

Santé périnatale : des inégalités sociales et territoriales en France // Perinatal care: Social and territorial inequalities in France

Coordination scientifique // Scientific coordination

Sylvie Rey (Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques, Paris, France), **Sandrine Danet** (Agence technique de l'information sur l'hospitalisation, Paris, France) et **Judith Benrekassa** (Institut de veille sanitaire, Saint-Maurice, France)

SOMMAIRE // Contents

ÉDITORIAL // Editorial

Inégalités de santé périnatale :
une évaluation à améliorer
// Health inequalities in perinatal care:
an assessment to be improvedp. 90

Francis Puech

Professeur émérite à la Faculté de médecine, Université Lille 2
Droit et Santé ; Président de la Commission nationale
de la naissance et de la santé de l'enfant

ARTICLE // Article

Les disparités régionales de mortalité
en France en 2012-2013
// Regional stillbirth disparities in France in 2012-2013...p. 92

Marie-Claude Mouquet et coll.

Direction de la recherche, de l'évaluation, des études
et des statistiques (Drees), Paris, France

ARTICLE // Article

Morbidité maternelle sévère : différences selon
les territoires de santé en Île-de-France d'après
les séjours des femmes en unité de soins intensifs-
réanimation et les décès maternels (2006-2009)
// Severe maternal morbidity: differences between
women's intensive care admissions and maternal deaths
in the Ile-de-France health areas (2006-2009)p. 101

Marie-Hélène Bouvier-Colle et coll.

Équipe de recherche en Épidémiologie obstétricale, périnatale
et pédiatrique (EPOPé), Centre de recherche Épidémiologie
et statistique, Sorbonne-Paris-Cité, (CRESS), Inserm UMR 1153,
Université Paris Descartes, Paris, France

ARTICLE // Article

Surveillance des inégalités sociales de santé
périnatale au niveau national à partir
des caractéristiques sociales de la commune
de résidence des mères
// Monitoring social inequalities in perinatal health
at the national level based on the social characteristics
of the mother's municipality of residencep. 110

Jennifer Zeitlin et coll.

Équipe de recherche en Épidémiologie obstétricale, périnatale
et pédiatrique (EPOPé), Centre de recherche Épidémiologie
et statistique, Sorbonne-Paris-Cité, (CRESS), Inserm UMR 1153,
Université Paris Descartes, Paris, France

ARTICLE // Article

Comment comprendre le risque élevé de mortalité
infantile et périnatale dans une zone géographique ?
L'exemple de la situation en Seine-Saint-Denis
// Understanding the high infant and perinatal mortality
rate in a high-mortality district: the example
of Seine-Saint-Denis (France)p. 116

Priscille Sauvegrain et coll.

Équipe de recherche en Épidémiologie obstétricale, périnatale
et pédiatrique (EPOPé), Centre de recherche Épidémiologie
et statistique, Sorbonne-Paris-Cité, (CRESS), Inserm UMR 1153,
Université Paris Descartes, Paris, France

ARTICLE // Article

Prévalence et caractéristiques de l'entretien prénatal
précoce : résultats d'une enquête dans les réseaux
de santé en périnatalité, France, 2012
// Prevalence and characteristics of early prenatal care
interviews: results of a survey in perinatal
health networks, France, 2012.....p. 123

Bernard Branger et coll.

Réseau de périnatalité « Sécurité naissance des Pays-
de-la-Loire » ; Fédération française des réseaux de santé
en périnatalité, Nantes, France

La reproduction (totale ou partielle) du BEH est soumise à l'accord préalable de l'InVS. Conformément à l'article L. 122-5 du code de la propriété intellectuelle, les courtes citations ne sont pas soumises à autorisation préalable, sous réserve que soient indiqués clairement le nom de l'auteur et la source, et qu'elles ne portent pas atteinte à l'intégrité et à l'esprit de l'oeuvre. Les atteintes au droit d'auteur attaché au BEH sont passibles d'un contentieux devant la juridiction compétente.

Retrouvez ce numéro ainsi que les archives du Bulletin épidémiologique hebdomadaire sur
<http://www.invs.sante.fr/Publications-et-outils/BEH-Bulletin-epidemiologique-hebdomadaire>

Directeur de la publication : François Bourdillon, directeur général de l'InVS ; directeur général par intérim de l'Inpes
Rédactrice en chef : Judith Benrekassa, InVS, redactionBEH@invs.sante.fr
Rédactrice en chef adjointe : Jocelyne Rajnachel-Messaï
Secrétaire de rédaction : Farida Mihoub
Comité de rédaction : Dr Juliette Bloch, CNSA ; Cécile Brouard, InVS ; Dr Sandrine Danet, ATIH ; Mounia El Yamani, InVS ; Dr Claire Fuhrman, InVS ; Dr Bertrand Gagnière, Cire Ouest ; Dorothée Grange, ORS Île-de-France ; Dr Nathalie Jourdan-Da Silva, InVS ; Agnès Lefranc, InVS ; Dr Marie-Eve Raguenaud, Cire Limousin/Poitou-Charentes ; Dr Sylvie Rey, Drees ; Hélène Therre, InVS ; Stéphanie Toutain, Université Paris Descartes ; Dr Philippe Tuppin, CnamTS ; Pr Isabelle Villena, CHU Reims.
Institut de veille sanitaire - Site Internet : <http://www.invs.sante.fr>
Préresse : Jouve
ISSN : 1953-8030

INÉGALITÉS DE SANTÉ PÉRINATALE : UNE ÉVALUATION À AMÉLIORER

// HEALTH INEQUALITIES IN PERINATAL CARE: AN ASSESSMENT TO BE IMPROVED

Francis Puech

Professeur émérite à la Faculté de médecine, Université Lille 2 Droit et Santé ; Président de la Commission nationale de la naissance et de la santé de l'enfant

Ce numéro du BEH est consacré aux inégalités sociales et géographiques de santé dans le domaine de la périnatalité et propose des pistes pour parvenir à les objectiver lorsque notre système d'enregistrement des données sociales se montre insuffisant à cet égard.

Au plan européen, la France est, dans le domaine de la périnatalité, dans une position moyenne qu'il est important d'analyser pour mieux construire notre politique périnatale. Selon le dernier rapport Euro-Peristat¹, notre taux de mortalité est parmi les plus élevés d'Europe, ce qui peut s'expliquer en partie par une législation autorisant les interruptions médicales de grossesse (IMG) jusqu'au terme. Les taux de mortalité néonatale et de prématurité se situent dans la moyenne européenne. En France, seulement 70% des nouveau-nés prématurés naissent dans des unités de type III, le taux d'allaitement au sein à la maternité est de 60%, 17% des femmes enceintes fument et 8,3% sont obèses, tous indicateurs qui nous placent en queue de peloton européen². Enfin, la France ne dispose pas de système d'information systématique pour toutes les naissances.

Au sein même de chaque pays, des inégalités de santé peuvent être mises en évidence, et certains pays ont fait le choix explicite de les réduire. Pour pouvoir les réduire, il faut les identifier³. À ce titre on peut regretter que, alors que le plan de périnatalité de 1994 s'était donné pour objectif de réaliser des Enquêtes nationales périnatales tous les 3 ans, ces dernières ne sont réalisées que tous les 6-7 ans, faute de moyens. Ces enquêtes sont très utiles car elles objectivent une dégradation de la situation sociale des femmes et des couples qui se répercute sur les indicateurs. Si elles sont suffisantes pour affirmer que les inégalités augmentent, le recueil réalisé sur les naissances d'une seule semaine, soit environ 15 000 naissances, est quant à lui insuffisant pour mettre en évidence les disparités et inégalités entre les régions et ainsi répondre à l'objectif, énoncé par le Haut Conseil de la santé publique (HCSP) en 2009 pour leur suivi : développer et assurer la cohérence des productions de données locales, territoriales, régionales et nationales. Le HCSP a proposé en 2013 l'utilisation d'une série d'indicateurs de suivi des inégalités sociales de santé dans notre système d'information en santé⁴.

Les données indispensables pour évaluer nos pratiques nous manquent ou sont dispersées,

ce numéro en est un témoignage. Ce sont donc des études permettant de contourner ces insuffisances qui sont proposées dans les cinq articles de ce BEH.

Le premier article (M.C. Mouquet et coll.) porte sur les disparités régionales de mortalité. Il objective des différences entre les régions, à partir des données des bases médico-administratives hospitalières. Il montre l'importance de distinguer la mortalité spontanée des IMG et l'importance de la prise en compte de l'âge de la grossesse, mais fait le constat de son incapacité d'aller plus loin, en particulier pour les déterminants socio-économiques absents des bases médico-administratives hospitalières. Les auteurs proposent l'inclusion d'un indice de désavantage social au niveau communal, envisageable à partir des données du PMSI dans la base Sniiram.

Ensuite, M.H. Bouvier-Colle et coll. analysent la morbidité et la mortalité maternelle selon les territoires de santé d'Île-de-France entre 2006 et 2009, d'après les séjours des femmes en unité de soins intensifs-réanimation et les décès maternels. Cette étude répond à la proposition 14 du rapport de 2013 du HCSP⁴, qui est d'approcher l'effet de l'offre de soins en analysant les événements selon deux dimensions : par lieu d'enregistrement (la quasi-totalité des naissances se produisant dans les maternités) et par lieu de domicile des femmes. Il est fait le constat que, selon les territoires de santé, des disparités importantes existent entre événements enregistrés et événements domiciliés.

Dans un troisième article (J. Zeitlin et coll.) portant sur les variations socio-spatiales de la santé périnatale en France, sont étudiés les liens entre les caractéristiques contextuelles et des indicateurs de santé périnatale. L'indice de désavantage social est significativement associé aux trois indicateurs de santé périnatale (mortalité, mortalité néonatale, prématurité). Le constat y est à nouveau fait que la surveillance fondée sur les caractéristiques individuelles est limitée car ces caractéristiques ne sont pas présentes ou peu détaillées dans les recueils de routine (statistiques issues de l'état civil, PMSI). Il est proposé, pour étudier les inégalités, l'utilisation des facteurs socioéconomiques connus à l'échelle du lieu de résidence. C'est ainsi que cette étude met en évidence des inégalités dans les risques de mortalité, de mortalité néonatale

et d'accouchement prématuré, selon le niveau socio-économique des communes de résidence des femmes.

Les auteurs du quatrième article (P. Sauvegrain et coll.) analysent conjointement les informations de diverses sources de données publiques pour mieux comprendre le risque élevé de mortalité infantile et périnatale dans une zone géographique, avec pour exemple la situation en Seine-Saint-Denis qui présente des taux de mortalité périnatale et infantile nettement plus élevés que la moyenne française depuis le début des années 2000. Il est programmé la mise en place d'un audit dans lequel seront inclus, élément novateur, des entretiens avec les femmes.

Dans le cinquième article (B. Branger et coll.), une enquête réalisée dans les Réseaux de Santé en Périnatalité sur la prévalence et les caractéristiques de l'entretien prénatal précoce (EPP) montre là-aussi que les classes sociales les plus favorisées ont davantage accès à l'EPP.

Alors que les inégalités de santé dans le domaine de la périnatalité continuent d'augmenter il est capital de pouvoir les objectiver. L'amélioration de l'exploitation des outils qui permettrait le recueil des indicateurs de suivi de ces inégalités est une nécessité que démontrent les articles publiés dans ce numéro. Cette nécessité s'inscrit dans le processus de certification des établissements de santé de l'HAS : il appartient à chaque établissement d'identifier les populations qui le concernent particulièrement et d'adapter son organisation en vue de la prise en charge de personnes appartenant à des groupes

ou populations présentant une vulnérabilité et des risques particuliers. L'outil existe : le codage dans le PMSI (codes Z55 à Z65 du chapitre XXI de la classification de la CIM-10) qui permet de saisir le fait qu'un patient est en situation de précarité et de vulnérabilité, pourvu que ce codage soit utilisé selon des règles précises et partagées. Remplir ces deux exigences permettrait de répondre ainsi aux objectifs du dernier rapport du HCSP. ■

Références

[1] Health and care of pregnant women and babies in Europe in 2010. European perinatal health report. EURO-PERISTAT, 2013. 250 p. <http://www.euoperistat.com/reports/european-perinatal-health-report-2010.html>

[2] Communiqué de presse. Rapport européen sur la santé périnatale: la France dans une position moyenne, mais avec le taux de mortinatalité le plus élevé d'Europe. Inserm, 27 mai 2013. <http://www.inserm.fr/espace-journalistes/rapport-europeen-sur-la-sante-perinatale>

[3] Commission nationale de la naissance et de la santé de l'enfant. Organisation de la prise en charge et de l'accompagnement des femmes en situation de précarité ou de vulnérabilité. 2014. 72 p. http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/CNNSE_2014_Prise_en_charge_et_accompagnement_des_femmes_en_situation_de_prekarite_ou_de_vulnerabilite.pdf

[4] Haut Conseil de la santé publique. Indicateurs de suivi de l'évolution des inégalités sociales de santé dans les systèmes d'information en santé. Paris: La Documentation Française, Collection avis et rapports. 2013

Citer cet article

Puech F. Éditorial. Inégalités de santé périnatale : une évaluation à améliorer. Bull Epidemiol Hebd. 2015;(6-7):90-1. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/6-7/2015_6-7_0.html

LES DISPARITÉS RÉGIONALES DE MORTINATALITÉ EN FRANCE EN 2012-2013

// REGIONAL STILLBIRTH DISPARITIES IN FRANCE IN 2012-2013

Marie-Claude Mouquet (marie-claude.mouquet@sante.gouv.fr), Sylvie Rey

Direction de la recherche, de l'évaluation, des études et des statistiques (Drees), Paris, France

Soumis le 09.10.2014 // Date of submission: 10.09.2014

Résumé // Abstract

Les taux de mortinatalité et de mortalité périnatale sont des informations essentielles pour le suivi et le pilotage des politiques en matière de périnatalité, tant au niveau national que régional. Différentes études ont identifié certains facteurs de risque de mortinatalité et le poids des déterminants sociaux. En France, en 2007, le taux de mortinatalité était de 9,3 pour 1 000. Mais depuis 2008, le suivi de ce taux n'était plus possible du fait du changement des modalités d'enregistrement à l'état civil. L'utilisation des bases médico-administratives hospitalières (PMSI) permet de calculer à nouveau le taux de mortinatalité selon les seuils recommandés par l'Organisation mondiale de la santé. De plus, la mortinatalité peut être décomposée en mortinatalité spontanée et mortinatalité induite (interruptions médicales de grossesse). Cet article porte sur une étude menée sur deux années cumulées (2012 et 2013), de façon à obtenir un nombre de naissances suffisant au niveau régional pour permettre des analyses statistiques. Elle a été réalisée à partir des codes du résultat d'accouchement mentionnés dans les résumés d'hospitalisation des mères.

En moyenne, en 2012-2013, le taux brut de mortinatalité global s'établissait à 8,9 pour 1 000 naissances totales. Les variations entre régions étaient importantes, les taux les plus élevés étant observés dans les départements français d'Amérique (DFA), avec 16,3 pour 1 000, et à La Réunion (11,4 pour 1 000). La mortinatalité spontanée s'élevait à 5,3 pour 1 000. Le taux de mortinatalité totale variait en fonction du terme de la grossesse, de l'âge de la mère ou de la pluralité. L'analyse des disparités régionales ne montrait pas de lien entre les taux de mortinatalité régionaux et les proportions d'accouchements prématurés, de mères d'âges extrêmes ou d'accouchements avec naissance de jumeaux. La mortinatalité spontanée régionale a été comparée en ajustant sur l'âge gestationnel, la pluralité et l'âge de la mère au moment de l'accouchement, pour l'ensemble des naissances uniques et gémellaires d'une part, et pour les seules naissances uniques d'autre part, en prenant comme référence la région Île-de-France. Les résultats obtenus confirment notamment des taux plus élevés dans les DFA et en Lorraine, et des taux plus bas en Languedoc-Roussillon et dans les Pays-de-la-Loire.

Le PMSI permet de reprendre le suivi de la mortinatalité en prenant en compte l'âge des mères, la pluralité et l'âge gestationnel au moment de l'accouchement et apparaît donc en capacité de produire des données fiables sur les disparités régionales des taux de mortinatalité.

Stillbirth and perinatal mortality rates are essential data for monitoring and assessing perinatal health policies at national and regional levels. Several studies have identified risk factors of stillbirth and highlighted the importance of social determinants. In France, in 2007, the stillbirth rate was 9.3 per 1,000. But, monitoring rate was no longer possible since 2008 because of the changes in the process of vital records registration. However, the use of hospital databases allows calculating the stillbirth rate following the World Health Organization recommended thresholds. In addition, stillbirth can be divided into spontaneous still birth and induced stillbirth (medical interruption of pregnancy). This study covers the years 2012 and 2013 in order to obtain a sufficient number of births at regional level to conduct statistical analyses. The study uses the ICD codes of delivery recorded in the of mothers' hospital stay records.

On average, in 2012-2013, the global crude stillbirth rate was 8.9 per 1,000 total births. The regional variations were large, the highest rates being observed in the French departments in the Americas, (16.3 per 1,000) and La Reunion Island (11.4 per 1,000). Spontaneous stillbirth was 5.3 per 1,000. The total stillbirth rate varied markedly according to gestational age, mother's age and plurality. The analysis of regional disparities did not reveal any link between regional stillbirth rates and the proportion of preterm deliveries, mothers at the lower and upper ends of the age spectrum or twin deliveries.

The regional spontaneous stillbirth was compared by adjusting on gestational age, plurality and mother's age at delivery for all singletons and twins on one hand, and for singletons on the other hand, by taking the Ile-de-France region as reference. The results confirmed higher rates in the French departments in the Americas and Lorraine; and lower rates in Languedoc-Roussillon and Pays-de-la-Loire regions.

Mots-clés : Mortinatalité, Interruption médicale de grossesse, Comparaisons régionales, PMSI

// Keywords: Stillbirth, Medical termination of pregnancy, Regional disparities, Acute hospitalization database

Introduction

Les taux de mortinatalité et de mortalité périnatale sont des informations essentielles pour le suivi et le pilotage des politiques en matière de périnatalité, tant au niveau national que régional. Le projet européen Euro-Peristat recommande, parmi les indicateurs prioritaires, le suivi de la mortinatalité¹. Différentes études ont identifié certains facteurs de risque de la mortinatalité^{2,3} et le poids des déterminants sociaux^{4,5}, les inégalités sociales pouvant constituer un déterminant important des inégalités territoriales de santé du fait de la variabilité des catégories sociales au sein d'un territoire⁶.

En France, en 2007, le taux de mortinatalité était de 9,3 mort-nés pour 1 000 naissances totales (enfants nés vivants + mort-nés). Mais, depuis 2008, le suivi de ce taux n'était plus possible du fait du changement des modalités d'enregistrement à l'état civil⁷. L'utilisation des bases du programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI) permet de calculer à nouveau le taux de mortinatalité selon les seuils recommandés par l'Organisation mondiale de la santé (OMS), à savoir 22 semaines d'aménorrhée (SA) ou un poids du fœtus au moins égal à 500 grammes, et permet également de produire des informations régionales et d'analyser ces données selon quelques grandes caractéristiques. De plus, la mortinatalité peut être décomposée en mortinatalité spontanée et mortinatalité induite (interruptions médicales de grossesse).

Ce taux est difficilement comparable à celui des autres pays fournissant des données à Euro-Peristat. En effet, la pratique et les délais légaux pour les interruptions médicales de grossesse (IMG) varient selon les pays, de même que les règles d'enregistrement des mort-nés en termes d'âge gestationnel ou de poids à la naissance⁸. Cette difficulté persiste même si les taux sont comparés à partir du seuil de 28 SA, seuil minimal de déclaration commun à l'ensemble des pays européens, du fait notamment de la spécificité de la réglementation française qui autorise les IMG jusqu'à la fin de la grossesse.

L'objectif de ce travail est de présenter des données récentes sur la mortinatalité au niveau national et régional et de réaliser une première analyse des disparités régionales à partir d'informations présentes dans les bases médico-administratives hospitalières, pour l'ensemble de la mortinatalité et pour la mortinatalité spontanée.

Matériel et méthodes

Les résultats présentés proviennent de l'analyse des bases nationales annuelles de résumés de sortie

anonymes (RSA) constituées pour les années 2012 et 2013 dans le cadre du PMSI. Cette analyse a utilisé les séjours d'accouchement à partir de la date de fin de séjour, exhaustifs dans la base, pour estimer le poids de la mortinatalité. Le codage permet de caractériser le type de naissance (unique, gémellaire, autre multiple), le statut vital des enfants à la naissance (né vivant ou mort-né) et le type de mortinatalité (spontanée ou IMG). Les autres informations utilisées sont l'âge de la mère, l'âge gestationnel au moment de l'accouchement et la région de résidence de la mère. Pour les naissances multiples, l'âge gestationnel inscrit dans le RSA est celui de l'accouchement. Les données sont localisées à la région de résidence de la mère.

Les nombres de naissances totales et de mort-nés obtenus à partir des codes du résultat d'accouchement comportent une très petite part de sous-estimation puisque les codes relatifs aux naissances multiples autres que gémellaires ne comportent pas le nombre exact d'enfants. Dans ces situations, le nombre total d'enfants a été comptabilisé à trois et le nombre d'enfants mort-nés à trois lorsque tous les enfants étaient déclarés mort-nés, et un lorsque seulement certains l'étaient. Une validation de cette correction a été réalisée. Les RSA comportant un âge gestationnel manquant ou inférieur à 22 SA ont été exclus (au total 298 en 2012 et 19 en 2013). Pour des raisons d'exhaustivité, les accouchements réalisés au Centre hospitalier de Mamoudzou (Mayotte) ainsi que ceux des femmes résidant à Mayotte ont aussi été exclus. En revanche, les accouchements des femmes résidant à Saint-Martin et Saint-Barthélemy ont été conservés. Les deux années sont cumulées de façon à obtenir un nombre régional de naissances suffisant pour limiter les fluctuations annuelles des taux de mortinatalité. En conséquence, du fait du faible effectif des naissances sur la période, les taux de mortinatalité ne sont pas présentés pour la Corse et sont calculés de manière regroupée pour les départements français d'Amérique (DFA).

Les taux bruts nationaux et régionaux ont été présentés pour la mortinatalité totale, la mortinatalité spontanée et la mortinatalité induite. Les taux bruts régionaux de mortinatalité totale ont d'abord été analysés en les rapprochant, pour l'ensemble des accouchements, du taux de prématurité, de la proportion de mères d'âges extrêmes et de la proportion de naissances gémellaires. Les taux régionaux standardisés sur l'âge de la mère sont également présentés pour la mortinatalité spontanée. Enfin, une comparaison des taux de mortinatalité spontanée a été réalisée en ajustant sur l'âge gestationnel au moment de l'accouchement, la structure d'âge

des mères et la pluralité, pour l'ensemble des naissances uniques et gémellaires et pour les naissances uniques seules, en excluant les naissances de trois enfants ou plus (1 746 naissances sur deux ans) et en ne retenant comme population que l'ensemble des naissances vivantes et des mort-nés spontanés. Un terme d'interaction a été introduit pour l'âge gestationnel et la pluralité pour rendre compte des répartitions très différentes des mort-nés selon ces deux critères.

Résultats

Taux global de mortinatalité

En moyenne, en 2012-2013, le taux brut de mortinatalité global s'établissait à 8,9 pour 1 000 naissances totales. En métropole, il variait entre 7,3 pour 1 000 dans les Pays-de-la-Loire et 9,9 pour 1 000 en Lorraine. Il était nettement plus important dans les DFA où il dépassait 16 pour 1 000 et, dans une moindre mesure, à La Réunion où il était de 11,4 pour 1 000 (tableau 1). La mortinatalité spontanée s'élevait à 5,3 pour 1 000 et la mortinatalité induite à 3,6 pour 1 000. Le rapport entre mortinatalité spontanée et mortinatalité induite montrait des différences notables entre les régions, la mortinatalité spontanée concernant, par exemple, 1 mort-né sur 2 en Bretagne, Aquitaine et Languedoc-Roussillon, 2 sur 3 en Auvergne, Alsace, Champagne-Ardenne et à La Réunion, et 3 sur 4 dans les DFA (tableau 1). Le taux élevé de la mortinatalité dans les DOM résultait de taux élevés de mortinatalité spontanée et induite.

Mortinatalité totale et terme de la grossesse (SA)

Par ailleurs, le taux brut de mortinatalité diminuait avec le terme de la grossesse, qu'il s'agisse de la mortinatalité spontanée ou induite (tableau 2). Ainsi, en 2012-2013, moins de 1 enfant sur 2 naissait vivant lorsque l'accouchement se produisait entre 22 et 28 SA. La mortinatalité concernait ensuite environ 1 enfant sur 6 pour les grossesses ayant atteint 28 à 31 SA, et 1 enfant sur 40 pour celles comprises entre 32 et 36 SA. Pour les accouchements à terme (37 SA ou plus), un peu plus de 1 enfant sur 1 000 naissait sans vie. Pour l'ensemble des régions, il n'existait pas de lien entre le taux de prématurité et le taux brut de mortinatalité, même si certaines régions cumulaient un taux de prématurité et un taux de mortinatalité élevés, en particulier les DFA et La Réunion avec respectivement 12,2% et 10,2% d'accouchements survenus à moins de 37 SA et, en métropole, la Lorraine et la Picardie (figure 1).

Mortinatalité totale et âge de la mère

La probabilité de donner naissance à un enfant mort-né était nettement plus importante pour les femmes de moins de 20 ans et celles de 40 ans ou plus, avec respectivement des taux bruts de mortinatalité totale nationaux de 14 et 14,8 pour 1 000 contre des valeurs comprises entre 8 et 10 pour 1 000 dans les autres groupes d'âges. Les DFA et La Réunion

enregistraient les proportions d'accouchements de mères d'âges extrêmes les plus élevées avec respectivement 16% (dont 9,8% de moins de 20 ans) et 13,7% (dont 9,5% de moins de 20 ans). Mais, sur l'ensemble des régions métropolitaines, il n'existait pas non plus de lien entre la part de mères d'âges extrêmes et le niveau de la mortinatalité (figure 2). Cependant, aux extrêmes, en Île-de-France et en Picardie, les deux taux étaient supérieurs aux moyennes nationales alors que c'était l'inverse dans les Pays-de-la-Loire. Toutefois, les différences de structure d'âge des mères à la naissance n'expliquaient que très peu les différences de niveau de mortinatalité. Concernant la mortinatalité spontanée, la standardisation sur l'âge ne modifiait quasiment pas les écarts à la moyenne nationale (figure 3).

Mortinatalité totale et naissance gémellaire

Le taux brut de mortinatalité totale était 3 fois plus important en cas de naissance gémellaire (26,9 pour 1 000) qu'en cas de naissance unique (8,3 pour 1 000). La proportion des accouchements gémellaires ne représentait en moyenne que 1,67% de l'ensemble des accouchements (dont 1,60% pour lequel les deux jumeaux étaient vivants, 0,05% pour lequel l'un des jumeaux était mort-né et 0,02% pour lequel les deux jumeaux étaient morts-nés). Tous âges gestationnels confondus, les DFA et La Réunion avaient une proportion d'accouchements avec naissance gémellaire nettement inférieure à la moyenne nationale (respectivement 1,42% et 1,54%), résultat conforme aux données de l'état civil. Cette proportion moindre apparaît en partie liée à l'âge moins élevé des mères en régions ultramarines : 9,6% d'entre elles avaient moins de 20 ans contre 2,2% en métropole, et l'âge moyen à la naissance était de 28,4 ans contre 29,8 ans. En métropole, la plupart des régions qui avaient une proportion d'accouchements avec naissance gémellaire inférieure à la moyenne nationale étaient des régions avec un taux de mortinatalité inférieur à la moyenne. Cependant, la Lorraine, la Picardie et la Bourgogne faisaient exception. Parmi les régions ayant une proportion d'accouchements avec naissance gémellaire supérieure à la moyenne nationale, seule l'Île-de-France connaissait un taux de mortinatalité lui aussi supérieur à la moyenne nationale (figure 4).

Mortinatalité spontanée régionale

La mortinatalité spontanée régionale a été comparée en ajustant sur l'âge gestationnel, la pluralité et l'âge de la mère au moment de l'accouchement, pour l'ensemble des naissances uniques et gémellaires d'une part, et pour les seules naissances uniques d'autre part, en prenant comme référence la région Île-de-France (tableau 3). Les OR ajustés pour l'ensemble des naissances uniques et gémellaires étaient significativement plus faibles pour les régions Languedoc-Roussillon, Basse-Normandie, Bretagne, Rhône-Alpes et Pays-de-la-Loire, et plus élevés pour les DFA et les régions Picardie, Lorraine et Midi-Pyrénées. Pour les naissances gémellaires, les termes déclarés pour les enfants mort-nés étant ceux

Tableau 1

Composition de la mortinatalité selon la région de résidence de la mère, France*, 2012-2013

Région de résidence de la mère	Nombre d'accouchements	Taux brut de mortinatalité (pour 1 000)			
		PMSI-MCO 2012-2013			État civil Insee
		Spontanée	Induite	Totale	Taux moyen sur la période 2005 à 2007 ¹
Alsace	43 050	4,9	2,6	7,5	7,1
Aquitaine	67 640	4,5	4,1	8,6	9,1
Auvergne	26 869	5,4	2,9	8,3	9,0
Basse-Normandie	31 260	4,5	3,5	8,0	7,7
Bourgogne	33 980	5,7	3,5	9,2	9,1
Bretagne	71 402	4,1	3,9	8,0	8,2
Centre	58 668	5,4	3,7	9,1	8,4
Champagne-Ardenne	30 486	5,6	2,9	8,5	8,9
Corse	5 825	2	2	2	9,1
Franche-Comté	27 111	4,3	3,0	7,3	8,6
Haute-Normandie	46 225	5,1	3,9	9,0	9,6
Île-de-France	356 578	5,7	3,8	9,5	10,3
Languedoc-Roussillon	60 014	4,4	3,8	8,2	7,8
Limousin	13 544	4,7	3,9	8,6	9,1
Lorraine	50 980	6,1	3,8	9,9	9,6
Midi-Pyrénées	63 919	5,0	3,4	8,4	9,0
Nord-Pas-de-Calais	110 206	5,0	3,5	8,5	8,4
Pays-de-la-Loire	88 023	4,0	3,3	7,3	8,2
Picardie	48 220	5,8	3,8	9,6	10,0
Poitou-Charentes	35 916	4,7	3,7	8,4	8,5
Provence-Alpes-Côte d'Azur	118 060	5,5	3,8	9,3	9,8
Rhône-Alpes	162 776	4,8	3,4	8,2	8,2
Total France métropolitaine	1 550 752	5,1	3,6	8,7	9,1
Départements français d'Amérique ³	33 370	12,2	4,1	16,3	15,9
La Réunion	28 147	7,7	3,7	11,4	12,1
Total DOM	61 517	10,2	3,9	14,1	14,2
Total France entière	1 612 269	5,3	3,6	8,9	9,3
<i>dont</i>					
<i>en 2012</i>	<i>810 557</i>	<i>5,3</i>	<i>3,7</i>	<i>9,0</i>	
<i>en 2013</i>	<i>801 712</i>	<i>5,3</i>	<i>3,6</i>	<i>8,9</i>	

¹ Dernières années pour lesquelles la déclaration à l'état civil a été faite conformément aux seuils définis par l'Organisation mondiale de la santé.

² Calculs non effectués en raison du petit nombre d'accouchements.

³ Les données de la Guadeloupe, de la Martinique et de la Guyane ont été agrégées pour obtenir un nombre suffisant d'accouchements permettant de réaliser les calculs. Les nombres d'accouchements obtenus sont respectivement de 11 791 à la Guadeloupe, 8 574 à la Martinique et 13 005 en Guyane. Source : base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

* Saint-Martin et Saint-Barthélemy inclus ; Mayotte non compris.

de la naissance du jumeau resté vivant ou du jumeau mort-né plus tardivement, l'analyse des moments d'accouchement selon la pluralité et le statut des enfants à la naissance montrait des différences importantes selon les statuts vitaux de chacun des jumeaux (tableau 4). En ne prenant en compte que les naissances uniques, les OR étaient significativement plus faibles pour les régions Languedoc-Roussillon

et Pays-de-la-Loire et plus élevés pour les DFA et les régions Picardie, Lorraine et Midi-Pyrénées.

Discussion-conclusion

La naissance d'un enfant sans vie est un événement rare : la production de données fiables sur la mortinatalité à partir du PMSI implique donc

Tableau 2

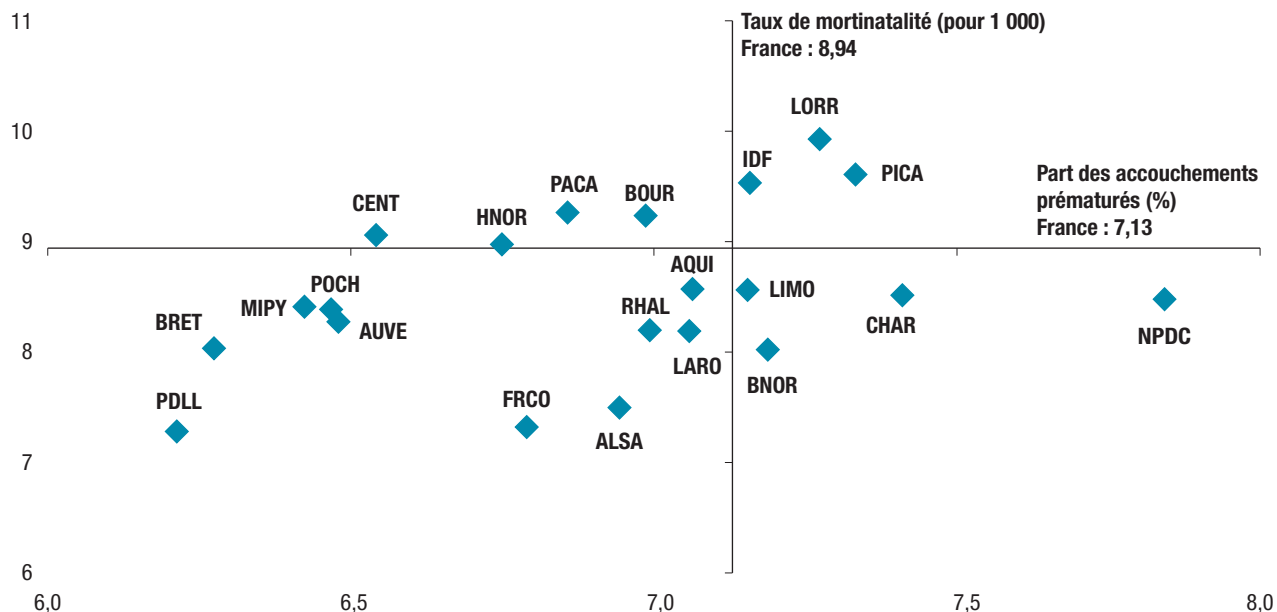
Taux brut de mortalité (pour 1 000), France*, 2012-2013

	Mortalité totale	dont mortalité spontanée
Âge gestationnel à l'accouchement en semaines d'aménorrhée (SA)		
22 à 27 SA	600,2	302,6
28 à 31 SA	155,4	82,7
32 à 36 SA	25,0	16,0
37 SA ou plus	1,5	1,4
Âge de la mère (en années révolues)		
Moins de 20 ans	14,0	9,0
De 20 à 24 ans	9,0	5,9
De 25 à 29 ans	7,9	4,7
De 30 à 34 ans	8,2	4,8
De 35 à 39 ans	10,3	5,9
40 ans ou plus	14,8	7,8
Pluralité		
Naissance unique	8,3	4,8
Naissance gémellaire	26,9	21,0
Autre naissance multiple	52,7	36,1

Source : base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

* Saint-Martin et Saint-Barthélemy inclus ; Mayotte non compris.

Figure 1

Taux brut de mortalité totale et part des accouchements prématurés* dans l'ensemble des accouchements selon la région de résidence de la mère en France métropolitaine, 2012-2013

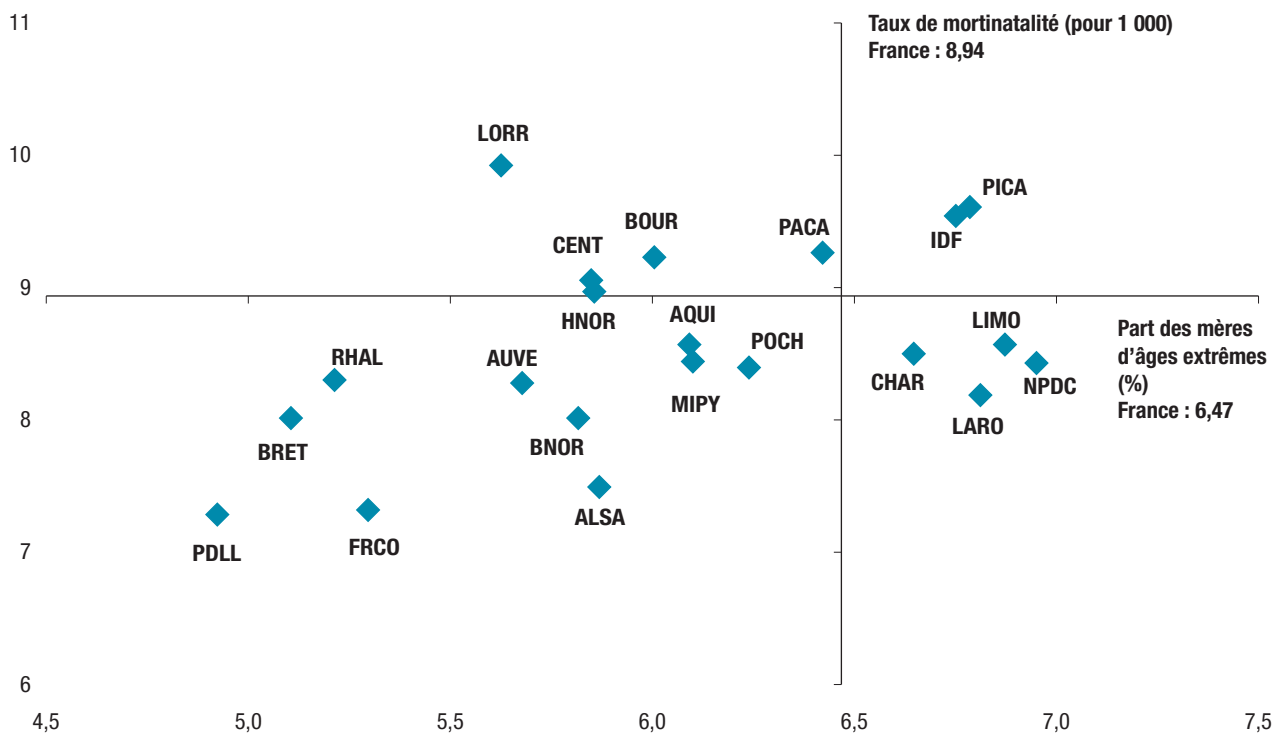
ALSA=Alsace ; AQU=Aquitaine ; AUVE=Auvergne ; BNOR=Basse-Normandie ; BOUR=Bourgogne ; BRET=Bretagne ; CENT=Centre ; CHAR=Champagne-Ardenne ; FRCO=Franche-Comté ; HNO=Haute-Normandie ; IDF=Île-de-France ; LARO=Languedoc-Roussillon ; LIM=Limousin ; LORR=Lorraine ; MIPY=Midi-Pyrénées ; NPDC=Nord-Pas-de-Calais ; PDLL=Pays-de-la-Loire ; PICA=Picardie ; POCH=Poitou-Charentes ; PACA=Provence-Alpes-Côte d'Azur ; RHAL=Rhône-Alpes.

* Moins de 37 semaines d'aménorrhée.

Source : base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

Figure 2

Taux brut de mortalité totale et part des mères d'âges extrêmes* dans l'ensemble des accouchements selon la région de résidence de la mère en France métropolitaine, 2012-2013



ALSAC=Alsace ; AQUI=Aquitaine ; AUVE=Auvergne ; BNOR=Basse-Normandie ; BOUR=Bourgogne ; BRET=Bretagne ; CENT=Centre ; CHAR=Champagne-Ardenne ; FRCO=Franche-Comté ; HNOR=Haute-Normandie ; IDF=Île-de-France ; LARO=Languedoc-Roussillon ; LIMO=Limousin ; LORR=Lorraine ; MIPY=Midi-Pyrénées ; NPDC=Nord-Pas-de-Calais ; PDLL=Pays-de-la-Loire ; PICA=Picardie ; POCH=Poitou-Charentes ; PACA=Provence-Alpes-Côte d'Azur ; RHAL=Rhône-Alpes.

* Moins de 20 ans ou 40 ans ou plus.

Source : base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

un recueil de qualité tant pour les informations relatives aux femmes qui accouchent que pour celles relatives aux enfants nés vivants ou mort-nés. Les données d'accouchement recueillies dans le cadre hospitalier incluaient, depuis 2012, les accouchements survenus en dehors des maternités avec hospitalisation immédiate des mères et des enfants (5 579 cas décomptés en deux ans), permettant ainsi de compléter l'exhaustivité des événements couverts.

L'incertitude dans le dénombrement des naissances totales et des mort-nés à partir des codes du résultat d'accouchement n'avait pas d'impact sur les résultats, compte tenu du très petit nombre d'accouchements de triplés ou plus (582 cas dénombrés en deux ans soit 0,036% des accouchements). De même, le dénombrement des accouchements à partir de la date de fin de séjour et non pas de la date d'accouchement conduit à des erreurs minimales de dénombrement, en début et en fin de période, qui se compensent.

Les résultats montrent que le taux brut de mortalité a légèrement diminué entre 2007 et la période 2012-2013 mais, l'état civil ne disposant pas de ces informations, il n'est pas possible d'analyser l'évolution temporelle de ses deux composantes. De plus, pour comparer ces données à l'état civil, il manque les accouchements intervenus à domicile mais leur faible

nombre en France, pour la période de référence, n'a pas d'effet sur le niveau calculé à partir des seules données hospitalières.

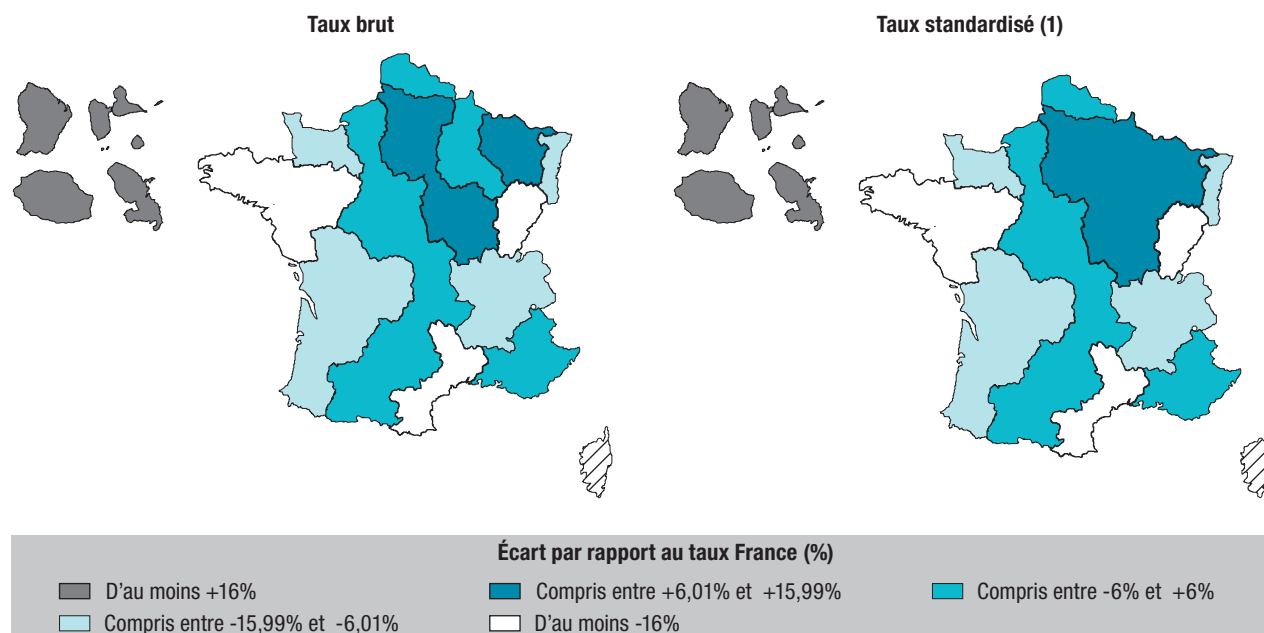
Le taux de mortalité total diminue légèrement en France depuis 2007, mais reste le plus élevé d'Europe, en comparant avec les données de 2010, y compris en prenant le seuil de 28 SA⁷. La comparaison avec d'autres pays doit cependant prendre en compte les législations différentes en matière d'IMG du fait du poids important représenté par la mortalité induite en France où l'IMG est possible tout au long de la grossesse. Bien que la démarche vis-à-vis du diagnostic anténatal et de l'IMG puisse être différente selon les régions (caractéristiques sociales, homogénéité des pratiques), il n'apparaît pas de lien entre les taux régionaux de mortalité induite et de mortalité spontanée.

Dans une première approche, les comparaisons régionales ont été réalisées sur les données de la mortalité spontanée, cible prioritaire des politiques périnatales.

Les informations présentes dans les bases PMSI permettent d'analyser quelques grandes caractéristiques comme l'âge gestationnel à l'accouchement et la pluralité, indicateurs recommandés par le projet

Figure 3

Comparaison régionale du taux de mortinatalité spontanée, France*, 2012-2013



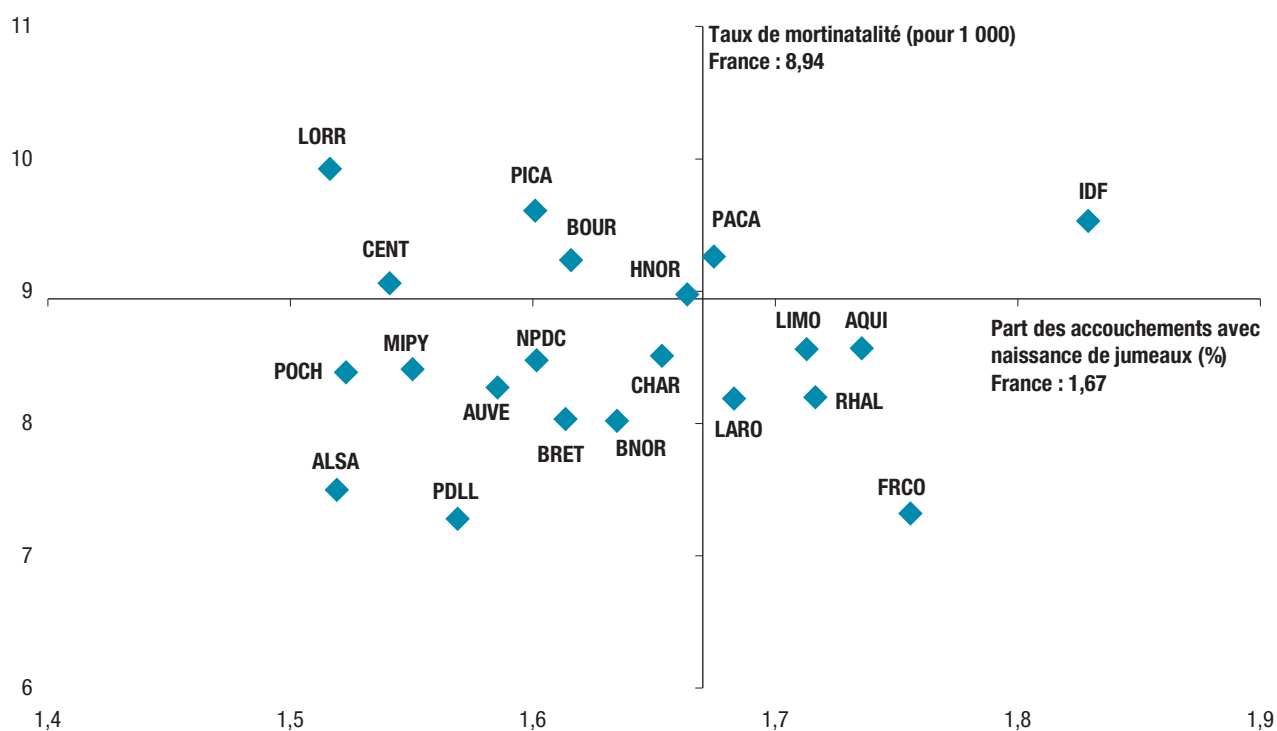
(1) Population de référence : naissances totales estimées pour la France à partir des bases cumulées 2012 et 2013 réparties selon l'âge de la mère à l'accouchement (6 groupes d'âges : 4 groupes quinquennaux entre 20 et 39 ans, 1 groupe moins de 20 ans et 1 groupe 40 ans ou plus).

Source : base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

* Saint-Martin et Saint-Barthélemy inclus. Non compris : Mayotte et les interruptions médicales de grossesse (IMG).

Figure 4

Taux brut de mortinatalité totale et part des accouchements avec naissance de jumeaux dans l'ensemble des accouchements selon la région de résidence de la mère en France métropolitaine, 2012-2013



ALSA=Alsace ; AQU=Aquitaine ; AUVE=Auvergne ; BNOR=Basse-Normandie ; BOUR=Bourgogne ; BRET=Bretagne ; CENT=Centre ; CHAR=Champagne-Ardenne ; FRCO=Franche-Comté ; HNOR=Haute-Normandie ; IDF=Île-de-France ; LARO=Languedoc-Roussillon ; LIMO=Limousin ; LORR=Lorraine ; MIPY=Midi-Pyrénées ; NPDC=Nord-Pas-de-Calais ; PDLL=Pays-de-la-Loire ; PICA=Picardie ; POCH=Poitou-Charentes ; PACA=Provence-Alpes-Côte d'Azur ; RHAL=Rhône-Alpes.

Source : base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

Tableau 3

Analyse multivariée des différences régionales de mortinatalité spontanée en France*, 2012-2013

	Naissances uniques et gémellaires			Naissances uniques		
	OR ajustés	IC95%		OR ajustés	IC95%	
Âge de la mère à l'accouchement						
Moins de 20 ans	1,14 (NS)	1,00	1,30	1.09 (NS)	0,95	1.25
De 20 à 24 ans	1,06 (NS)	0,98	1,14	1.04 (NS)	0.96	1.13
De 25 à 29 ans	Référence			Référence		
De 30 à 34 ans	1,04 (NS)	0,98	1,11	1.02 (NS)	0.95	1.09
De 35 à 39 ans	1,18 ***	1,10	1,27	1.19***	1.10	1.29
40 ans ou plus	1,29 ***	1,15	1,44	1.34***	1.19	1.51
Âge gestationnel à l'accouchement en semaines d'aménorrhée (SA)						
Naissance unique						
22 à 27 SA	679,80 ***	636,38	726,19	681.69 ***	638.09	728.26
28 à 31 SA	96,08 ***	88,68	104,09	96.19 ***	88.78	104.21
32 à 36 SA	14,11 ***	13,16	15,13	14.10 ***	13.15	15.12
37 à 42 SA	Référence			Référence		
Naissance gémellaire						
22 à 27 SA	369,87 ***	332,88	410,98			
28 à 31 SA	26,05 ***	21,27	31,89			
32 à 36 SA	8,10 ***	7,06	9,29			
37 à 42 SA	4,89 ***	4,16	5,75			
Région de résidence de la mère						
Île-de-France	Référence			Référence		
Champagne-Ardenne	1,01 (NS)	0,85	1,21	1.08 (NS)	0.90	1.31
Picardie	1,13 (NS)	0,99	1,31	1.18 **	1.02	1.38
Haute-Normandie	0,99 (NS)	0,85	1,15	1.03 (NS)	0.87	1.21
Centre	1,08 (NS)	0,94	1,23	1.12 (NS)	0.97	1.29
Basse-Normandie	0,80 **	0,66	0,96	0.84 (NS)	0.69	1.03
Bourgogne	1,11 (NS)	0,94	1,30	1.11 (NS)	0.93	1.33
Nord-Pas-de-Calais	0,92 (NS)	0,83	1,02	0.98 (NS)	0.87	1.09
Lorraine	1,16 **	1,02	1,33	1.22 ***	1.06	1.41
Alsace	0,89 (NS)	0,76	1,04	0.92 (NS)	0.77	1.08
Franche-Comté	0,87 (NS)	0,71	1,07	0.87 (NS)	0.69	1.08
Pays-de-la-Loire	0,81 ***	0,71	0,92	0.84 **	0.74	0.97
Bretagne	0,84 **	0,74	0,97	0.88 (NS)	0.76	1.02
Poitou-Charentes	0,94 (NS)	0,79	1,12	0.90 (NS)	0.75	1.10
Aquitaine	0,91 (NS)	0,79	1,04	0.92 (NS)	0.79	1.06
Midi-Pyrénées	1,13 (NS)	0,99	1,29	1.20 ***	1.05	1.38
Limousin	0,91 (NS)	0,69	1,21	1,00 (NS)	0.75	1.34
Rhône-Alpes	0,90 **	0,82	0,98	0.92 (NS)	0.83	1.02
Auvergne	1,07 (NS)	0,89	1,30	1.07 (NS)	0.87	1.32
Languedoc-Roussillon	0,82 ***	0,71	0,94	0.83 **	0.71	0.97
Provence-Alpes-Côte d'Azur	1,02 (NS)	0,92	1,13	1.05 (NS)	0.94	1.16
Départements français d'Amérique	1,26 ***	1,11	1,44	1.25 ***	1.09	1.43
La Réunion	0,94 (NS)	0,80	1,11	0.99 (NS)	0.83	1.17

* Y compris Saint-Martin et Saint-Barthélemy. Non compris : Corse, Mayotte, naissances multiples à partir des triplés et interruptions médicales de grossesse (IMG).

** Différence significative au seuil de 5%. *** Différence significative au seuil de 1%. NS : différence non significative.

Source : base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

Euro-Peristat¹, et l'âge de la mère. Le taux de mortinatalité dépend de ces trois facteurs, de manière significative. Différentes études ont déjà montré les liens entre l'âge de la mère^{3,9}, la pluralité^{2,4} et le taux de mortinatalité. De même, il est reconnu que

la mort fœtale ne survient pas en proportion identique aux différents moments de la grossesse, du fait des circonstances sous-jacentes. Cependant, l'analyse n'est vraiment fiable que pour les naissances uniques. En effet, pour les naissances multiples,

Répartition (%) des naissances selon l'âge gestationnel, la pluralité et l'issue de grossesse en France*, 2012-2013

Âge gestationnel	Uniques nés vivants	Uniques mort-nés spontanés	Jumeaux nés vivants	Jumeaux 1 né vivant et 1 mort-né spontané	Jumeaux mort-nés spontanés
22 à 27 SA	0,2	42,9	2,4	16,4	88,2
28 à 31 SA	0,5	13,3	5,7	16,2	2,6
32 à 36 SA	5,0	18,7	42,8	39,5	6,2
37 à 42 SA	94,3	25,1	49,1	27,9	3,0
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre de naissances	1 565 183	7 490	51 436	1 217	608

Source : Base nationale PMSI-MCO scellée ATIH, exploitation Drees.

* Y compris Saint-Martin et Saint-Barthélemy. Non compris : Corse et Mayotte, naissances multiples à partir des triplés.

le terme de l'accouchement peut être très différent du moment du décès pour le jumeau décédé dont le co-jumeau est vivant, mais aussi si les deux jumeaux décèdent *in utero* de manière différée¹⁰.

La prise en compte de ces seuls facteurs explique certains écarts observés entre les régions pour la mortinatalité spontanée. Après ajustement, il persistait des différences pour un petit nombre de régions. Mais d'autres facteurs de risque connus comme le retard de croissance intra-utérin², des pathologies comme le diabète ou l'hypertension, des déterminants comme l'obésité¹¹ ou le tabagisme¹², la parité, les caractéristiques socioéconomiques, ne pouvaient être pris en compte dans cette analyse, soit nécessitant une expertise préalable, soit n'étant pas disponibles dans le PMSI. À cet égard, l'étude des diagnostics codés dans le PMSI permettra de mieux connaître les circonstances de survenue. Par ailleurs, le dénombrement des enfants mort-nés, en particulier le risque de prise en compte dans la mortinatalité d'enfants nés vivants mais décédés très rapidement, pouvait influencer sur les résultats. D'après l'état civil, environ 25% des enfants nés vivants et décédés dans leur première année de vie (mortalité infantile) sont décédés le jour de leur naissance. L'analyse de l'ensemble de la mortalité périnatale permettra de faire disparaître ces différences. De même, la qualité du codage du résultat d'accouchement peut intervenir. La notification des circonstances du décès dans les résumés de sortie des mort-nés ainsi que la mise en place, depuis 2011, et la généralisation d'un numéro permettant de les relier à ceux des mères apporteront, quand l'exhaustivité sera atteinte, des informations précieuses contribuant ainsi au suivi des actions mises en place pour réduire la mortinatalité.

En revanche, l'absence d'informations socioéconomiques dans les bases médico-administratives hospitalières apparaît comme une limite importante pour l'étude des disparités géographiques. L'inclusion d'un indice de désavantage social¹³ au niveau communal, envisageable à partir des données du PMSI dans la base Sniiram, ou l'analyse des données de couverture sociale dans les bases PMSI, pourraient permettre de prendre en compte des caractéristiques sociales agrégées ou individuelles de la mortinatalité.

Malgré ses imperfections, le PMSI permet de produire à nouveau cet indicateur, en identifiant mortinatalité spontanée et induite, et d'analyser certains facteurs influant sur la mortinatalité tels que l'âge des mères, la pluralité et l'âge gestationnel au moment de l'accouchement. Il apparaît donc en capacité de produire des données sur les disparités régionales des taux de mortinatalité. ■

Remerciements

Nous remercions les membres du Groupe de travail « mortinatalité », l'Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (Atih), les médecins et techniciens d'information médicale des établissements de santé et le bureau des établissements de santé de la Drees pour leur implication dans l'amélioration des données PMSI relatives à la périnatalité et à leur mise à disposition.

Références

- [1] Euro-Peristat Project. European perinatal health report. Health and care of pregnant women and babies in Europe in 2010. 2013. 250 p. <http://www.europeristat.com/reports/european-perinatal-health-report-2010.html>
- [2] Gardosi J, Madurasinghe V, Williams M, Malik A, Francis A. Maternal and fetal risk factors for stillbirth: population based study. *BMJ*. 2013;346:f108.
- [3] Gordon A, Raynes-Greenow C, McGeechan K, Morris J, Jeffery H. Risk factors for antepartum stillbirth and the influence of maternal age in New South Wales Australia: a population based study. *BMC Pregnancy Childbirth*. 2013;13:12.
- [4] Hilder L, Li Z, Zeki R, Sullivan EA. Stillbirth in Australia, 1991-2009. Canberra: Australian Institute of Health and Welfare, Australian Government (coll. Perinatal statistics series); 2014. 84 p. <http://www.aihw.gov.au/publication-detail/?id=60129548615>
- [5] Luque-Fernández MÁ, Lone NI, Gutiérrez-Garitano I, Bueno-Cavanillas A. Stillbirth risk by maternal socio-economic status and country of origin: a population-based observational study in Spain, 2007-08. *Eur J Public Health*. 2012;22(4):524-9.
- [6] Haut Conseil de la santé publique. Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. Paris: La Documentation Française (coll. Avis et rapports); 2010. 104 p.
- [7] Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé, Secrétariat d'État à la Santé. Instruction N° DGS/DGOS/DREES/MCI/R3/BESC/2011/403 du 26 octobre 2011 relative au rappel des modalités d'enregistrement et de codage des morts-nés dans le PMSI nécessaire à la production de l'indicateur de mortinatalité.

[8] Mohangoo AD, Blondel B, Gissler M, Velebil P, Macfarlane A, Zeitlin J; Euro-Peristat Scientific Committee. International comparisons of fetal and neonatal mortality rates in high-income countries: should exclusion thresholds be based on birth weight or gestational age? *PLoS One*. 2013;8(5):e64869.

[9] Stillbirth Collaborative Research Network Writing Group. Association between stillbirth and risk factors known at pregnancy confirmation. *JAMA*. 2011;306(22):2469-79.

[10] Senat MV. Mort fœtale *in utero* et grossesse gémellaire. *J Gynecol Obstet Biol Reprod*. 2009; 38(8 Suppl 1):100-3.

[11] Yao R, Ananth CV, Park BY, Pereira L, Plante LA; Perinatal Research Consortium. Obesity and the risk of stillbirth: a population-based cohort study. *Am J Obstet Gynecol*. 2014;210(5):457.

[12] Gray R, Bonellie SR, Chalmers J, Greer I, Jarvis S, Kurinczuk JJ, *et al*. Contribution of smoking during pregnancy to inequalities in stillbirth and infant death in Scotland 1994-2003: retrospective population based study using hospital maternity records. *BMJ*. 2009;339:b3754.

[13] Seaton SE, Field DJ, Draper ES, Manktelow BN, Smith GC, Springett A, *et al*. Socioeconomic inequalities in the rate of stillbirths by cause: a population-based study. *BMJ Open*. 2012;2(3). pii: e001100.

Citer cet article

Mouquet MC, Rey S. Les disparités régionales de mortalité en France en 2012-2013. *Bull Epidémiol Hebd*. 2015;(6-7): 92-101. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/6-7/2015_6-7_1.html

> ARTICLE // Article

MORBIDITÉ MATERNELLE SÉVÈRE : DIFFÉRENCES SELON LES TERRITOIRES DE SANTÉ EN ÎLE-DE-FRANCE D'APRÈS LES SÉJOURS DES FEMMES EN UNITÉ DE SOINS INTENSIFS-RÉANIMATION ET LES DÉCÈS MATERNELS (2006-2009)

// SEVERE MATERNAL MORBIDITY: DIFFERENCES BETWEEN WOMEN'S INTENSIVE CARE ADMISSIONS AND MATERNAL DEATHS IN THE ILE-DE-FRANCE HEALTH AREAS (2006-2009)

Marie-Hélène Bouvier-Colle¹ (marie-helene.bouvier-colle@inserm.fr), Anne Alice Chantry^{1,2}, Monica Saucedo¹, Catherine Deneux-Tharaux¹

¹Équipe de recherche en Épidémiologie obstétricale, périnatale et pédiatrique (EPOPé), Centre de recherche Épidémiologie et statistique, Sorbonne-Paris-Cité, (CRESS), Inserm UMR 1153, Université Paris Descartes, Paris, France

²École de sage-femme de Baudelocque, Assistance Publique Hôpitaux de Paris, Université Paris Descartes, DHU Risques et grossesse, Paris, France

Soumis le 03.09.2014 // Date of submission: 09.03.2014

Résumé // Abstract

L'Île-de-France (IdF) bénéficie d'une importante offre de soins, mais la mortalité maternelle y est plus élevée que dans les autres régions de France métropolitaine. Des analyses antérieures ont montré le sur-risque de mortalité maternelle et la proportion élevée de soins non optimaux parmi les décès en IdF. Les décès maternels sont trop rares pour analyser la situation au niveau infra-régional. L'étude de la morbidité maternelle sévère s'y prête davantage. L'admission des femmes en état gravido-puerpéral pour séjour en unités de soins intensifs et/ou de réanimation (Usirea) constitue une mesure permettant d'approcher la morbidité maternelle sévère.

L'étude vise à décrire la situation dans les territoires de santé franciliens par l'analyse de deux catégories d'événements – décès maternels et séjours en Usirea – selon le lieu d'enregistrement et le lieu de domicile des femmes.

Deux bases de données permanentes, l'Enquête nationale confidentielle sur la mortalité maternelle (ENCMM) et le Programme de médicalisation des systèmes d'informations (PMSI), ont été utilisées pour comparer les taux de mortalité maternelle et d'admission en Usirea, selon les huit territoires de santé d'IdF, durant la période 2006-2009. Les caractéristiques des femmes admises en Usirea et les pathologies motivant les séjours ont été comparées entre les territoires.

Sur la période d'étude, selon les territoires franciliens, les taux d'admission en Usirea au lieu d'enregistrement varient de 2,0 (Val-de-Marne) à 8,5 pour 1 000 (Paris) ; les taux au lieu de domicile varient de 4,2 (Val-de-Marne et Seine-et-Marne) à 4,9 (Paris). Les caractéristiques des femmes admises en Usirea diffèrent selon les territoires. Les pathologies présentent également d'importantes variations selon que l'on analyse les données enregistrées ou les données domiciliées.

Les caractéristiques des populations concernées expliquent probablement une partie des différences de mortalité et de morbidité maternelle sévère. Toutefois, les conditions de l'offre et de l'accès aux soins périnataux et obstétricaux, sont des déterminants peu étudiés, dont le rôle est vraisemblable. Des études spécifiques devraient être menées par territoire prenant en compte toutes les caractéristiques des femmes afin de mieux comprendre les disparités présentées dans cet article.

The Ile-de-France (IDF) area, also called the Greater Paris Area, benefits from an important offer of health care services, but maternal mortality is higher there than in any other region in France. Previous analyses have shown a higher risk of maternal mortality and a higher proportion of non-optimal care among women who die in IDF. Infra-regional level analyses on maternal mortality are difficult to conduct as maternal deaths are very rare. Inversely, the study of severe maternal morbidity is possible. Admission of women in intensive care units (ICU) and/or in resuscitation units during pregnancy or postpartum constitutes a proxy for severe maternal morbidity. The study aims at describing the context of maternal health in the health territories of IDF based on the analysis of two categories of severe events (maternal deaths and admissions in ICU) according to their place of occurrence (registration) and/or the place of residence of women.

Two permanent data bases, the National Confidential Survey on Maternal Deaths (ENCMM) and the Hospital Discharge Database (PMSI) were used to compare the maternal mortality ratios (MMR) and the admission in intensive care units (USIREA) ratios, according to the eight health areas in IDF during 2006-2009. The characteristics of women admitted to USIREA and their medical conditions were also compared by territories.

Depending on the territories in the Greater Paris Area, the registered ratios of admission in USIREA vary from 2.0 in Val-de-Marne to 8.5 per 1,000 in Paris; the residence ratios vary from 4.2 (Val-de-Marne and Seine-et-Marne) to 4.9 in Paris. The characteristics of women admitted in intensive care units differ according to territories; the distribution of the main diseases show significant variations depending on whether the analysis is conducted by place of registration or by place of residence.

The characteristics of the concerned populations probably explain part of the differences of maternal mortality and severe morbidity. However, the offer and access to perinatal and obstetric care services are determinants that are little studied and who probably play an important role. Specific studies, taking into account all the individual characteristics of women, should be carried out by territory in order to better understand some of the inequalities of maternal health underlined in our paper.

Mots-clés : Morbidité maternelle sévère, Soins intensifs-réanimation, PMSI, Île-de-France, Territoires de santé, Mortalité maternelle

// Keywords: Severe maternal morbidity, Intensive care, Hospital data base, Ile-de-France, Health areas, Maternal mortality

Introduction

La région Île-de-France (IdF) a une spécificité remarquable concernant la santé périnatale en général et maternelle en particulier. Elle présente le paradoxe d'être très richement dotée en établissements sanitaires et plateaux techniques de haut niveau tout en affichant des indicateurs de mortalité maternelle significativement plus élevés que les autres régions de France métropolitaine. Ainsi, pour la période 2001-2006, le rapport du Comité national d'experts sur la mortalité maternelle (CNEMM) faisait état d'un taux enregistré de mortalité maternelle en IdF 1,5 fois supérieur à celui des autres régions de France métropolitaine¹. En 2007-2009, la situation n'avait pas évolué, puisque le taux de mortalité maternelle était de 12,5 pour 100 000 (intervalle de confiance à 95%, IC95% [9,7-15,8]), significativement plus élevé ($p < 0,01$) que le taux des autres régions de métropole : 8,5 (IC95% [7,2-9,9])².

Antérieurement, des analyses ajustées sur les caractéristiques de la population des femmes enceintes en IdF – femmes en moyenne plus âgées, plus souvent immigrées – avaient mis en évidence la persistance du sur-risque de mortalité maternelle quand ces caractéristiques étaient prises en compte. La proportion de soins non optimaux, plus élevée que dans les autres régions métropolitaines, avait également été soulignée à partir de l'étude des morts évitables et de la qualité des soins concernant les femmes décédées^{3,4}. Il s'agissait en particulier d'un retard

à la prise en charge, suggérant que le parcours de soins, éventuellement le système des transferts, pouvait manquer d'efficacité.

Toutefois, la région IdF comporte huit territoires de santé, dont les populations présentent des tailles et des caractéristiques diverses concernant la répartition des âges, les situations socioéconomiques et l'accès aux soins. Or, il n'existe que peu d'études infra-régionales de la mortalité maternelle, car les décès maternels sont des événements extrêmement rares. D'autres données sont nécessaires pour mieux comprendre les disparités de santé observées au niveau des territoires franciliens et l'étude de la morbidité maternelle sévère (MMS) permettrait d'analyser les pathologies sévères à l'origine des décès pour mieux prévenir et soigner. L'une des méthodes retenues pour étudier la MMS est d'étudier les séjours en unités de soins intensifs ou/et de réanimation (Usirea).

Actuellement, des données hospitalières validées des séjours des femmes enceintes, accouchées ou dans le post-partum (état gravidopuerpéral) en Usirea sont disponibles tout en incluant un nombre plus grand d'événements⁵. Leur analyse est possible à différents niveaux géographiques ou territoires d'IdF.

On peut admettre par simplification que le lieu d'enregistrement des séjours hospitaliers constitue un reflet indirect de l'offre de soins, ici l'offre en Usirea. En complément, on suppose que les événements

rapportés au lieu de domicile reflètent l'état de santé de la population sur son lieu de vie, ici la santé des femmes en état gravido-puerpéral.

L'étude vise à décrire, au niveau infra-régional, l'état de santé des femmes, à partir de données existantes en population. Plus précisément nous étudierons :

- la fréquence de la mortalité maternelle par territoire de santé en IdF, selon qu'il s'agit des données au lieu d'enregistrement (département où le décès s'est produit) ou au lieu de domicile des femmes décédées ;
- la fréquence de la MMS par territoire de santé, estimée à partir des taux d'admissions en Usirea, rapportée au lieu d'enregistrement ou au lieu de domicile des femmes ;
- les principales caractéristiques des femmes enceintes ou accouchées, admises en Usirea, et leurs pathologies, selon le lieu d'enregistrement et selon le lieu de domicile.

Matériel et méthodes

La population d'étude est constituée des femmes enceintes, accouchées ou dans le post-partum (état gravido-puerpéral) en IdF, au cours de la période 2006-2009.

L'étude est une analyse secondaire des données de l'Enquête nationale confidentielle sur la mortalité maternelle ENCMM^{1,2} et des données annuelles du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI), relatives à la santé maternelle, obtenues auprès de l'Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (Atih)^{6,7}. À partir d'une extraction des séjours hospitaliers relatifs à la santé maternelle, l'équipe a constitué sa propre base de données, spécifiques des complications maternelles, au moyen d'un algorithme original⁶. Au sein de notre base de données, une étude antérieure nous avait permis de valider les données de supplément Réanimation (REA) et de supplément d'Unités de soins intensifs (USI), sources potentielles d'un indicateur fiable de l'état morbide maternel sévère⁵.

Les données de naissances utilisées dans l'analyse sont celles de l'état civil, fournies par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee)⁸.

Les variables étudiées sont :

- pour la mortalité maternelle : département de décès (lieu d'enregistrement), département de résidence (lieu de domicile) d'après les données de l'ENCMM² ; compte tenu des petits effectifs observés il n'est pas possible de prendre en compte d'autres variables ;
- pour la morbidité maternelle issue du PMSI : âge, département de résidence, établissement du séjour en Usirea, nombre d'actes, nombre de diagnostics, le diagnostic principal et les diagnostics associés, dont 5 ont été retenus dans l'analyse, indice de gravité simplifié (IGS2),

supplément de réanimation considéré comme un marqueur de sévérité de l'état clinique des femmes, puisqu'il est codé dans le séjour, lorsque le score d'IGS ≥ 15 est associé à la réalisation d'actes marqueurs de suppléance vitale (par exemple stimulation cardiaque, ventilation mécanique, épuration extrarénale) et durée de séjour hospitalier en Usirea⁹.

Nous avons procédé à une analyse statistique descriptive, appliquée à la comparaison, les uns avec les autres, des huit territoires de santé d'IdF (75 Paris, 77 Seine-et-Marne, 78 Yvelines, 91 Essonne, 92 Hauts-de-Seine, 93 Seine-Saint-Denis, 94 Val-de-Marne, 95 Val-d'Oise).

Les taux de mortalité maternelle ont été calculés en rapportant les décès maternels aux naissances vivantes (NV) correspondantes et ce de deux façons : taux de décès selon le lieu d'enregistrement (taux enregistré) ou selon le lieu de domicile de la femme décédée (taux domicilié), exprimés pour 100 000 NV par territoire de santé, assortis de leurs intervalles de confiance au risque 5% car, compte tenu de leur rareté, les décès maternels sont considérés tirés d'un échantillon¹⁰.

Les taux d'admission en Usirea ont été calculés en rapportant le nombre de femmes en Usirea au nombre des NV, représentant donc soit le taux enregistré d'admission en Usirea, soit le taux domicilié d'admission en Usirea, exprimés pour 1 000. Des précisions sur les détails des calculs ont été publiées antérieurement^{6,11}.

Résultats

Mortalité maternelle

De 2007 à 2009, l'ENCMM a enregistré 68 décès maternels pour 546 734 naissances en IdF, soit un taux de mortalité maternelle (TMM) enregistré de 12,4 pour 100 000 naissances vivantes (IC95% [9,7-15,8]), et 62 décès rapportés aux domiciles des femmes, soit un taux domicilié de 11,1 pour 100 000 (IC95% [8,6-14,5]) (tableau 1). Des variations des TMM non significatives statistiquement ont été observées par territoire de santé :

- le TMM enregistré le plus élevé était observé à Paris (17,7 ; IC95% [11,2-26,5]) et le plus bas dans les Yvelines (5,6 ; IC95% [1,2-16,2]) (figure 1a) ;
- le TMM domicilié le plus élevé était relevé en Essonne (18,5 ; IC95% [8,9-34,0]) et le plus bas dans les Yvelines (6,7 ; IC95% [1,8-17,2]).

Morbidité maternelle sévère

En IdF, 3 638 femmes en état gravido-puerpéral pour 729 918 NV ont été admises en Usirea de 2006 à 2009, soit un taux enregistré d'admission en Usirea de 4,98 pour 1 000 naissances (tableau 2). Les événements rapportés au lieu de domicile sont un peu moins nombreux, respectivement 3 358 admissions et 724 247 naissances, soit un taux domicilié d'admission en Usirea de 4,64 pour 1 000 naissances.

Tableau 1

Répartition des décès maternels selon les territoires d'Île-de-France et taux de mortalité maternelle pour 100 000 naissances vivantes, selon le lieu d'enregistrement et selon le lieu de domicile des femmes, 2007-2009

Territoire de santé	Décès		Taux de mortalité pour 100 000 et IC95%	
	Enregistrés	Domiciliés	Enregistrés	Domiciliés
Paris	23	7	17,7 [11,2-26,5]	7,6 [3,0-15,8]
Seine-et-Marne	7	10	15,3 [6,2-31,6]	17,4 [8,3-32,0]
Yvelines	3	4	5,6 [1,2-16,2]	6,7 [1,8-17,2]
Essonne	7	10	14,4 [5,8-29,6]	18,5 [8,9-34,0]
Hauts-de-Seine	10	7	12,3 [5,9-22,7]	9,3 [3,7-19,1]
Seine-Saint-Denis	6	10	8,0 [3,0-17,5]	11,9 [5,7-21,9]
Val-de-Marne	6	6	10,8 [4,0-23,4]	9,7 [3,4-21,0]
Val-d'Oise	6	7	10,5 [3,9-22,9]	12,5 [5,0-25,7]
Île-de-France	68	61	12,4 [9,7-15,8]	11,1 [8,6-14,5]

Source Inserm Équipe EPOPé-UMR 1153. Les taux de mortalité ont été calculés avec les naissances vivantes de l'Insee.
IC95%: intervalle de confiance à 95%.

Tableau 2

Séjours hospitaliers en Usirea* des femmes en état gravido-puerpéral, (effectifs et répartition en pourcentage), effectifs des naissances et taux d'admission en Usirea pour 1 000 naissances vivantes, par territoire d'Île-de-France, selon le lieu d'enregistrement et selon le lieu de domicile des femmes, 2006-2009

Territoire	Nombre de naissances		Effectifs des séjours		Répartition (%)		Taux d'admission en Usirea (‰)	
	Enregistrés	Domiciliés	Enregistrés	Domiciliés	Enregistrés	Domiciliés	Enregistrés	Domiciliés
Paris	171 097	124 254	1 461	611	40,2	18,2	8,54	4,92
Seine-et-Marne	61 714	75 635	170	321	4,7	9,6	2,75	4,19
Yvelines	71 762	80 100	301	372	8,3	11,0	4,19	4,64
Essonne	65 689	72 387	275	315	7,6	9,4	4,19	4,35
Hauts-de-Seine	109 302	100 772	412	428	11,3	12,8	3,77	4,25
Seine-Saint-Denis	98 385	112 034	387	553	10,6	16,5	3,93	4,94
Val de Marne	74 514	83 037	150	346	4,1	10,3	2,01	4,17
Val-d'Oise	77 455	75 128	482	412	13,2	12,3	6,22	5,48
Île-de-France	729 918	724 247	3 638	3 358	100,0	100,0	4,98	4,64

Source : Inserm Équipe EPOPé-UMR 1153. Les taux d'admission ont été calculés avec le nombre des naissances vivantes, source Insee.

* Usirea : unités de soins intensifs ou/et de réanimation.

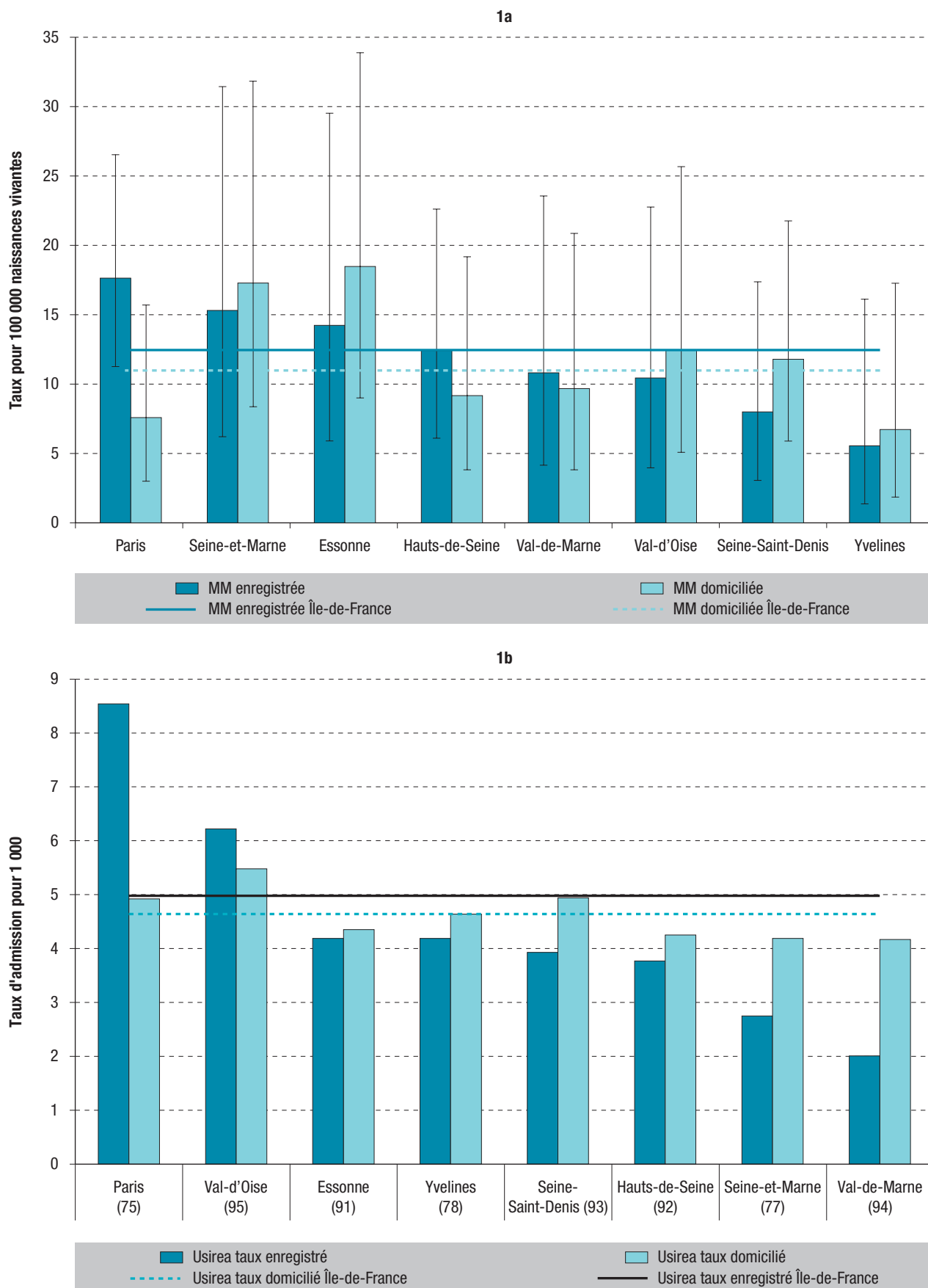
Selon les territoires, d'importantes variations du nombre (150 à 1 461) d'admissions enregistrées en Usirea sont notées (figure 1b). Les taux enregistrés d'admission en Usirea varient du simple au quadruple entre le plus petit observé, dans le Val-de-Marne (2,01 pour 1 000 naissances) et le plus élevé, à Paris (8,54). Les admissions des femmes en Usirea rapportées à leur lieu de domicile varient beaucoup moins. Tous les taux domiciliés d'admission sont de 4 pour 1 000 naissances environ, allant de 4,92 à Paris (taux le plus élevé) à ceux du Val-de-Marne (4,17) et de Seine-et-Marne (4,19) les plus bas. À noter : la Seine-et-Marne, la Seine-Saint-Denis et le Val-de-Marne présentent de grands écarts entre leurs effectifs enregistrés d'admissions,

nettement moins nombreux, et leurs effectifs domiciliés, plus nombreux, ce qui se répercute sur leurs taux.

Les caractéristiques des femmes admises en Usirea sont présentées dans le tableau 3. En IdF considérée globalement, on observe peu de différences entre les données enregistrées et les données rapportées au lieu de domicile, sauf pour les femmes âgées de 35 ans et plus. Ainsi, l'âge moyen des femmes est de 31±0,1 ans, 65% des femmes ont accouché par césarienne, 4% des femmes ont une grossesse multiple, la durée de séjour en Usirea est de 3±0,2 jours, le score d'IGS2 est de 19±0,2 et le supplément REA concerne 24% des femmes admises.

Figure 1

Taux de mortalité maternelle (MM) pour 100 000 naissances vivantes (1a) et taux d'admission des femmes enceintes en Usirea pour 1 000 (1b), selon le lieu d'enregistrement ou le lieu de domicile, dans les territoires de santé en Île-de-France, 2006-2009



Source : PMSI 2006-2009 et EPOPé.

Usirea = Unité de soins intensifs et/ou de réanimation.

En revanche, les profils des territoires constituent un véritable kaléidoscope (tableau 3), même si certains d'entre eux montrent une relative homogénéité entre les données enregistrées et les données domiciliées.

Ainsi, dans le Val-d'Oise où les femmes admises en Usirea sont plus jeunes que la moyenne d'IldF (âge moyen de 30±0,3 ans), la part des ≥35 ans est inférieure à 25%, la proportion des césariennes est moindre (environ 60%), la durée de séjour en Usirea est plus courte, le score IGS plus faible de même que le pourcentage de supplément REA.

À âges moyens similaires, Seine-et-Marne et Seine-Saint-Denis sont les territoires où les scores IGS2 sont les plus élevés et les suppléments REA les plus fréquents. En outre, la Seine-Saint-Denis a les plus faibles proportions de femmes avec grossesse multiple (2,9%) et les plus forts pourcentages de césarienne (73%).

L'Essonne se caractérise par une certaine jeunesse des patientes mais aussi, paradoxalement, par une fréquence élevée de grossesses multiples (6 à 7%) et une disparité entre Supplément REA des admissions enregistrées (19%) et Supplément REA des admissions domiciliées (24%). C'est l'inverse dans le Val-de-Marne.

Paris se distingue par une forte hétérogénéité pour ce qui concerne la part des femmes d'âge ≥35 ans : 26% des admissions enregistrées *versus* 36% domiciliées. Le supplément REA enregistré (27%) est plus fréquent que le pourcentage moyen (24%) ; le nombre

des actes est le plus élevé d'IldF (16±0,6) pour des scores IGS2 plus faibles (18±05).

Les causes (motifs d'admission en Usirea) ont été regroupées en grandes pathologies dont le profil général est celui attendu : sur l'ensemble de la région, les hémorragies obstétricales (taux de 2,2 et 2,0 pour 1 000 selon le lieu d'enregistrement ou de domicile) occupent une place prépondérante, suivies des pathologies hypertensives (moins de 1,0 pour 1 000), tandis que les pathologies de l'appareil circulatoire, thromboemboliques et infectieuses sont rares. Selon les territoires, des contrastes apparaissent entre les taux enregistrés d'admission par pathologies et les taux domiciliés (figure 2).

Parmi les taux enregistrés d'admission en Usirea, les hémorragies obstétricales sont extrêmement élevées à Paris (5,1 pour 1 000) et dans le Val-d'Oise (3,7), les taux les plus bas étant observés dans le Val de Marne (0,44) et en Seine-Saint-Denis (0,54).

Les taux domiciliés présentent un autre schéma et moins de disparités territoriales : le taux d'admission pour hémorragie obstétricale reste très élevé à Paris (2,5) mais il est maximum dans le Val-d'Oise (2,8), élevé en Seine-Saint-Denis et Val-de-Marne (2,0) et relativement élevé dans les Yvelines (1,7) et en Essonne (1,5). Concernant les pathologies hypertensives, des niveaux sensiblement différents sont observés entre les Yvelines (taux domicilié de 1,5 pour 1 000 NV), l'Essonne et la Seine-Saint-Denis ou le Val-d'Oise (1,1 et 1,0 respectivement) contre 0,7 à Paris, Seine-et-Marne, Hauts-de-Seine et Val-de-Marne.

Tableau 3

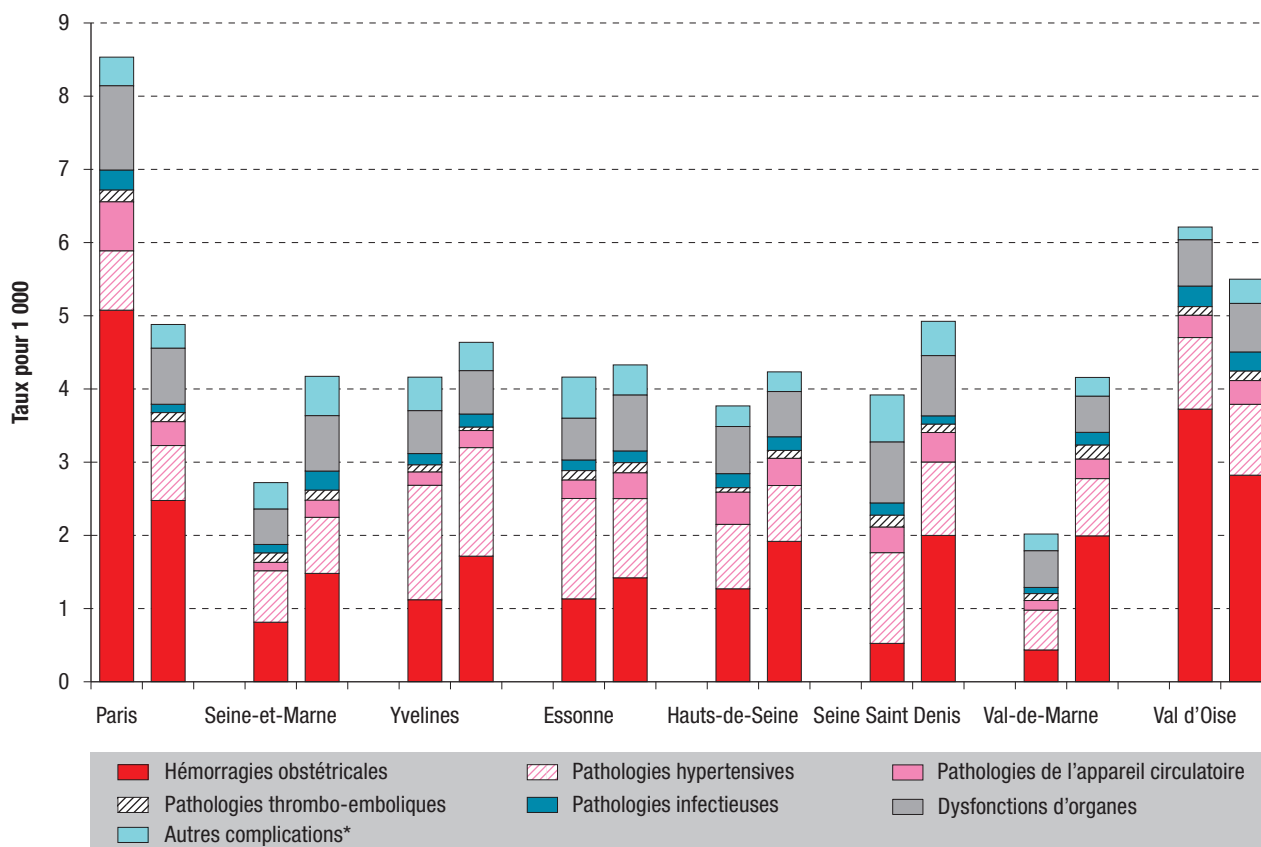
Caractéristiques des femmes en état gravidopuerpéral admises en Usirea*, par territoire d'Île-de-France, selon le lieu d'enregistrement et selon le lieu de domicile des femmes, 2006-2009

		Nombre de femmes	Âge moyen (ans)	Part des ≥ 35 ans en %	Grossesse multiple en %	Césarienne en %	Admises en post-partum en %	Durée du séjour en Usirea	Actes médicaux	Score IGS2	Suppl REA en %
Paris	enr	1 461	31,5±0,2	26,4	3,7	65,4	32,4	3,0±0,2	16,3±0,6	18,1±0,3	27,50
	dom	611	32,2±0,2	35,7	4,4	69,9	43,0	3,1±0,3	16,5±0,9	18,3±0,5	24,20
Seine-et-Marne	enr	170	30,6±0,4	27,8	5,3	61,9	66,5	3,1±0,3	12,9±1,0	20,4±1,2	26,70
	dom	321	30,4±0,3	28,4	4,7	64,0	50,2	3,5±0,3	14,0±0,9	21,0±0,9	27,40
Yvelines	enr	301	31,1±0,3	24,9	6,3	64,4	74,6	2,7±0,2	9,7±0,6	21,7±1,1	20,30
	dom	372	30,7±0,3	26,3	5,4	64,0	61,3	2,8±0,3	10,6±0,6	19,6±0,8	22,00
Essonne	enr	275	29,9±0,4	22,9	7,3	69,2	68,4	3,1±0,3	16,0±1,3	21,5±0,9	18,90
	dom	315	30,3±0,3	27,6	5,7	67,7	59,1	2,9±0,3	14,1±0,9	19,8±0,8	23,80
Hauts-de-Seine	enr	412	31,7±0,3	26,2	4,4	63,2	54,1	3,9±0,3	16,4±1,1	18,9±0,6	23,30
	dom	428	32,1±0,3	33,6	4,0	60,6	50,5	2,8±0,2	14,5±0,8	18,3±0,6	23,30
Seine-Saint-Denis	enr	387	30,5±0,3	23,5	2,8	72,7	57,6	3,5±0,3	9,8±0,8	22,8±0,8	27,40
	dom	553	30,4±0,3	26,9	2,9	72,9	44,1	3,4±0,3	13,3±0,9	21,0±0,6	28,20
Val-de-Marne	enr	150	30,5±0,5	22,7	4,7	71,1	55,3	4,2±0,5	10,4±0,8	22,9±1,3	29,30
	dom	346	31,4±0,3	32,4	3,5	69,1	34,7	2,9±0,3	11,4±0,6	18,3±0,7	23,70
Val-d'Oise	enr	482	29,9±0,3	17,8	4,2	59,4	60,8	2,2±0,2	10,6±0,5	16,9±0,5	13,30
	dom	412	30,2±0,3	23,5	5,1	57,9	62,9	2,7±0,3	12,5±0,8	17,9±0,6	15,30
Île-de-France	enr	3 638	31,0±0,1	24,2	4,3	65,4	50,1	3,2±0,1	13,9±0,2	19,3±0,2	24,00
	dom	3 358	31,0±0,1	29,7	4,4	64,5	49,9	3,1±0,1	13,6±0,3	19,2±0,2	23,60

* Usirea : unités de soins intensifs ou/et de réanimation ; enr = enregistré ; dom = domicilié.

Figure 2

Fréquence des principales pathologies d'admission en Usirea, par territoire, selon le lieu d'enregistrement et le lieu du domicile des femmes



Discussion

Sur la période d'étude, de grandes disparités apparaissent entre les territoires d'IdF et, pour chaque territoire considéré, entre événements enregistrés et événements domiciliés. Le taux de mortalité maternelle le plus bas (entre 6 et 7 pour 100 000) observé en Yvelines s'oppose au plus élevé de 18 pour 100 000, taux enregistré relevé à Paris et taux domicilié dans l'Essonne. De plus, la hiérarchie des territoires est modifiée.

Les taux d'admission en Usirea varient davantage en valeur enregistrée – de 2,0 pour 1 000 naissances dans le Val-de-Marne à 8,5 à Paris – qu'en valeur domiciliée, tous à 4 à 5 pour 1 000 environ. Ni les caractéristiques des femmes, ni les causes de morbidité maternelle sévère ne permettent de rendre compte de ces disparités de manière simple.

Cette étude présente l'avantage de porter sur des données existantes, permanentes et exhaustives concernant des événements dont les données sont rapportées et traitées avec les mêmes normes au niveau national. Les résultats de l'ENCMM sont issus du classement par un comité national d'experts sur la base de dossiers cliniques détaillés. Les actes et les suppléments Usirea du PMSI sont définis de façon homogène selon les critères d'enregistrement de l'Atih. La distinction entre lieu d'enregistrement des événements et lieu de domicile des patientes offre l'opportunité de mettre en évidence

des disparités territoriales en termes de fréquence de la morbi-mortalité et de soulever la question des rôles respectifs de l'offre de soins et/ou des caractéristiques individuelles parmi les déterminants de la santé maternelle.

Mais des limites existent, tant sur la signification statistique d'événements très rares, comme le décès maternel, que sur la signification de diagnostics de morbidité issus du PMSI dans lequel l'hétérogénéité du codage des pathologies obstétricales a été soulignée antérieurement⁵. Demeure également l'interrogation sur le découpage le plus pertinent des territoires, alors qu'actuellement la logique de continuité des soins s'appuie davantage sur l'existence de réseaux spécifiques dont les limites ne correspondent pas aux tracés administratifs départementaux.

Cependant, nos résultats mettent en évidence la grande hétérogénéité des situations, tant pour la mortalité que pour l'admission en soins intensifs, ce qui incite à éviter de considérer l'IdF comme un tout uniforme qui s'opposerait aux autres régions. Les disparités par territoire de santé sont importantes, surtout pour les données « enregistrées » (*versus* données « domiciliées » correspondant au lieu de domicile des femmes). Chaque territoire présente sa propre image de la morbidité maternelle sévère, qui serait à mettre en relation avec d'autres facteurs non étudiés ici, particulièrement les caractéristiques des accouchements et des naissances.

En effet, l'ensemble des naissances est très inégalement réparti dans la région : on compte le plus grand nombre de naissances enregistrées à Paris, suivi de la Seine-Saint-Denis et des Hauts-de-Seine, et le plus petit en Seine-et-Marne^{7,8}. Parmi les naissances, la part des femmes âgées de 35 ans et plus – facteur très lié à la mortalité – varie de 19% en Seine-et-Marne à 30% à Paris⁷.

L'état de santé initial des femmes admises en Usirea est sans doute disparate, puisque les marqueurs de la sévérité fluctuent selon les territoires. Le supplément REA est le plus élevé dans le Val-de-Marne et à Paris, où la part des naissances issues de femmes âgées de plus de 35 ans est élevée, et au contraire le plus bas dans le Val-d'Oise, territoire le plus « jeune » selon le même critère (données non présentées⁷).

Compte tenu des rares décès maternels, il est impossible au stade actuel d'interpréter les différences de TMM entre les territoires. Tout au plus peut-on remarquer que le TMM enregistré considérable de Paris coïncide avec le taux enregistré d'admission en Usirea le plus élevé d'IdF et avec la plus forte densité en lits de REA, soit 2,4 lits de REA pour 10 000 habitants (estimation d'après les données de la Statistique annuelle des établissements (SAE)). Ces faits peuvent être interprétés comme traduisant l'effet d'une offre hospitalière plus élevée à Paris.

Inversement, le Val-de-Marne, dont la densité en lits de REA est de 0,33 pour 10 000, a un TMM enregistré également bas, de même que son taux d'admission enregistré en Usirea.

Les variations de taux d'admission en Usirea sont difficilement interprétables car plusieurs schémas coexistent. La situation globalement moins bonne de certains territoires d'IdF pourrait s'expliquer par les caractéristiques des femmes, la sévérité de leur état et/ou les particularités de l'offre de soins en maternités et en services de réanimation adulte. C'est ce qui est supposé en Seine-et-Marne : la faible densité en lits de REA (0,4 pour 10 000) coïncide avec le faible taux enregistré d'admission en Usirea lequel est associé, d'après le supplément REA, à une morbidité sévère et à une mortalité maternelle élevées. Une hypothèse à explorer serait que ceci soit le résultat d'une certaine inadéquation de l'offre locale de soins relativement à la population des femmes et à leur santé.

Si l'on admet, par simplification, que les événements enregistrés sont le reflet de l'offre de soins et de l'attractivité des établissements sur un territoire, tandis que les événements domiciliés traduisent les besoins de la population, on peut dire que les besoins en Usirea (fréquence domiciliée) sont plus homogènes selon les territoires d'IdF que l'offre de soins.

Nous avons observé que la fréquence enregistrée est très inégale, surpassant les besoins à Paris ou étant insuffisante en Seine-et-Marne. En effet, la majorité (90%) des femmes enregistrées comme admises en Usirea en IdF étaient domiciliées dans la région ; à Paris, 96% des femmes enregistrées en Usirea étaient domiciliées en IdF, à raison de 38% à Paris et 58% dans les autres départements

(données non montrées). Selon que l'on tient compte ou non des domiciliations inconnues, 7 à 10% des femmes admises en Usirea en IdF, et 4 à 8% à Paris, étaient domiciliées à l'extérieur de l'IdF.

Ces résultats sur l'ensemble des hospitalisations en Usirea, quelles que soient leurs causes, sont également observés à un niveau médical plus fin, plus particulièrement dans le cas des hémorragies, première cause de morbidité maternelle sévère.

Le taux enregistré d'admission en Usirea par hémorragie (HPP), lorsqu'il est très élevé par territoire (Paris et Val-d'Oise), pourrait s'expliquer par la présence de nombreuses structures d'accueil sur ce territoire, ce qui provoque l'attraction de cas HPP sévères, issus d'HPP survenues dans d'autres territoires. Les cas ainsi « importés » le sont soit parce qu'ils sont graves d'emblée sur des territoires ne disposant pas des plateaux techniques adaptés à leur traitement, soit en raison d'une aggravation progressive résultant d'échecs des traitements de première ligne ; des études ont démontré ce mécanisme¹².

Inversement, un faible taux enregistré d'admission par HPP pourrait s'expliquer par l'insuffisance d'offre pour une prise en charge intensive dans le territoire considéré, et donc « l'exportation » des HPP, hypothèse confirmée si le taux domicilié d'admission pour HPP en Usirea de ce même territoire est élevé (Seine-Saint-Denis, Val-de-Marne).

L'inégale répartition des compétences sur les territoires franciliens est aussi l'un des éléments du système qui serait à prendre en compte très précisément par rapport aux besoins et à l'accessibilité des populations qui y résident. L'appartenance à un réseau de santé périnatale est en principe obligatoire pour toute maternité. Toutefois, le réseau périnatal n'est pas défini en relation avec l'offre de REA adulte.

Enfin, les conditions d'accès aux établissements de soins sont des déterminants qu'il faudrait analyser en association avec l'état des femmes à leur arrivée en Usirea. Cela supposerait de mener des études et des analyses spécifiques sur des données individuelles permettant de reconstituer les parcours de soins et la prise en compte des facteurs de confusion.

En conclusion, les données de routine utilisées, et surtout les admissions en Usirea, offrent la possibilité de développer une surveillance continue de la santé maternelle, à différents niveaux de territoire selon les besoins, permettant éventuellement d'alerter les parties prenantes. Sur la période d'étude, l'IdF présente un véritable kaléidoscope de situations qu'il conviendrait d'étudier en détail. La réorganisation récente des réseaux de périnatalité devrait permettre de mieux les prendre en charge. ■

Remerciements

Certains des résultats présentés dans cet article ont fait l'objet d'un rapport remis en 2014¹¹, lequel a bénéficié d'un soutien financier de l'URPS d'Île-de-France. Nous en remercions tout particulièrement B. de Rochambeau ainsi que G. Genty et P. Tubiana. Pour l'installation de ses locaux, l'unité 953 (actuellement équipe EPOPé) de l'Inserm avait bénéficié d'un don de la Fondation Bettencourt en 2011.

Références

- [1] Bouvier-Colle MH, Deneux-Tharaux C, Saucedo M. Rapport du Comité national d'experts sur la mortalité maternelle (CNEMM), 2001-2006. Paris: Institut national de la santé et de la recherche médicale ; Saint-Maurice: Institut de veille sanitaire; 2010. 99 p. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=833
- [2] Saucedo M, Deneux-Tharaux C, Bouvier-Colle MH ; Comité national d'experts sur la mortalité maternelle. Mortalité maternelle en France, 2007-2009. J Gynecol Obstet Biol Reprod. 2013;42(7):613-27.
- [3] Saucedo M, Deneux-Tharaux C, Bouvier-Colle MH. Disparités régionales de mortalité maternelle en France : situation particulière de l'Île de France et des Départements d'outre mer, 2001-2006. Bull Epidemiol Hebd. 2010;(2-3):15-8. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=838
- [4] Saucedo M, Deneux-Tharaux C, Bouvier-Colle MH. Understanding regional differences in maternal mortality: a national case-control study in France. BJOG. 2012;119(5):573-81.
- [5] Chantry AA, Deneux-Tharaux C, Bal G, Zeitlin J, Quantin C, Bouvier-Colle MH; pour le groupe GRACE. Le programme de médicalisation du système d'information (PMSI) – processus de production des données, validité et sources d'erreurs dans le domaine de la morbidité maternelle sévère. Rev Epidemiol Santé Publique. 2012;60(3):177-88.
- [6] Chantry AA, RM, Deneux-Tharaux C, Bonnet MP, Bouvier-Colle MH. Pregnancy-related ICU admissions in France: trends in rate and severity, 2006-2009. Crit Care Med. 2015;43(1):77-86.
- [7] Crenn-Hebert C, Menguy C, Lebreton E, Poulain C. PMSI Périnatalité 2012 d'Île-de-France. Paris: Agence régionale de santé d'Île-de-France; 2013. 35 p. http://www.perinat-ars-idf.org/resu_idf.php
- [8] Beaumel C, Pla A. La situation démographique en 2009. Mouvement de la population. Insee Résultats. 2011;122. <http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/irweb.asp?id=sd2009>
- [9] Ministère de l'Emploi et de la Solidarité. Décret n° 2002-466 du 5 avril 2002 relatif aux conditions techniques de fonctionnement auxquelles doivent satisfaire les établissements de santé pour pratiquer les activités de réanimation, de soins intensifs et de surveillance continue et modifiant le code de la santé publique. JO du 7/04/2002. <http://www.sante.gouv.fr/fichiers/bo/2002/02-14/a0141331.htm>
- [10] Jouglu E. Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population. Rev Epidemiol Santé Publique. 1997;45:78-84. http://www.cepidc.inserm.fr/inserm/html/pages/Test_statistiques_fr.htm
- [11] Bouvier-Colle MH, Saucedo M, Chantry A, Deneux-Tharaux C. Actualisation et approfondissement du bilan de la mortalité maternelle en Île-de-France. Paris: Union régionale des professionnels de santé médecins d'Île-de-France; 2014. 51 p.
- [12] Driessen M, Bouvier-Colle MH, Dupont C, Khoshnood B, Rudigoz RC, Deneux-Tharaux C; Pithagore6 Group. Postpartum hemorrhage resulting from uterine atony after vaginal delivery: factors associated with severity. Obstet Gynecol. 2011;117(1):21-31.

Citer cet article

Bouvier-Colle MA, Chantry AA, Saucedo M, Deneux-Tharaux C. Morbidité maternelle sévère : différences selon les territoires de santé en Île-de-France d'après les séjours des femmes en unité de soins intensifs-réanimation et les décès maternels (2006-2009). Bull Epidemiol Hebd. 2015;(6-7):101-9. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/6-7/2015_6-7_2.html

SURVEILLANCE DES INÉGALITÉS SOCIALES DE SANTÉ PÉRINATALE AU NIVEAU NATIONAL À PARTIR DES CARACTÉRISTIQUES SOCIALES DE LA COMMUNE DE RÉSIDENCE DES MÈRES

// MONITORING SOCIAL INEQUALITIES IN PERINATAL HEALTH AT THE NATIONAL LEVEL BASED ON THE SOCIAL CHARACTERISTICS OF THE MOTHER'S MUNICIPALITY OF RESIDENCE

Jennifer Zeitlin¹ (jennifer.zeitlin@inserm.fr), Hugo Pilkington², Nicolas Drewniak¹, Hélène Charreire³, Jeanne-Marie Amat-Roze³, Marc Le Vaillant⁴, Evelyne Combier⁵, Béatrice Blondel¹

¹ Équipe de recherche en Épidémiologie obstétricale, périnatale et pédiatrique (EPOPé), Centre de recherche Épidémiologie et statistique, Sorbonne-Paris-Cité, (CRESS), Inserm UMR 1153, Université Paris Descartes, Paris, France

² Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis, UMR 7533 Ladyss, Département de géographie, Saint-Denis, France

³ Université Paris-Est, LabUrba, Institut d'urbanisme de Paris (IUP), Université Paris-Est Créteil, Créteil, France

⁴ Centre de Recherche, médecine, sciences, santé, santé mentale, société (Cermes3), Inserm U 988 – CNRS UMR 8211, Villejuif, France

⁵ Centre d'épidémiologie des populations (CEP), EA 4184, Université de Bourgogne, Dijon, France

Soumis le 10.09.2014 // Date of submission: 09.10.2014

Résumé // Abstract

Contexte – L'analyse des inégalités sociales de santé périnatale est essentielle pour guider les politiques de santé publique. Nous étudions le lien entre les caractéristiques sociales du lieu de résidence des mères et des indicateurs de santé périnatale afin d'évaluer leur utilité pour la surveillance des inégalités en France.

Population – méthodes – Des données sur les naissances (Enquêtes nationales périnatales de 2003 et 2010, bulletins de naissance et certificats de décès néonataux entre 2000 et 2008) et sur les caractéristiques socio-économiques des communes de résidence des mères (recensement) ont permis d'analyser les taux de mortalité fœtale et néonatale et d'accouchement prématuré selon des caractéristiques des communes. Un indice de désavantage social et ses composantes (revenu, chômage, niveau d'études, ouvriers), proposé par le CépiDc, et deux autres caractéristiques (propriétaires et familles monoparentales) ont été utilisés. Les indicateurs de santé ont été comparés par quintile de naissances pour chaque caractéristique.

Résultats – L'indice de désavantage social est significativement associé aux trois indicateurs de santé périnatale. Cependant, deux composantes, le pourcentage d'ouvriers et celui d'habitants avec un niveau d'études faible, sont peu ou pas liées. Les autres caractéristiques socioéconomiques (propriétaires et familles monoparentales) montrent une relation plus forte.

Discussion – conclusions – Il existe des inégalités de santé périnatale selon les caractéristiques socio-économiques du lieu de résidence, mais certaines caractéristiques usuelles semblent peu pertinentes en santé périnatale.

Background – Analysis of social inequalities in perinatal health is essential to guide public health policies. We investigated the relationship between social characteristics of maternal place of residence and perinatal health indicators to assess their usefulness for monitoring inequalities in France.

Population – methods – Data on births (2003 and 2010 National Perinatal Surveys, birth and neonatal death certificates between 2000 and 2008) and on the socioeconomic characteristics of municipalities of residence (census data) were used to analyse fetal and neonatal mortality and preterm birth according to the characteristics of municipalities. An index of deprivation and its components (income, unemployment, education, blue collar workers) proposed by the CépiDc and two other characteristics (home owners and single-parent households) were used. Health indicators were compared by quintile of births for each characteristic.

Results – The deprivation index was significantly associated with the three indicators of perinatal health. However, two components, the percentage of blue collar workers and residents with a low level of education were only slightly or not related to these outcomes, and the association was stronger for other characteristics (home owners and single-parent households).

Discussion – conclusions – Social characteristics of the municipality of residence affect perinatal health, but some characteristics which are often used appear to be less relevant for perinatal outcomes.

Mots-clés : Santé périnatale, Inégalités sociales, Facteurs socioéconomiques

// **Keywords**: Perinatal health, Social inequalities, Socioeconomic factors

Introduction

La surveillance et l'analyse des inégalités sociales de santé sont essentielles pour guider les politiques de santé publique. En France, la santé périnatale est marquée par de fortes inégalités sociales¹. Ce constat, fait à partir des caractéristiques individuelles des femmes, montre que le niveau d'études, le revenu des ménages ou encore la situation familiale, sont associés aux risques de mortalité fœto-infantile, de prématurité ou de petit poids pour l'âge gestationnel à la naissance².

Une surveillance en continu des inégalités fondée sur les caractéristiques individuelles des femmes est limitée en France, car ces caractéristiques ne sont pas recueillies ou peu détaillées dans les statistiques de routine, par exemple celles issues de l'état civil, ou dans le Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI).

Une alternative réside dans l'utilisation des facteurs socioéconomiques connus à l'échelle du lieu de résidence. Cette approche est développée depuis longtemps à l'étranger, notamment en Angleterre, aux États-Unis ou au Canada, en utilisant des indices de désavantage social. La conceptualisation et la mesure de ces indices ont été initialement développées en particulier par Townsend³ ; les indices considèrent la pauvreté comme un cumul de manques et la richesse comme un cumul d'avantages, définis à partir de plusieurs dimensions des conditions de vie, défavorables ou favorables, et exprimés sous la forme d'indices synthétiques de « désavantage social » ou bien de « précarité sociale » (du terme anglo-saxon *deprivation*). Ces indices utilisent des données provenant de la statistique publique, en particulier des recensements. Ils sont composés de variables qui révèlent une précarité matérielle (faible revenu, absence de possession de certains biens, etc.) ou une situation considérée comme porteuse de précarité sociale (familles monoparentales, personnes vivant seules, etc.). Les indices de désavantage social qui mesurent ce cumul se présentent sous la forme d'une variable continue qui permet d'estimer de manière agrégée le niveau socioéconomique des quartiers de résidence.

Cette approche a été développée récemment en France, en particulier par G. Rey et coll. et le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès de l'Inserm (CépiDc-Inserm) pour analyser les inégalités des causes de mortalité à tous les âges de la vie⁴. Des études ont également été conduites sur la santé périnatale. Elles ont révélé un lien entre lieu de résidence défavorisé et mortalité ou prématurité en zone urbaine^{5,6,7}, mais aucune n'a étudié les disparités sociales de santé périnatale au niveau national.

Notre objectif est de décrire le lien entre l'indice de désavantage social du CépiDc, intitulé « Fdep », ainsi que d'autres caractéristiques sociales connues au niveau du lieu de résidence, et des indicateurs de santé périnatale, afin d'évaluer leur utilité pour la surveillance des inégalités de santé périnatale sur la France métropolitaine.

Méthodes

Sources et données

Données sur la santé

Nous avons utilisé trois indicateurs de santé périnatale, la mortinatalité, la mortalité néonatale et la prématurité, connus par les données de l'état civil, les certificats de décès néonataux enregistrés par le CépiDc et les enquêtes nationales périnatales (ENP), et qui représentent les principaux indicateurs de santé pendant la période périnatale disponibles au niveau national.

La mortinatalité

Le taux de mortinatalité est défini comme tous les décès fœtaux à partir de 22 semaines d'âge gestationnel (AG) ou de fœtus d'au moins 500 g pour 1 000 naissances (vivantes et mort-nés). La mortinatalité est calculée à partir des données des statistiques de l'état civil, uniquement pour la période 2002-2005 (N=3 086 127 naissances). En effet, l'état civil a enregistré tous les mort-nés en suivant cette définition recommandée par l'Organisation mondiale de la santé (OMS), uniquement entre 2002 et 2007. De plus, en 2006-2007, des problèmes techniques n'ont pas permis l'enregistrement de la commune de résidence des mort-nés dans cette base.

La mortalité néonatale

Le taux de mortalité néonatale est défini comme tous les décès entre 0 et 27 jours pour 1 000 naissances vivantes. Nous avons utilisé les données de 2001 à 2008 du CépiDc pour les décès et les données de l'état civil pour les naissances vivantes (N=6 202 918 naissances vivantes).

La prématurité

Le taux de prématurité est défini comme le pourcentage de nouveau-nés ayant eu une durée de gestation de moins de 37 semaines. Les données proviennent des ENP de 2003 et 2010 et portent sur des échantillons représentatifs des naissances au niveau national⁸. La population étudiée comprend les femmes ayant eu une grossesse unique et ayant accouché d'un enfant vivant. La commune de résidence n'était pas toujours connue (70% et 92% des naissances vivantes, respectivement en 2003 et 2010). Nous avons cependant constaté que les caractéristiques sociodémographiques des femmes ne différaient pas selon que l'on avait ou non connaissance de leur commune de résidence. Notre échantillon comprend 23 620 naissances vivantes uniques.

Données socioéconomiques des communes

Nous avons utilisé les données de l'Insee sur la situation socioéconomique des communes, issues du recensement de 2006 et des déclarations de revenus en 2006⁹. Nous nous sommes fondés sur l'indice de désavantage social Fdep⁴. Les composantes utilisées étaient : le taux de chômage, le revenu médian par unité de consommation (UC), le pourcentage de bacheliers et le pourcentage d'ouvriers. Nous avons étudié cet

indice ainsi que ses composantes prises séparément. Nous avons également considéré d'autres dimensions socioéconomiques associées à la santé périnatale ^{10,11} : le pourcentage de propriétaires de leur logement et le pourcentage de familles monoparentales, définies comme la présence dans un même ménage d'un adulte et de son ou ses enfant(s) célibataire(s) et n'ayant pas eux-mêmes d'enfant(s).

Les données sur le revenu sont disponibles uniquement pour les communes de plus de 50 ménages. Ceci a conduit à l'exclusion de moins de 1% des naissances. Le calcul du pourcentage de bacheliers a été effectué sur la population des 20 à 45 ans pour s'approcher le plus possible de la population concernée, sachant que le niveau d'études des parents a augmenté très rapidement dans les générations les plus récentes ⁸.

Analyses

La distribution des naissances vivantes connues par l'état civil de 2001 à 2008 a été classée en quintiles, selon l'indice de désavantage social, ses composantes et les autres caractéristiques des communes.

Les taux de mortinatalité, de mortalité néonatale et de prématurité ont été calculés pour chaque quintile, puis les risques relatifs (RR) bruts et les intervalles de confiance ont été estimés pour chaque indicateur de santé, avec le logiciel Stata[®] 11.0 SE, en utilisant le quintile le moins défavorisé comme classe de référence.

Résultats

Le tableau 1 présente les taux de mortinatalité, mortalité néonatale et prématurité selon l'indice de désavantage social, ses composantes et les autres caractéristiques des communes. L'indice de désavantage social est associé aux trois indicateurs de santé périnatale avec un gradient linéaire. Le même constat est fait pour chacune des composantes de l'indice, à l'exception du pourcentage d'ouvriers, qui n'est pas lié aux trois indicateurs de santé, et du niveau d'études inférieur au baccalauréat, qui n'est pas lié à la prématurité. Les autres caractéristiques des communes sont plus fortement associées aux trois indicateurs de santé, avec des écarts importants entre les quintiles.

Le tableau 2 présente les RR du 5^e quintile par rapport au 1^{er} quintile pour l'indice de désavantage social, ses composantes et les autres caractéristiques socio-économiques. Les RR montrent un excès de risque de 20% (RR=1,2) pour le 5^e quintile de l'indice de désavantage social pour les trois indicateurs de santé périnatale. Cependant, chaque composante de l'indice de désavantage social n'a pas toujours un RR significativement différent de 1. Par exemple, les RR pour le 5^e quintile du pourcentage d'ouvriers ne diffèrent pas significativement de 1 pour la mortinatalité et la prématurité ; le RR pour le niveau d'études n'est pas significatif pour la prématurité. Les RR sont davantage marqués pour le revenu médian et le taux de chômage. Les RR des trois indicateurs ont tendance

à être systématiquement plus marqués pour le pourcentage de propriétaires et de familles monoparentales que pour les caractéristiques socioéconomiques qui composent l'indice de désavantage social.

Discussion

Notre étude a mis en évidence des inégalités dans les risques de mortinatalité, de mortalité néonatale et d'accouchement prématuré, selon le niveau socioéconomique des communes de résidence des femmes. Les femmes qui vivent dans les communes avec un pourcentage élevé de chômeurs, de personnes avec un niveau d'études peu élevé et de ménages avec un faible revenu, non-propriétaires et monoparentaux, ont un risque accru de mauvais résultats de santé périnatale. Cependant, l'association est réduite pour le niveau d'études faible et elle n'est pas observée pour le pourcentage élevé d'ouvriers, alors que ces deux caractéristiques figurent dans l'indice de désavantage social.

L'association ou l'absence d'association avec les caractéristiques du lieu de résidence sont similaires pour les trois issues de santé. Ceci s'explique par le lien fort entre les issues de santé, en particulier le risque de mortalité néonatale très élevé chez les enfants prématurés ¹², et par le fait que certains facteurs de risque et certaines complications de la grossesse leurs sont communs.

L'association entre l'indice de désavantage social et les trois indicateurs de santé périnatale est du même ordre de grandeur que celle observée pour la mortalité générale dans l'étude de G. Rey et coll. (RR=1,24 pour le 5^e quintile par rapport au 1^{er} quintile) ⁴. Cependant, ces auteurs montrent que ce résultat global cache de plus fortes inégalités pour certaines causes de décès, comme les traumatismes et empoisonnements (RR=1,50) et les maladies de l'appareil digestif (RR=1,48). Pour les causes de décès survenant le plus souvent pendant la première année de vie, l'étude de G. Rey et coll. met en évidence un risque relatif de 1,11 [0,99-1,24] pour les affections liées à la période périnatale, et de 1,29 [1,20-1,39] pour les anomalies congénitales. Cette association modérée avec l'indice de désavantage social est cohérente avec ce que nous observons dans notre étude.

L'association que nous montrons entre les caractéristiques du lieu de résidence et certaines issues périnatales est en accord avec d'autres études ^{6,7}. Toutefois, des comparaisons précises sont difficiles à faire en raison des différences dans le choix des indicateurs et dans le découpage des zones géographiques. Puisque les composantes retenues pour la création des indices sont agrégées, les effets peuvent être atténués quand la variabilité des caractéristiques est importante au sein d'un même territoire, ce qui est plus fréquent dans des zones géographiques de grande taille. En France, les études de la grande prématurité (naissance avant 32 semaines) utilisant des variables au niveau des communes similaires aux nôtres ont mis en évidence des associations plus

Tableau 1

Associations entre l'indice de désavantage (Fdep) et des caractéristiques socioéconomiques des communes de résidence des mères et la mortalité (2002-2005), la mortalité néonatale (2001-2008) et la prématurité (2003 et 2010), France

	Mortinatalité	Mortalité néonatale	Prématurité
	Taux pour 1 000	Taux pour 1 000	Taux pour 100
Taux global	8,7	2,4	5,2
N	3 086 127	6 202 918	23 620
Indice de désavantage social (Fdep)			
Q1 (favorisé)	8,3	2,2	4,7
Q2	8,4	2,3	5,3
Q3	8,4	2,4	5,4
Q4	8,9	2,4	5,1
Q5 (défavorisé)	9,6	2,7	5,6
Composantes de l'indice			
<i>Taux de chômage¹ (%)</i>			
<7,5	7,6	2,0	4,5
7,5-9,7	8,2	2,2	4,5
9,8-12,4	8,4	2,4	5,1
12,5-15,2	9,3	2,6	5,8
≥15,3	10,0	2,8	6,3
<i>Revenu médian par UC² en €</i>			
≥19 526	8,1	2,1	4,5
17 070-19 525	8,1	2,2	5,4
15 835-17 069	8,5	2,3	5,2
14 499-15 834	9,0	2,5	5,0
<14 499	9,8	2,7	6,0
<i>Niveau d'études inférieur au baccalauréat¹ (%)</i>			
<34	8,4	2,3	4,7
34-43	8,5	2,3	5,4
44-49	8,5	2,3	5,4
50-56	8,8	2,5	5,2
≥57	9,4	2,6	5,5
<i>Ouvriers¹ (%)</i>			
<16,1	8,6	2,3	4,8
16,1-21,7	8,5	2,3	5,7
21,8-26,8	8,9	2,4	5,3
26,9-33,0	9,0	2,6	5,3
≥33,1	8,6	2,4	5,0
Autres caractéristiques socioéconomiques			
<i>Propriétaires¹ (%)</i>			
≥78,0	7,6	2,0	4,2
64,7-77,9	8,0	2,1	4,8
49,8 -64,6	8,8	2,4	5,2
38,8-49,7	9,0	2,6	5,5
<38,8	10,1	2,9	6,4
<i>Familles monoparentales¹ (%)</i>			
<9,0	7,7	2,0	4,5
9,0-12,9	7,9	2,1	4,7
13,0-15,9	8,7	2,4	5,0
16,0-18,5	9,1	2,6	5,6
≥18,6	10,2	2,9	6,4

¹ Les valeurs définissent les seuils des quintiles, la première catégorie représente le niveau de désavantage le plus faible.

² Par unité de consommation (UC).

Tableau 2

Risques relatifs du 5^e quintile par rapport au 1^{er} quintile de l'indice de désavantage social (Fdep) et des caractéristiques socioéconomiques des communes de résidence des mères pour la mortinatalité (2002-2005), la mortalité néonatale (2001-2008) et la prématurité (2003 et 2010), France

	Mortinatalité	Mortalité néonatale	Prématurité
	RR [IC95%]	RR [IC95%]	RR [IC95%]
Indice de désavantage social (Fdep)	1,2 [1,1-1,2]	1,2 [1,2-1,3]	1,2 [1,0-1,4]
Composantes de l'indice de désavantage social			
Taux de chômage	1,3 [1,3-1,4]	1,4 [1,4-1,5]	1,4 [1,2-1,6]
Revenu médian par UC ¹	1,2 [1,2-1,3]	1,3 [1,2-1,4]	1,2 [1,0-1,5]
Niveau d'études inférieur au baccalauréat	1,1 [1,1-1,2]	1,1 [1,1-1,2]	1,2 [1,0-1,4]
Ouvriers	1,0 [1,0-1,1]	1,1 [1,0-1,1]	1,0 [0,9-1,3]
Autres caractéristiques socioéconomiques			
Propriétaires	1,3 [1,3-1,4]	1,5 [1,4-1,6]	1,5 [1,3-1,8]
Familles monoparentales	1,3 [1,3-1,4]	1,5 [1,3-1,5]	1,4 [1,2-1,7]

¹ Par unité de consommation (UC).

fortes que celles trouvées dans notre analyse (risques relatifs autour de 2)^{6,7}. Cependant, pour les données du recensement, ces études utilisaient le plus petit découpage géographique diffusé pour la recherche (Iris 2000), qui est plus homogène que la commune sur le plan social. Il est également possible que les inégalités sociales liées à la grande prématurité soient plus fortes que celles liées à la prématurité globale¹³.

Notre étude a montré que certaines caractéristiques du lieu de résidence avaient un impact plus important sur la prématurité et la mortalité périnatale que d'autres et que certaines caractéristiques non comprises dans l'indice de désavantage social Fdep étaient liées à la santé périnatale. Ce constat pourrait être la conséquence de la diversité des mécanismes affectant la santé. Par exemple, les facteurs de risque et les caractéristiques du lieu de résidence qui vont influencer la santé des femmes enceintes et de leur enfant à venir peuvent être différents de ceux qui peuvent affecter le comportement des adultes vis-à-vis de l'alcool et du tabac et conduire ainsi à un excès de mortalité à des âges élevés. Ceci suggère que la structure des inégalités socio-territoriales de santé autour de la naissance n'est pas tout à fait la même que celle de la mortalité des adultes. L'utilisation d'un indice de désavantage spécifique, comprenant certaines composantes de l'indice de désavantage Fdep et d'autres composantes socio-économiques ne faisant pas partie de cet indice, est donc nécessaire pour mieux décrire les variations des risques spécifiques aux issues de santé périnatale et cibler des zones géographiques sur lesquelles faire porter les efforts en priorité.

Le lien entre les caractéristiques décrivant le lieu de résidence et la santé périnatale reflète plusieurs mécanismes. Tout d'abord, les caractéristiques de la commune peuvent constituer une information globale proche des caractéristiques individuelles des femmes qui y résident ; c'est à ce titre que les données

décrivant le lieu de résidence sont utilisées pour pallier le manque de données au niveau individuel. Cette approche permettrait même d'intégrer des caractéristiques sociales qui sont mal connues au niveau individuel, car difficilement mesurables ou peu collectées. Par ailleurs, le caractère défavorisé d'un quartier peut inclure des aspects contextuels qui ne sont pas appréhendables au niveau individuel, mais qui vont avoir un impact sur la santé, tels que des services de santé éloignés ou inaccessibles à certaines classes sociales, une offre de soins inadaptée, des infrastructures insuffisantes pour pratiquer une activité physique ou une exposition environnementale importante à des polluants ; on constate d'ailleurs un excès de risque de santé périnatale défavorable dans les zones défavorisées, indépendamment de la situation sociale individuelle des femmes¹⁴. Finalement, il peut exister une synergie entre la situation sociale individuelle des femmes et le contexte social de leur lieu de résidence, qui peut renforcer ou atténuer l'influence des caractéristiques sociales collectées au niveau du lieu de résidence^{15,16} ; par exemple, en Île-de-France, les femmes nées en France ont un risque accru de prématurité quand elles vivent dans une zone défavorisée, alors que cette association n'est pas retrouvée chez les femmes immigrées¹¹.

Conclusion

Au moment où un débat s'engage en France sur la manière de surveiller la santé et ses inégalités à partir des statistiques de routine et d'indicateurs sociaux mesurés au niveau de la zone d'habitat, ces résultats rappellent l'importance du choix de caractéristiques sociales adaptées à la problématique de santé étudiée.

L'utilisation d'un indice de désavantage social adéquat est riche d'enseignements pratiques d'un point de vue de santé publique. Il convient, dans les zones identifiées comme étant à risque, d'analyser

de manière fine par quels moyens l'impact du contexte pourrait être atténué par des politiques publiques. La démarche suivie en Seine-Saint Denis et présentée dans ce même numéro en est un exemple ¹⁷. ■

Remerciements

Cette étude a été financée par l'Institut de recherche en santé publique (Iresp), dans le cadre du programme Territoires et santé.

Références

- [1] Blondel B, Kermarrec M. Enquête nationale périnatale 2010 : les naissances en 2010 et leur évolution depuis 2003. Paris: Inserm, Drees; 2011. 132 p. http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/Les_naissances_en_2010_et_leur_evolution_depuis_2003.pdf
- [2] Kaminski M, Blondel B, Saurel-Cubizolles MJ. La santé périnatale. In: Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T, eds. Les inégalités sociales de santé. Paris: La Découverte; 2000. pp 173-92.
- [3] Townsend P. Deprivation. *J Soc Policy*. 1987;16(02):125-46.
- [4] Rey G, Rican S, Jouglu E. Mesure des inégalités de mortalité par cause de décès. Approche écologique à l'aide d'un indice de désavantage social. *Bull Epidémiol Hebd*. 2011;(8-9):87-90. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=9263
- [5] Padilla C, Lalloué B, Pies C, Lucas E, Zmirou-Navier D, Deguen S. An ecological study to identify census blocks supporting a higher burden of disease: infant mortality in the Lille metropolitan area, France. *Matern Child Health J*. 2014;18(1):171-9.
- [6] Bonet M, Smith LK, Pilkington H, Draper ES, Zeitlin J. Neighbourhood deprivation and very preterm birth in an English and French cohort. *BMC Pregnancy Childbirth*. 2013;13:97.
- [7] Lasbeur L, Kaminski M, Ancel PY, du Mazaubrun C, Zeitlin J. Analyser les inégalités socio-économiques de santé à partir des données du recensement. *Population*. 2006;61(4):567-84.
- [8] Blondel B, Lelong N, Kermarrec M, Goffinet F. La santé périnatale en France métropolitaine de 1995 à 2010 : Résultats des enquêtes nationales périnatales. *J Gynecol Obstet Biol Reprod*. 2012;41(2):151-66.

[9] Institut national de la statistique et des études économiques. Résultats du recensement de la population 2006. Insee [Internet]. <http://www.insee.fr/fr/bases-de-donnees/default.asp?page=recensement/resultats/2006/rp2006.htm>

[10] Rajaratnam JK, Burke JG, O'Campo P. Maternal and child health and neighborhood context: the selection and construction of area-level variables. *Health Place*. 2006;12(4):547-56.

[11] Zeitlin J, Combier E, Levailant M, Lasbeur L, Pilkington H, Charreire H, et al. Neighbourhood socio-economic characteristics and the risk of preterm birth for migrant and non-migrant women: a study in a French district. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2011;25(4):347-56.

[12] Blondel B, Eb M, Matet N, Bréart G, Jouglu E. Apport du certificat de décès néonatal à la connaissance de la mortalité en France. *Bull Epidémiol Hebd*. 2006;(4):29-30. http://opac.invs.sante.fr/index.php?lvl=notice_display&id=2659

[13] Ancel PY, Saurel-Cubizolles MJ, Di Renzo GC, Papiernik E, Bréart G. Very and moderate preterm births: are the risk factors different? *Br J Obstet Gynaecol*. 1999;106(11):1162-70.

[14] Metcalfe A, Lail P, Ghali WA, Sauve RS. The association between neighbourhoods and adverse birth outcomes: a systematic review and meta-analysis of multi-level studies. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2011;25(3):236-45.

[15] Messer LC, Vinikoor LC, Laraia BA, Kaufman JS, Eyster J, Holzman C, et al. Socioeconomic domains and associations with preterm birth. *Soc Sci Med*. 2008;67(8):1247-57.

[16] O'Campo P, Xue X, Wang MC, Caughy M. Neighborhood risk factors for low birthweight in Baltimore: a multilevel analysis. *Am J Public Health*. 1997;87(7):1113-8.

[17] Sauvegrain P, Carayol M, Ego A, Crenn-Hebert C, Bucourt M, Zeitlin J. Comment comprendre le risque élevé de mortalité infantile et périnatale dans une zone géographique ? L'exemple de la situation en Seine-Saint-Denis. *Bull Epidémiol Hebd*. 2015;(6-7):116-22. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/6-7/2015_6-7_4.html

Citer cet article

Zeitlin J, Pilkington H, Drewniak N, Charreire H, Amat-Roze JM, Le Vaillant M, et al. Surveillance des inégalités sociales de santé périnatale au niveau national à partir des caractéristiques sociales de la commune de résidence des mères. *Bull Epidémiol Hebd*. 2015;(6-7):110-5. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/6-7/2015_6-7_3.html

COMMENT COMPRENDRE LE RISQUE ÉLEVÉ DE MORTALITÉ INFANTILE ET PÉRINATALE DANS UNE ZONE GÉOGRAPHIQUE ? L'EXEMPLE DE LA SITUATION EN SEINE-SAINT-DENIS

// UNDERSTANDING THE HIGH INFANT AND PERINATAL MORTALITY RATE IN A HIGH-MORTALITY DISTRICT: THE EXAMPLE OF SEINE-SAINT-DENIS (FRANCE)

Priscille Sauvegrain¹ (priscille.sauvegrain@inserm.fr), Marion Carayol², Anne Ego^{3,4}, Catherine Crenn-Hebert^{5,6}, Martine Bucourt², Jennifer Zeitlin¹

¹ Équipe de recherche en Épidémiologie obstétricale, périnatale et pédiatrique (EPOPé), Centre de recherche Épidémiologie et statistique, Sorbonne-Paris-Cité, (CRESS), Inserm UMR 1153, Université Paris Descartes, Paris, France

² Service départemental de Protection maternelle et infantile, Conseil général de Seine-Saint-Denis, Bobigny, France

³ Registre des handicaps de l'enfant et observatoire périnatal Isère, Savoie et Haute-Savoie (Rheop), Grenoble, France

⁴ Université Joseph Fourier / CNRS / TIMC-IMAG UMR 5525 (équipe ThEMAS), Grenoble, France

⁵ Périnat-ARS-IDF, Paris, France

⁶ Hôpital Louis-Mourier, AP-HP, Colombes, France

Soumis le 12.09.2014 // Date of submission: 09.12.2014

Résumé // Abstract

En France, les inégalités sociales et géographiques de mortalité autour de la naissance et au cours de la première année de vie sont marquées. Le département de Seine-Saint-Denis, qui présente des taux de mortalité périnatale et infantile de 30 à 50% plus élevés que la moyenne française depuis la fin des années 1990, en est un exemple marquant. Initié par l'Agence régionale de santé d'Île-de-France pour améliorer ces indicateurs, le projet RéMI (Réduire la mortalité infantile et périnatale) a permis d'analyser conjointement les informations issues de diverses sources de données publiques en vue de mieux comprendre les spécificités du département en lien avec ces taux de mortalité élevés, en amont d'un audit de tous les décès périnataux pendant un an.

Cet article présente une synthèse de ces analyses, qui portent sur les caractéristiques de la population des femmes enceintes, leur suivi de grossesse et les complications de la grossesse en cas de décès, ainsi que les résultats d'un processus de consensus Delphi auprès des professionnels du département en vue de connaître leurs opinions sur les causes de cette mortalité élevée.

Nos résultats mettent en évidence des problèmes de suivi de la grossesse (début tardif, peu de consultations), particulièrement pour les femmes étrangères, et une mortalité plus souvent liée aux décès très précoces (22-26 semaines d'aménorrhée) et aux pathologies hypertensives. En revanche, nous n'avons pas identifié de causes spécifiques de décès néonataux. Le processus de consensus a fait émerger des hypothèses sur le rôle, dans ces mauvais indicateurs départementaux, de facteurs liés à l'accès aux soins et à la coordination des soins.

There are marked social and geographical inequalities in mortality at birth and during the first year of life in France. A striking example is the department of Seine-Saint-Denis, where perinatal and infant mortality rates are 30 to 50% higher than the French average since the late 1990s. The project REMI (Reducing infant and perinatal mortality), initiated by the Ile-de-France regional health authority (ARS-IDF) to improve these indicators, gave us the opportunity to analyze information from various public data sources in order to better understand the specificities of the department that could explain these higher mortality rates before implementing a one-year audit of perinatal deaths. The objective of this article is to summarize these analyses on the characteristics of childbearing women, their care during pregnancy, and the clinical characteristics and causes of death, as well as the results from a Delphi consensus process to assess health professionals' views about the reasons for this excess mortality in the department.

Our results highlight problems with prenatal care (late initiation, low number of visits), especially for migrant women and a marked excess of stillbirths, especially early in pregnancy (22-26 weeks of gestation) and in the context of hypertensive diseases. In contrast, the excess neonatal deaths were not specific to one particular cause. The Delphi consensus process conducted with professionals in the department gave rise to hypotheses about access and coordination of prenatal and delivery care that may contribute to poor outcomes.

Mots-clés : Mortinatalité, Mortalité néonatale, Mortalité infantile, Soins anténatals, Audit

// **Keywords:** Stillbirth, Neonatal mortality, Infant mortality, Prenatal care, Audit

Introduction

En France, les inégalités sociales et géographiques de mortalité autour de la naissance et au cours de la 1^{ère} année de vie sont marquées¹. Le département de Seine-Saint-Denis en est un exemple marquant : en 2012, la mortalité infantile s'y élevait à 4,8 pour 1 000 naissances vivantes contre 3,2 sur l'ensemble de la France métropolitaine². Une baisse significative de la mortalité périnatale en Seine-Saint-Denis, avec un taux devenu inférieur à celui de la France métropolitaine, avait été observée dans les années 1990 après une recherche-action menée de 1989 à 1992 par le service de Protection maternelle et infantile (PMI) du département et réalisée devant le constat d'une situation périnatale très défavorable³. Mais, depuis la fin des années 1990, le taux de mortalité infantile de Seine-Saint-Denis est supérieur à ceux observés dans les autres départements français⁴.

Le projet RéMI (Réduire la mortalité infantile et périnatale), initié par l'Agence régionale de santé d'Île-de-France (ARS-IdF) pour améliorer ces indicateurs, a été l'occasion d'analyser conjointement les informations issues de diverses sources de données publiques en vue de mieux comprendre les spécificités du département qui pourraient être en lien avec les indicateurs défavorables. Ce travail a été entrepris pour faire émerger des hypothèses sur les causes de la mortalité élevée, avant d'étudier ultérieurement et plus spécifiquement tous les cas de décès fœtaux et néonataux par un audit d'un an. L'objectif de cet article est de faire une synthèse de ces analyses qui ont porté sur les caractéristiques de la population des femmes enceintes, leur suivi prénatal, les complications de la grossesse en cas de décès et les caractéristiques de ces décès. Elle est complétée par la présentation des résultats d'une étude menée auprès des professionnels du département pour connaître leur opinion sur les causes de la mortalité élevée observée en Seine-Saint-Denis.

Méthodes

Sources d'information utilisées

Nous avons utilisé des données recueillies en routine par différents systèmes d'information. Quand les données existaient, nous avons comparé la population domiciliée en Seine-Saint-Denis (28 675 naissances en 2012) avec celle des autres départements d'IdF (152 554 naissances en 2012). Dans le cas de la mortinatalité, pour laquelle les données en routine étaient inexistantes, nous avons dû comparer les enfants mort-nés dans les maternités du département, recensés par un système spécifique mis en place par le Conseil général, et les enfants mort-nés du Registre des handicaps de l'enfant et observatoire périnatal (Rheop), unique registre des enfants mort-nés en France, qui couvre les départements de l'Isère, de la Savoie et de la Haute-Savoie.

Les données de l'état civil sur les naissances et les décès permettent de calculer les taux

de mortalité infantile (rapport entre le nombre d'enfants nés vivants et décédés à moins d'un an et l'ensemble des enfants nés vivants), de mortalité néonatale (rapport entre le nombre d'enfants nés vivants et décédés à moins de 28 jours et l'ensemble des enfants nés vivants) et de mortinatalité (rapport entre le nombre d'enfants nés sans vie et l'ensemble de ceux nés vivants et sans vie) dans le département, et de les comparer aux autres départements de la région au cours du temps. Avant 2001, les enfants nés sans vie devaient avoir atteint le terme de 28 semaines d'aménorrhée (SA) pour être déclarés mort-nés ; depuis novembre 2001⁵, la déclaration d'enfant sans vie s'applique après un terme de 22 SA ou à un poids d'au moins 500 grammes, selon les recommandations de l'Organisation mondiale de la santé (OMS). Mais, depuis 2008, suite aux changements législatifs relatifs à l'enregistrement des enfants mort-nés⁶, les parents peuvent ou non déclarer leur enfant mort-né, quel que soit le terme (à partir de 15 SA), mais ce dernier n'est pas mentionné dans le bulletin d'enfant sans vie. Les indicateurs de la mortinatalité ne sont ainsi plus exploitables par cette source d'information⁷. Une autre limite des données de l'Insee sur les mort-nés est l'impossibilité de distinguer les interruptions médicales de grossesse (IMG) et les décès spontanés. Or, ces issues de grossesse sont très différentes d'un point de vue de santé publique. Les IMG représentent à peu près la moitié des enfants mort-nés⁷.

Les certificats de décès néonatal contiennent des informations sur les caractéristiques et les causes des décès néonataux. Ils sont enregistrés par le Centre d'épidémiologie sur les causes médicales de décès de l'Inserm (CépiDc-Inserm)⁸. Ils nous ont permis de décrire les caractéristiques et les causes des décès néonataux des enfants domiciliés en Seine-Saint-Denis (N=802), et de comparer ces données à celles des autres départements franciliens (N=3 148) sur la période de 2001 à 2008⁹.

Les certificats d'issue de grossesse (CIG) ont été instaurés en 1999 par le Conseil général de Seine-Saint-Denis pour évaluer les actions de santé publique mises en place à la suite de la recherche-action sur la mortinatalité qui s'était déroulée dans ce département de 1989 à 1992³. Ils fournissent des informations sur tous les enfants mort-nés nés dans les maternités du département. Nous avons étudié tous les mort-nés hors IMG (mort-nés spontanés) de 2005 à 2011 (N=1 431) sur les 172 034 naissances totales dans le département.

Les données du Rheop – seul registre à inclure les mort-nés en France, et qui concerne les décès domiciliés dans les trois départements de l'Isère, de la Savoie et de Haute-Savoie – ont été comparées à celles des CIG sur la période 2005-2011¹⁰. Sur cette période, le Rheop a enregistré 842 mort-nés spontanés pour un total de 211 517 naissances. Ces départements ont une mortalité infantile proche de la moyenne française (3,4 pour 1 000 naissances vivantes en 2012 *versus* 3,3 pour la France métropolitaine)².

Les données des enquêtes nationales périnatales (ENP) 2003 et 2010 portent sur un échantillon représentatif des femmes qui ont accouché en France métropolitaine durant une semaine¹¹. Leur analyse a permis de comparer les caractéristiques sociodémographiques des femmes domiciliées en Seine-Saint-Denis (N=969) à celles des femmes domiciliées dans les autres départements franciliens (N=5 636), de mesurer si le suivi de grossesse insuffisant était plus fréquent parmi les premières et d'en identifier les principaux facteurs de risque¹².

Les données issues des résumés de séjours hospitaliers anonymes du PMSI (Programme de médicalisation des systèmes d'information) de la base régionale francilienne sont traitées depuis 2006, à la demande de l'ARS, dans le cadre d'un système d'information périnatal partagé, Perinat-ARS-IDF, impliquant les professionnels des établissements pour améliorer la qualité des données du PMSI. Les résumés relatifs aux naissances domiciliées en IdF en 2010 et 2011 ont été analysés afin de mesurer l'adéquation de la maternité de naissance par rapport au terme pour les enfants nés vivants à moins de 36 SA¹³. L'adéquation a été considérée bonne pour les naissances en maternités de type III avant 32 SA, en maternités de types IIB et III pour celles à 32-33 SA et en maternité de types IIA, IIB et III pour les naissances à 34-36 SA¹⁴.

Enquête spécifique sur l'opinion des professionnels

Nous avons consulté des professionnels exerçant en périnatalité dans le département au moyen d'un processus de consensus Delphi, d'avril à septembre 2013. Les enquêtes Delphi permettent d'organiser la consultation d'experts sur un sujet précis, avec pour objectifs de mettre en évidence des convergences et des consensus sur les orientations à donner à un projet et d'évaluer si celui-ci est opportun¹⁵. La méthode consiste à soumettre des questionnaires itératifs et anonymes (3 ou 4 tours) à un panel d'experts. Chacun doit avoir, pour se positionner, un retour sur les opinions émises par l'ensemble du panel. Nous avons sollicité différents acteurs de santé grâce au fichier d'adresses du réseau de périnatalité « Naître dans l'Est francilien » et au Service de PMI du Conseil général. Trente-deux personnes se sont portées volontaires pour faire partie du panel. Il était composé de pédiatres, d'obstétriciens, de médecins généralistes, de sages-femmes, de cadres de santé, d'assistantes sociales, de puéricultrices et de psychologues, exerçant majoritairement en secteur hospitalier public ou participant au service public (n=12) et en PMI (n=7), en libéral (n=4), au sein de l'association Médecins du monde (n=2) et du réseau de santé Solipam-IDF (n=2) ; 3 personnes n'ont pas précisé leur mode d'exercice. Deux représentants d'associations d'usagers ont été associés à ces professionnels. Nous leur avons soumis un premier questionnaire ouvert avec les questions suivantes : 1) *Selon vous, quels processus (causes et facteurs de risque) peuvent expliquer que les taux soient plus élevés en Seine-Saint-Denis*

que dans les autres départements d'Île-de-France ?
2) *Si on vous en donnait les moyens, quelles solutions proposeriez-vous pour remédier à cette situation ?*

Résultats

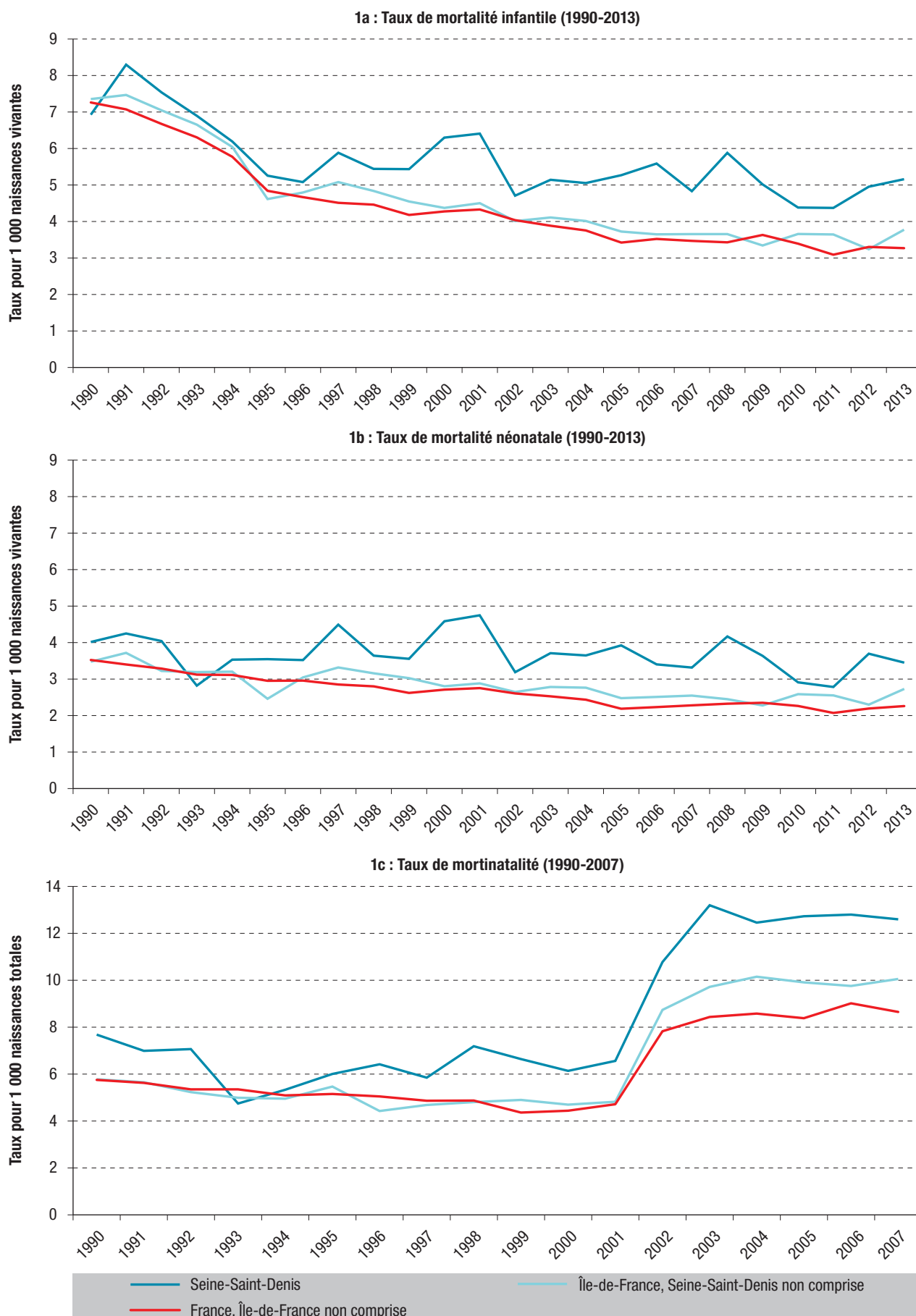
Les figures 1a, 1b et 1c présentent l'évolution des taux de mortalité infantile et néonatale de 1990 à 2013 et de la mortinatalité de 1990 à 2007 en Seine-Saint-Denis, dans les autres départements d'IdF et dans les autres départements de France métropolitaine, à partir des données de l'état civil. Elles font ressortir la situation défavorable de la Seine-Saint-Denis depuis la fin des années 1990 pour les trois indicateurs. Au cours des dix dernières années (2004 à 2013), le taux de mortalité infantile était en moyenne de 5,1 pour 1 000 naissances vivantes *versus* 3,5 pour 1 000 dans les autres départements d'IdF, soit un risque relatif (RR) de 1,4 (intervalle de confiance à 95%, IC95%: [1,3-1,4]) et le taux de mortalité néonatale atteignait 3,5 pour 1 000 *versus* 2,5 pour 1 000 (RR=1,4 ; IC95%: [1,3-1,5]). Depuis 2000, ces RR ont fluctué entre 1,2 et 1,6 selon l'année. Parmi les décès infantiles, 69% ont eu lieu au cours du premier mois. Pour la mortinatalité, le changement législatif de 2001 s'est traduit par une augmentation de la mortalité, mais l'excès de mortalité entre la Seine-Saint-Denis et les autres départements de la région est resté plutôt stable, avec des RR fluctuant entre 1,2 et 1,4 pour 1 000 sur la période 2000-2007.

L'analyse des causes de décès néonataux réalisée à partir des données du certificat de décès néonatal enregistré par le CépiDc-Inserm a permis de décrire les caractéristiques et les causes des décès néonataux des enfants domiciliés en Seine-Saint-Denis et de comparer ces données à celles de l'IdF (hors Seine-Saint-Denis). La distribution des caractéristiques des enfants (âge en jours au décès, âge gestationnel à la naissance, poids) était la même en Seine-Saint-Denis que dans les autres départements de la région. Par exemple, 34,9% des décès néonataux ont eu lieu à J0 *versus* 34,6% dans les autres départements franciliens (p=0,9). Les décès à terme représentaient 31,5% des décès en Seine-Saint-Denis, comme dans les autres départements. Cette étude n'a pas mis en évidence de causes de mortalité néonatale spécifiques à la Seine-Saint-Denis. Les décès dus aux anomalies congénitales y représentaient 23,6% des décès *versus* 22,1% dans les autres départements franciliens, et les affections d'origine périnatale 60,6% *versus* 65,6% (p=0,34). En revanche, les causes de décès mal définies ou non renseignées étaient un peu plus fréquentes en Seine-Saint-Denis : 9,7% *versus* 5,8% (p=0,03)⁹.

Les comparaisons de mortinatalité avec les données du Rheop sur la période 2005-2011 font ressortir des différences marquées : le taux de mortinatalité spontanée a été 2 fois plus élevé en Seine-Saint-Denis que dans les trois départements couverts par le Rheop : 8,3 pour 1 000 naissances totales contre 4,0 pour 1 000 (RR=2,1 ; IC95%: [1,9-2,3]). Le risque de mortinatalité spontanée était particulièrement

Figure 1

**Taux de mortalité infantile (1990-2013), de mortalité néonatale (1990-2013) et de mortinatalité (1990-2007)
en Seine-Saint-Denis, France**



élevé en Seine-Saint-Denis pour les termes les plus précoces (22-23 SA : RR=2,8 ; IC95%: [2,4-3,4], 24-27 SA : RR=2,3 ; IC95%: [1,9-2,7]). Bien que les mères très jeunes ou âgées, qui présentent des risques élevés, soient plus nombreuses en Seine-Saint-Denis, l'âge maternel n'explique pas l'excès de mortalité, car les différences persistent après ajustement sur ces facteurs. Les décès en lien avec les pathologies hypertensives et le diabète étaient beaucoup plus fréquents en Seine-Saint-Denis, où 12,1% des naissances d'enfants mort-nés sont survenues dans un contexte d'hypertension maternelle *versus* 5,1% dans les départements couverts par le Rheop ($p<0,001$). Ceci représente des taux de mortalité dans ce contexte de respectivement 1,0 et 0,2 pour 1 000 ($p<0,001$). Un diabète maternel était observé dans 4,7% des décès *versus* 3,3% (différence non significative, $p=0,121$). Cependant, en raison du taux de mortalité supérieur, le taux de décès en lien avec le diabète était significativement plus élevé : 0,4 pour 1 000 *versus* 0,1 pour 1 000 ($p<0,001$).

L'analyse des données des ENP 2003 et 2010 indique que les femmes de Seine-Saint-Denis présentaient des caractéristiques socioéconomiques plus défavorables que les femmes domiciliées dans les autres départements d'IdF : 10,3% d'entre elles n'avaient pas été scolarisées ou n'avaient pas dépassé le niveau des études primaires *versus* 4,1% dans les autres départements, et seules 37,4% *versus* 58,4% avaient un niveau d'études supérieur au baccalauréat ($p<0,001$) ; 25,8% étaient sans profession *versus* 14,3% ($p<0,001$). Elles étaient également plus souvent dépourvues de couverture sociale en début de grossesse (4,3% *versus* 2,2%, $p<0,001$) et moins nombreuses à avoir un logement personnel (85,1% *versus* 90,3%, $p<0,001$)¹². Le taux global de suivi prénatal insuffisant (déclaration de grossesse au 2^e ou au 3^e trimestre et/ou nombre d'échographies <3 et/ou nombre de consultations insuffisant par rapport au terme à l'accouchement) était de 18% en Seine-Saint-Denis contre 12% en IdF ($p<0,001$). Les facteurs associés à un suivi insuffisant étaient l'âge maternel <20 ans, un faible niveau scolaire, la nationalité étrangère, l'absence de vie en couple et l'absence de couverture sociale en début de grossesse. Parmi les femmes de nationalité étrangère, plus nombreuses en Seine-Saint-Denis que dans les autres départements de la région (40,2% *versus* 22,7%, $p<0,001$), le taux de suivi prénatal insuffisant était de 25% en Seine-Saint-Denis, comme dans les autres départements. En revanche, parmi les femmes de nationalité française, ce pourcentage était 2 fois plus élevé en Seine-Saint-Denis que dans le reste de l'IdF (13,6% *versus* 7,4% ; $p<0,001$). L'association entre le lieu de résidence en Seine-Saint-Denis et le suivi insuffisant de grossesse persistait après ajustement sur les caractéristiques des femmes (odds ratio ajusté, ORa=1,4 ; IC95%: [1,1-2,0]).

L'analyse de l'adéquation de la maternité à la classe de prématurité avant 36 SA à partir des données du PMSI a montré que le taux d'adéquation était plutôt meilleur en Seine-Saint-Denis qu'ailleurs en IdF. En 2010 et en 2011, 90,4% et 90% respectivement

des enfants nés vivants avant 36 SA, domiciliés en Seine-Saint-Denis, sont nés dans un établissement adéquat contre 86,1% et 87,7% pour l'ensemble de la région. Pour les grands prématurés (<32 SA), la proportion de ceux nés dans un centre de type III était identique en Seine-Saint-Denis et dans les autres départements franciliens (84% en 2011).

Enfin, le processus de consensus Delphi mené auprès de professionnels du département a permis de faire émerger des hypothèses sur le rôle de l'organisation des soins dans le département (figure 2). Ainsi, en plus des facteurs liés aux conditions de vie et à la santé de la population des femmes enceintes, les experts ont souligné l'importance de facteurs liés aux soins ; parmi ceux considérés comme étant « très importants » pour la mortalité périnatale, 4 concernaient des problèmes d'offre de soins insuffisante ou de surcharge de travail (saturation des consultations de PMI, manque de temps à consacrer aux patients, soignants débordés, trop peu de recours aux interprètes) et 4 portaient sur la coordination des soins (délai pour les prises de rendez-vous, trop d'intervenants, pas de dossier de soins partagé, problèmes d'organisation ville-hôpital). Le panel a également évoqué l'absence de suivi par un médecin traitant et les difficultés d'accès aux soins pour les femmes enceintes sans papiers.

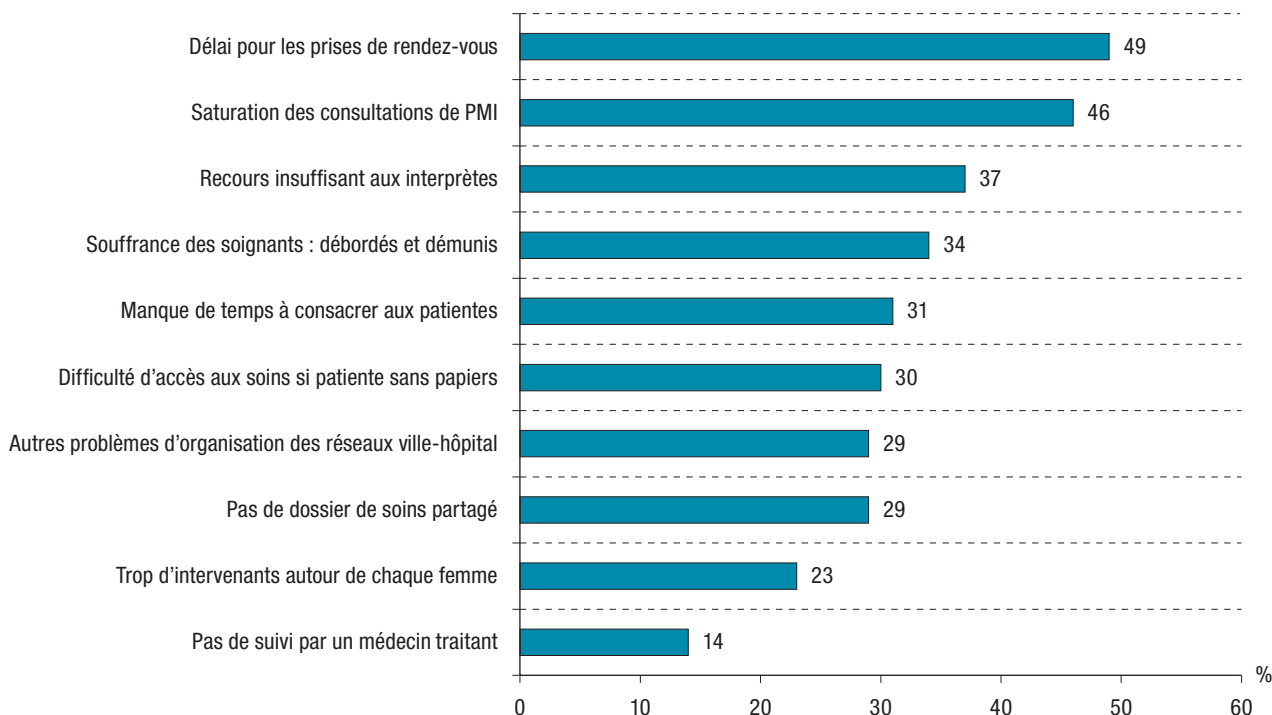
Discussion

Il ne semble pas exister de causes de décès néonataux spécifiques permettant d'expliquer la surmortalité infantile observée en Seine-Saint-Denis : celle-ci est constatée à tous les âges gestationnels et pour toutes les causes. En revanche, la mortalité spontanée survient à des âges gestationnels plus précoces et dans un contexte plus fréquent de pathologies maternelles telles que l'hypertension artérielle et le diabète. Le suivi de grossesse y démarre plus tardivement et un nombre de consultations insuffisant y est plus souvent retrouvé que dans les autres départements de la région. Ces résultats renvoient à la composition sociale de la Seine-Saint-Denis : les femmes étrangères y sont plus nombreuses que dans les autres départements d'IdF ; or, un quart d'entre elles ne bénéficient pas d'un suivi suffisant de la grossesse (en Seine-Saint-Denis comme ailleurs dans la région IdF). La prévalence des facteurs de risque sociaux, comme le jeune âge maternel, le faible niveau scolaire, l'absence de vie en couple et l'absence de couverture sociale en début de grossesse, est également plus élevée dans le département. Cependant, la proportion des femmes de nationalité française moins bien suivies reste plus élevée en Seine-Saint-Denis que dans les autres départements, même après ajustement sur ces facteurs.

L'organisation des soins en Seine-Saint-Denis pourrait peut-être expliquer les résultats défavorables des indicateurs de santé. Les experts participant au processus de consensus Delphi sur les causes de la mortalité périnatale et infantile élevée ont évoqué des facteurs liés au suivi de la grossesse, tels que

Figure 2

Facteurs ou causes de décès périnataux et néonataux liés aux soins, classés selon le pourcentage du panel classant le facteur en « très important ». Enquête Delphi en Seine-Saint-Denis, France, 2013



la saturation des consultations hospitalières, qui pourraient contribuer à une prise en charge plus tardive des femmes à l'hôpital et avoir des répercussions sur les consultations en ville. Les problèmes d'organisation mis en avant par le panel pourraient conduire à une utilisation inadéquate ou sous-optimale des soins par une population qui n'est pas toujours bien informée et qui a d'autres préoccupations plus urgentes que sa santé. Pour autant, l'adéquation du lieu de naissance par rapport au niveau de risque ne semble pas être en cause, car les prématurés naissent pour la plupart dans des centres adaptés, et cette adéquation ne diffère pas pour les enfants résidant en Seine-Saint-Denis¹⁴.

Limites des sources de données disponibles

Malgré leur apport, ces analyses ne permettent pas de répondre à certaines questions-clés. En particulier, il n'est pas possible de relier les informations entre elles pour explorer plus finement les liens entre les risques et les causes de mortalité et le suivi de grossesse ou la prise en charge à l'accouchement. Nous pouvons étudier les caractéristiques sociales des femmes enceintes et leur suivi de grossesse à partir des ENP, mais l'échantillon, composé de toutes les naissances en France pendant une semaine, est insuffisant pour analyser le lien de ces caractéristiques avec les issues de grossesse dans une région ou dans un département donné.

Nous pouvons également étudier les causes de décès néonataux liés à la prématurité ou aux anomalies congénitales à partir des certificats de décès, mais ces données ne sont pas reliées aux bulletins de naissances, ni aux données concernant les enfants

mort-nés, ce qui rend impossible le calcul du taux de mortalité périnatale. Les indicateurs de mortinatalité, auparavant publiés par l'Insee, ne sont plus disponibles depuis 2008 puisque, suite à l'application du décret du 20/08/2008 relatif aux modalités de déclaration des « enfants sans vie » à l'état civil, les parents peuvent ou non déclarer leur enfant mort-né quel que soit le terme (à partir de 15 SA), mais ce dernier n'est pas mentionné dans le bulletin d'enfant sans vie. Le relais est pris par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) grâce aux données issues du PMSI, mais le lien avec les données de l'état civil reste à établir.

Apports de ces analyses à l'audit des décès de 2014

En France, la mortalité des enfants autour de la naissance ne fait pas l'objet d'un audit en routine, à l'inverse de la mortalité maternelle¹⁶ ou de ce qui est mis en place dans d'autres pays, comme le Royaume-Uni ou la Nouvelle-Zélande^{17,18}. Le projet RéMI inclut un audit exhaustif d'un an des décès (≥22 SA et/ou ≥500 g) *in utero*, *per partum* et néonataux survenus en 2014 dans le département. Toutes les équipes de maternité, de néonatalogie, de réanimation pédiatrique et du Smur (Service mobile d'urgence et de réanimation) pédiatrique, rassemblées au sein du réseau périnatal « Naître dans l'Est francilien » de Seine-Saint-Denis, sont impliquées dans le signalement des décès et dans la présentation du projet aux mères/parents.

Les résultats présentés dans cet article ont contribué à la conception de cet audit. En particulier, nous avons décidé d'y inclure des entretiens avec les femmes,

si elles y consentent, car les informations précises sur leurs trajectoires de soins et leurs conditions sociales sont rarement disponibles dans les dossiers médicaux des maternités d'accouchement. Ces entretiens sont un élément nouveau par rapport aux audits traditionnels et vont nous permettre d'étudier le rôle des prises en charges tardives et des défauts de coordination des soins. L'audit comporte également deux expertises en vue d'identifier les facteurs sous-optimaux et potentiellement évitables : l'une auprès des équipes concernées et l'autre auprès d'un panel d'experts externes au département. L'implication des équipes médicales de Seine-Saint-Denis dans l'analyse des décès, peu fréquente dans les audits, permet de renforcer l'engagement des professionnels dans la recherche et devrait favoriser la poursuite de ce travail par des actions efficaces pour réduire la mortalité périnatale et néonatale en Seine-Saint-Denis. ■

Références

- [1] Kaminski M, Blondel B, Saurel-Cubizolles M-J. La santé périnatale. In: Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T, eds. Les inégalités sociales de santé. Paris: La Découverte; 2000. pp 173-92.
- [2] Institut national de la statistique et des études économiques. Mortalité infantile par département et région. Insee [Internet]. http://www.insee.fr/fr/ppp/bases-de-donnees/irweb/sd2011/dd/excel/sd2011_p2d_fe.xls.
- [3] Bucourt M, Papiernik E editors. Périnatalité en Seine-Saint-Denis: Savoir et agir. Paris: Médecine-Sciences Flammarion; 1998. 242 p.
- [4] Groupement régional de santé publique d'Île-de-France, Observatoire régional de santé Île-de-France. Le suivi des indicateurs du Plan régional de santé publique 2006-2010 en Île-de-France Édition actualisée et complétée. Paris: ORS Île-de-France; 2009. 236 p. <http://www.ors-idf.org/index.php/etat-de-sante-en-ile-de-france>.
- [5] Ministère de l'Emploi et de la Solidarité. Circulaire DHOS/E 4/DGS/DACS/DGCL n° 2001-576 du 30 novembre 2001 relative à l'enregistrement à l'état civil et à la prise en charge des corps des enfants décédés avant la déclaration de naissance. BO n° 2001-50 du 04/07/2001. <http://www.sante.gouv.fr/fichiers/bo/2001/01-50/a0503302.htm>
- [6] Décret et arrêtés du 20/08/2008, dont toutes les modalités sont déclinées dans la circulaire interministérielle DGCL/DACS/DHOS/DGS/DGS/2009/182.
- [7] Fresson J, Blondel B. La sortie prochaine des mort-nés des limbes de la statistique française. J Gynecol Obstet Biol Reprod. 2013;42(1):1-4.
- [8] Blondel B, Eb M, Matet N, Bréart G, Jouglu E. La mortalité néonatale en France : bilan et apport du certificat de décès néonatal. Arch Pediatr. 2005;12(10):1448-55.
- [9] Carayol M, Bucourt M, Cuesta J, Zeitlin J, Blondel B. Mortalité néonatale en Seine-Saint-Denis : analyse des certificats de décès néonataux. J Gynecol Obstet Biol Reprod. 2013;42(3):271-4.
- [10] Registre des handicaps de l'enfant et observatoire périnatal. Rapports d'activité 2012. Enfants avec déficience sévère – génération 2003; Mortinatalité – données 2011. Données issues des départements de l'Isère et des 2 Savoie. Grenoble: Rheop; 2013. 72 p. <http://www-rheop-scpe.ujf-grenoble.fr/rheop/Accueil.htm>
- [11] Blondel B, Lelong N, Kermarrec M, Goffinet F. La santé périnatale en France métropolitaine de 1995 à 2010. Résultats des enquêtes nationales périnatales. J Gynecol Obstet Biol Reprod. 2012;41:151-66.
- [12] Carayol M, Bucourt M, Cuesta J, Blondel B, Zeitlin J. Les femmes de Seine-Saint-Denis ont-elles un suivi prénatal différent de celui des autres femmes d'Île-de-France ? J Gynecol Obstet Biol Reprod. 2014 (en ligne 2 avril 2014 : doi:10.1016/j.jgyn.2014.02.006
- [13] Indicateurs périnataux inter-réseaux d'IDF. Rapport. Paris: Périnat-ARS-IDF, janvier 2013. 28 p. <http://www.perinat-ars-idf.org/downloads/Indicateurs%20inter-reseaux%20janvier%202013.pdf>
- [14] Crenn-Hebert C, Menguy C, Lebreton E. Mortalité infantile en Île-de-France et système d'information. Journal de Gestion et d'Économie Médicales. 2013;6(13):369-79.
- [15] Linstone HA, Turoff M, eds. The Delphi method: Techniques and applications. 2002. Version numérique en accès libre : <http://is.njit.edu/pubs/delphibook/>
- [16] Saucedo M, Deneux-Tharaux C, Bouvier-Colle MH; French National Experts Committee on Maternal Mortality. Ten years of confidential inquiries into maternal deaths in France, 1998-2007. Obstet Gynecol. 2013;122(4):752-60.
- [17] Flenady V, Mahomed K, Ellwood D, Charles A, Teale G, Chadha Y, et al; Australian and New Zealand Stillbirth Alliance. Uptake of the Perinatal Society of Australia and New Zealand perinatal mortality audit guideline. Aust N Z J Obstet Gynaecol. 2010;50(2):138-43.
- [18] Tang AW, Sabir N, Comber K, Liebling R, Pollard J, Roberts D. A pro forma and review process for the assessment of standards of care in stillbirths. BJOG. 2011;118(13):1661-4.

Citer cet article

Sauvegrain P, Carayol M, Ego A, Crenn-Hebert C, Bucourt M, Zeitlin J. Comment comprendre le risque élevé de mortalité infantile et périnatale dans une zone géographique ? L'exemple de la situation en Seine-Saint-Denis. Bull Epidemiol Hebd. 2015;(6-7):116-22. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/6-7/2015_6-7_4.html

PRÉVALENCE ET CARACTÉRISTIQUES DE L'ENTRETIEN PRÉNATAL PRÉCOCE : RÉSULTATS D'UNE ENQUÊTE DANS LES RÉSEAUX DE SANTÉ EN PÉRINATALITÉ, FRANCE, 2012

// PREVALENCE AND CHARACTERISTICS OF EARLY PRENATAL CARE INTERVIEWS: RESULTS OF A SURVEY IN PERINATAL HEALTH NETWORKS, FRANCE, 2012

Bernard Branger¹ (branger44@gmail.com), Réseaux de santé en périnatalité²

¹ Réseau de périnatalité « Sécurité naissance des Pays-de-la-Loire » ; Fédération française des réseaux de santé en périnatalité, Nantes, France

² Réseaux de santé en périnatalité : Alpes-Isère (Grenoble), Bien naître en Artois (Douai), Ille-et-Vilaine (Rennes), Élena (Saint-Étienne), Languedoc-Roussillon (Montpellier), Provence-Alpes-Côte d'Azur Est/Haute-Corse/Monaco (Nice), Île-de-France Sud (Corbeil-Essonnes), Périnat 56 (Vannes), Périnat 92 Nord (Gennevilliers), Haute-Normandie (Rouen), Midi-Pyrénées (Toulouse), Ombrel (Lille), Côtes-d'Armor (Saint-Brieuc), Périnat 29 Bretagne occidentale (Brest), Champagne-Ardenne (Nancy), Picardie (Amiens), Val-d'Oise (Pontoise), Pauline (Calais), Basse-Normandie (Caen), Pays-de-la-Loire (Nantes), Périnat 36 (Châteauroux), Lorraine (Nancy), Deux-Savoie (Annecy), Franche-Comté (Besançon), Paris-Nord/Val-de-Marne (Créteil)

Soumis le 28.08.2014 // Date of submission: 08.28.2014

Résumé // Abstract

Un entretien prénatal précoce (EPP) doit être proposé lors du suivi de la grossesse. Les réseaux de santé en périnatalité (RSP), regroupés au sein d'une fédération (Fédération française des réseaux de santé en périnatalité, FFRSP), ont organisé en 2012 une enquête de prévalence de l'EPP auprès des RSP et de maternités volontaires. Les femmes accouchées devaient remplir un questionnaire après l'accouchement.

Sur les 40 RSP de métropole, 26 ont participé (65%) avec 253 maternités et 1 990 réponses. La proportion d'EPP déclarés était de 40,3% (IC95%: [38,1-42,4%]) avec des écarts selon les réseaux allant de 7,7% à 70,0%. Dans les cas où l'EPP n'avait pas été fait, les femmes ont rapporté dans près de 2/3 des cas qu'on ne leur avait pas proposé. Les sages-femmes libérales ou exerçant dans une maternité étaient celles qui réalisaient le plus d'EPP. Les femmes les plus en difficulté avaient un accès à l'EPP légèrement supérieur aux autres femmes (57% vs. 52% ; p=0,017). Les facteurs associés à la proposition ou à la réalisation de l'EPP étaient, en analyse multivariée, le fait d'être une femme jeune (30-34 ans), primipare, de suivre une préparation à l'accouchement et d'avoir reçu un carnet de maternité.

Cette étude a permis de montrer que l'EPP, dans les RSP et maternités, est plus fréquent que dans une précédente enquête de 2010, mais demeure encore trop peu réalisé. Des propositions pour en améliorer la pratique seraient de mieux informer les professionnels de la santé périnatale et les futures mères de ses modalités de réalisation et de ses avantages.

An early prenatal care (EPP) interview must be proposed during pregnancy follow-up. Perinatal health networks (RSP), grouped into a federation (Fédération française des réseaux de santé en périnatalité, FFRSP), conducted a survey in 2012 to estimate EPP prevalence in France; it was performed on RSP and voluntary maternities. The expectant mothers were invited to answer a questionnaire after delivery.

Among the 40 RSP in mainland France, 26 participated (65%) including 253 maternities and 1,990 answers. The proportion of EPP reported was 40.3% (95%CI: [38.1-42.4%]) with differences according to RSPs, from 7.7% to 70.0%. In cases where the EPP interview did not take place, the women reported that they were not invited to have it in about 2/3 of cases. The highest number of EPP interviews was carried out by liberal midwives or midwives working in maternities. Women with most difficulties had a slightly higher access to EPP interviews than other women (57% vs. 52%; p=0.017). Factors associated with the proposal or the conduct of an EPP interview in multivariate analysis were: being a young woman (30-34 years), being primiparous, attending preparation of delivery, and having received a maternity book.

This study showed that the practice of the EPP interviews in RSPs and maternity hospitals, increased compared to the 2010 survey, but remained too low. Proposals to improve the practice are to better inform prenatal care professionals and expectant mothers on the terms and the benefits of the EPP practice.

Mots-clés : Entretien prénatal précoce, Grossesse, Difficultés socio-psychologiques, France

// **Keywords:** Early prenatal care, Pregnancy, Socio-psychological difficulties, France

Introduction

L'entretien prénatal précoce (EPP), ou entretien individuel du 4^e mois de grossesse, est une rencontre avec un professionnel de la périnatalité formé, sans examen médical. Il a pour objectif de recueillir les demandes et craintes des femmes enceintes au sujet du déroulement de la grossesse et de l'accouchement et de mettre en place, selon la demande, un projet de naissance. Cet EPP a été recommandé puis financé dans le cadre du Plan périnatalité 2005-2007 (Humanité, proximité, sécurité, qualité)¹. La circulaire du 4 juillet 2005 relative à la promotion de la collaboration médico-psychologique en périnatalité en a prévu les objectifs et le déroulement². Enfin, un référentiel de formation des intervenants a été proposé³ dans la suite d'un autre document relatif à la préparation à la naissance et à la parentalité (PNP)⁴.

La prévalence de l'EPP avait été explorée dans l'Enquête nationale périnatale en 2010 (ENP 2010) ; l'interrogatoire des mères ayant récemment accouché avait alors permis d'évaluer un taux de 21,4% sur 14 903 accouchements intervenus sur une semaine.

Les réseaux de santé en périnatalité (RSP) ont pour mission de coordonner la politique de santé périnatale sur un territoire⁵ et, à ce titre, d'aider à la pratique de l'entretien dans les maternités ou en ambulatoire. Leur rôle est également d'évaluer la mise en place et les résultats de cette politique. Les RSP sont regroupés au sein de la Fédération française des réseaux de santé en périnatalité (FFRSP ; <http://www.ffrsp.com>), qui en regroupe 44. La FFRSP a fait l'hypothèse d'une évolution de la pratique de l'EPP depuis 2010, et souhaitait mettre en place un recueil qui précise au mieux la question relative à sa pratique, les femmes n'ayant pas toujours intégré le nom exact de cet entretien. L'objectif de l'étude est d'évaluer la prévalence de l'EPP en 2012, de suivre l'évolution de sa pratique depuis 2010, d'en étudier les modalités et de mesurer les facteurs liés à sa proposition et sa réalisation.

Méthodes

En 2012, la FFRSP a proposé à tous les RSP de mettre en place une enquête de prévalence de l'EPP ; chaque RSP volontaire a alors contacté les maternités de son territoire pour leur proposer de remettre un auto-questionnaire aux femmes venant d'accoucher, essentiellement par l'intermédiaire des cadres sages-femmes. Il s'agit donc d'une enquête déclarative sur l'existence ou non d'une proposition ou d'une réalisation d'un EPP au cours de la grossesse, remplie en suites de couches. Seules les maternités volontaires ont participé à l'enquête. Il était proposé de recueillir les informations sur une semaine de 2012 au choix du RSP ou de la maternité.

La grille d'enquête comportait les éléments suivants : 1) Caractéristiques des femmes : âge, profession de la mère et du père, vie en couple ; 2) Caractéristiques des établissements : type de soins néonataux (1, 2A, 2B ou 3), type de structures (centres hospitaliers universitaires (CHU), centres hospitaliers (CH),

cliniques ESPIC (maternités privées d'intérêt collectif) ou cliniques privées à but lucratif) ; 3) Grossesses et accouchements : parité, modalités de déclaration de grossesse, réception du carnet de maternité, réalisation d'une préparation à l'accouchement et les professionnels qui l'ont réalisée, existence de difficultés sociales, économiques ou psychologiques, terme de l'accouchement ; 4) Données concernant l'EPP : proposition et réalisation d'un EPP, personne qui a réalisé l'EPP, durée, satisfaction et suites données (information, orientation).

La mesure de la réalisation de l'EPP est complexe dans la mesure où le terme lui-même n'est pas toujours prononcé ou quand la première séance de préparation à l'accouchement fait office d'EPP. Il était rappelé que l'EPP est un entretien sans examen médical, d'une durée généralement supérieure à 30 minutes. Dans ces conditions, la phrase était la suivante : « Avez-vous eu : un entretien prolongé avec une sage-femme ou un médecin, appelé « entretien prénatal précoce » ou « entretien du 4^e mois ? », ou « un entretien de 30 à 45 minutes, sans être examinée, par un professionnel de santé ? », ou « une première séance de préparation à l'accouchement, seule avec une sage-femme ? ».

Les données ont été saisies sur un tableur ou sur Epidata Entry 3,1. La fusion des fichiers et l'analyse ont été réalisées au niveau de la FFRSP avec le logiciel SPSS® 20.0. Les résultats sont présentés sous forme de pourcentages ou de moyennes avec leurs écart-types. Les comparaisons avec l'ENP 2010 ont été réalisées avec le test χ^2 en comparant une proportion observée à une proportion théorique (pour un seuil de signification à $p < 0,01$). Les comparaisons entre les femmes qui ont déclaré avoir eu l'entretien et celles qui ne l'ont pas eu ont été faites en univarié avec le test du χ^2 et le test t de Student. Pour étudier les facteurs liés à la proposition ou à la réalisation de l'EPP, et tenir compte des facteurs de confusion, une analyse multivariée a été faite par régression logistique en modèle complet en introduisant les variables suivantes : type de structures, type de soins, âge des mères, parité, âge gestationnel, catégorie socioprofessionnelle (CSP) du couple, vie en couple, préparation à l'accouchement et réception du carnet de santé. Les odds ratios calculés vis-à-vis de la proposition ou la réalisation de l'EPP concernent les réponses positives par rapport aux réponses négatives, ou la catégorie de référence avec une prévalence faible d'EPP.

Résultats

Sur les 40 RSP de France métropolitaine (aucun des quatre réseaux des DOM-TOM sollicités n'a participé), 26 ont organisé l'enquête dans leur territoire (65%), avec 253 maternités participantes (soit 49% des 520 maternités de France métropolitaine) et recueillant 1 990 réponses. Parmi les 26 RSP, 21 étaient en région (sur 31), et 5 en Île-de-France (sur 9). En raison du manque de connaissance dans certains réseaux du nombre d'accouchements sur la période d'enquête, il n'a pas été possible de déterminer un taux de réponse des femmes ayant accouché durant

la période. La moyenne d'âge des 1 990 femmes était de 29,7±5,5 ans et 41,9% étaient primipares. Les mères étaient pour 37,1% d'entre elles de profession cadre ou profession intermédiaire, les pères 33,9% et le couple (soit l'un, soit l'autre) 54,6%. Les établissements étaient des CH à 45,4%, des cliniques privées à 30,9%, des CHU à 18,4% et des maternités ESPIC à 5,1%. Les catégories du niveau de soins étaient représentées par les types 1 à 30,0%, 2A à 31,8%, 2B à 15,7%, et 3 à 22,4%. Près de la moitié des femmes avaient reçu le carnet de maternité (55,6% des cas) et avaient suivi une préparation à l'accouchement (54,6%). Les caractéristiques des maternités et des mères en comparaison avec l'ENP 2010⁶ sont présentées dans le tableau 1.

Par rapport aux données de l'ENP 2010, notre échantillon comportait davantage de cliniques privées, de maternités de type 2A, moins de mères/pères cadres ou de professions intermédiaires, moins de réceptions de carnets de maternité et une préparation à l'accouchement moins importante.

La prévalence de la réalisation de l'EPP tel qu'il avait été défini dans le questionnaire était de 40,3% avec 802 EPP réalisés (IC95%: [38,1-42,4%]). Par ailleurs, il était « non réalisé » dans 1 067 cas (53,6%), avec 121 réponses manquantes (6,1%).

Parmi les 1 067 cas où l'EPP n'avait pas été réalisé, 673 femmes (63,1%) ont déclaré qu'il ne leur avait pas été proposé.

Dans les 394 cas où l'entretien avait été proposé mais non réalisé, 91 femmes (23,1%) ont déclaré ne pas avoir eu le temps de le faire ; 172 femmes (43,7%) l'ont refusé et 131 femmes (33,2%) n'ont pas donné de raison (figure). Au total, sur l'ensemble des femmes, l'EPP n'avait pas été proposé dans 33,8% des grossesses (tableau 2). Dans les cas où l'EPP n'a pas été fait alors que les femmes en étaient informées, les arguments avancés (en texte libre) étaient liés au suivi par un généraliste, au fait que certaines femmes étaient multipares et donc avaient eu l'EPP lors de précédentes grossesses, ou en raison de déménagements.

Le tableau 2 montre que ce sont les sages-femmes qui informaient le plus sur l'existence de cet entretien et qui le réalisaient le plus souvent (92,5% en tout pour trois catégories de type d'activité). Les gynécologues-obstétriciens et les médecins généralistes étaient peu représentés. Lors de l'EPP, la femme était seule dans 2/3 des cas et accompagnée dans 1/3 des cas, le plus souvent par son conjoint, mais aussi par sa mère ou sa sœur. La réalisation de l'EPP intervenait en moyenne à 23 SA, c'est-à-dire vers 5 mois de grossesse, avec des écarts importants allant de 13 SA (fin du 1^{er} trimestre) jusque vers 39 SA. Dans l'ensemble, 4% des EPP avaient lieu au 1^{er} trimestre de grossesse, 73% au 2^e trimestre et 23% au 3^e trimestre.

Les difficultés rencontrées par les femmes sont détaillées au tableau 3. Les différences de proposition ou de réalisation d'un EPP en cas de difficultés ou en leur absence n'étaient significatives que pour l'ensemble

des difficultés psychologiques (56% vs. 27% ; $p<0,0001$) et pour l'ensemble des difficultés (57% vs. 52% ; $p=0,017$). Il n'y avait pas de différences pour les difficultés sociales, ni pour les conduites addictives et à risques.

Les femmes se déclaraient à 96,36% satisfaites ou très satisfaites de l'entretien. La durée de l'EPP était de 30 minutes et moins dans 16,5% des cas, entre 30 minutes et 1 heure dans 65,8% des cas, et plus de 1 heure dans 15,1% (2,6% de valeurs manquantes). Une information écrite était remise dans 15,2% des cas et une orientation était proposée dans 20,3% des cas (163) ; les professionnels ou les structures envisagées étaient les suivantes, par ordre d'importance : psychologues (38), professionnels de santé spécialistes (endocrinologues, dentistes, nutritionnistes...) et d'exercice particulier (acupuncture, ostéopathie) (25), autres professionnels de santé (diététiciens, kinésithérapeutes : 25), sages-femmes de la protection maternelle et infantile (PMI : 21), services d'addictologie (21), assistantes sociales (12), médecins de PMI (7), psychiatres (3), autres (11). Dans 109 situations où l'appréciation de cette orientation était mentionnée, la réponse aux besoins était satisfaisante dans 89,9% des cas.

Une orientation était proposée en cas de difficultés dans 30,6% des cas. Il n'y avait pas de questions pour savoir si la proposition d'orientation avait débouché sur une consultation effective.

Les critères associés à la proposition (point de vue de l'offre de soins par les professionnels) ou à la réalisation de l'entretien (point de vue du résultat) sont détaillés en tableau 4. En analyse multivariée, les critères suivants étaient associés à la proposition/réalisation d'un entretien : la préparation à l'accouchement, l'âge des mères compris entre 25 et 35 ans, la primiparité et la réception du carnet de maternité. Le lien entre préparation à l'accouchement et CSP du couple étant très significatif (69,1% de préparation pour les couples cadres et professions intermédiaires vs. 42,2 pour les autres CSP ; $p<0,001$), la présence de la préparation dans le modèle rend non significative la CSP.

Discussion

Cette étude sur 26 réseaux de périnatalité dans 253 maternités de France métropolitaine, avec 1 990 questionnaires de femmes interrogées sur une semaine, a mis en évidence une proportion d'EPP de 40,3% pendant la grossesse. Il existe une augmentation de la prévalence par rapport à l'ENP 2010 (21,4%), mais deux remarques peuvent être faites : la question relative à la pratique de l'EPP n'était pas similaire (celle de l'enquête 2012 était plus précise, mais plus complexe), et les échantillons ne sont pas tout à fait comparables : l'âge maternel est le même, mais il y a de légères différences pour les types de structures et les types d'établissements. Il faut toutefois signaler que le type de maternités n'est pas le plus important, puisque les EPP sont réalisés en ambulatoire sans avoir consulté encore à la maternité. L'échantillon 2012

Tableau 1

Caractéristiques des maternités d'accouchement et des mères. Résultats de l'enquête dans les réseaux de santé en périnatalité (RSP) 2012 en comparaison avec l'Enquête nationale périnatale (ENP) de 2010, France

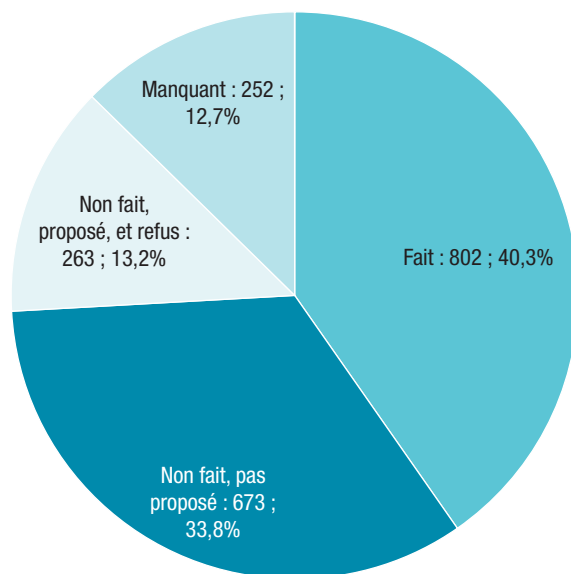
Critères	RSP 2012 N=1 990	ENP 2010 N=14 672	p
Maternité d'accouchement	N=1 846		
Centre hospitalier universitaire (CHU)	341 (18,4%)	18,1%	<0,001
Centre hospitalier (CH)	839 (45,4%)	46,4%	
Maternité PSPH/ ESPIC*	95 (5,1%)	7,4%	
Clinique privée	571 (30,9%)	28,2%	
Type d'établissement (niveau de soins)	N=1 988		
1	597 (30,0%)	30,2%	<10 ⁻⁹
2A (néonatalogie)	632 (31,8%)	26,4%	
2B (soins intensifs)	313 (15,7%)	20,4%	
3 (réanimation néonatale)	446 (22,4%)	23,1%	
Âge mère (ans)	29,7 ± 5,5	29,7 ± 5,3	1
Primipares (%)	798/1 902 (41,9%)	43,4%	0,21
Prématurité (%)	133 /1 799 (7,4%)	7,4%	0,99
Mère en couple (%)	1 744/1 874 (93,1%)	92,8%	0,66
Mère cadre ou de profession intermédiaire (%)	534/1 439 (37,1%)	44,0%	<10 ⁻⁶
Père cadre ou de profession intermédiaire (%)	561/1 654 (33,9%)	38,3%	0,0001
Mères ou pères cadres ou de profession intermédiaire (%)	781/1 430 (54,6%)	-	-
Carnet de maternité reçu (%)	1 046/1 881 (55,6%)	60,9%	<10 ⁻⁶
Carnet transmis par :	N=926		
Médecin ou sage-femme libérale (%)	193 (20,8%)	16,1%	<10 ⁻⁹
Maternité	278 (30,0%)	17,8%	
Poste PMI, CPAM, CAF* (%)	413 (44,6%)	64,4%	
Inconnu (%)	42 (4,5%)	1,7%	
Préparation à l'accouchement (%)			
Toutes les femmes	1 048/1 920 (54,6%)	48,0%	<10 ⁻⁷
Primipares	605/791 (76,4%)	73,2%	0,04
Multipares	416/1 081 (38,4%)	28,5%	<10 ⁻⁹
Préparation par :	N=1 073		
Sage-femme de maternité	336 (31,3%)		-
Sage-femme de PMI	39 (3,6%)		
Sage-femme libérale	645 (60,1%)		
Gynécologue-obstétricien	2 (0,2%)		

* PSPH : établissement privé participant au service public ; ESPIC : établissement de santé privé d'intérêt collectif ; PMI : Protection maternelle et infantile ; CPAM : Caisse primaire de l'assurance maladie ; CAF : Caisse d'allocations familiales.

comportait moins de cadres et de professions intermédiaires, moins de préparations à l'accouchement et moins de carnets de maternité reçus, ce qui pourrait tendre à faire baisser la pratique de l'EPP alors même que le résultat montre une augmentation. D'autre part,

il existe probablement une surestimation dans la mesure où ce sont les RSP et les territoires les plus impliqués qui ont sans doute répondu ; la FFRSP n'a pas d'éléments pour comparer les RSP répondants ou non sur ces critères liés à la pratique de l'EPP.

Prévalence de la réalisation de l'entretien prénatal précoce et de sa proposition. Enquête dans les réseaux de santé en périnatalité, France, 2012



Quoiqu'il en soit, sept ans après la parution de la circulaire de 2005⁵ mettant en place cet entretien et dans les suites du Plan de périnatalité 2005-2007¹ qui finançait le dispositif, la prévalence de l'EPP reste encore faible. L'enquête a permis de révéler que l'EPP n'était pas proposé dans 34% des cas : le rôle des professionnels qui prennent en charge les femmes enceintes au cours du 1^{er} trimestre de grossesse est à explorer (notre étude ne demandait pas de renseignements sur le suivi), en particulier auprès des médecins généralistes qui voient 22% des femmes pour la déclaration de grossesse et 24% au cours de la grossesse, et des gynécologues-obstétriciens de ville (respectivement 47,6% et 47,2%)⁶. Le rôle des RSP est, dans ce domaine, capital vis-à-vis de l'information et des formations auprès de ces professionnels. De plus, même si ces professionnels ont été informés, leurs doutes sur l'intérêt de l'EPP sur le déroulement de la grossesse et l'issue de l'accouchement et leurs remarques sur le manque d'évaluation du dispositif ont été soulignés par nombre de RSP. Seules des enquêtes plus qualitatives pourraient être envisagées pour une telle évaluation ; il existe des données de la littérature qui montrent clairement qu'une prise en charge ou une aide en cas de stress ou de traumatisme pendant la grossesse sont efficaces⁷⁻⁹, soit pendant la grossesse, soit au décours de la naissance (dépression postnatale, lien mère-enfant), mais d'autres études sont plus réservées¹⁰. Dans le cadre de telles études, l'EPP peut être appréhendé soit comme une action de dépistage avec une orientation à envisager, soit déjà comme un début de prise en charge³.

D'autre part, lorsque l'EPP était proposé mais non réalisé, les refus des femmes ou l'impossibilité de le réaliser étaient surtout du fait de multipares qui estimaient ne pas en avoir besoin. L'information des femmes enceintes sur la nature et les objectifs de ces entretiens doit également être envisagée, soit par

les organismes d'assurance sociale ou d'allocations familiales qui adressent des documents pendant la grossesse. Le rôle des médias, dont les sites Internet, dans l'information est à explorer.

Cet entretien était le plus souvent proposé et réalisé par les sages-femmes, surtout libérales, mais aussi exerçant en maternité. Les professionnels de la PMI, sages-femmes et médecins, participaient assez peu à cette organisation et, comme ces services dépendent des conseils généraux des départements, il faudrait interroger les responsables sur les obstacles et les moyens à déployer pour développer cet aspect.

Par ailleurs, les femmes avec des difficultés de vie quotidienne, de conduites addictives, à risque social et psychologique n'avaient pas accès de manière particulière à cet entretien lorsque l'on étudiait ces difficultés prises individuellement, mais avec une différence significative quoique faible en cas de difficultés prises dans l'ensemble. On peut donc dire que l'EPP, tel que pratiqué dans les territoires de santé enquêtés, ne répond pas tout à fait à ses objectifs, à savoir aider les femmes les plus vulnérables (que l'on a appelées ici « avec difficultés déclarées »). On peut cependant remarquer que la déclaration de ces problèmes au cours du séjour à la maternité ne correspond peut-être pas à la déclaration au cours de l'entretien. Il est probable que les questions relatives aux problèmes personnels que ressentaient les femmes étaient peu posées par les professionnels au cours des consultations habituelles de grossesse, et que des résistances des femmes à parler de leurs problèmes expliquent partiellement ce résultat.

L'analyse multivariée retrouve l'âge, la parité, la réception du carnet de maternité et la préparation à l'accouchement comme facteurs associés. En raison des liens entre préparation et CSP, on peut avancer que les classes sociales plutôt favorisées ont davantage accès à l'EPP

Tableau 2

Caractéristiques de l'entretien prénatal précoce (EPP). Enquête dans les réseaux de santé en périnatalité (RSP), France, 2012

Critères EPP	RSP 2012 N=1 990
EPP réalisé	802 (40,3%)
EPP non réalisé (motifs)	/1 067
Pas proposé	673 (63,1%)
Proposé mais manque de temps	91 (8,5%)
Proposé mais refus	172 (16,1%)
Autres raisons	44 (4,1%)
Source de l'information sur l'existence de l'EPP	/802
Sage-femme	457 (56,9%)
Médecin	136 (16,9%)
Amie	20 (2,5%)
Support	31 (3,9%)
Carnet de maternité	15 (1,9%)
CAF, CPAM*	30 (3,7%)
Internet	5 (0,6%)
Revue	8 (1,0%)
Professionnel ayant réalisé l'EPP	/802
Sage-femme de maternité	323 (40,3%)
Sage-femme de PMI*	53 (6,6%)
Sage-femme libérale	366 (45,6%)
Gynécologue-obstétricien	31 (3,9%)
Médecin généraliste	6 (0,7%)
Autres	7 (0,9%)
Femme venue	
Seule	496 (61,8%)
Accompagnée	284 (35,4%)
Satisfaction	
Très satisfaite	365 (46,5%)
Satisfaite	391 (49,8%)
Peu satisfaite	11 (1,4%)
Pas satisfaite	7 (0,9%)
Ne sait pas	11 (1,4%)
Durée de l'entretien	
Moins de 30 minutes	132 (16,5%)
Entre 30 minutes et 1 heure	528 (65,8%)
Plus de 1 heure	121 (15,1%)
Information écrite	
Oui	122 (15,2%)
Non	346 (43,1%)
Ne sait pas	309 (38,5%)
Orientation	
Oui	163 (20,3%)
Non	565 (70,4%)
Ne sait pas	22 (2,7%)

* CAF : Caisse d'allocations familiales ; CPAM : Caisse primaire d'assurance maladie ; PMI : Protection maternelle et infantile.

et que ce sont les problèmes psychologiques qui sont le plus repérés de manière adéquate. Par ailleurs, le fait que certaines femmes aient déclaré ne pas avoir reçu de carnet de maternité et que la réception du carnet soit significativement associée à la réalisation de l'EPP pose question : il n'est pas possible de déterminer si les femmes qui ont pratiqué l'entretien

se souviennent plus de l'avoir reçu ou de l'avoir utilisé, ou si le document lui-même a eu un rôle direct sur la pratique de l'entretien. Enfin, le taux d'orientation de 20% paraît satisfaisant et, dans ce sens, les femmes qui réalisent un entretien semblent soutenues avec une proposition de contacts avec des professionnels adaptés à leur situation.

Tableau 3

Difficultés rencontrées par les femmes pendant la grossesse ou l'accouchement. Enquête dans les réseaux de santé en périnatalité (RSP), France, 2012

Difficultés	RSP 2012 N=1 990
Argent pour les soins	88 (4,4%)
Argent quotidien	103 (5,2%)
Logement	91 (4,6%)
Total difficultés sociales	220 (11,1%)
Tabac	204 (10,3%)
Alcool	5 (0,3%)
Addictions autres	12 (0,6%)
Alimentation	135 (6,8%)
Total difficultés avec addictions	307 (15,4%)
Solitude	76 (3,8%)
Anxiété	313 (15,7%)
Violences	16 (0,8%)
Stress	438 (22,0%)
Total difficultés psychologiques avec la mention « pas en couple »	634 (31,9%)
Au moins une difficulté	780 (39,2%)

Conclusion

Cette étude montre que la prévalence de l'EPP en France dans les réseaux et les maternités volontaires est en progression depuis quelques années, mais reste encore faible et doit être améliorée. La compréhension des facteurs associés à la réalisation ou à la proposition d'un EPP au cours de la grossesse doit être enrichie par des enquêtes spécifiques, plus qualitatives, ou par l'introduction de critères plus précis dans la prochaine Enquête nationale périnatale. C'est clairement le rôle des réseaux de participer à l'amélioration de la pratique des EPP pour une majorité de femmes enceintes, en s'aidant, auprès des professionnels, de formations et de mise à disposition d'informations insistant sur l'intérêt et les objectifs de cet entretien¹¹. Les critères de repérage des difficultés lors de la grossesse et les techniques des entretiens doivent être mieux connus pour que les femmes puissent parler librement et exprimer leurs attentes. Ces actions doivent s'adresser préférentiellement aux professionnels de médecine ambulatoire, généralistes et gynécologues-obstétriciens de ville, les organisations actuelles en maternité pouvant difficilement proposer un entretien lors des consultations de début de grossesse. Le rôle de la PMI est à préciser dans le dispositif. D'autre part, les orientations en cas de difficultés doivent se poursuivre dans le cadre d'organisations par territoire qui permettent aux professionnels de communiquer entre eux, dans le respect de la confidentialité des entretiens. Enfin, l'information auprès des futures mères doit être développée par tous les canaux possibles. ■

Remerciements

Les auteurs remercient les 253 maternités qui ont participé à l'enquête.

Références

- [1] Bréart G, Puech F, Rozé JC. Plan « périnatalité » 2005-2007 : Humanité, proximité, sécurité, qualité. Paris: Ministère chargé de la Santé; 2004. 44 p. http://www.sante.gouv.fr/IMG/pdf/Plan_perinatalite_2005-2007.pdf
- [2] Ministère chargé de la Santé. Circulaire DHOS/DGS/O2/6 C n° 2005-300 du 4 juillet 2005 relative à la promotion de la collaboration médico-psychologique en périnatalité. <http://www.reseau-naissance.fr/data/mediashare/6x/ctxlsroh1q2iw66yfaeaw1uk5aipa-org.pdf>
- [3] Association de formation et de recherche sur l'enfant et son environnement (Afree). Référentiel de formation à l'entretien prénatal précoce du 1^{er} trimestre. Montpellier: Afree; 2007. 34 p. <http://www.afree.asso.fr/Refrentiel.pdf>
- [4] Haute Autorité de santé. Préparation à la naissance et à la parentalité. Saint-Denis: HAS (coll. Recommandations professionnelles); 2005. 56 p. http://www.has-sante.fr/portail/jcms/c_269939
- [5] Ministère chargé de la Santé. Circulaire DHOS/O1/O3/CNAMTS n° 2006-151 du 30 mars 2006 relative au cahier des charges national des réseaux de santé en périnatalité. <http://www.sante.gouv.fr/fichiers/bo/2006/06-04/a0040022.htm>
- [6] Blondel B, Kermarrec M. Enquête périnatale 2010. Les naissances en 2010 et leur évolution depuis 2003. Paris: Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité & Inserm; 2012. 132 p. <http://www.sante.gouv.fr/enquete-nationale-perinatale-2010.html>
- [7] Thomas M, Vieten C, Adler N, Ammondson I, Coleman-Phox K, Epel E, et al. Potential for a stress reduction intervention to promote healthy gestational weight gain: focus groups with low-income pregnant women. *Womens Health Issues*. 2014;24(3):e305-11.

Tableau 4

Facteurs bruts et ajustés liés à la proposition ou à la réalisation de l'entretien prénatal précoce (EPP). Enquête dans les réseaux de santé en périnatalité, France, 2012

Critères	EPP fait ou proposé	OR brut [IC95%]	p	OR ajusté* [IC95%]	p
Maternité d'accouchement	N=1 068/1 987				
Centre hospitalier universitaire (CHU)	168/362 (46%)	1	0,008	1	0,39
Centre hospitalier (CH)	509/942 (54%)	1,36 [1,06-1,73]		1,23 [0,76-1,99]	
Maternité PSPH/ ESPIC**	58/95 (61%)	1,81 [1,14-2,87]		1,11 [0,54-2,25]	
Clinique privée	333/592 (57%)	1,51 [1,16-1,96]		1,09 [0,64-1,87]	
Type établissement (niveau de soins)	N=1 069/1 990				
1	356/599 (59%)	1,65 [1,29-2,11]	0,002	1,36 [0,84-2,20]	0,21
2A (néonatalogie)	336/632 (53%)	1,28 [1,00-1,63]		0,94 [0,58-1,52]	
2B (soins intensifs)	167/313 (53%)	1,28 [0,96-1,72]		1,16 [0,69-1,93]	
3 (réanimation néonatale)	210/236 (47%)	1		1	
Âge de la mère	N=1 057/1 934				
<20 ans	28/56 (50%)	1,73 [0,85-3,53]	0,0001	1,97 [0,72-5,35]	0,18
20-24 ans	135/270 (50%)	1,73 [1,01-2,97]		1,70 [0,88-3,30]	
25-29 ans	363/621 (58%)	2,43 [1,46-4,04]		2,08 [1,13-3,84]	
30-34 ans	5 373/630 (59%)	2,51 [1,51-4,18]		2,46 [1,35-4,51]	
35-39 ans	132/286 (46%)	1,48 [0,87-2,53]		1,55 [0,82-2,92]	
+40 ans	26/71 (37%)	1		1	
Parité*	1 040/1 902				
Primipares	522/798 (65%)	2,14 [1,77-2,58]	0,001	1,45 [1,12-1,88]	0,005
Multipares	518/1 104 (47%)	1		1	
Parité (2)	1 040/1 902			-	
1 ^{ère} pares	522/798 (65%)	1	0,001		
2 ^e pares	314/632 (50%)	3,50 [2,51-4,87]			
3 ^e pares	137/281 (49%)	1,82 [1,31-2,55]			
4 ^e pares +	67/191 (35%)	1,76 [1,21-2,57]			
Âge gestationnel	997/1 799				
Prématurité	73/133 (55%)	0,98 [0,68-1,39]	0,80	-	
Terme	924/1 666 (56%)	1			
CSP*** mère	1 056/1 910				
Mère cadre ou profession intermédiaire	339/534 (64%)	1,59 [0,30-1,96]	0,0001	-	
Non cadre	717/1 376 (52%)	1			
CSP*** père	884/1 575				
Père cadre ou profession intermédiaire	343/561 (61%)	1,38 [1,11-1,69]	0,003	-	
Non cadre	541/1 014 (53%)	1			
CSP*** couple	933/1 645				
Couple cadre et/ou profession intermédiaire	492/781 (63%)	1,63 [1,34-1,98]	0,0001	1,19 [0,94-1,52]	0,14
Non cadre	441/864 (56%)	1		1	
Vie en couple	1 042/1 874				
Oui	983/1 744 (56%)	1,55 [1,08-2,22]	0,015	1,14 [0,63-2,06]	0,67
Non	59/130 (45%)	1		1	
Préparation à l'accouchement	1 069/1 990				
Oui	735/1 048 (70%)	4,27 [3,54-5,16]	0,0001	3,26 [2,55-4,16]	<0,001
Non	334/942 (35%)	1		1	
Réception du carnet de maternité	1 069/1 990				
Oui	632/1 046 (60%)	1,67 [1,38-2,03]	0,0001	1,55 [1,22-1,96]	<0,001
Non	318/667 (48%)	1		1	
Ne sait pas ou non-réponse	119/277 (43%)	0,83 [0,62-1,09]		1,24 [0,86-1,80]	

* L'ajustement a été pratiqué sur l'ensemble des variables introduites avec $p < 0,10$. Les CSP des mères et des pères n'ont pas été introduites séparément, mais regroupées en CSP du couple. Les différentes parités n'ont pas été introduites, mais la primiparité/ multiparité a été maintenue.

** PSPH : établissement privé participant au service public ; ESPIC : établissement de santé privé d'intérêt collectif.

*** CSP : catégorie socioprofessionnelle.

[8] Rowe H, Sperlich M, Cameron H, Seng J. A Quasi-experimental outcomes analysis of a psychoeducation intervention for pregnant women with abuse-related posttraumatic stress. *J Obstet Gynecol Neonatal Nurs*. 2014;43(3):282-93.

[9] Roy J, Toubin RM, Mazurier E, Chanal C, Misraoui M, Brulet C, *et al.* Devenir à 5 ans des enfants de mères dépendantes aux opiacés : effets d'un suivi multidisciplinaire pendant la grossesse. *Arch Pediatr*. 2011;18(11):1130-8.

[10] Fontein-Kuipers YJ, Nieuwenhuijze MJ, Ausems M, Budé L, de Vries R. Antenatal interventions to reduce maternal

distress: a systematic review and meta-analysis of randomised trials. *BJOG*. 2014;121(4):389-97.

[11] Association de formation et de recherche sur l'enfant et son environnement (Afree) [Internet]. <http://www.afree.asso.fr/>

Citer cet article

Branger B, Réseaux de santé en périnatalité. Prévalence et caractéristiques de l'entretien prénatal précoce : résultats d'une enquête dans les réseaux de santé en périnatalité, France, 2012. *Bull Epidemiol Hebd*. 2015;(6-7):123-31. http://www.invs.sante.fr/beh/2015/6-7/2015_6-7_5.html.