



(51) Classification internationale des brevets :  
*G06F 17/50* (2006.01) *G01V 1/30* (2006.01)

F-84000 Avignon (FR). D'OR, Dimitri [BE/BE]; Tienne de Mont 10, B-5140 Sombrefte (BE).

(21) Numéro de la demande internationale :  
PCT/FR2009/052301

(74) Mandataires : LOISEL, Bertrand et al.; Cabinet Passeraud, 52 rue de la Victoire, F-75440 Paris Cedex 09 (FR).

(22) Date de dépôt international :  
25 novembre 2009 (25.11.2009)

(81) États désignés (sauf indication contraire, pour tout titre de protection nationale disponible) : AE, AG, AL, AM, AO, AT, AU, AZ, BA, BB, BG, BH, BR, BW, BY, BZ, CA, CH, CL, CN, CO, CR, CU, CZ, DE, DK, DM, DO, DZ, EC, EE, EG, ES, FI, GB, GD, GE, GH, GM, GT, HN, HR, HU, ID, IL, IN, IS, JP, KE, KG, KM, KN, KP, KR, KZ, LA, LC, LK, LR, LS, LT, LU, LY, MA, MD, ME, MG, MK, MN, MW, MX, MY, MZ, NA, NG, NI, NO, NZ, OM, PE, PG, PH, PL, PT, RO, RS, RU, SC, SD, SE, SG, SK, SL, SM, ST, SV, SY, TJ, TM, TN, TR, TT, TZ, UA, UG, US, UZ, VC, VN, ZA, ZM, ZW.

(25) Langue de dépôt : français

(26) Langue de publication : français

(30) Données relatives à la priorité :  
08 58021 26 novembre 2008 (26.11.2008) FR

(71) Déposant (pour tous les États désignés sauf US) :  
TOTAL SA [FR/FR]; 2 place Jean Millier, La Défense 6, F-92400 Courbevoie (FR).

(72) Inventeurs; et

(75) Inventeurs/Déposants (pour US seulement) : BIVER, Pierre [BE/FR]; 3 rue Lapouble, F-64000 Pau (FR). ALLARD, Denis [FR/FR]; 28 rue de la campagne,

(84) États désignés (sauf indication contraire, pour tout titre de protection régionale disponible) : ARIPO (BW, GH, GM, KE, LS, MW, MZ, NA, SD, SL, SZ, TZ, UG, ZM, ZW), eurasien (AM, AZ, BY, KG, KZ, MD, RU, TJ,

[Suite sur la page suivante]

(54) Title : ESTIMATION OF LITHOLOGICAL PROPERTIES OF A GEOLOGICAL ZONE

(54) Titre : ESTIMATION DE PROPRIETES LITHOLOGIQUES D'UNE ZONE GEOLOGIQUE.

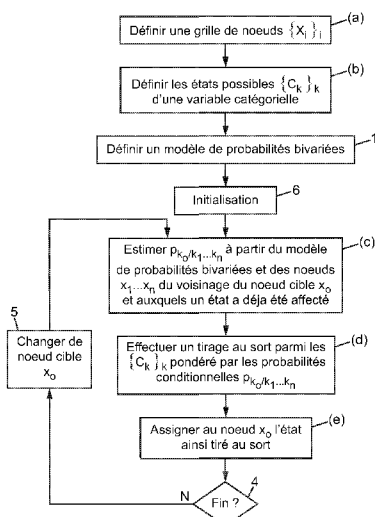


FIG. 1A

(57) Abstract : The invention relates to a method of estimating the lithological properties of a geological zone represented by a grid, in which one seeks to assign facies to the nodes of the grid, by means of sequential stochastic simulations. According to the invention, for a target node ( $x_0$ ) from among a set of target nodes to be traversed through iterations, a conditional probability ( $pk_0/k_1, \dots, k_n$ ) of observing a facies is estimated for each possible facies ( $c_{k_0}$ ), given that respective facies have already been assigned to other nodes in the vicinity. A random draw weighted by these conditional probabilities is then performed. The estimation of the conditional probabilities involves the univariate probabilities ( $pk_0$ ) and bivariate probabilities ( $pk_0, k_1$ ) of observing two facies for two respective nodes of the grid. Each bivariate probability involved in estimating the conditional probability is referred to the target node ( $x_0$ ) and to a node ( $x_i$ ) in the vicinity of the target node.

(57) Abrégé : Un procédé d'estimation de propriétés lithologiques d'une zone géologique représentée par une grille, dans lequel on cherche à assigner aux nœuds de la grille des faciès, par simulations stochastiques séquentielles. Pour un nœud cible ( $x_0$ ) parmi un ensemble de nœuds cibles à parcourir par itérations, on estime pour chaque faciès possible ( $c_{k_0}$ ) une probabilité conditionnelle ( $pk_0/k_1, \dots, k_n$ ) d'observer ce faciès, sachant que des faciès respectifs ont déjà été assignés à d'autres nœuds du voisinage. Un tirage au sort pondéré par ces probabilités conditionnelles est ensuite effectué. L'estimation des probabilités conditionnelles fait intervenir des probabilités univariées ( $pk_0$ ), et des probabilités

[Suite sur la page suivante]

- (a)... Define a grid of nodes  $\{X_i\}_i$
- (b)... Define the possible states  $\{C_k\}_k$  of a categorical variable
- 1... Define a model of bivariate probabilities
- 6... Initialization
- (c)... Estimate  $pk_0/k_1, \dots, k_n$  on the basis of the model of bivariate probabilities and nodes  $x_1 \dots x_n$  of the vicinity of the target node  $x_0$  and to which nodes a state has already been assigned
- 5... Change target node  $x_0$
- (d)... Perform a random draw from among the  $\{C_k\}_k$  weighted by conditional probabilities  $pk_0/k_1 \dots k_n$
- (e)... Assign the thus randomly drawn state to node  $x_0$
- 4... End?





TM), européen (AT, BE, BG, CH, CY, CZ, DE, DK, EE, — *relative à la qualité d'inventeur (règle 4.17.iv)*  
ES, FI, FR, GB, GR, HR, HU, IE, IS, IT, LT, LU, LV,  
MC, MK, MT, NL, NO, PL, PT, RO, SE, SI, SK, SM, **Publiée :**  
TR), OAPI (BF, BJ, CF, CG, CI, CM, GA, GN, GQ, GW, — *avec rapport de recherche internationale (Art. 21(3))*  
ML, MR, NE, SN, TD, TG).

**Déclarations en vertu de la règle 4.17 :**

## ESTIMATION DE PROPRIETES LITHOLOGIQUES D'UNE ZONE GEOLOGIQUE

L'invention se rapporte au domaine de l'estimation des propriétés lithologiques d'une zone géologique pour l'étude du sous-sol.

Il est connu de simuler une zone géologique pour estimer la structure géométrique d'un réservoir ainsi que la nature des roches qui composent le  
5 réservoir (grès, carbonates, schistes...), c'est à dire la lithologie du réservoir. On peut ainsi déterminer quelles sont les régions de la zone géologique qui ont le plus de chance de contenir des hydrocarbures, les régions dans lesquelles il peut être intéressant de forer un puits d'injection pour améliorer la récupération des hydrocarbures, le type de fluides récupérés, ou autre. Il  
10 s'agit *in fine* d'obtenir une représentation du réservoir la plus précise possible afin de déterminer au mieux les paramètres techniques relatifs à la recherche, à l'étude ou l'exploitation de la zone. Il est crucial, dans le domaine pétrolier, que la simulation soit aussi précise que possible.

En général, le géologue dispose seulement d'un petit nombre de  
15 données expérimentales (obtenues par exemple par carottage en certains points du réservoir). La simulation consiste à construire l'image d'un réservoir, en interpolant ces données expérimentales connues.

Cependant, du fait du petit nombre d'informations disponibles, il est nécessaire de recourir à des procédés de construction probabilistes.

20 Généralement la simulation est réalisée par ordinateur, et la structure géométrique du réservoir est représentée sous la forme d'une grille.

De façon conventionnelle, chacun des nœuds de la grille est identifié par ses coordonnées dans l'espace, selon les 3 axes. Par exemple, les coordonnées  $(x_0, y_0, z_0)$  définissent un nœud, lequel est noté  $x_0$  dans la  
25 présente description à des fins de clarté.

On appelle variable catégorielle une fonction susceptible de prendre un nombre fini d'états. Par exemple, dans le cas d'un réservoir, si la variable catégorielle est la lithologie, les différents états sont les types de faciès

susceptibles d'être observés dans le réservoir, par exemple des schistes, des argiles, des grès...

Pour simuler la lithologie du réservoir, on assigne à chaque nœud de la grille un état, parmi l'ensemble des états susceptibles d'être pris par la variable catégorielle. Par exemple, si 3 faciès (schistes, argiles, grès) différents peuvent être observés dans le réservoir, on aura 3 états susceptibles d'être pris par la variable catégorielle qui sont l'état  $c_1$  qui correspond à des schistes, l'état  $c_2$  qui correspond à des argiles, et l'état  $c_3$  qui correspond à des grès. Il y aura en conséquence 3 assignations possibles ( $c_1$ ,  $c_2$ , et  $c_3$ ) pour chaque nœud de la grille.

Dans les méthodes de simulation stochastique, l'attribution d'un état  $c_k$  en un nœud  $x_i$  de la grille se fait par tirage au sort pondéré par les probabilités d'occurrence de l'état  $c_k$ . Lorsque les états sont des faciès on parle de façon conventionnelle de simulation de faciès.

Dans les méthodes de simulation stochastiques séquentielles, on simule les faciès en un nœud donné de la grille en fonction des faciès déjà assignés en d'autres nœuds de la grille. Au final, on parcourra séquentiellement l'ensemble de la grille. On parle de simulation séquentielle, car on utilise les nœuds précédemment simulés pour simuler les nouveaux nœuds de la grille.

On appelle probabilité conditionnelle au nœud  $x_0$  la probabilité d'observer un état d'une variable catégorielle, par exemple un faciès, en un nœud  $x_0$  de la grille, connaissant l'état de cette variable catégorielle en d'autres nœuds de la grille, typiquement des nœuds voisins du nœud  $x_0$ . Les méthodes de simulation stochastique séquentielles consistent à déterminer ces probabilités conditionnelles puis à simuler l'état d'une variable catégorielle, et ce séquentiellement pour chaque nœud de la grille. L'établissement des probabilités conditionnelles est donc une étape essentielle du procédé de simulation.

Il existe plusieurs méthodes connues pour déterminer les probabilités conditionnelles. Par exemple, dans la méthode par statistique multipoints les probabilités conditionnelles sont évaluées par dénombrement d'évènements

pour des configurations données de points dans une image d'entraînement. Cette méthode est notamment décrite dans la demande WO2006023597.

La méthode de simulation par champs aléatoires multinomiaux, développée par P.Bogaert (voir par exemple " Spatial Prediction of  
5 categorical variables, the Bayesian maximum entropy approach ", dans la revue : Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, Volume 16, Numéro 6 / décembre 2002, pages 425-448, Springer Berlin / Heidelberg, DOI : 10.1007/s00477-002-0114-4), fait intervenir une étape de calcul de probabilités conjointes. Une probabilité conjointe est une probabilité d'obtenir  
10 un événement donné, l'évènement consistant en une configuration d'états, c'est-à-dire une disposition d'états d'une variable catégorielle localisés dans l'espace. Ainsi, dans le contexte de la simulation d'une zone géologique, une probabilité conjointe est la probabilité d'observer simultanément N états d'une variable catégorielle  $c_{k0}, c_{ki}, \dots, c_{k(N-1)}$  en N nœuds respectifs  $x_0, x_1, \dots,$   
15  $x_{N-1}$  de la grille. Si on ne considère qu'un couple de nœuds, on parlera de probabilité bivariée plutôt que de probabilité conjointe.

A partir de ces probabilités conjointes, on peut déterminer des probabilités conditionnelles en utilisant le théorème de Bayes.

Pour établir les tables de probabilités conjointes, on utilise  
20 classiquement la méthode de la maximisation de la vraisemblance. Dans l'algorithme proposé par Bogaert, la maximisation de la vraisemblance est réalisée en utilisant l'algorithme IPF (pour " Iterative Proportional Fitting ", voir par exemple W.E. Deming et F.F. Stephan : " On a least square adjustment of a sampled frequency table when the expected marginal totals  
25 are known ", Annals of Mathematical Statistics, vol. 11, page 427, 1940), mais en l'appliquant au contexte géostatistique. Cette méthode fait intervenir des probabilités bivariées d'observer simultanément 2 états d'une variable catégorielle  $c_k, c_{k'}$  à 2 nœuds respectifs  $x_i, x_{i'}$  de la grille.

Il est ainsi nécessaire de calculer des probabilités bivariées pour  
30 chaque couple  $c_k, c_{k'}$  d'états de la variable catégorielle et pour chaque couple de nœuds  $x_i, x_{i'}$  parmi les nœuds du voisinage considéré. Cette étape est relativement coûteuse en temps de calcul et en mémoire et devient en

pratique très difficile à réaliser, notamment lorsque l'on utilise plus de vingt nœuds voisins et plus de trois états de la variable catégorielle.

L'invention vise à résoudre ce problème, en proposant d'estimer les probabilités conditionnelles à partir d'un nombre réduit de probabilités bivariées. Plus précisément, lors de l'estimation d'une probabilité conditionnelle au nœud  $x_0$ , chaque probabilité bivariée intervenant dans cette estimation se rapporte au nœud  $x_0$  et à un nœud  $x_i$  voisin du nœud  $x_0$ , auquel a déjà été assigné un état de la variable catégorielle. On élimine ainsi les termes croisés correspondant à des probabilités bivariées entre deux nœuds du voisinage du nœud  $x_0$ .

Selon un premier aspect, l'invention a pour objet un procédé d'estimation de propriétés lithologiques d'une zone géologique simulée par ordinateur ou autres moyens informatiques, comprenant

a/ représenter la zone géologique à l'aide d'une grille comportant des nœuds,

b/ représenter une propriété lithologique à l'aide d'une variable catégorielle, pour chaque nœud cible parmi un ensemble de nœuds cibles de la grille à parcourir itérativement :

c/ pour chaque état possible de la variable catégorielle, estimer la valeur d'une probabilité conditionnelle d'observer cet état de la variable catégorielle en ce nœud cible sachant qu'un état respectif a été assigné à au moins un nœud voisin du nœud cible, à partir :

- de valeurs de probabilité univariée d'observer un état de la variable catégorielle pour le nœud cible, et
- de probabilités bivariées d'observer deux états de la variable catégorielle pour deux nœuds respectifs de la grille,

dans lequel, les valeurs de probabilités bivariées intervenant dans l'estimation de la valeur de la probabilité conditionnelle se rapportent au nœud cible et à un nœud voisin du nœud cible,

d/ effectuer un tirage au sort parmi états possibles de la variable catégorielle, pondéré par les valeurs de probabilités conditionnelles estimées à l'étape c/, et

e/ assigner au nœud cible l'état tiré au sort à l'étape d/.

Les étapes c/, d/, e/, sont répétées itérativement, de façon à parcourir l'ensemble de nœuds à simuler, typiquement tous les nœuds de la grille auxquels aucun état n'est encore assigné.

5 Un tel procédé requiert moins de ressources mémoire et/ou de calcul que le procédé de simulation de l'art antérieur, du fait du nombre réduit de probabilités bivariées et de l'absence de probabilités conjointes d'ordre supérieur à 2.

Ce procédé, relativement simple à mettre en œuvre, permet d'obtenir des simulations relativement fiables.

10 En outre, ce procédé peut permettre de calculer directement les valeurs des probabilités conditionnelles, sans calcul ni stockage préalable des tables de probabilités conjointes.

La propriété lithologique représentée par la variable catégorielle peut être un faciès, un type de roche, ou un type d'environnement géologique.

15 Par « nœuds voisins » du nœud cible, on entend les nœuds de la grille suffisamment proches du nœud cible pour que les états de la variable catégorielle éventuellement assignés à ces nœuds aient une influence non négligeable sur l'état de la variable catégorielle au nœud cible.

20 On pourra prévoir de sélectionner les nœuds à considérer pour l'étape c/ en définissant un domaine géométrique autour du nœud cible et en considérant les nœuds de ce domaine auxquels un état a déjà été assigné.

25 Avantageusement, préalablement à l'étape d'estimation de la probabilité conditionnelle, on prévoit un modèle de probabilités bivariées donnant, pour chaque couple d'états de la variable catégorielle, la probabilité d'observer deux états de la variable catégorielle pour deux nœuds respectifs de la grille, selon les positions relatives desdits nœuds l'un par rapport à l'autre.

30 Lors de l'étape c/ d'estimation de la probabilité conditionnelle, pour chaque état de variable catégorielle possible, et pour chaque couple de nœuds comprenant le nœud cible et un nœud du voisinage auquel a déjà été assigné un état de la variable catégorielle, on peut extraire de ce modèle la valeur de probabilité bivariée d'observer deux états de la variable catégorielle

pour un couple de nœuds ayant les mêmes positions relatives l'un par rapport à l'autre que le nœud cible et le nœud du voisinage.

5 Cette utilisation d'un modèle se base sur une hypothèse d'invariance des probabilités bivariées selon la position des nœuds cible et voisin dans la grille, le modèle étant fonction des positions relatives desdits nœuds l'un par rapport à l'autre. Le recours à cette hypothèse de stationnarité de second ordre permet d'obtenir les probabilités bivariées relativement facilement.

10 Le modèle de probabilités bivariées est un ensemble de fonctions, qui donnent la probabilité d'observer simultanément un état d'une variable catégorielle, par exemple un faciès noté  $c_k$  en un nœud  $x_i$  de la grille, et une autre état de la variable catégorielle, par exemple un faciès noté  $c_{k'}$  en un autre nœud  $x_{i'}$  de la grille en fonction des positions relatives des nœuds  $x_i$ ,  $x_{i'}$  l'un par rapport à l'autre, par exemple en fonction de la distance  $h$  qui les sépare,  $c_k$  et  $c_{k'}$  pouvant être identiques ou non .

15 Ces fonctions sont fournies pour chaque couple  $(c_k, c_{k'})$  d'états de la variable catégorielle. Ainsi, si on considère un réservoir avec 3 faciès possibles notés  $c_1$ ,  $c_2$ ,  $c_3$ , est fourni un modèle de probabilités bivariées comprenant 9 fonctions analytiques correspondant aux couples  $(c_1, c_1)$ ,  $(c_1, c_2)$ ,  $(c_1, c_3)$ ,  $(c_2, c_1)$ ,  $(c_2, c_2)$ ,  $(c_2, c_3)$ ,  $(c_3, c_1)$ ,  $(c_3, c_2)$ ,  $(c_3, c_3)$ .

20 Dans un premier mode de réalisation, le modèle de probabilités bivariées est stationnaire et isotrope, c'est-à-dire à dire que la probabilité d'observer deux états donnés  $c_k$ ,  $c_{k'}$  en deux nœuds respectifs  $x_i$ ,  $x_{i'}$  ne dépendra que de la distance  $h$  séparant les nœuds  $x_i$  et  $x_{i'}$ . La fonction correspondant à un couple  $(c_k, c_{k'})$  est identique à la fonction du couple  $(c_{k'}, c_k)$ , de sorte que le modèle est relativement simple et occupe relativement peu de mémoire, ce qui peut être intéressant dans le cas d'un nombre d'états possibles élevé.

25 Dans un deuxième mode de réalisation, le modèle de probabilités bivariées est stationnaire et anisotrope, c'est-à-dire à dire que la probabilité d'observer deux états donnés  $c_k$ ,  $c_{k'}$  en deux nœuds respectifs  $x_i$ ,  $x_{i'}$  dépendra de la distance  $h$  séparant les nœuds  $x_i$  et  $x_{i'}$  mais aussi de l'orientation respective des nœuds  $x_i$  et  $x_{i'}$ . Dans un tel modèle, un ensemble de fonctions est fournie pour chaque couple  $(c_k, c_{k'})$  d'états de la variable

catégorielle, chacune des fonctions correspondant à une direction dans l'espace. Un tel modèle permet de traduire l'asymétrie des dépôts.

Le modèle de probabilités bivariées peut être obtenu :

- à partir de données de puits : l'ensemble des états de la variable catégorielle par exemple les faciès, observés en différents puits sont recensés. Pour un couple d'états donnés, par exemple  $(c_1, c_2)$  avec  $c_1$  correspondant à des argiles et  $c_2$  à des grès, observés en 2 points  $x_i, x_j$  séparés d'une distance  $h$ , on recense le nombre d'occurrences de ce couple d'états pour la distance  $h$  choisie. Connaissant le nombre total de couples distants de  $h$  dans le jeu de données, on peut calculer les probabilités d'occurrence de couple de faciès  $(c_1, c_2)$  observés en deux points  $x_i, x_j$  distants de  $h$ . En répétant cette opération pour des distances  $h$  croissantes, on obtient un nombre d'évènements expérimentaux. A partir de ces dénombrements on ajuste une fonction. On construit ainsi le modèle de probabilités bivariées pour chaque couple d'états. Dans le mode de réalisation pour lequel le modèle de probabilités bivariées est anisotrope on réalisera ces dénombrements pour plusieurs directions. On obtiendra in fine une fonction pour chaque couple d'états et pour chaque direction considérée.

- À partir d'une image de référence : l'image de référence correspond à une représentation plausible du réservoir, fournie par le géologue. La méthode est la même, mais le couple de faciès  $(c_1, c_2)$  n'est pas recensé à partir des données observées au puits, mais à partir de l'image de référence. Un exemple d'image de référence (dunes) est donné figure 4.

On peut prévoir une étape d'initialisation au cours de laquelle on assigne un état de la variable catégorielle à au moins un nœud de la grille. Ainsi, on peut utiliser cette connaissance des états d'un ou plusieurs nœuds, lors de la simulation stochastique d'un état pour le premier nœud cible de l'ensemble de nœuds cibles à parcourir itérativement.

Lors de cette étape d'initialisation, on assigne à un ou plusieurs nœuds un ou des états respectifs. Ces états peuvent être par exemple des faciès observés à partir de la zone géologique réelle, et/ou des états obtenus par simulation stochastique à partir des probabilités univariées extraites du modèle de probabilités bivariées.

Par exemple, des états de la variable catégorielle correspondant à des faciès peuvent être obtenus par observation directe, par carottage par exemple, ou bien suite à l'interprétation de mesures sismiques. Ces états sont assignés aux nœuds correspondants de la grille lors de l'étape d'initialisation.

Selon un autre exemple, si le géologue ne dispose d'aucun état observé, on assignera un état à un nœud de la grille, par simulation stochastique à partir des probabilités univariées extraites du modèle de probabilités bivariées. En effet, les valeurs de probabilités univariées sont facilement extraites du modèle de probabilités bivariées en considérant uniquement les couples de même état, par exemple  $(c_1, c_1)$ ,  $(c_2, c_2)$ ,  $(c_3, c_3)$ , et en considérant une distance nulle entre deux nœuds de la grille.

Les étapes c/, d/, e/ de simulation stochastique sont répétées itérativement et permettent d'assigner des états à des nœuds cibles de la grille. L'invention n'est en rien limitée par l'ordre selon lequel les nœuds de la grille sont parcourus.

Par exemple, on extrait M sous-grilles de la grille définie à l'étape a/, chaque sous-grille étant composés de nœuds deux fois moins espacés entre eux que les nœuds de la sous-grille précédente, la sous-grille de niveau M correspondant à un espacement maximal, et la sous-grille de niveau 0 correspondant à la grille définie à l'étape a/. Les étapes c/, d/, e/ sont d'abord appliquées aux nœuds de la  $M_{i\text{ème}}$  sous-grille, de façon à assigner des faciès à chaque nœud de cette  $M_{i\text{ème}}$  sous-grille. Puis, pour m courant de M-1 à 0, les étapes c/, d/, e/ sont appliquées aux nœuds de la  $m_{i\text{ème}}$  sous-grille, en utilisant les états assignés aux nœuds de la sous-grille de niveau m+1.

Selon un autre aspect, l'invention a pour objet un produit programme d'ordinateur destiné à être stocké dans une mémoire d'une unité centrale, et/ou stocké sur un support mémoire destiné à coopérer avec un lecteur de ladite unité centrale et/ou téléchargé via un réseau de télécommunication, caractérisé en ce qu'il comprend des instructions pour exécuter les étapes du procédé exposé ci-dessus.

Selon encore un autre aspect, l'invention a pour objet un dispositif d'estimation des propriétés lithologiques d'une zone géologique, comprenant

une unité de mémoire pour stocker une grille comprenant des coordonnées spatiales de nœuds, et pour stocker un nombre fini de valeurs qui correspondent à des états susceptibles d'être pris par une variable catégorielle représentant une propriété lithologique. Le dispositif comporte en  
5 outre des moyens de traitement, agencés pour itérativement, chaque itération correspondant à un nœud cible de la grille:

- pour chaque état possible de la variable catégorielle, estimer une valeur de probabilité conditionnelle d'observer cet état pour le nœud cible sachant qu'un état de la variable catégorielle respectif a été affecté à au  
10 moins un nœud voisin du nœud cible, à partir :

- de probabilités univariées d'observer un état de la variable catégorielle pour le nœud cible, et

- de probabilités bivariées d'observer deux états de la variable catégorielle pour deux nœuds respectifs de la grille,

15 dans lequel, les probabilités bivariées intervenant dans l'estimation de la probabilité conditionnelle se rapportent au nœud cible et à un nœud voisin du nœud cible,

- effectuer un tirage au sort parmi les états possibles, pondéré par les valeurs de probabilités conditionnelles ainsi estimées, et

20 • assigner au nœud cible l'état ainsi tiré au sort.

Le dispositif peut comprendre par exemple un ordinateur, un calculateur dédié à la simulation stochastique de zones géologiques, ou autre.

L'unité de mémoire peut comprendre une ou plusieurs mémoires. Les  
25 moyens de traitement peuvent par exemple comprendre un ou plusieurs processeurs.

D'autres particularités et avantages de la présente invention apparaîtront dans la description détaillée ci-après, faite en référence aux dessins annexés sur lesquels :

30 - Les figures 1A et 1B montrent un exemple d'algorithme d'un procédé selon un mode de réalisation de l'invention,

- Les figures 2A et 2B illustrent des procédés d'estimation de probabilités conditionnelles, respectivement suivant l'art antérieur et suivant un mode de réalisation de l'invention,
- Les figures 3A à 3I montrent un exemple de modèle de probabilités bivariées,
- 5 - La figure 4 montre un exemple d'image de référence utilisable pour construire un modèle de probabilités bivariées,
- Les figures 5A à 5J montrent des exemples de grilles.
- Les figures 6A à 6C illustrent un exemple de procédé mettant en œuvre une approche multigrilles, selon un mode de
- 10 - réalisation de l'invention,
- La figure 7 montre un exemple de dispositif selon un mode de réalisation de l'invention.

A moins qu'il n'en soit précisé autrement, dans la description détaillée  
15 ci-dessous, la grille est bidimensionnelle. On comprendra bien que la grille est avantageusement tridimensionnelle, et que le choix d'une grille bidimensionnelle dans la description a été effectué pour faciliter la compréhension.

En référence à la figure 1A, est représenté un algorithme d'un procédé  
20 d'aide à la prospection. Ce procédé permet de simuler un milieu hétérogène poreux, par exemple un réservoir d'hydrocarbures.

Une représentation géométrique du réservoir est fournie lors d'une  
étape a/, sous la forme d'une grille. Sont conservées en mémoire les coordonnées spatiales des nœuds de la grille.

25 Lors d'une étape b/, on mémorise un nombre fini d'états d'une variable représentant une propriété lithologique. Dans cet exemple, chaque état possible de la variable catégorielle correspond à un faciès de roche particulier. Par exemple, on mémorise trois états : l'état  $c_1$  qui correspond à des schistes, l'état  $c_2$  à des argiles, et l'état  $c_3$  qui correspond à des grès. Par  
30 souci de clarté, pour la suite de la description, on appellera « faciès  $c_1$  » l'état  $c_1$ , « faciès  $c_2$  » l'état  $c_2$ , « faciès  $c_3$  » l'état  $c_3$ .

On cherche à assigner un faciès à chaque nœud de la grille, ce qui revient à établir la distribution des faciès sur le support géométrique.

Pour ce faire, un modèle de probabilités bivariées est défini lors d'une étape 1. Ce modèle peut par exemple être reçu d'un autre dispositif, lu dans une mémoire, ou bien construit à partir de données de puits ou d'une image de référence.

5 Un exemple d'image de référence est montré par la figure 4. Il s'agit d'une représentation plausible de la zone géologique, fournie par le géologue. Pour construire le modèle, l'ensemble des faciès relevés sur l'image de référence est recensé. Pour un couple de faciès donnés, par exemple  $(c_1, c_2)$ , observés en 2 points séparés d'une longueur  $h$ , on recense  
10 le nombre d'occurrence de ce couple de faciès en fonction de la distance  $h$  séparant les 2 points. Connaissant le nombre total de couples de faciès donnés séparés d'une longueur  $h$ , on peut calculer les probabilités d'occurrence d'un couple de faciès  $(c_1, c_2)$  observés en 2 points  $x_1, x_2$  en fonction de la distance séparant  $x_1$  et  $x_2$ . A partir de ces données calculées  
15 on ajuste une fonction. On construit ainsi le modèle de probabilités bivariées pour chaque couple de faciès.

La figure 3 montre un exemple de modèle de probabilités bivariées, pour 3 faciès  $c_k$  possibles, soit 9 couples  $(k, k')$ . Chacun des graphes représentés correspond à un couple de faciès. En abscisse figure une  
20 distance entre deux nœuds, normalisée par le pas de la grille. En ordonnée figure la probabilité que deux nœuds aient les faciès du couple correspondant au graphe en question.

Le modèle de la figure 3 est stationnaire et anisotrope, c'est-à-dire que la probabilité d'observer deux états donnés  $c_k, c_{k'}$  en deux nœuds respectifs  
25  $x_i, x_{i'}$  dépendra de la distance  $h$  séparant les nœuds  $x_i$  et  $x_{i'}$  mais aussi de l'orientation respective des nœuds  $x_i$  et  $x_{i'}$ . Aussi sur chaque graphe figurent plusieurs courbes, chaque courbe correspondant à une orientation. La courbe pleine donne les probabilités pour un deuxième nœud  $x_{i'}$  sur la même ligne horizontale de la grille et à droite du premier nœud  $x_i$  (orientation à  $0^\circ$ ),  
30 et la courbe en pointillés donne les probabilités pour un deuxième nœud  $x_{i'}$  sur la même ligne verticale que le premier nœud et plus haut, c'est à dire plus près de la surface du sol, que ce premier nœud  $x_i$  (orientation à  $90^\circ$ ).

On peut facilement extraire de ce modèle les probabilités univariées : il s'agit des probabilités pour les couples (1,1), (2,2) et (3, 3) pour une distance entre nœuds nulle. Dans cet exemple, les probabilités univariées pour les différents faciès sont équiprobables, avec des valeurs égales à  $1/3$ .

5 On notera qu'avec cet exemple de modèle, pour un deuxième nœud adjacent et au dessus d'un premier nœud, il est plus facile de passer du faciès  $c_1$  à  $c_2$ , de  $c_2$  à  $c_3$  et de  $c_3$  à  $c_1$ , (les probabilités pour les couples (1,2), (2,3) et (3,1) étant autour de 0,12 pour une distance de 1), que de passer directement du faciès  $c_1$  vers  $c_3$  (la probabilité pour le couple (1,3) étant  
10 autour de 0,04 pour une distance de 1). Il s'agit donc d'un modèle avec une asymétrie Nord-Sud.

Pour revenir à la figure 1, au cours d'une étape d'initialisation 6, un ou plusieurs nœuds de la grille se voient affecter un faciès. Ce faciès peut être obtenu expérimentalement à partir de la zone géologique réelle ou à partir  
15 d'une simulation stochastique.

Dans cet exemple, si on dispose d'observations du réservoir, certains nœuds de la grille sont renseignés en utilisant ces observations. Si l'on ne dispose d'aucune donnée observée, on assigne à un nœud un faciès par simulation stochastique .

20 Pour la première alternative, les observations peuvent comprendre les faciès observés expérimentalement en certains points du réservoir. Il peut s'agir d'une observation directe, par carottage par exemple, ou bien de l'interprétation d'une campagne sismique.

Dans la deuxième alternative, le faciès est obtenu par tirage au sort, pondéré par des valeurs de probabilités univariées extraites du modèle défini  
25 à l'étape 1. Pour chaque nœud que l'on souhaite ainsi renseigner, on effectue un tirage au sort parmi les faciès  $c_1$ ,  $c_2$ ,  $c_3$ . Avec l'exemple de modèle de la figure 3, ces probabilités univariées  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $p_3$  sont égales, de sorte que les résultats du tirage au sort seraient ceux d'un tirage au sort non  
30 pondéré.

Une fois ces étapes initiales (a), (b), 1 et 6 effectuées, on assigne à chaque nœud de la grille auquel aucune valeur n'est assignée, dit nœud cible, un faciès obtenu par simulation stochastique (étapes (c), (d), (e)). Pour

chaque nœud cible, un tirage au sort est effectué à l'étape (d) parmi les faciès possibles  $c_1, c_2, c_3$ , ce tirage au sort étant pondéré par des valeurs de probabilités estimées à l'étape (c). L'étape (e) consiste à assigner au nœud cible la valeur ainsi tirée au sort lors de l'étape (d), de sorte que le nœud cible devient ainsi un nœud renseigné dont le faciès est susceptible d'être utilisé lors de la simulation stochastique des faciès pour d'autres nœuds.

Les étapes (c), (d), (e), peuvent ainsi être effectuées plusieurs fois, de façon à assigner des faciès à plusieurs nœuds respectifs, typiquement chaque nœud auquel aucun faciès n'est encore assigné. Des étapes de test et de changement de nœud cible, représentées schématiquement par les références 4 et 5, peuvent ainsi être mises en place de façon à parcourir les nœuds non renseignés, par exemple selon des procédés bien connus de l'homme du métier.

La figure 1B montre de façon plus détaillée l'étape (c). Au cours de cette étape, pour un nœud cible donné, et pour chaque faciès possible  $c_1, c_2, c_3$ , on estime une probabilité  $P_{k_0 | k_1, \dots, k_n}$ . Il s'agit d'une probabilité conditionnelle  $P_{k_0 | k_1, \dots, k_n}$  d'observer le faciès  $c_{k_0}$  au nœud cible  $x_0$  sachant que certains nœuds  $x_1, \dots, x_n$  du voisinage du nœud cible  $x_0$  se sont déjà vu affecter certains faciès respectifs  $c_{k_1}, \dots, c_{k_n}$ .

On peut prévoir une étape non représentée au cours de laquelle on sélectionne les nœuds du voisinage du nœud cible auxquels des faciès ont déjà été assignés, pour être utilisés lors de l'étape (c). Par exemple, on définit une ou des distances, de façon à définir un domaine géométrique centré sur le nœud  $x_0$ . Par exemple, trois distances vont définir un ellipsoïde. Dans ce mode de réalisation, on recensera uniquement les nœuds pour lesquels un faciès a déjà été assigné, et qui se situent dans le domaine géométrique précédemment défini. Cette étape de sélection permet de limiter les temps de calcul lors de l'établissement des probabilités conditionnelles, puisqu'elle permet de ne considérer qu'un petit nombre de probabilités bivariées. Il s'agit in fine de réaliser une approximation lors du calcul des

probabilités conditionnelles en ne considérant que les nœuds situés dans le voisinage immédiat de celui pour lequel on souhaite attribuer un faciès.

Bien entendu, on pourrait alternativement prévoir d'utiliser tous les nœuds de la grille auxquels un faciès a déjà été assigné (on parle de nœuds  
5 renseignés) lors de l'estimation de la probabilité conditionnelle. On obtiendrait ainsi une estimation plus exacte de la probabilité conditionnelle, mais au prix de calculs plus longs.

Lors d'une étape (c1), on extrait du modèle de probabilités bivariées des valeurs de probabilités bivariées. Pour chaque couple de nœuds ( $x_o$ ,  $x_i$ ),  
10  $x_o$  étant le nœud cible et  $x_i$  étant un nœud sélectionné, on extrait à partir des modèles de probabilités bivariées une valeur de probabilités bivariées  $P_{k_o, k_i}$  pour chaque faciès possible  $c_{k_o}$ . On établit ainsi une table de probabilités bivariées indiquant la probabilité d'observer à la fois un faciès  $c_{k_o}$ , au nœud  $x_o$  et un faciès  $c_{k_i}$ , au nœud  $x_i$  connaissant la position relative  
15 entre les nœuds  $x_o$  et  $x_i$ . Les faciès  $c_{k_o}$  et  $c_{k_i}$  peuvent être identiques ou différents. Connaissant les positions relatives des deux nœuds  $x_o$  et  $x_i$ , la table de probabilités bivariées pour ce couple de nœuds est facilement extraite du modèle de probabilités bivariées fourni à l'étape 1. En effet, les fonctions analytiques donnent la probabilité d'observer simultanément un  
20 faciès  $c_k$  en un nœud  $x_i$  et un faciès  $c_{k'}$  en un nœud  $x_{i'}$  ( $k$  et  $k'$  pouvant être identiques) en fonction des positions relatives des nœuds  $x_i$  et  $x_{i'}$  considérés.

Par exemple, pour deux nœuds  $x_{(i=1)}$ ,  $x_{(i'=2)}$  déjà renseignés au voisinage du nœud cible  $x_o$  ; le faciès  $c_1$  étant par exemple assigné au nœud  $x_1$  et le faciès  $c_2$  étant par exemple assigné au nœud  $x_2$ , et pour trois faciès  
25 possibles  $c_1$ ,  $c_2$ ,  $c_3$  pour  $x_o$ , la table de probabilités bivariées comporte trois valeurs pour chaque couple ( $x_o$ ,  $x_1$ ) et ( $x_o$ ,  $x_2$ ), soit 6 valeurs :

$$P_{(k_o=1),(k_1=1)}, P_{(k_o=2),(k_1=1)}, P_{(k_o=3),(k_1=1)},$$

$$P_{(k_o=1),(k_2=2)}, P_{(k_o=2),(k_2=2)}, \text{ et } P_{(k_o=3),(k_2=2)}$$

Avec un procédé selon l'art antérieur, il aurait fallu extraire en outre une valeur supplémentaire  $P_{(k_1=1)(k_2=2)}$  de probabilités bivariées pour le couple  $(x_1, x_2)$ .

On conçoit que pour un nombre de nœuds du voisinage plus élevé, par exemple de l'ordre de la dizaine, le gain en calcul et en mémoire fourni par le procédé selon un mode de réalisation de l'invention est bien plus élevé encore.

Les figures 2A et 2B illustrent un avantage ainsi procuré par un procédé selon un mode de réalisation de l'invention. Sur ces figures, chaque double flèche entre deux nœuds représente à une ou plusieurs valeur(s) de probabilités bivariées à estimer et se rapportant à ces deux nœuds. Le procédé selon un mode de réalisation de l'invention permet d'éviter de calculer les probabilités bivariées se rapportant à deux nœuds du voisinage de  $x_0$  et distincts de  $x_0$ . Seules les probabilités bivariées se rapportant à deux nœuds dont l'un est le nœud cible  $x_0$  sont à estimer.

Lors de l'étape (c1), on extrait également des valeurs de probabilités univariées  $p_k$ , ici trois valeurs de probabilités univariées puisque on envisage trois faciès possibles  $c_1, c_2, c_3$ .

Lors d'une étape (c2), on estime pour chaque faciès  $c_{k0}$  envisageable une probabilité conditionnelle  $P_{k0} | k_1, \dots, k_n$ .

La probabilité conditionnelle est la probabilité d'observer le faciès  $c_{k0}$  en  $x_0$  connaissant les faciès  $c_{ki}$  assignés aux  $n$  nœuds  $x_i$  situés dans le voisinage de  $x_0$ . Une boucle peut être mise en place pour parcourir les  $n_c$  faciès possibles, ici  $n_c=3$ , avec des étapes classiques d'initialisation, de test et d'incrément. Cette étape (c2) fait intervenir les probabilités univariées et les probabilités bivariées calculées aux étapes précédentes.

Par exemple, la probabilité conditionnelle  $P_{k0} | k_1, \dots, k_n$  d'observer un faciès  $c_{k0}$  en  $x_0$  connaissant les faciès  $c_{k1}, \dots, c_{kn}$  aux  $n$  nœuds  $x_i$  voisins du nœud  $x_0$ , est calculée en utilisant la formule suivante :

$$P_{k_0 / k_1, \dots, k_n} = \frac{P_{k_0} \prod_{i=1}^n P_{k_0, k_i}}{\sum_{k'_0=1}^{n_c} P_{k'_0} \prod_{i=1}^n P_{k'_0, k_i}}$$

Selon un autre exemple, on peut utiliser la formule suivante :

$$P_{k_0 / k_1, \dots, k_n} = \frac{P_{k_0}^{(1-n)} \prod_{i=1}^n P_{k_0, k_i}}{\sum_{k'_0=1}^{n_c} P_{k'_0}^{(1-n)} \prod_{i=1}^n P_{k'_0, k_i}}$$

Ces formules se calculent relativement facilement car elles font intervenir uniquement des valeurs de probabilités univariées et des valeurs de probabilités bivariées précédemment extraites des fonctions analytiques du modèle.

Le nombre de facteurs pour chaque produit est du même ordre que le nombre de nœuds voisins considérés, de sorte qu'il est possible de considérer un nombre de nœuds voisins relativement élevé, sans alourdir les calculs outre mesure.

Les figures 5A à 5J montrent des exemples de grilles bidimensionnelles, les couleurs des nœuds correspondant à des faciès.

Les figures 5C et 5D montrent des résultats d'estimation. Pour obtenir ces résultats d'estimation, on estime pour chaque nœud cible et pour chaque faciès possible une valeur de probabilité conditionnelle, selon la méthode de P. Bogaert (figure 5C) ou selon l'étape c/ décrite ci-dessus (figure 5D). Puis, pour chaque nœud cible, on affecte à ce nœud cible le faciès correspondant à la probabilité conditionnelle la plus élevée.

On suppose certaines valeurs de nœuds connues, par exemple de données observées. Les nœuds ainsi initialement renseignés sont représentés à la figure 5B.

La figure 5A montre une grille de référence, à partir de laquelle les faciès aux nœuds supposés connus ont pu être extraits.

Ces estimations conduisent à des résultats relativement proches de la grille de référence (figure 5A). Ces procédés semblent donc relativement  
5 fiables pour la simulation de réservoirs inconnus.

On constate que les grilles des figures 5C et 5D sont relativement semblables, c'est-à-dire que l'estimation menée selon l'étape c/ décrite ci-dessus (figure 5D) conduit à un résultat relativement similaire à celui d'une estimation menée selon la méthode de P. Bogaert (figure 5C). Pour plus de  
10 98% des nœuds, les différences relatives de probabilités conditionnelles sont inférieures à 0,0001.

En outre, le procédé conduisant aux résultats de la figure 5D peut être exécuté avec un temps de calcul relativement réduit, ici 2 minutes 30 secondes environ, à comparer aux 30 minutes nécessaires pour exécuter le  
15 procédé conduisant aux résultats de la figure 5C.

Les figures 5E à 5J montrent des exemples de résultats de simulation, c'est-à-dire qu'un tirage au sort pondéré est effectué avant l'assignation. Ces résultats sont obtenus selon un procédé connu de l'art antérieur (figures 5E, 5G et 5I), et selon le procédé décrit ci-dessus (figures 5F, 5H et 5J). Les  
20 figures 5E et 5F, 5G et 5H, et 5I et 5J sont à comparer deux à deux. On peut constater que les résultats sont relativement similaires. On pourra noter que le procédé décrit ci-dessus conduit à des résultats légèrement moins pixellisés que le procédé de l'art antérieur, permettant ainsi d'obtenir des régions plus cohérentes géographiquement.

Les figures 6A à 6C illustrent un exemple de procédé mettant en œuvre une approche multi-grilles, selon un mode de réalisation de l'invention. Dans ce mode de réalisation, on extrait M sous-grilles de la grille fournie à l'étape (a), ici M=2. Chaque sous-grille est composée de nœuds deux fois moins espacés entre eux que les nœuds de la sous-grille précédente. Ainsi, la  
30 sous-grille de niveau M=2, représentée par les nœuds pleins sur la figure 6A, correspond à un pas maximal, de  $2^M=4$  fois le pas de la grille. La sous-grille de niveau M-1=1, représentée par les nœuds pleins sur la figure 6B,

correspond à un pas de  $2^{N-1} = 2$  fois le pas de la grille. Enfin, la sous-grille de niveau 0, représentée à la figure 6C, est la grille définie à l'étape (a).

Les étapes (c), (d), (e) de simulation stochastique sont d'abord appliquées itérativement aux nœuds de la 2<sup>ème</sup> sous-grille (figure 6A), de façon à assigner un faciès à chaque nœud de cette sous-grille. On assigne alors par simulation stochastique des faciès aux nœuds de la 1<sup>ère</sup> sous-grille (figure 6B), et ce en utilisant la connaissance des faciès assignés aux nœuds de la 2<sup>ème</sup> sous-grille. Enfin, on assigne des faciès aux nœuds de la grille initialement définie (figure 6C), en utilisant la connaissance des faciès assignés aux nœuds des sous-grilles des figures 6A et 6B.

Cette approche multi-grilles permet d'obtenir des résultats de simulation de relativement bonne qualité, car on se place dans une configuration favorable au réseau en étoiles. L'ordre selon lequel les nœuds de la grille sont parcourus peut en effet jouer sur la qualité de la simulation, puisque l'on utilise les faciès précédemment assignés pour assigner un faciès à un nœud cible.

On pourrait alternativement envisager d'assigner des valeurs de faciès par simulation stochastique à chaque nœud de la grille en parcourant la grille de nœud voisin en nœud voisin. Néanmoins, pour un nœud cible, les valeurs de probabilité conditionnelle risquent d'être biaisées dans la mesure où l'on disposerait d'informations de faciès très principalement pour seulement un certain voisinage (les nœuds précédents auxquels un faciès a déjà été affecté).

Pour revenir à la figure 6A, lors de la simulation stochastique d'un faciès pour un nœud cible de la 2<sup>ème</sup> sous-grille, on peut prévoir d'utiliser les nœuds renseignés au voisinage du nœud cible seulement s'ils appartiennent à cette sous-grille. Alternativement et préférentiellement, on accepte d'utiliser les nœuds auxquels un faciès a été initialement assigné et qui se situent au voisinage du nœud cible, même s'ils n'appartiennent pas à cette 2<sup>ème</sup> sous-grille.

Les étapes (c), (d), (e) sont ensuite appliquées aux nœuds de la 1<sup>ère</sup> sous-grille auxquels aucun faciès n'a été assigné, puis aux nœuds de la grille initiale auxquels aucun faciès n'a été assigné.

La figure 7 montre un exemple de dispositif selon un mode de réalisation de l'invention. Ce dispositif comporte un ordinateur 70 relié par des moyens de communication 71 à des capteurs 72 installés dans des puits forés dans une zone géologique 73. Ces capteurs 72 permettent de fournir  
5 des données observées, à partir desquelles un processeur 75 de l'ordinateur 70 peut estimer des faciès.

L'ordinateur comporte une unité de mémoire 74 pour stocker une représentation du réservoir sous forme de grille. Plus précisément, la mémoire 74 est agencée pour stocker des coordonnées spatiales des nœuds  
10 d'une grille. La mémoire 74 est agencée pour stocker un nombre fini de faciès.

Le processeur 75 détermine, à partir de données de localisation des puits, à quel(s) nœud(s) de la grille affecter le ou les faciès estimés à partir des données observées. La mémoire 74 est agencée de façon à associer ce  
15 ou ces nœud(s) de la grille cette ou ces valeur(s) de faciès.

Le processeur 75 est en outre agencé pour exécuter les étapes (c), (d), (e) du procédé décrit en référence aux figures 1A et 1B. En particulier, le processeur 75 est capable d'exécuter une instruction de tirage au sort.

L'ordinateur 70 comporte en outre un écran 76 pour afficher les  
20 résultats de la simulation, par exemple sous la forme de grilles similaires à celles des figures 5C et 5D. Le géologue peut étudier la grille ainsi obtenue et en tirer des conclusions quant aux localisations d'hydrocarbures. La simulation du réservoir peut ainsi constituer une aide à la prospection, et de manière plus générale une aide pour estimer l'état d'un sous-sol, par  
25 exemple pour estimer des quantités d'hydrocarbures présents. En particulier, le procédé selon un aspect de l'invention peut être mis en œuvre pour simuler un champ déjà exploité, à des fins d'estimations des quantités d'hydrocarbures restantes et des localisations de ces hydrocarbures.

## REVENDEICATIONS

1. Procédé d'estimation de propriétés lithologiques d'une zone  
 5 géologique simulée par ordinateur, comprenant  
 a/ représenter la zone géologique à l'aide d'une grille comprenant des  
 nœuds,  
 b/ représenter une propriété lithologique à l'aide d'une variable catégorielle,  
 et  
 10 pour chaque un nœud cible ( $x_0$ ) parmi un ensemble de nœuds cibles de la  
 grille à parcourir itérativement :  
 c/estimer pour chaque état possible ( $c_{k_0}$ ) de la variable catégorielle une  
 valeur de probabilité conditionnelle ( $P_{k_0} | k_1, \dots, k_n$ ) d'observer ledit état ( $c_{k_0}$ )  
 pour le nœud cible ( $x_0$ ) sachant qu'un état respectif ( $c_{k_1}, \dots, c_{k_n}$ ) a été affecté à  
 15 au moins un nœud voisin ( $x_1, \dots, x_n$ ) du nœud cible, à partir
- de probabilités univariées ( $p_k$ ) d'observer un état ( $c_k$ ) de la  
 variable catégorielle pour le nœud cible ( $x_0$ ), et
  - de probabilités bivariées ( $P_{k_0, k_i}$ ) d'observer deux états ( $c_{k_0}, c_{k_i}$ )  
 de la variable catégorielle pour deux nœuds respectifs de la  
 20 grille ( $x_0, x_i$ ),
- dans lequel les valeurs de probabilités bivariées ( $P_{k_0, k_i}$ ) intervenant dans  
 l'estimation de la probabilité conditionnelle ( $P_{k_0} | k_1, \dots, k_n$ ) se rapportent au  
 nœud cible ( $x_0$ ), et à un nœud ( $x_i$ ) voisin du nœud cible,  
 d/ effectuer un tirage au sort parmi les états de la variable, pondéré par les  
 25 probabilités conditionnelles estimées à l'étape c/, et  
 e/ assigner au nœud cible ( $x_0$ ) l'état tiré au sort à l'étape d/.

2. Procédé selon la revendication 1, comprenant, préalablement à l'étape d'estimation de la probabilité conditionnelle :

prévoir (1) un modèle donnant, pour chaque couple d'états ( $c_k, c_{k'}$ ) de la variable catégorielle, une valeur de probabilités bivariées d'observer lesdits deux états ( $c_k, c_{k'}$ ) pour deux nœuds respectifs de la grille ( $x_j, x_{j+h}$ ), en fonction des positions relatives desdits nœuds l'un par rapport à l'autre, et, lors de l'étape c/ d'estimation de la probabilité conditionnelle, pour chaque état possible ( $c_{k_0}$ ), et pour chaque nœud du voisinage ( $x_i$ ) auquel est assigné un état donné ( $c_{k_i}$ ), extraire du modèle la valeur de probabilité bivariée ( $P_{k_0, k_i}$ ) d'observer l'état possible et l'état donné pour deux nœuds ayant les mêmes positions relatives l'un par rapport à l'autre que le nœud cible ( $x_0$ ) et le nœud du voisinage ( $x_i$ ).

3. Procédé selon la revendication 2, dans lequel le modèle de probabilités bivariées est anisotrope.

4. Procédé selon l'une des revendications 1 à 3, dans lequel, à l'étape c/, pour chaque état ( $c_{k_0}$ ) possible de la variable catégorielle, la probabilité

conditionnelle correspondante ( $P_{k_0 | k_1, \dots, k_n}$ ) s'écrit :

$$P_{k_0 / k_1, \dots, k_n} = \frac{P_{k_0}^{(1-n)} \prod_{i=1}^n P_{k_0, k_i}}{\sum_{k'_0=1}^{n_c} P_{k'_0}^{(1-n)} \prod_{i=1}^n P_{k'_0, k_i}}$$

Où  $k_0$  est un indice de l'état possible  $c_{k_0}$  pour le pixel cible  $x_0$ ,

$k_1, \dots, k_n$  sont les indices des états  $c_{k_1}, \dots, c_{k_n}$  assignés à  $n$  nœuds respectifs voisins ( $x_1, \dots, x_n$ ) du pixel cible ( $x_0$ ),  $n$  étant supérieur ou égal à 1,

$n_c$  est le nombre d'états possibles de la variable catégorielle,  $n_c$  étant strictement supérieur à 1,

$p_{k_0}$  est la probabilité univariée pour un nœud d'avoir l'état  $c_{k_0}$ ,

$p_{k'_0}$  est la probabilité univariée pour un nœud d'avoir l'état  $c_{k'_0}$ ,

$P_{k_0, k_i}$  est la probabilité bivariée d'observer les états  $c_{k_0}$  et  $c_{k_i}$  pour le nœud cible  $x_0$  et un nœud  $x_i$  situé dans le voisinage du nœud cible  $x_0$ , et

$P_{k'_0, k_i}$  est la probabilité bivariée d'observer les états  $c_{k'_0}$  et  $c_{k_i}$  pour le nœud cible  $x_0$  et le nœud  $x_i$  situé dans le voisinage du nœud cible  $x_0$ .

5. Procédé selon l'une des revendications 1 à 4, dans lequel la propriété lithologique représentée par la variable catégorielle est une propriété de faciès de roche.

6. Procédé selon l'une des revendications 1 à 5, comprenant en outre une étape d'initialisation (6) au cours de laquelle on assigne un état de la variable catégorielle à au moins un nœud de la grille.

7. Procédé selon la revendication 6, dans lequel, à l'étape d'initialisation, pour au moins un nœud, l'état assigné audit nœud est obtenu suite à une observation de la zone géologique.

8. Procédé selon la revendication 6 ou 7, dans lequel, à l'étape d'initialisation, pour au moins un nœud, l'état assigné audit nœud est obtenu par tirage au sort pondéré par des probabilités univariées.

9. Procédé selon l'une des revendications 1 à 8, comprenant extraire M sous-grilles de la grille définie à l'étape a/, chaque sous-grille étant composés de nœuds deux fois moins espacés entre eux que les nœuds de la sous-grille précédente, la sous-grille de niveau M correspondant à un espacement maximal, et la sous-grille de niveau 0 correspondant à la grille définie à l'étape a/,

et dans lequel les étapes c/, d/, e/ sont d'abord appliquées aux nœuds de la  $M_i$ ème sous-grille,

puis, pour m courant de M-1 à 0, les étapes c/, d/, e/ sont appliquées aux nœuds de la  $m_i$ ème sous-grille, en utilisant les états assignés aux nœuds de la sous-grille de niveau (m+1).  
5

10. Procédé selon l'une des revendications 1 à 9, dans lequel on détermine le voisinage du nœud cible à considérer lors de l'étape c/ en définissant un domaine géométrique centré autour dudit nœud cible, et en recensant les nœuds situés dans ledit domaine géométrique auxquels un état de variable catégorielle a déjà été assignée.  
10

11. Programme d'ordinateur comportant des instructions pour la mise en œuvre du procédé selon l'une des revendications 1 à 10, lorsque lesdites instructions sont exécutées par un processeur.  
15

12. Dispositif (70) d'estimation de propriétés lithologiques d'une zone géologique, comprenant

- une unité de mémoire (74) pour stocker des coordonnées spatiales de nœuds d'une grille représentant la zone géologique, et un nombre fini de valeurs correspondant à des états d'une variable catégorielle représentant une propriété lithologique,
- des moyens de traitement (75), agencés pour itérativement, chaque itération correspondant à un nœud cible de la grille :

25

- estimer, pour chaque état possible de la variable catégorielle, une valeur de probabilité conditionnelle d'observer ledit état pour le nœud cible sachant qu'un état respectif a été assigné à au moins un nœud voisin du nœud cible, à partir

- de probabilités univariées d'observer un état de la variable catégorielle pour le nœud cible, et

30

- de probabilités bivariées d'observer deux états de la variable catégorielle pour deux nœuds respectifs de la grille,

dans lequel les valeurs de probabilités bivariées intervenant dans l'estimation de la probabilité conditionnelle se rapportent au nœud cible et à un nœud voisin du nœud cible,

- 5
- effectuer un tirage au sort parmi les états possibles de la variable catégorielle, pondéré par les probabilités conditionnelles ainsi estimées, et
  - assigner au nœud cible l'état ainsi tiré au sort.

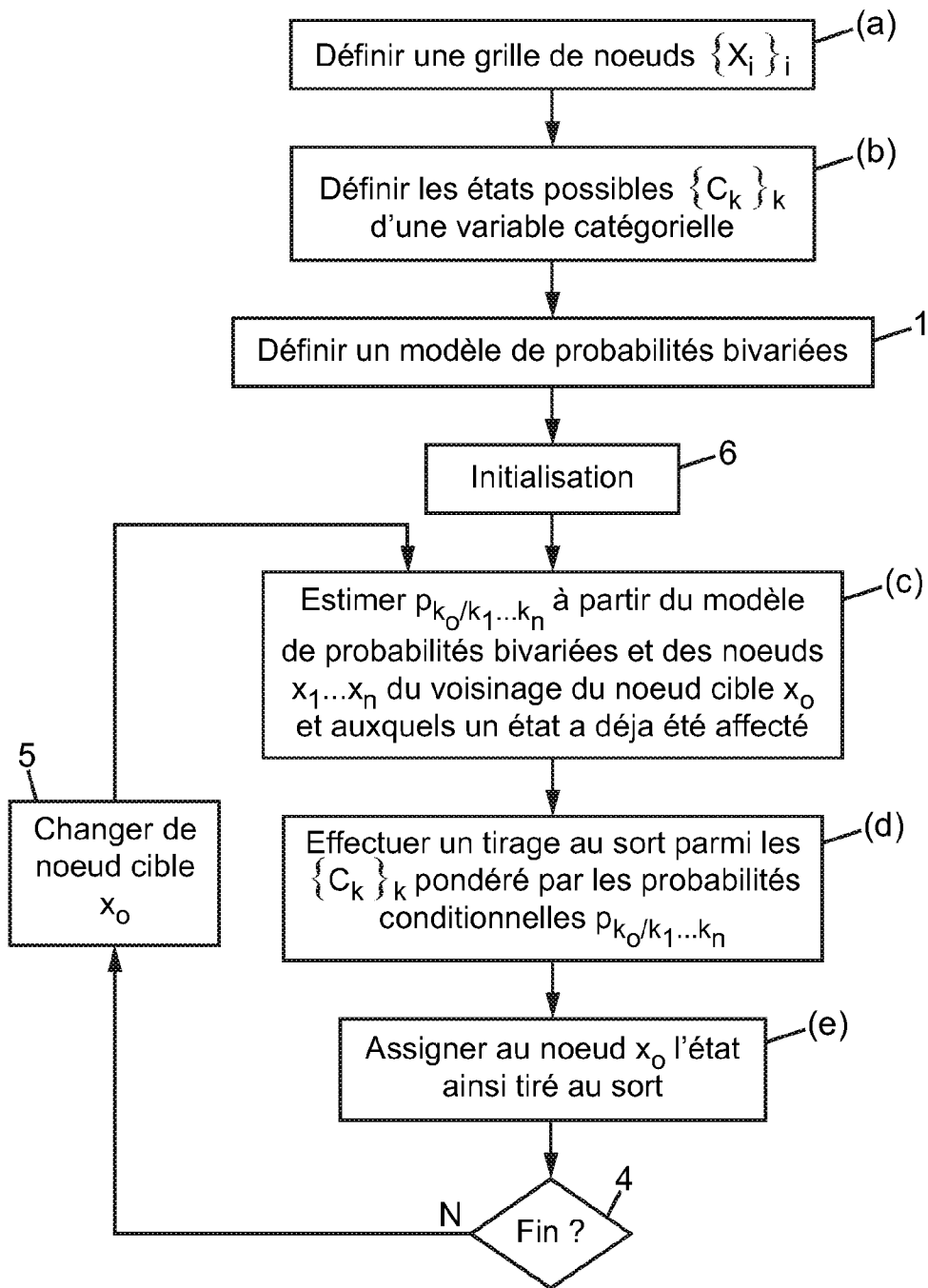


FIG. 1A

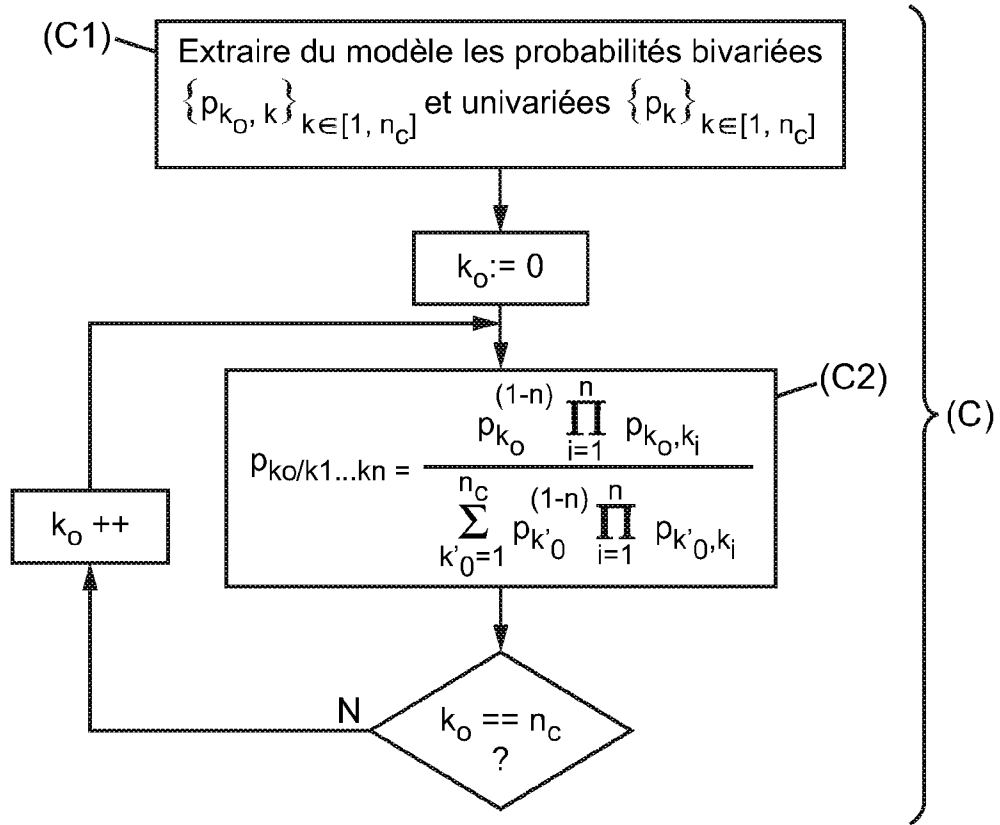


FIG. 1B

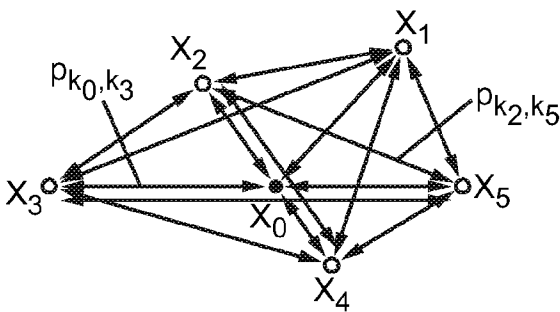


FIG. 2A  
(ART ANTÉRIEUR)

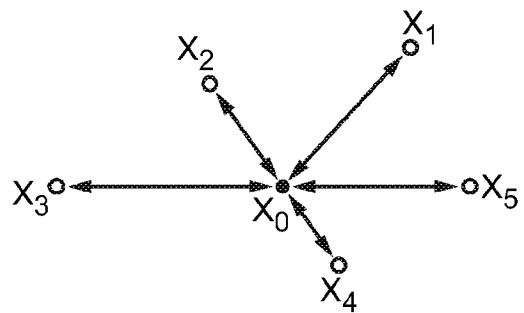
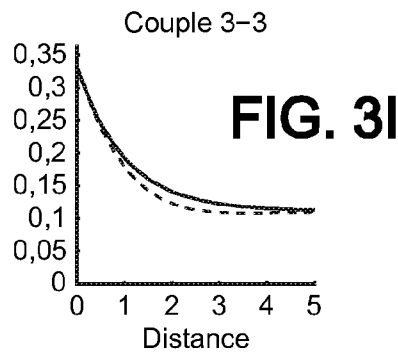
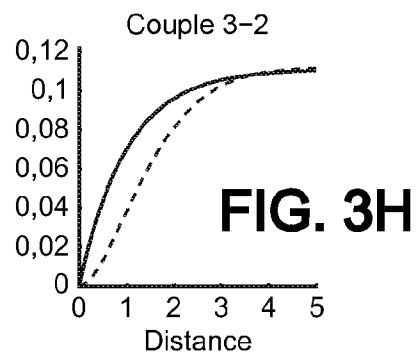
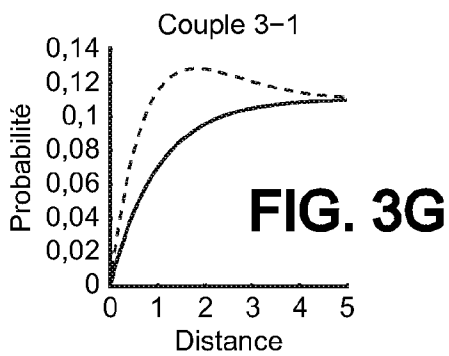
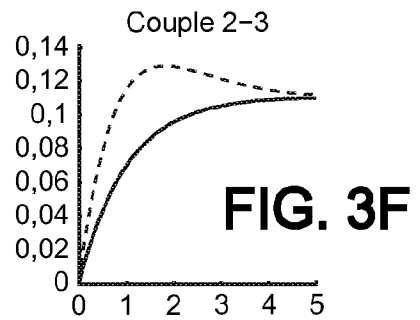
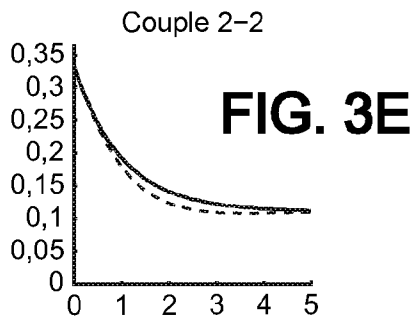
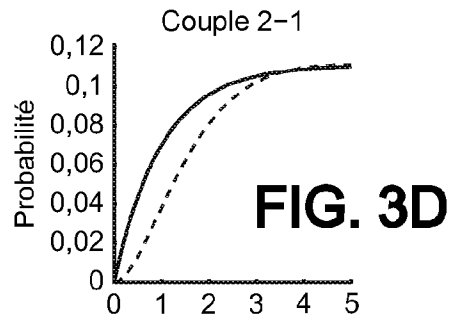
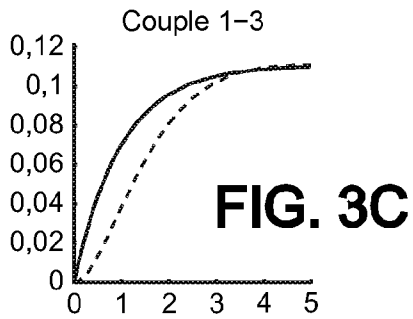
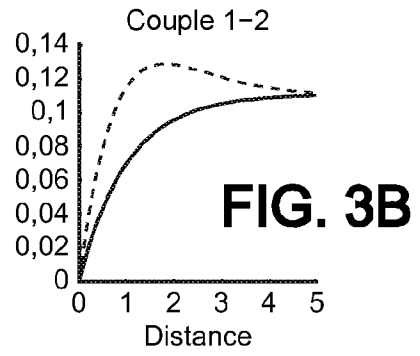
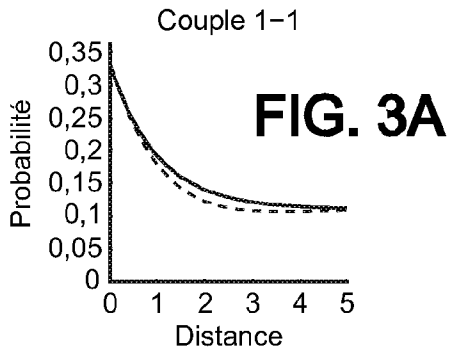
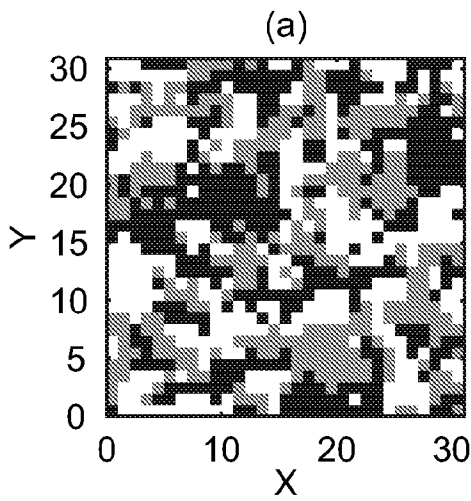


FIG. 2B

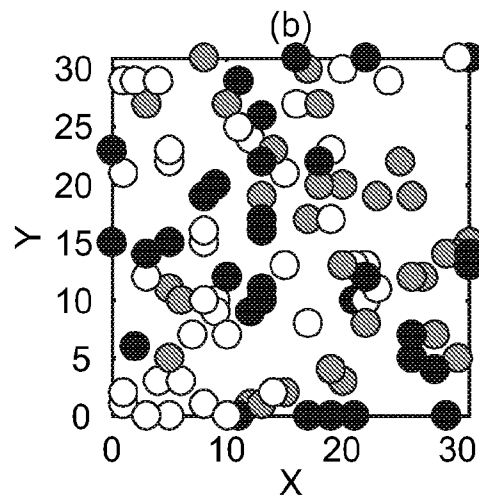




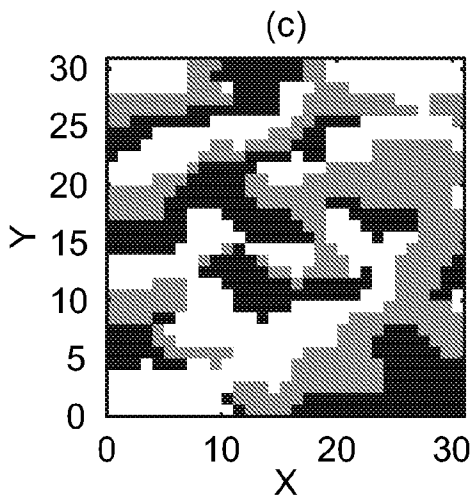
**FIG. 4**



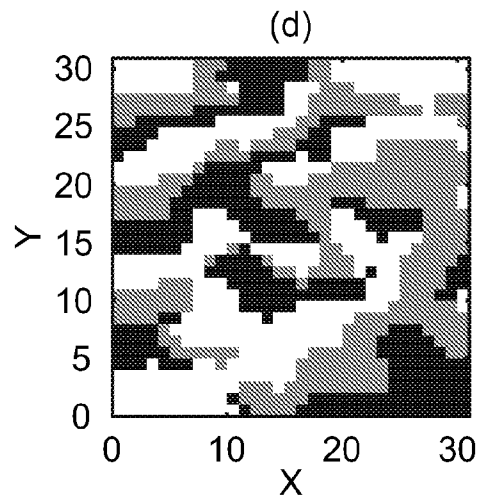
**FIG. 5A**



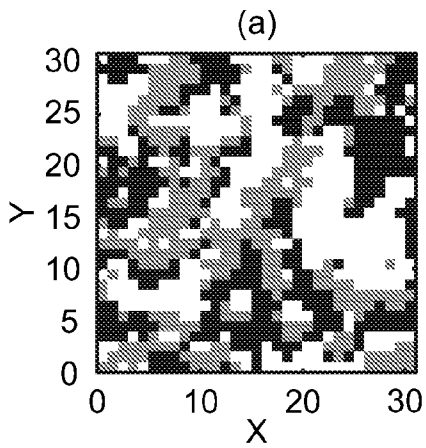
**FIG. 5B**



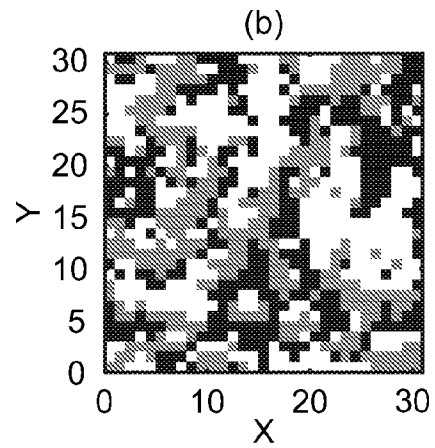
**FIG. 5C**  
(ART ANTÉRIEUR)



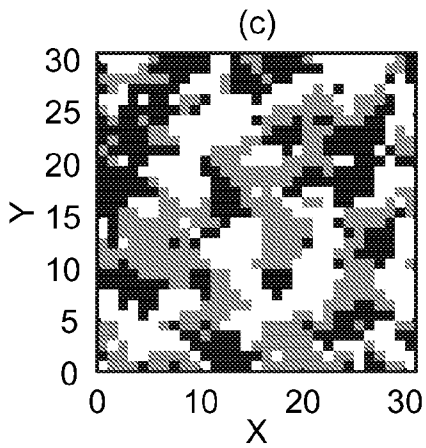
**FIG. 5D**



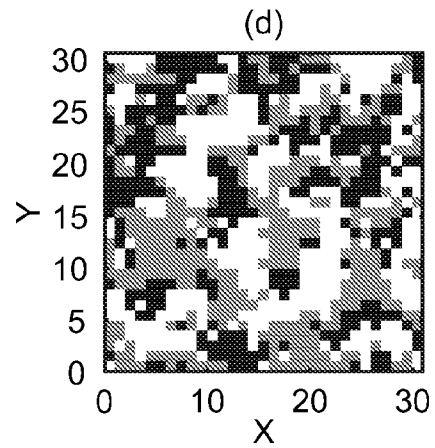
**FIG. 5E**  
(ART ANTÉRIEUR)



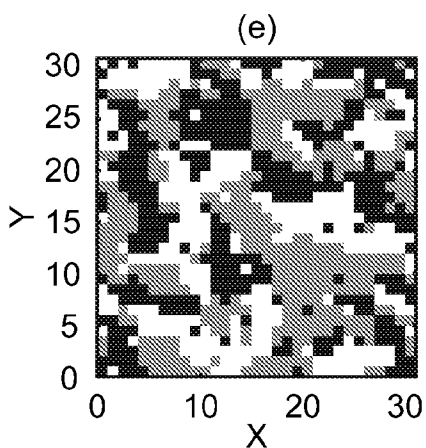
**FIG. 5F**



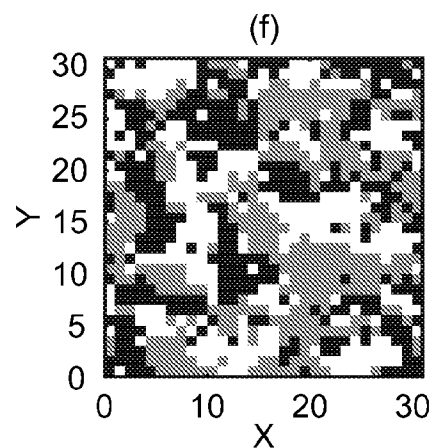
**FIG. 5G**  
(ART ANTÉRIEUR)



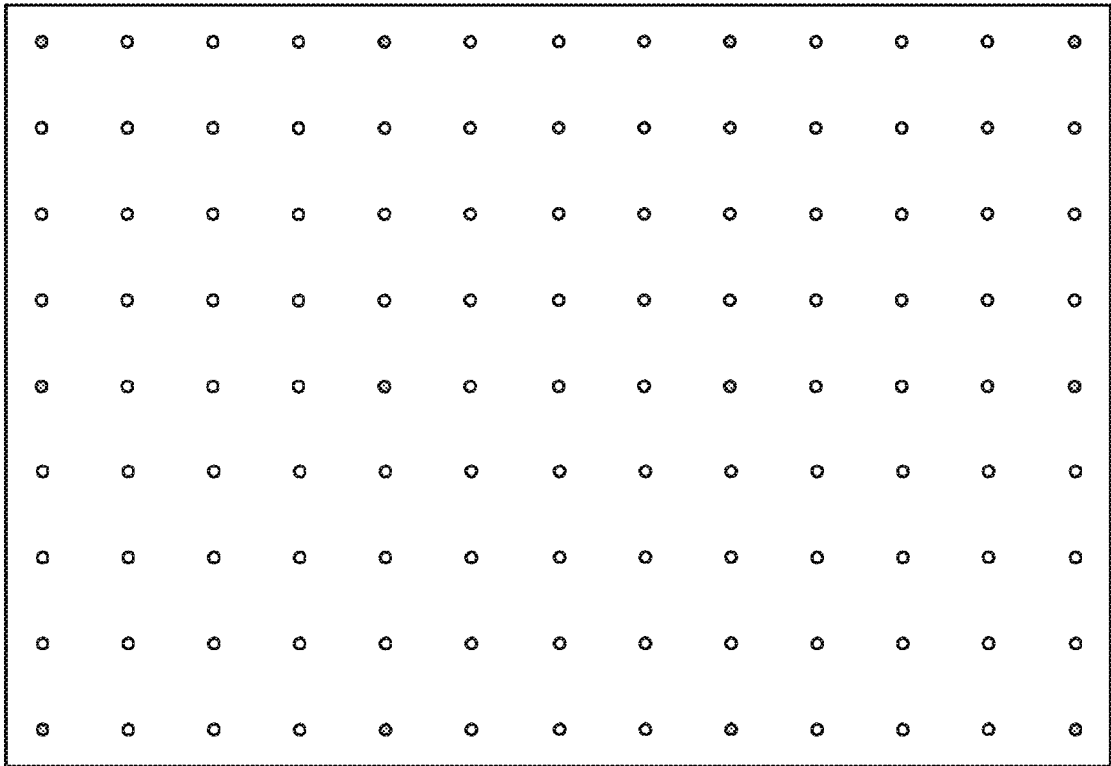
**FIG. 5H**



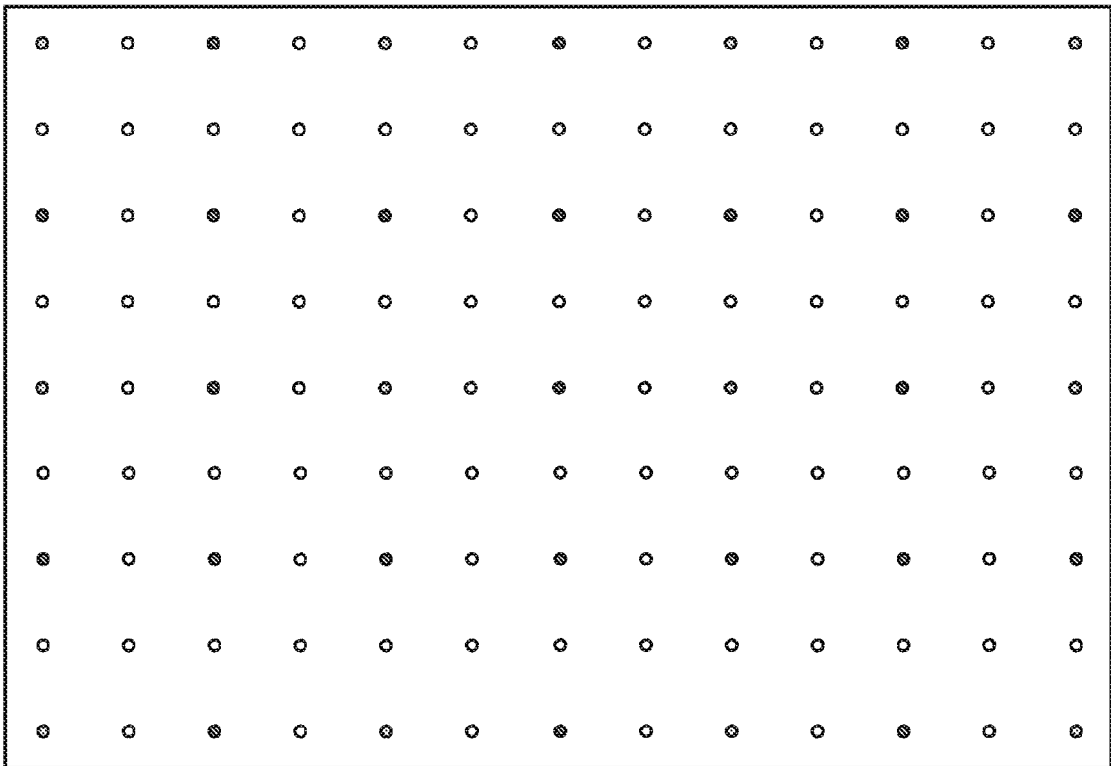
**FIG. 5I**  
(ART ANTÉRIEUR)



**FIG. 5J**



**FIG. 6A**



**FIG. 6B**

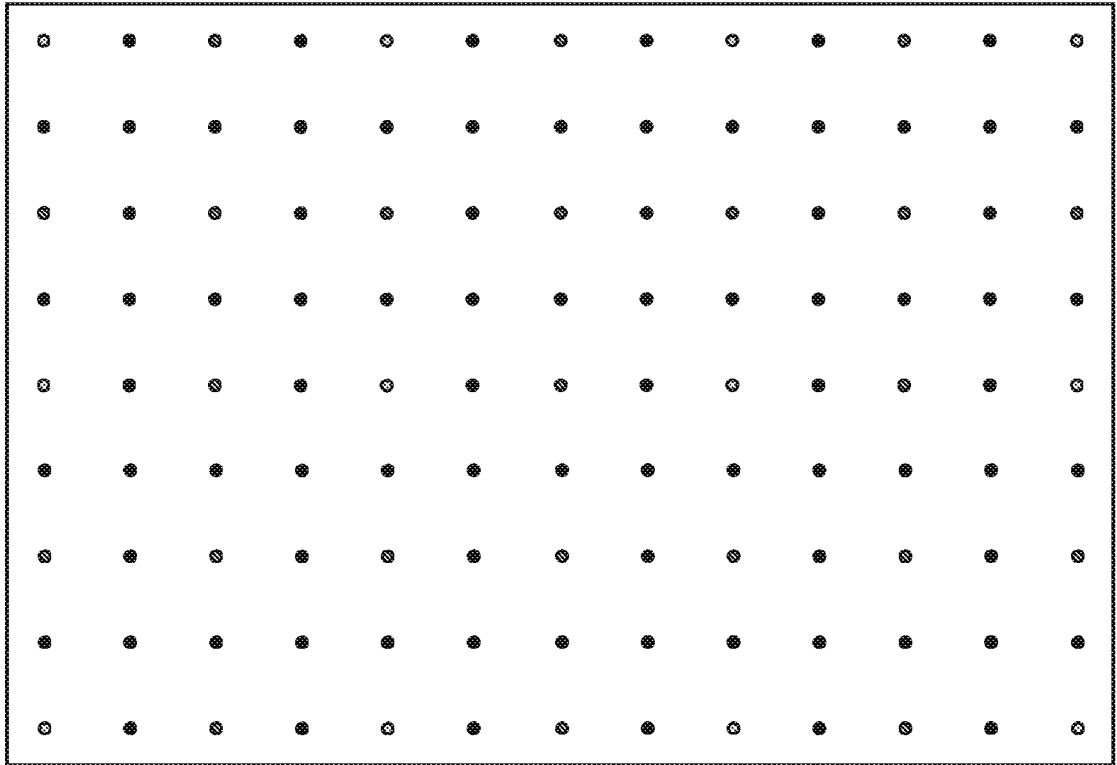


FIG. 6C

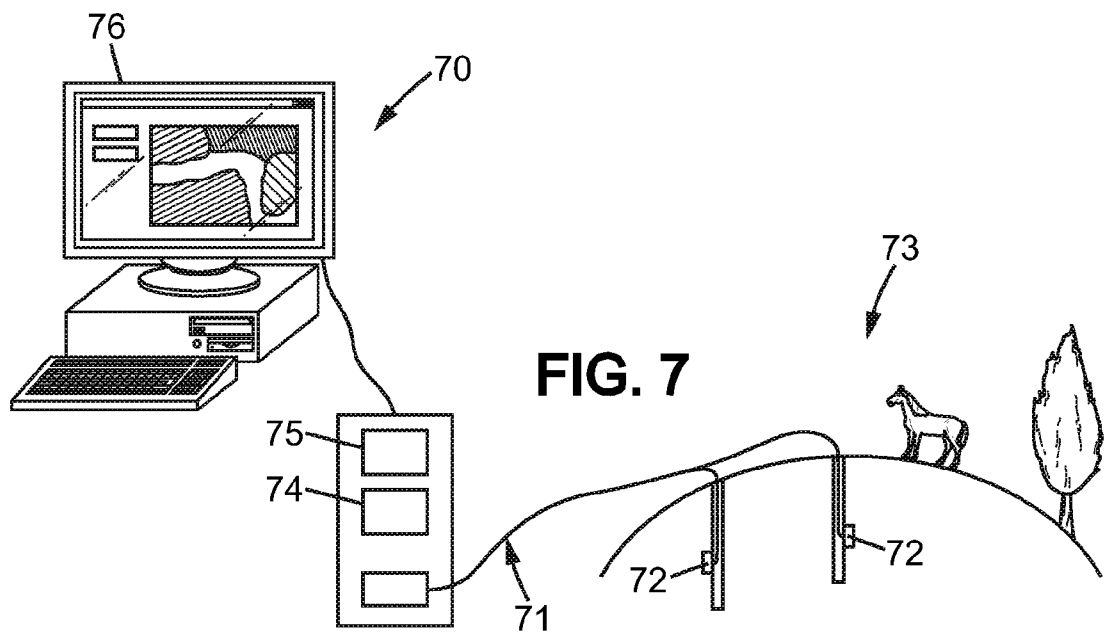


FIG. 7

## INTERNATIONAL SEARCH REPORT

International application No  
PCT/FR2009/052301A. CLASSIFICATION OF SUBJECT MATTER  
INV. G06F17/50 G01V1/30

According to International Patent Classification (IPC) or to both national classification and IPC

## B. FIELDS SEARCHED

Minimum documentation searched (classification system followed by classification symbols)  
G06F G01V

Documentation searched other than minimum documentation to the extent that such documents are included in the fields searched

Electronic data base consulted during the international search (name of data base and, where practical, search terms used)

EPO-Internal

## C. DOCUMENTS CONSIDERED TO BE RELEVANT

Category*	Citation of document, with indication, where appropriate, of the relevant passages	Relevant to claim No.
A	EP 1 930 744 A (IFP [FR]) 11 June 2008 (2008-06-11) le document en entier, en particulier alinéas [0003], [0004], [0008], [0069], [0070]	1-12
A	P. BOGAERT: "Spatial prediction of categorical variables: the Bayesian maximum entropy approach" STOCHASTIC ENVIRONMENTAL RESEARCH AND RISK ASSESSMENT, SPRINGER-VERLAG BERLIN / HEIDELBERG, DOI 10.1007/S00477-002-0114-4, vol. 16, no. 6, December 2002 (2002-12), pages 429-448, XP002543302 cited in the application le document en entier	1-12

 Further documents are listed in the continuation of Box C. See patent family annex.

\* Special categories of cited documents :

"A" document defining the general state of the art which is not considered to be of particular relevance

"E" earlier document but published on or after the international filing date

"L" document which may throw doubts on priority claim(s) or which is cited to establish the publication date of another citation or other special reason (as specified)

"O" document referring to an oral disclosure, use, exhibition or other means

"P" document published prior to the international filing date but later than the priority date claimed

"T" later document published after the international filing date or priority date and not in conflict with the application but cited to understand the principle or theory underlying the invention

"X" document of particular relevance; the claimed invention cannot be considered novel or cannot be considered to involve an inventive step when the document is taken alone

"Y" document of particular relevance; the claimed invention cannot be considered to involve an inventive step when the document is combined with one or more other such documents, such combination being obvious to a person skilled in the art.

"&amp;" document member of the same patent family

Date of the actual completion of the international search

3 février 2010

Date of mailing of the international search report

11/02/2010

Name and mailing address of the ISA/

European Patent Office, P.B. 5818 Patentlaan 2  
NL - 2280 HV Rijswijk  
Tel. (+31-70) 340-2040,  
Fax: (+31-70) 340-3016

Authorized officer

Lerbinger, Klaus

## INTERNATIONAL SEARCH REPORT

International application No  
PCT/FR2009/052301

C(Continuation). DOCUMENTS CONSIDERED TO BE RELEVANT		
Category*	Citation of document, with indication, where appropriate, of the relevant passages	Relevant to claim No.
A	WIBRIN M A ET AL: "Combining categorical and continuous spatial information within the Bayesian maximum entropy paradigm" STOCHASTIC ENVIRONMENTAL RESEARCH AND RISK ASSESSMENT, SPRINGER, BERLIN, DE, vol. 20, no. 6, 24 February 2006 (2006-02-24), pages 423-433, XP019428988 ISSN: 1436-3259 le document en entier -----	1-12
A	VARGAS-GUZMAN ET AL: "Spatial conditional simulation of facies objects for modeling complex clastic reservoirs" JOURNAL OF PETROLEUM SCIENCE AND ENGINEERING, ELSEVIER, AMSTERDAM, NL, vol. 54, no. 1-2, 29 October 2006 (2006-10-29), pages 1-9, XP005839375 ISSN: 0920-4105 le document en entier -----	1-12

# INTERNATIONAL SEARCH REPORT

Information on patent family members

International application No  
PCT/FR2009/052301

Patent document cited in search report		Publication date		Patent family member(s)	Publication date
EP 1930744	A	11-06-2008	FR	2909775 A1	13-06-2008
			US	2008162093 A1	03-07-2008

---

# RAPPORT DE RECHERCHE INTERNATIONALE

Demande internationale n°

PCT/FR2009/052301

**A. CLASSEMENT DE L'OBJET DE LA DEMANDE**  
 INV. G06F17/50 G01V1/30

Selon la classification internationale des brevets (CIB) ou à la fois selon la classification nationale et la CIB

**B. DOMAINES SUR LESQUELS LA RECHERCHE A PORTE**

Documentation minimale consultée (système de classification suivi des symboles de classement)  
 G06F G01V

Documentation consultée autre que la documentation minimale dans la mesure où ces documents relèvent des domaines sur lesquels a porté la recherche

Base de données électronique consultée au cours de la recherche internationale (nom de la base de données, et si cela est réalisable, termes de recherche utilisés)  
 EPO-Internal

**C. DOCUMENTS CONSIDERES COMME PERTINENTS**

Catégorie*	Identification des documents cités, avec, le cas échéant, l'indication des passages pertinents	no. des revendications visées
A	EP 1 930 744 A (IFP [FR]) 11 juin 2008 (2008-06-11) le document en entier, en particulier alinéas [0003], [0004], [0008], [0069], [0070]	1-12
A	P. BOGAERT: "Spatial prediction of categorical variables: the Bayesian maximum entropy approach" STOCHASTIC ENVIRONMENTAL RESEARCH AND RISK ASSESSMENT, SPRINGER-VERLAG BERLIN / HEIDELBERG, DOI 10.1007/S00477-002-0114-4, vol. 16, no. 6, décembre 2002 (2002-12), pages 429-448, XP002543302 cité dans la demande le document en entier	1-12

Voir la suite du cadre C pour la fin de la liste des documents

Les documents de familles de brevets sont indiqués en annexe

\* Catégories spéciales de documents cités:

- "A" document définissant l'état général de la technique, non considéré comme particulièrement pertinent
- "E" document antérieur, mais publié à la date de dépôt international ou après cette date
- "L" document pouvant jeter un doute sur une revendication de priorité ou cité pour déterminer la date de publication d'une autre citation ou pour une raison spéciale (telle qu'indiquée)
- "O" document se référant à une divulgation orale, à un usage, à une exposition ou tous autres moyens
- "P" document publié avant la date de dépôt international, mais postérieurement à la date de priorité revendiquée

- "T" document ultérieur publié après la date de dépôt international ou la date de priorité et n'appartenant pas à l'état de la technique pertinent, mais cité pour comprendre le principe ou la théorie constituant la base de l'invention
- "X" document particulièrement pertinent; l'invention revendiquée ne peut être considérée comme nouvelle ou comme impliquant une activité inventive par rapport au document considéré isolément
- "Y" document particulièrement pertinent; l'invention revendiquée ne peut être considérée comme impliquant une activité inventive lorsque le document est associé à un ou plusieurs autres documents de même nature, cette combinaison étant évidente pour une personne du métier
- "&" document qui fait partie de la même famille de brevets

Date à laquelle la recherche internationale a été effectivement achevée

3 février 2010

Date d'expédition du présent rapport de recherche internationale

11/02/2010

Nom et adresse postale de l'administration chargée de la recherche internationale

Office Européen des Brevets, P.B. 5818 Patentlaan 2  
 NL - 2280 HV Rijswijk  
 Tel. (+31-70) 340-2040,  
 Fax: (+31-70) 340-3016

Fonctionnaire autorisé

Lerbinger, Klaus

C(suite). DOCUMENTS CONSIDERES COMME PERTINENTS		
Catégorie*	Identification des documents cités, avec, le cas échéant, l'indication des passages pertinents	no. des revendications visées
A	<p>WIBRIN M A ET AL: "Combining categorical and continuous spatial information within the Bayesian maximum entropy paradigm"            STOCHASTIC ENVIRONMENTAL RESEARCH AND RISK ASSESSMENT, SPRINGER, BERLIN, DE,            vol. 20, no. 6,            24 février 2006 (2006-02-24), pages            423-433, XP019428988            ISSN: 1436-3259            le document en entier</p> <p style="text-align: center;">-----</p>	1-12
A	<p>VARGAS-GUZMAN ET AL: "Spatial conditional simulation of facies objects for modeling complex clastic reservoirs"            JOURNAL OF PETROLEUM SCIENCE AND ENGINEERING, ELSEVIER, AMSTERDAM, NL,            vol. 54, no. 1-2,            29 octobre 2006 (2006-10-29), pages 1-9,            XP005839375            ISSN: 0920-4105            le document en entier</p> <p style="text-align: center;">-----</p>	1-12

# RAPPORT DE RECHERCHE INTERNATIONALE

Renseignements relatifs aux membres de familles de brevets

Demande internationale n°

PCT/FR2009/052301

Document brevet cité au rapport de recherche		Date de publication	Membre(s) de la famille de brevet(s)	Date de publication
EP 1930744	A	11-06-2008	FR 2909775 A1	13-06-2008
			US 2008162093 A1	03-07-2008
<hr/>				