Nord.
 - Introduction dans le processus d'une prévision saisonnière à court terme en liaison avec les services météorologiques.

On recommande ici fortement l'utilisation de la distribution prédictive des apports futurs tenant compte de l'incertitude sur les paramètres.

- une procédure multimodèle où les prévisions issues de diverses hypothèses sont pondérées par les probabilités a posteriori de ces diverses hypothèses. C'est en fait une extension du concept de distribution prédictive. Malgré qu'elle soit encore non prouvée hydrologiquement, nous proposons de considérer l'hypothèse de changement représentée par l'un ou l'autre des modèles suggérés dans notre note précédente (ruptures simples ou multiples, modèle latent de changement markovien)

Actions à court terme que l'entreprise devrait privilégier en matière de prévision énergétique

Notre recommandation ici sera d'utiliser la procédure unimodèle précédente. De fait il s'agit de reprendre essentiellement la procédure proposée par Vincent Fortin sur les apports globaux et les trois sous systèmes regroupés qu'il a défini. Cette procédure devrait être confortée par le dialogue avec les services météorologiques compétents en prévisions saisonnières pour discuter de la forme sous laquelle ces prévisions seraient utilisables plus efficacement.

Avenues de recherche à explorer à plus long terme

Notre point de vue est qu'il importe d'utiliser une approche de modélisation globale où s'intègrent les seules hypothèses considérées comme sensibles vis à vis de la prévision visée (type de ruptures, mémoires autorégressives par exemple). La crédibilité de chaque hypothèse peut alors être examinée en elle même, en relation avec les autres hypothèses ET avec l'objectif poursuivi.

A plus long terme nous proposons donc la mise en œuvre de la procédure de prévision multimodèle et l'utilisation de la démarche de modélisation conditionnelle bayésienne. Il s'agirait ici de la procédure bayésienne complète incluant l'évaluation propre des probabilités a priori par interrogations d'experts et (ou) utilisation d'autres informations. Pour certaines des évaluations nécessaires qui pourraient être trop coûteuses (en temps et efforts) à effectuer, il existe des techniques « d'élicitation des a priori » couplées avec les méthodes de Monte Carlo par Chaines de Markov permettant de résoudre les complexités de ces modèles.