

# L'auto-évaluation des pratiques en périnatalité. Estimation d'un taux attendu de césarienne, adapté au niveau de recrutement d'une maternité (analyse à partir du réseau sentinelle de maternités AUDIPOG)

## *Self-evaluation in Perinatal Practice.*

### *An Estimate of the Expected Cesarean-section rate After Adjusting for a Maternity's Recruitment (analysis using data from the AUDIPOG Sentinel Network )*

David S (\*), Rivière O (\*), Mamelle N (\*)  
et les obstétriciens du réseau sentinelle AUDIPOG (\*\*)

#### Résumé

**Objectifs :** L'objectif de cette étude était de fournir à chaque maternité un taux attendu de césarienne, prenant en compte son recrutement.

**Méthodes :** L'étude a porté sur 149 maternités et 40 512 naissances uniques, mises en commun dans le cadre du réseau sentinelle de maternités AUDIPOG de 1994 à 1998. L'analyse a eu pour but de montrer que le taux de césarienne variait selon les caractéristiques des maternités (statut juridique, taille et niveau de soins), après prise en compte des caractéristiques des femmes, et de prédire alors les taux attendus de césarienne (avant et pendant travail) d'une maternité compte tenu de son recrutement.

**Résultats :** Le taux de césarienne, au sein du fichier (grossesses uniques), était de 15 % (dont 7,6 % avant travail). L'analyse de « l'effet joint » de la taille et du statut juridique (ou de la taille et du niveau de soin) sur le risque de césarienne, après ajustement sur les caractéristiques des femmes, a mis en évidence des variations significatives selon les caractéristiques de maternités. En prenant pour référence les maternités de centre hospitalier universitaire de plus de 2 000 accouchements/an, on a constaté que dans les maternités de centre hospitalier général ou privées de plus de 2 000 accouchements/an, on réalisait moins de césarienne avant travail ( $OR_{ajusté} = 0,7$  et  $0,6$  respectivement). En revanche, dans les maternités privées de moins de 2 000 accouchements/an, on réalisait plus de césariennes ( $OR_{ajusté} = 1,7$ ).

Le modèle multi-niveau, a permis de mettre en évidence un effet propre « maternité » et d'estimer alors les taux attendus de césarienne (avant et pendant travail), compte tenu du recrutement de la maternité pour chacune des maternités du réseau sentinelle.

**Conclusion :** Ce taux attendu de césarienne peut être non seulement un élément d'appréciation de la qualité des soins donnés ou de la nécessité de réorganisation de ceux-ci, mais aussi un élément de justification des pra-

#### Summary

**Aims:** To provide maternity units with an expected cesarean-section (c-section) rate after taking into account their case mix (*i.e.* differences in patients' medical characteristics associated with the risk of cesarean-section).

**Methods:** We studied 40,512 singleton births from 149 different maternity units using data collected from 1994 to 1998 by the AUDIPOG french Network. We tried to determine whether the c-section rate varied according the type of maternity (university, public or private and the size and level of care offered) after taking into account the medical characteristics of their patient mix, thereby providing an estimate of the expected c-section rate (before and during labor) in each maternity given its recruitment.

**Results:** The c-section rate for singleton births in the Sentinel Network database was 15.0% (7.6% before labor). We studied the joint effect of the size and type of institution on c-section rate and compared it to a "reference maternity" (university maternity units with more than 2,000 deliveries per year). We found that community and private maternities with more than 2,000 deliveries per year performed fewer prophylactic c-sections than the reference hospital ( $OR_{adj} = 0.7$  and  $0.6$  respectively) while private maternities with fewer than 2,000 deliveries per year performed more than the reference hospital ( $OR_{adj} = 1.7$ ).

The two-level logistic model demonstrated a "maternity unit effect" even after adjusting for differences in recruitment and type of maternity and provided an estimated expected c-section rate (before and after labor had begun) for each institution in the network.

**Conclusion:** The estimated c-section rate can be used as a benchmark for determining the quality of care delivered by each institution, for deciding whether maternities

(\*) Institut national de la santé et de la recherche médicale (INSERM) Unité 369 – Groupe « Épidémiologie de la croissance et du développement » Lyon (France).

(\*\*) AUDIPOG (Association des utilisateurs de dossiers informatisés en pédiatrie, obstétrique et gynécologie), centre de recherche INSERM Unité 369. (voir liste des participants en fin d'article).

Adresse pour correspondance : Dr Sandra David, INSERM Unité 369 – Groupe « Épidémiologie de la croissance et du développement », 151, cours Albert-Thomas, 69424 Lyon cedex 03, e-mail : david@lyon151.inserm.fr

tiques dans les procédures d'accréditation des établissements.

**Rev Med Ass Maladie 2001;32,4:319-325**

*Mots clés* : taux de césarienne, facteurs de risque de césarienne, recrutement de la maternité, modèle multi-niveaux.

need to be reorganized and as a parameter for future hospital accreditation.

**Rev Med Ass Maladie 2001;32,4:319-325**

*Key words*: cesarean birth rate, cesarean risk factors, case mix, multilevel model.

## INTRODUCTION

Depuis 25 ans, le taux de césarienne ne cesse d'augmenter en France (6,1 % en 1972, 10,9 % en 1981, 15,9 % en 1995, 17,5 % en 1998) comme dans les autres pays développés [1-5]. À côté des enquêtes discontinues conduites en France, les données issues du réseau sentinelle AUDIPOG (Association des utilisateurs de dossiers informatisés en pédiatrie, obstétrique et gynécologie), grâce à un enregistrement continu depuis 1994, constituent un système d'alerte : l'augmentation du taux de césarienne avait été mis en évidence dès 1997, sans faire cependant apparaître de variation notable entre 1997 et 1999 [6].

La césarienne est considérée comme un acte banalisé dans la population, alors que celle-ci majore le risque de mortalité et morbidité maternelles, sans, semble-t-il, s'accompagner d'une réduction de la mortalité périnatale [7, 10]. Or, il apparaît que l'augmentation du taux de césarienne n'est pas directement liée à une augmentation de fréquence de ses principales indications [11]. On doit donc admettre que le taux de césarienne augmente face à certaines situations cliniques.

Plusieurs auteurs ont également montré que le taux de césarienne n'était pas seulement lié aux caractéristiques des patientes mais aussi à des caractéristiques intrinsèques à l'établissement ou à l'obstétricien [12-18]. Burns *et coll.*, lors d'une enquête en 1989 en Arizona, ont rapporté que le statut juridique de l'établissement, la taille de la ville ou de la maternité, l'université d'origine de l'obstétricien ou l'expérience du chirurgien étaient ainsi des facteurs influençant le mode d'accouchement [15]. Dans un hôpital du Michigan (États-Unis) en 1989, Applegate *et coll.* ont montré que, dans une population de femmes à bas risque, les médecins de familles faisaient presque quatre fois moins de césariennes que les obstétriciens, pour des résultats périnataux identiques [17]. En France, sur des données anciennes de la région Rhône-Alpes, Rabilloud *et coll.* ont montré que, à caractéristiques égales des femmes, le mode d'accouchement pouvait différer d'une maternité à l'autre [18].

Différents auteurs ont recherché les moyens d'enrayer l'accroissement régulier du taux de césarienne. La littérature spécialisée, les enseignements

post-universitaires ou les conférences de consensus ne semblent pas influencer notablement les pratiques [19, 21]. Informer le grand public ou rétribuer de façon identique les accouchements réalisés par césarienne et par voie basse pourraient modifier les comportements mais cela n'a pas été évalué jusqu'à présent en France [5]. En revanche, Lagrew *et coll.* ont démontré que la seule connaissance par un obstétricien de son taux personnel de césarienne permettait de le réduire de façon significative [22]. D'autre part, une étude contrôlée récente a montré que le taux de césarienne pouvait diminuer, s'il y avait un retour d'information « intensif » (à l'aide d'un système informatisé) du taux personnel de césarienne à l'obstétricien [23]. Depuis sa création, le réseau sentinelle permet ce retour d'information, année après année [24] a fait ses preuves comme en atteste une enquête auprès des membres du réseau et l'expérience clinique rapportée par G. Pennehouat, lors des XI<sup>es</sup> journées nationales de l'AUDIPOG 2000. En effet, en observant en 1995, dans leur maternité, un taux de césarienne des femmes à bas risque (14,5 %) supérieur à celui estimé par le réseau sentinelle AUDIPOG (environ 10 %), l'équipe du Centre hospitalier de Chartres a mis en place une politique de réduction de ce taux, conduisant à sa réduction d'un tiers dès l'année suivante, sans incidence sur les résultats périnataux.

Cependant, la diffusion d'un taux brut de césarienne par maternité n'est que partiellement informative, car celui-ci ne prend pas en compte le niveau de recrutement des maternités, recrutement basé sur le niveau de risque des patientes (*i.e.* proportion de femmes présentant des caractéristiques qui influencent le mode d'accouchement).

L'hypothèse qui a sous-tendu ce travail est que la connaissance d'un taux de césarienne *prenant en compte le recrutement de la maternité* est susceptible d'avoir un effet significatif sur les pratiques d'accouchement, ce taux attendu constituant un « référentiel » personnel auquel chaque maternité pourrait se comparer.

L'objectif de notre étude est ainsi d'estimer, pour chaque maternité, son taux attendu de césarienne prenant en compte le recrutement de la maternité,

afin de permettre aux professionnels concernés d'évaluer leur pratique en toute connaissance de cause.

## MÉTHODES

### 1. Le réseau sentinelle AUDIPOG

Les données sont issues du réseau sentinelle AUDIPOG, réseau constitué d'un ensemble de maternités volontaires publiques et privées, provenant de toutes les régions de France et utilisant un dossier obstétrical informatisé [6, 24]. L'étude a ainsi porté sur 149 maternités et 40 512 naissances uniques, mises en commun dans le cadre du réseau sentinelle AUDIPOG de 1994 à 1998.

### 2. Caractéristiques étudiées

Les caractéristiques maternelles étudiées étaient relatives aux données personnelles et sociodémographiques des femmes, aux antécédents médicaux, gynécologiques ou obstétricaux, aux pathologies maternelles ou fœtales, et aux circonstances initiales de l'accouchement.

Les caractéristiques de maternités étudiées étaient : le statut juridique (centre hospitalier universitaire CHU, centre hospitalier général CHG et maternités privées), le niveau de soins des maternités (I, II et III), et la taille de la maternité (< 1 500, entre 1 500 et 1999, et  $\geq 2000$  accouchements/an).

### 3. Méthodes statistiques

Les facteurs de risque de césarienne (caractéristiques de femmes) ont été identifiés à partir d'une analyse univariée. L'analyse multivariée (régression logistique) a été ensuite utilisée afin de mettre en évidence le rôle des caractéristiques des maternités, après prise en compte des caractéristiques des femmes.

Sous sa forme habituelle, le modèle logistique fait l'hypothèse d'indépendance des femmes au sein du fichier global. Un modèle multi-niveaux à effets mixtes a été mis en œuvre pour tenir compte du fait, qu'au sein du fichier global du réseau, les individus ne sont pas indépendants puisque des grappes de femmes sont liées par leur appartenance à une même maternité.

Pour cela, nous avons introduit, dans le modèle, deux paramètres aléatoires, l'un dont la variance quantifie la variabilité du risque de césarienne d'une femme à l'autre, l'autre dont la variance quantifie la variabilité du risque de césarienne d'une maternité à l'autre [25]. Ce modèle a permis de mettre en évidence un éventuel effet résiduel inter-maternités (appelé ici « effet propre maternité ») et d'estimer alors les taux attendus

de césarienne des maternités compte tenu de leur recrutement.

## RÉSULTATS

### 1. Description de l'échantillon

Bien que l'échantillon du réseau sentinelle ne contienne que les grossesses uniques, les caractéristiques sociodémographiques des femmes différaient peu de celles accouchant en 1995 ou en 1998 d'après les enquêtes nationales DGS-INSERM : 2,0 % des femmes avaient moins de 20 ans et 14,5 % avaient plus de 35 ans, 92,1 % vivaient en couple et 43,3 % étaient primipares [2, 3].

Les taux de césarienne étaient de 16,6 % chez les primipares et 14,9 % chez les multipares. Ces taux étaient extrêmement variables d'une maternité à l'autre en particulier chez les femmes présentant un utérus cicatriciel, ou le fœtus une anomalie de présentation.

### 2. Caractéristiques de maternités associées au risque de césarienne

Parmi les caractéristiques maternelles étudiées, on retrouvait principalement l'existence d'antécédent de césarienne ( $OR_{brut} = 27,0$ ), ou d'anomalie de présentation ( $OR_{brut} = 9,5$ ) pour la césarienne avant travail, et l'existence d'antécédent de césarienne ( $OR_{brut} = 10,2$ ), d'anomalie de présentation ( $OR_{brut} = 7,6$ ), d'une dystocie ( $OR_{brut} = 25,0$ ) ou d'une souffrance fœtale aiguë ( $OR_{brut} = 9,4$ ) pour la césarienne pendant travail.

Après introduction dans un modèle de régression logistique de toutes les caractéristiques maternelles précédentes, l'analyse montrait une liaison entre chacune des caractéristiques de maternité (niveau de soins, statut juridique et taille de la maternité) et le risque de césarienne.

Étant donné l'existence d'un lien étroit entre ces caractéristiques de maternités, l'analyse a pris en compte simultanément ces caractéristiques et permis d'estimer « l'effet joint » de la taille et du statut juridique (ou de la taille et du niveau de soins) sur le risque de césarienne, après ajustement sur les caractéristiques maternelles vues précédemment (tableau I).

La référence étant ainsi les maternités de CHU de plus de 2 000 accouchements/an, on a constaté que dans les maternités de CHG ou privées de plus de 2 000 accouchements/an, on réalisait significativement moins de césariennes avant travail ( $OR_{ajusté} = 0,7$  et  $0,6$  respectivement). En revanche, dans les maternités privées de moins de 1 500 ou entre 1 500 et 2 000 accouchements/an, on réalisait signi-

Tableau I  
Effet joint des caractéristiques de maternités sur le risque de césarienne avant travail, après ajustement sur les caractéristiques maternelles, au sein du réseau sentinelle de 1994 à 1998 : régression logistique.

|                         | OR <sup>a</sup>                        |             |         |
|-------------------------|--|-------------|---------|
|                         | Taille<br>(nombre d'accouchements/ an) |             |         |
|                         | ≥ 2 000                                | 1 500-1 999 | < 1 500 |
| <i>Statut juridique</i> |  |             |         |
| CHU                     | 1                                      | 0,8         | 1,0     |
| CHG                     | 0,7*                                   | 0,8         | 1,0     |
| privé                   | 0,6*                                   | 1,7*        | 1,7*    |
| <i>Niveau de soins</i>  |  |             |         |
| Niveau III              | 1                                      | 1,0         | 1,0     |
| Niveau II               | 0,8                                    | 1,1         | 0,9     |
| Niveau I                | 0,8*                                   | 1,2         | 1,4*    |

Seuil de signification : \* :  $p < 0,01$

<sup>a</sup> Odds ratio du risque de césarienne avant travail.

ficativement plus de césariennes ( $OR_{ajusté} = 1,7$  quelle que soit la taille).

La deuxième partie du tableau I, présentant « l'effet joint » de la taille et du niveau de soin sur le risque de césarienne, montrait que parmi les maternités de niveau I, le risque de césarienne augmentait lorsque la taille de la maternité diminuait ( $OR_{ajusté}$  allant de 0,8 à 1,4).

### 3. Recherche d'un « effet propre maternité »

Le modèle multi-niveaux a permis de mettre en évidence un « effet propre maternité », après prise en compte des caractéristiques des femmes et des maternités. Ainsi, à caractéristiques égales des femmes et à caractéristiques égales des maternités, la probabilité d'avoir une césarienne variait encore d'une maternité à l'autre ( $p < 10^{-5}$  quel que soit le moment de la césarienne).

### 4. Modèle prédictif du taux attendu de césarienne dans une maternité à partir de ses caractéristiques de recrutement

Ces résultats justifiaient la recherche d'un taux attendu de césarienne, adapté au recrutement de la maternité. Les caractéristiques de femmes associées au risque de césarienne ont été introduites dans le modèle multi-niveaux. Une procédure pas à pas descendante a identifié les meilleurs modèles, permettant d'estimer, pour une femme donnée, la probabilité d'avoir une césarienne (avant ou pendant

travail) (1). La moyenne de ces probabilités, par maternité, conduisait à l'estimation des taux attendus de césarienne (avant et pendant travail) dans chacune des maternités du réseau sentinelle.

Le tableau II donne, à titre d'exemple, l'application de ces modèles à quelques maternités du réseau sentinelle, et permet d'apprécier la plus ou moins bonne concordance entre taux observés et taux attendus.

## DISCUSSION

Notre matériel d'étude était issu des fichiers du réseau sentinelle AUDIPOG, comprenant 149 maternités et plus de 40 000 naissances. Depuis 1994, le réseau sentinelle fournit aux professionnels de la naissance un outil d'auto-évaluation de leurs pratiques, non seulement en publiant un descriptif national des indicateurs périnataux en temps « réel » (cahier de résultats annuel distribué à chaque maternité participante), mais en leur donnant aussi la possibilité d'interroger eux-mêmes la base de données nationale via Internet (<http://audipog.inserm.fr>).

Nous apportons aujourd'hui une information supplémentaire avec ce taux attendu de césarienne prenant en compte le recrutement de la maternité. À partir de 1999, la nouvelle version des dossiers standardisés, l'introduction des grossesses multiples, et l'augmentation du nombre de maternités adhérant au réseau sentinelle devraient nous permettre d'améliorer encore le modèle.

L'analyse univariée, complétée par une analyse multivariée, a confirmé les connaissances acquises en ce qui concerne les facteurs de risque de césarienne liés aux caractéristiques maternelles [4, 12, 28-30]. La dimension de notre échantillon nous a permis d'obtenir une très bonne précision des estimations. Turcot *et coll.* utilisaient ces mêmes caractéristiques maternelles pour construire un modèle prédictif du mode d'accouchement chez les primipares à bas risque, modèle ayant seulement pour fonction de guider la démarche de l'obstétricien [29].

En ce qui concerne les caractéristiques de maternités, le rôle du niveau de soins, du statut juridique ou de la taille de la maternité sur le risque de césarienne

(1) Modèle prédictif de la césarienne avant travail :

$P_i$  = Probabilité pour une femme  $i$  d'avoir une césarienne avant travail = anti-logit  $[-4,701 + 0,484 \times (\text{âge} > 35)_i + 0,787 \times (\text{Taille} < 155)_i + 0,834 \times (\text{primipare})_i + 3,637 \times (\text{ATCDcésarienne})_i + 0,109 \times (\text{ATCDnéonatal})_i + 0,532 \times (\text{diabète})_i + 1,065 \times (\text{HTA})_i + 2,583 \times (\text{siège})_i + 0,437 \times (\text{macrosomie})_i + 0,690 \times (\text{hydramnios})_i + 0,921 \times (\text{RCIU})_i + 1,292 \times (\text{AG} < 37)_i]$   
Les caractéristiques maternelles sont codées en 0/1 (e.g. diabète)<sub>i</sub> = 1 si la femme  $i$  a un diabète, 0 sinon).

Tableau II  
 Comparaison des taux de césarienne observés et prédits par le modèle multi-niveaux :  
 exemple de quelques maternités du réseau sentinelle

| Maternité                   |                     |             | Taux observés de césarienne |                    |                                      | Taux attendus de césarienne <sup>a</sup><br>(modèle multi-niveaux) |              |                              |             |
|-----------------------------|---------------------|-------------|-----------------------------|--------------------|--------------------------------------|--|--------------|------------------------------|-------------|
| N°                          | Statut<br>juridique | Taille      | Niveau<br>de soins          | Avant travail<br>% | Pendant<br>travail <sup>b</sup><br>% | Avant travail  |              | Pendant travail <sup>b</sup> |             |
|                             |                     |             |                             |                    |                                      | %  | IC à 95%     | %                            | IC à 95%    |
| <i>Bonne concordance</i>    |                     |             |                             |                    |                                      |  |              |                              |             |
| 3                           | CHU                 | 1 000-1 499 | III                         | 4,4                | 7,7                                  | 6,0  | [4,4 ; 7,7]  | 6,5                          | [5,4 ; 7,7] |
| 6                           | CHG                 | 1 500-1 999 | II                          | 7,5                | 6,5                                  | 6,0  | [3,5 ; 8,5]  | 7,1                          | [4,5 ; 9,6] |
| 2                           | privé               | 1 000-1 499 | I                           | 6,7                | 8,3                                  | 4,1  | [1,5 ; 6,7]  | 6,0                          | [3,8 ; 8,4] |
| <i>Mauvaise concordance</i> |                     |             |                             |                    |                                      |  |              |                              |             |
| 1                           | CHU                 | ≥ 2 000     | II                          | 8,8                | 8,1                                  | 6,9  | [5,9 ; 7,8]  | 6,3                          | [5,8 ; 6,9] |
| 5                           | CHG                 | < 1 000     | I                           | 13,5               | 13,8                                 | 8,5  | [4,7 ; 12,4] | 4,8                          | [3,3 ; 6,3] |
| 4                           | privé               | 1 000-1 499 | I                           | 14,1               | 10,7                                 | 6,3  | [4,8 ; 7,8]  | 4,9                          | [4,0 ; 5,9] |

<sup>a</sup> Prenant en compte le recrutement de la maternité.

<sup>b</sup> Les femmes ayant eu une césarienne avant travail sont exclues.

rienne a été montré. Ces observations avaient déjà été relevées par d'autres auteurs [15, 18, 31]. Nous avons noté l'effet prépondérant du statut juridique ; comme d'autres auteurs l'ont souligné, le risque médico-légal encouru plus souvent dans ce type d'établissement a probablement un effet majeur sur la prise de décision de césarienne [5, 32]. La recherche d'un effet joint statut-taille de l'établissement apporte un élément nouveau. Enfin, un « effet propre maternité », qui persiste après introduction de tous les facteurs significativement associés au risque de césarienne dans le modèle multi-niveaux, a été mis en évidence. À l'aide du même modèle, Rabilloud *et coll.* avaient aussi mis en évidence une variation inter-maternités résiduelle significative [18]. Cet « effet maternité » peut être rapproché de ce qui est rapporté par d'autres auteurs sous le terme « d'effet médecin » [14-17, 30].

Ainsi, la persistance de cette variation inter-maternités du taux de césarienne a conduit à proposer la construction d'un modèle fournissant à chaque maternité un taux attendu de césarienne, adapté à son recrutement. La confrontation du taux de césarienne observé à celui obtenu par le modèle (tableau II) est donnée à titre indicatif afin d'illustrer une démarche d'auto-évaluation des pratiques. En effet les « taux de césarienne observés » dans le tableau ont été calculés à partir des effectifs réduits transmis par chaque maternité, alors que c'est le taux réel observé dans une maternité qui devrait être « placé » dans l'intervalle de confiance du taux attendu.

Le modèle proposé permet ainsi de fournir à chaque maternité un taux attendu de césarienne prenant en compte son recrutement. Ce taux attendu de césarienne peut être non seulement un élément d'appréciation de la qualité des soins donnés ou de la nécessité de réorganisation de ceux-ci, mais aussi un élément de justification des pratiques, dans les procédures d'accréditation des établissements.

Depuis 1994, la mise en commun des données des maternités participant au réseau sentinelle AUDI-POG fournit à ces maternités, année après année, un outil d'évaluation de leurs pratiques et de leurs résultats [6, 24]. Cette démarche volontaire d'auto-évaluation des pratiques témoigne d'une évolution des mentalités sinon des pratiques des professionnels. Ainsi, au cœur des débats actuels relatifs à l'organisation des réseaux de soins périnataux, la question de l'évaluation du travail en réseau a été posée par les professionnels, montrant leur souhait de se donner les moyens d'en mesurer, eux-mêmes, les bénéfices à l'échelon individuel ou collectif.

En témoignent, d'une part, certaines publications récentes qui font déjà état des premiers résultats (régionaux ou nationaux) de cette politique de santé en termes d'impact (évolution des lieux de naissance des grands prématurés) ou de fonctionnement (dysfonctionnement du travail en réseau lié essentiellement à un manque de moyens matériels et humains) [33-36]. D'autre part, une réflexion collective a également été menée par les quatre sociétés savantes de la spécialité : le Collège national des gynécologues et obstétriciens français

(CNGOF), la Fédération nationale des pédiatres et néonatalogues (FNPN), la Société française de médecine périnatale (SFMP) et l'AUDIPOG.

Cette réflexion débouche aujourd'hui sur un texte commun adopté par les quatre conseils d'administration : « *Indicateurs et outils d'évaluation des réseaux de soins périnataux* » [37]. Ce texte contractuel s'est appuyé sur les publications scientifiques et recommandations internationales en matière de régionalisation des soins, avant de proposer un protocole d'évaluation précisant les objectifs de l'évaluation, la population étudiée, le type d'étude et les critères d'évaluation [37].

Enfin, prenant appui sur le réseau sentinelle AUDIPOG [6, 24], le CNGOF et l'AUDIPOG ont conçu conjointement le système d'information périnatal « France Périnat » [38]. Ce système d'information, prévoyant le recueil d'informations relatives au contexte sociodémographique et l'enregistrement des différents lieux de prise en charge des femmes enceintes au cours de la grossesse, en incluant les difficultés ou impossibilités de transfert (maternel et/ou néonatal), constitue non seulement un outil de surveillance et d'évaluation des pratiques professionnelles mais permet aussi une analyse fine du travail en réseau. En effet, l'évaluation du travail en réseau requiert un suivi continu des indicateurs périnataux depuis le début de la grossesse, et les outils institutionnels existants (enquêtes nationales DGS-INSERM [2-3], PMSI ou certificat de santé du 8<sup>e</sup> jour) n'étaient pas susceptibles de fournir le parcours d'une femme enceinte sans y adjoindre des enregistrements ou enquêtes supplémentaires.

En conclusion, à l'heure de la régionalisation, il paraît important de souligner que cette démarche volontaire d'auto-évaluation des pratiques, par les professionnels, évolue vers une appropriation collective par la profession des modes de régulation et de contrôle de son activité, dont l'absence apparaissait comme un puissant motif de résistance aux changements de pratiques ou au travail en réseau [39].

## REMERCIEMENTS

*Ce travail a bénéficié d'une bourse de recherche de la Société française de médecine périnatale et de la fondation Marcel Bleustein-Blanchet.*

**Obstétriciens participant au réseau sentinelle AUDIPOG :** D<sup>r</sup> Abboud, D<sup>r</sup> Acién, D<sup>r</sup> Algava, D<sup>r</sup> Arnalsteen, D<sup>r</sup> Audren, D<sup>r</sup> Azuar, D<sup>r</sup> Bailleul, D<sup>r</sup> Bailleux, D<sup>r</sup> Basic, P<sup>r</sup> Baudet, D<sup>r</sup> Belaisch-Allart, D<sup>r</sup> Belle, P<sup>r</sup> Berland, D<sup>r</sup> Berthier, D<sup>r</sup> Bertrandias, D<sup>r</sup> Bizieux, D<sup>r</sup> Blot, D<sup>r</sup> Body, P<sup>r</sup> Boulanger, D<sup>r</sup> Boulogne, P<sup>r</sup> Boutroy, D<sup>r</sup> Boyadjian, D<sup>r</sup> Breheret, P<sup>r</sup> Brettes, D<sup>r</sup> Calvez, D<sup>r</sup> Canameras, D<sup>r</sup> Chabert, D<sup>r</sup> Cheynier, D<sup>r</sup> Churlet, D<sup>r</sup> Cohen, P<sup>r</sup> Colau, P<sup>r</sup> Collet, D<sup>r</sup> Collin, D<sup>r</sup> Conte, D<sup>r</sup> Corbineau,

D<sup>r</sup> Coulondre, D<sup>r</sup> Da Lage, D<sup>r</sup> Dagues-Bie, D<sup>r</sup> Danais, D<sup>r</sup> De Craecker, D<sup>r</sup> De Pury, D<sup>r</sup> Dehecq, D<sup>r</sup> Delahousse, D<sup>r</sup> Delbosc, D<sup>r</sup> Delchambre, D<sup>r</sup> Dietsch, D<sup>r</sup> Dominici, P<sup>r</sup> Dubuisson, D<sup>r</sup> Dutard, P<sup>r</sup> Engelmann, D<sup>r</sup> Eustratiades, D<sup>r</sup> Farines, D<sup>r</sup> Fauck, D<sup>r</sup> Faure, D<sup>r</sup> Favier, D<sup>r</sup> Foegle, D<sup>r</sup> Fossat, P<sup>r</sup> Fournie, D<sup>r</sup> Fournier, D<sup>r</sup> Gabaude, D<sup>r</sup> Gaillet, D<sup>r</sup> Gerard, D<sup>r</sup> Giard, P<sup>r</sup> Grall, D<sup>r</sup> Grall, D<sup>r</sup> Grelet, D<sup>r</sup> Grethen-Gorel, D<sup>r</sup> Guillet, D<sup>r</sup> Harvey, D<sup>r</sup> Hoppeler, P<sup>r</sup> Jacquetin, P<sup>r</sup> Janky, D<sup>r</sup> Jauffroy, D<sup>r</sup> Jeny, D<sup>r</sup> Knoepffler, D<sup>r</sup> Koch, D<sup>r</sup> Kompanietz, D<sup>r</sup> Labadie, D<sup>r</sup> Lacroix, P<sup>r</sup> Lansac, D<sup>r</sup> Lauzu, D<sup>r</sup> Lebris, D<sup>r</sup> Lefevre, D<sup>r</sup> Lenck, P<sup>r</sup> Leng, D<sup>r</sup> Leone, D<sup>r</sup> Leseigneur, D<sup>r</sup> Lespoux, P<sup>r</sup> Levardon, D<sup>r</sup> Liduena, D<sup>r</sup> Lizee, D<sup>r</sup> Lopez-Adan, P<sup>r</sup> Magnin, P<sup>r</sup> Maillet, D<sup>r</sup> Marchal, P<sup>r</sup> Mares, D<sup>r</sup> Maria, P<sup>r</sup> Marpeau, D<sup>r</sup> Marquis, D<sup>r</sup> Marzec, P<sup>r</sup> Mellier, D<sup>r</sup> Mercier, D<sup>r</sup> Mestrallet, D<sup>r</sup> Meurette, D<sup>r</sup> Meyer, D<sup>r</sup> Mignot, P<sup>r</sup> Monrozies, D<sup>r</sup> Morizot, P<sup>r</sup> Muller, D<sup>r</sup> Muray, D<sup>r</sup> Nelle, P<sup>r</sup> Papiernik, D<sup>r</sup> Paquet, D<sup>r</sup> Pauchet, D<sup>r</sup> Piton, P<sup>r</sup> Pons, D<sup>r</sup> Privat, P<sup>r</sup> Puech, P<sup>r</sup> Reme, D<sup>r</sup> Reynaud, D<sup>r</sup> Robert, D<sup>r</sup> Rotten, D<sup>r</sup> Roulet, D<sup>r</sup> Rozan, P<sup>r</sup> Rudigoz, P<sup>r</sup> Sagot, D<sup>r</sup> Saint Frison, D<sup>r</sup> Saint-Leger, D<sup>r</sup> Sauvanet, D<sup>r</sup> Scherrer, D<sup>r</sup> Sejean, D<sup>r</sup> Stadler, D<sup>r</sup> Talbot, D<sup>r</sup> Taubert, P<sup>r</sup> Taurelle, P<sup>r</sup> Thoulon, D<sup>r</sup> Tissot, D<sup>r</sup> Tollon, P<sup>r</sup> Tournaire, D<sup>r</sup> Tramier, P<sup>r</sup> Truc, D<sup>r</sup> Vacquier, D<sup>r</sup> Venet, D<sup>r</sup> Vercoustre, D<sup>r</sup> Viarlard, D<sup>r</sup> Vige, P<sup>r</sup> Ville, D<sup>r</sup> Vincent-Genod, D<sup>r</sup> Vors, D<sup>r</sup> Weill, D<sup>r</sup> Weyl, D<sup>r</sup> Yassine-Diab, P<sup>r</sup> Zorn.

## RÉFÉRENCES

1. Rumeau Rouquette C, du Mazaubrun C, Rabarizon Y. *Naître en France – 10 ans d'évolution*. Paris : Inserm-Doin ; 1984.
2. Blondel B, Bréart G, du Mazaubrun C, et al. *La situation périnatale en France-Évolution entre 1981 et 1995*. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 1997;26:770-80.
3. Blondel B, Norton J, du Mazaubrun C, Bréart G. *Enquête nationale périnatale 1998. Cahier de résultats*. Paris : INSERM U149 ; 2000.
4. Notzon FC, Cnattingius S, Pergsjö P, et al. *Cesarean section delivery in 1980s : International comparison by indication*. *Am J Obstet Gynecol* 1994;170:495-504.
5. Langer B, Schlaeder G. *Que penser du taux de césarienne en France ?* *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 1998;27:62-70.
6. Mamelle N, Munoz F, Lehingue Y, Pasquier JC, Béranger C et les obstétriciens participant au Réseau Sentinelle. *Le Réseau Sentinelle des maternités AUDIPOG. II. Évolution des pratiques et des résultats 1994-1997*. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 1998;27:375-83.
7. O'Driscoll K, Foley M. *Correlation of Decrease in Perinatal Mortality and Increase in Cesarean Section Rates*. *Am J Obstet Gynecol* 1983;61:1-5.
8. Sheehan KH. *Caesarean section for dystocie: A comparison of practice in two countries*. *Am Lancet* 1987;541-48.
9. Myers SA, Gleicher N. *A successful program to lower cesarean section rates*. *N Engl J Med* 1988;319:1511-6.
10. Notzon FC. *International Differences in the Use of Obstetric Interventions*. *JAMA* 1990;263:3286-91.
11. Rosenberg K, Hepburn M, Mac Ilwaine G. *An audit of caesarean section in a maternity district*. *Br J Obstet Gynaecol* 1982;89:787-92.
12. Anderson GM, Lomas J. *Determinants of the increasing cesarean birth rate. Ontario Data 1979 to 1982*. *New Engl J Med* 1984;311(14):887-92.

13. Anderson GM, Lomas J. Explaining variations in cesarean section rates : patients, facilities or policies ? *Can Med Assoc J* 1985;132:253-9.
14. Goyert GL, Bottom SF, Treadwell MC, Nehra PC. The physician factor in cesarean birth rates. *New Engl J Med* 1989;320:706-9.
15. Burns LR, Geller SE, Wholey DR. The effect of physician factors on the cesarean section decision. *Med Care* 1995;33:365-82.
16. Guillemette J, Fraser WD. Differences between obstetricians in caesarean section rates and management of labour. *Br J Gynecol Obstet* 1992;99:105-8.
17. Applegate JA, Walhout MF. Cesarean Section Rate: A Comparison between Family Physicians and Obstetricians. *Fam Practise Research J* 1992;12(3):255-62.
18. Rabilloud M, Ecochard R, Guilhot J, Toselli A, Mabriez JC, Matillon Y. Study of the variations of the cesarean sections rate in the Rhône-Alpes region (France) : effect of women and maternity service characteristics. *European J Obstet Reprod Biol* 1998;78:11-7.
19. Weill C. Attitudes professionnelles et diffusion de la connaissance scientifique : les conférences de consensus sont-elles susceptibles de modifier les comportements des praticiens ? *Sciences sociales Santé* 1990;8(4):91-114.
20. Lomas J, Anderson GM, Domnick-Pierre K, Vayda E, Enkin MW, Hannah WJ. Do practice guidelines guide practice ? *N Engl J Med* 1989;321:1306-11.
21. Oxman AD, Thomson MA, Davis DA, Haynes RB. No magic Bullets: a systematic review of 102 trials of interventions to improve professional practice. *Can Med Assoc J* 1995;153(10):1423-31.
22. Lagrew DC, Morgan NA. Decreasing the cesarean section rate in a private hospital : succes without mandated clinical change. *Am J Obstet Gynecol* 1996;174:184-91.
23. Main EK. Reducing Cesarean Birth Rates With Data-driven Quality Improvement activities. *Pediatrics* 1999;103(1 Suppl E):374-83.
24. Mamelle N, Lehingue Y, Munoz F et al. Le «Réseau Sentinelles» de maternités AUDIPOG. I. Paramètres de santé périnatale en 1994. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 1996;25:568-76.
25. Goldstein H. Multilevel Models for Discrete Response Data. In : Goldstein H. *Multilevel statistical models*. 2nd ed. London : Edward Arnold ; 1995. p. 97-111.
26. SAS Institute Inc. *SAS/STAT User's Guide, Version 6, third edition*, Vol 2. Cary, NC : SAS Institute Inc ; 1990.
27. Rasbash J, Woodhouse G. *MLn command reference. Multilevel Models Project*. London : Institute of Education, University of London ; 1995.
28. Melchior J, Bernard N, Raoust I. Évolution des indications de la césarienne. In : *Mises à jour en Gynécologie et Obstétrique*. Paris : Vigot ; 1988. p. 319-37.
29. Turcot L, Marcoux S, Fraser WD and the canadian Early Amniotomy Study Group. Multivariate analysis of risk factors for operative delivery in nulliparous women. *Am J Obstet Gynecol* 1997;176 (2):395-402.
30. Sperling LS, Henriksen TB, Ulrichsen H, et al. Indications for cesarean section in singleton pregnancies in two Danish counties with different section rates. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1994;73:129-35.
31. Naiditch M, Levy G, Chalé JJ et al. Césariennes en France : impact des facteurs organisationnels dans les variations de pratique. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 1997;26:484-95.
32. Soutoul JH, Pierre F, Panel N. Les implications médico-légales de la césarienne à la lumière de la jurisprudence. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 1991;20:737-44.
33. Dreyfus M. Les réseaux en périnatalogie. L'expérience française. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 1998;27(Suppl 2):70-75.
34. David S, Mamelle N, Rivière O, et les obstétriciens participant au Réseau Sentinelles AUDIPOG. Qui accouche où, qui naît où ? Analyse à partir du Réseau Sentinelles AUDIPOG 1997-98. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2000;29(8):772-83.
35. Mamelle N. La politique de régionalisation : état des lieux en 1999. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2001;30:74-6.
36. Papiernik E, Bucourt M, Zeitlin J, Senanedj P, Topuz B. Evolution de la régionalisation des soins périnataux dans le département de la Seine-Saint-Denis de 1989 à 1999. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2001;30:338-43.
37. Mamelle N, David S, Lombraill P, Rozé JC, et les membres du groupe de travail CNGOF, FNP, SFMP, AUDIPOG. Indicateurs et Outils d'Évaluation des Réseaux de Soins Périnataux. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)* 2001, sous presse.
38. Mamelle N, Maria B. *Livre Blanc. France-Perinat. Réseau national d'information sur la naissance*. Lyon : AUDIPOG ; 1999.
39. Naiditch M, Weill C. Transferts maternels et transferts d'enfants en France : pourquoi les pratiques évoluent-elles si lentement ? In : *Actes des 26<sup>es</sup> journées nationales de Brest de la Société Française de Médecine Périnatale*. Paris : Arnette ; 1996. p. 113-28.