

# Temps d'accès aux maternités Bourguignonnes et indicateurs de santé périnatale

PAR E. COMBIER<sup>1</sup>, H. CHARREIRE<sup>2</sup>, M. LE VAILLANT<sup>3</sup>, F. MICHAUT<sup>1,4</sup>,  
C. FERDYNUS<sup>5</sup>, J.-M. AMAT-ROZE<sup>2</sup>, J.-B. GOUYON<sup>6</sup>, C. QUANTIN<sup>7,8</sup>, J. ZEITLIN<sup>9</sup>

## RÉSUMÉ

Parmi les 139 196 femmes qui ont accouché en Bourgogne de 2000 à 2009, 11 135 habitaient à plus de 30 minutes d'une maternité et 467 à plus de 45 minutes.

**L'OBJECTIF** de notre étude était d'analyser l'impact du temps de trajet du domicile à la maternité la plus proche sur les indicateurs de périnatalité.

**MÉTHODES** > Les données utilisées sont celles du PMSI « élargi » du réseau périnatal de Bourgogne (RPB). Les temps de trajet ont été calculés du centroïde du code PMSI du domicile à celui de la commune de la maternité la plus proche. Pour évaluer l'impact du temps de trajet nous avons utilisé des régressions logistiques multiniveaux. L'ajustement a été fait sur les données individuelles, l'environnement socio-démographique et la typologie du lieu de résidence.

**RÉSULTATS** > Pour des temps supérieurs à 45 minutes, les taux bruts de mortinatalité passent de 0,46 % à 0,86 % et ceux de la mortalité périnatale de 0,64 % à 1,07 %. Après ajustement, il persiste une liaison positive entre les risques de souffrance fœtale aiguë (anomalies du RCF et LAM), de mortinatalité, de mortalité périnatale, d'hospitalisations anténatales et d'accouchement hors-hôpital.

**DISCUSSION ET CONCLUSION** > Nos résultats montrent qu'en Bourgogne, la durée du trajet à la maternité la plus proche a un impact sur la santé périnatale. D'autres études sont nécessaires car s'ils se confirmaient, ces effets négatifs seraient à prendre en compte lors de toute évaluation des bénéfices, tant médicaux qu'économiques, attendus des restructurations et des fermetures des maternités.

**MOTS-CLÉS** : Santé périnatale, accessibilité, maternité.

## SUMMARY

### TRAVEL TIME TO MATERNITY UNITS AND PERINATAL ADVERSE OUTCOMES IN BURGUNDY

*In Burgundy, 11 135 women who gave birth between 2000 and 2009 lived more than 30 minutes away from a maternity unit and 467 lived more than 45 minutes away.*

*Our AIM was to analyze the impact of travel time from home to the nearest maternity unit on perinatal health indicators.*

**METHODS** > *Our study included the 139 196 singleton births between 2000 and 2009 to women living in Burgundy. The data were from the "extended" PMSI perinatal network of Burgundy. Road travel times were calculated using the post code of the mother's home and the nearest maternity unit. The impact of travel time on health indicators was analyzed using multilevel regressions adjusted for individual data, the socio-demographic environment and rural residence.*

**RESULTS** > *For travel times longer than 45 minutes, crude stillbirth rates increased from 0.46 % to 0.86 % and those for perinatal mortality from 0.64 % to 1.07 %. After adjustment, the risk of stillbirth, perinatal mortality, births outside hospital, fetal cardiac rhythm anomalies, meconium in the amniotic fluid, antenatal maternal hospitalization increased with journey time.*

**DISCUSSION/CONCLUSION** > *Our results show that in Burgundy, travel time to the nearest maternity unit has an impact on perinatal health. Other studies are needed because these consequences need to be taken into account in calculations concerning the expected economies of scale engendered by restructurations of maternity care.*

**KEYWORDS** : Accessibility, perinatal health, maternity ward.

Conflits d'intérêts : aucun.

1. Centre d'épidémiologie des Populations Ea4184 - Université de Bourgogne-Dijon.

2. Lab-urba, Institut d'Urbanisme de Paris, Université Paris Est - Créteil.

3. CERMES3, UMR 8211-U988, CNRS, INSERM, EHESS, Université Paris Descartes - Villejuif.

4. Cellule d'évaluation des réseaux de soins, CHU-Hôpital du Bocage, Dijon.

5. Unité de Soutien Méthodologique CHU de la Réunion.

6. Centre d'Études Périnatales de l'Océan Indien, CHU Groupe Hospitalier Sud Réunion, 97448 Saint-Pierre, La Réunion.

7. CHRU Dijon, Service de Biostatistique et d'Informatique Médicale (DIM), Dijon, F-21000, France.

8. Inserm, U866, Université de Bourgogne, Dijon, F-21000, France.

9. INSERM UMR 953, Paris.

### ADRESSE DE CORRESPONDANCE

Evelyne Combier  
Centre d'épidémiologie des populations EA4184  
Université de Bourgogne-Dijon  
✉ evelyne.combier@orange.fr

## INTRODUCTION

En France, comme dans d'autres pays étrangers, la régionalisation des soins périnataux, qui s'inscrit dans le contexte plus général de restructuration de l'offre hospitalière, a conduit à la fermeture de nombreux établissements en particulier en milieu rural, faisant de l'accessibilité géographique un enjeu majeur pour le maintien de l'égalité des chances en matière de santé<sup>[1]</sup>, d'autant que d'importantes disparités spatiales existent<sup>[2-4]</sup>.

L'objectif de ces restructurations des soins périnataux, qui à l'origine étaient d'obtenir une meilleure prise en charge des grands prématurés<sup>[5, 6]</sup> et une amélioration de la sécurité des soins hospitaliers<sup>[6-8]</sup>, s'est vu rapidement associer un objectif économique, du fait de la concentration possible des moyens dans un nombre limité de structures<sup>[9-12]</sup>.

On sait de longue date qu'une des causes de morbi-mortalité maternelle ou périnatale est le retard à la prise en charge des urgences obstétricales lors de l'accouchement, retard auquel participent les temps de trajet<sup>[13]</sup> qui peuvent être importants même dans les pays industrialisés.

Toutefois, alors que l'impact des temps de trajet sur les résultats de santé a fait l'objet de nombreuses recherches concernant les urgences, qu'elles soient traumatiques, cardiologiques ou neurovasculaires<sup>[14-17]</sup>, celui-ci a rarement été étudié comme facteur de risque dans le domaine de l'obstétrique, bien que les urgences obstétricales vitales ne soient pas rares et que le début du travail spontané de l'accouchement soit imprévisible<sup>[18]</sup>. Par ailleurs, les résultats des études réalisées dans les pays industrialisés sont contradictoires. Pour certains auteurs<sup>[19, 20]</sup>, il n'existe pas d'association statistique entre le temps de trajet et le taux d'accidents périnataux, pour d'autres<sup>[21-24]</sup>, le temps d'accès à la maternité est associé à une augmentation des risques per-partum et néonatal de mortalité et de morbidité.

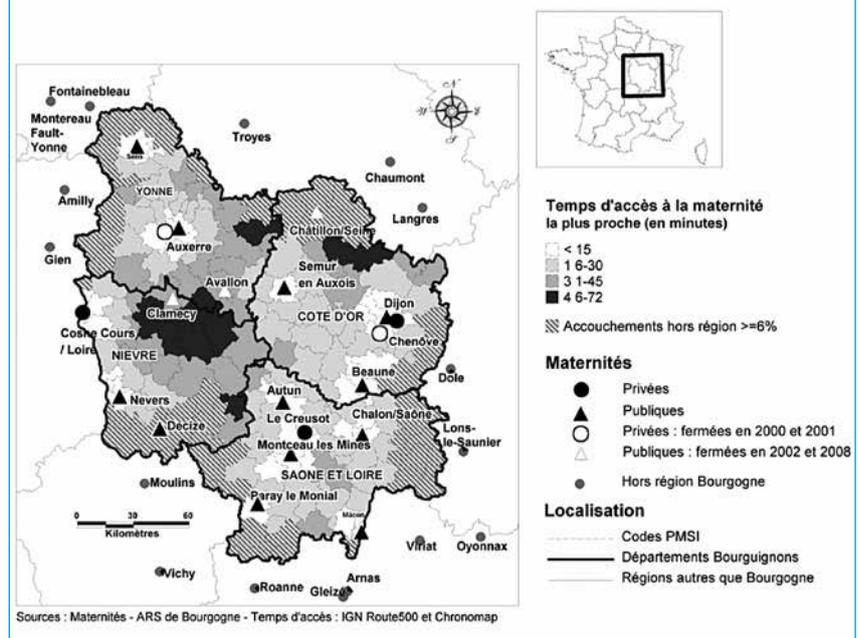
Quoi qu'il en soit, des études tant françaises<sup>[25]</sup> qu'étrangères<sup>[21, 26, 27]</sup> ont mis en évidence une corrélation positive entre le temps de trajet à la maternité et le taux d'accouchements non programmés hors d'un établissement hospitalier. Or, il est établi que le risque de mortalité périnatale est plus élevé lors d'accouchements non programmés extra-hospitaliers<sup>[21, 28]</sup>.

En 1996, on dénombrait en France métropolitaine 815 « maternités », au sens des sites hospitaliers où sont réalisés des accouchements. Elles n'étaient plus que 759 en 1998, 621 en 2003<sup>[29]</sup> et 535 en 2010<sup>[30]</sup>. De 1998 à 2003<sup>[29]</sup> alors que l'augmentation du nombre des naissances n'était que de 3 %, le pourcentage de femmes métropolitaines qui ont accouché et dont le domicile était à plus de 30 km d'une maternité est passé de 10 310 à 13 679 (+33 %) et de 736 à 1 520 (+106 %) pour celles qui étaient à plus de 45 km. En zone urbaine<sup>[29]</sup> on ne notait qu'un impact limité de ces fermetures sur la répartition des distances, alors qu'en secteur rural l'augmentation du nombre de femmes dans les deux classes de distances supérieures à 30 km et 45 km était respectivement de 52 % et 105 %. Même si au niveau national la situation globale semble stabilisée depuis 2001, et qu'en 2010 la moitié des 790 000 femmes qui avaient accouché avaient mis moins de 30 minutes pour aller à la maternité, il n'en demeure pas moins que pour 23 % d'entre elles (environ 182 000 femmes) le temps de trajet à la maternité avait été supérieur à 30 minutes<sup>[30]</sup>. Cependant, ces données agrégées au niveau national cachent des disparités importantes entre les départements. Si la médiane de temps de trajet au niveau national était en 2010 de 17 minutes,

elle était supérieure à 30 minutes dans 8 départements à dominante rurale et de faible densité de population (15 à 45 habitants/km<sup>2</sup>)<sup>[30]</sup>.

Les régions ont été différemment concernées par les restructurations. En 2003, avec un taux de fermeture de 36,0 % par rapport à 1998, la Bourgogne était la région la plus touchée<sup>[29]</sup>. Dans cette région, de 2000 à 2009, deux maternités privées implantées en zone urbaine (Chenôve dans l'agglomération dijonnaise en 2000 et Auxerre en 2001) et trois maternités publiques qui desservaient les zones enclavées du Morvan et du Châtillonnais ont fermé (Avallon dans l'Yonne en 2002, Clamecy dans la Nièvre et Châtillon-sur-Seine dans la Côte d'Or en 2008), faisant passer le nombre de maternités de 20 en 2000 à 15 en 2009 (Carte 1). L'impact de ces fermetures diffère selon les départements. Si, pour l'année 2010, on peut considérer que la Saône-et-Loire, avec ses cinq maternités, conserve un maillage du territoire efficace<sup>[30]</sup> qui permet de limiter les déplacements (temps médian 20 minutes), il en va différemment de la Nièvre dont les trois maternités sont toutes implantées à l'ouest du département. Une large portion de celui-ci n'est plus couverte par une maternité et un quart de ses habitantes doivent parcourir des trajets de plus de 40 minutes pour aller accoucher<sup>[30]</sup>.

**CARTE 1 > Bourgogne : Temps d'accès à la maternité la plus proche en 2009 selon le code PMSI du domicile de la mère et implantation des maternités**



En 2008, une nouvelle catégorie de communes apparaît dans le secteur du Haut-Morvan après la fermeture de la maternité de Clamecy. Celles-ci sont situées à plus d'une heure de la maternité la plus proche, et pour six d'entre elles les temps d'accès sont supérieurs à 80 minutes. Dès lors, pour 2511 femmes en âge de procréer, la maternité la plus proche se trouve à plus d'une heure de trajet<sup>131</sup>. Après la fermeture de la maternité de Clamecy, non seulement le périmètre des communes du Morvan concernées par une augmentation des distances-temps s'agrandit mais les communes situées en bordure des départements de la Nièvre et de l'Yonne, déjà touchées par la fermeture d'Avallon en 2002, voient une nouvelle fois leur temps d'accès à la maternité la plus proche augmenter. Vingt-quatre communes situées dans le Morvan ont ainsi subi « une double peine ». Certaines d'entre elles (par exemple Sermizelles, Givry, Dermey-sur-Levault, Blannay) sont passées de la tranche 15 à 30 minutes de trajet après la fermeture d'Avallon, à celle de 40 minutes et plus après la fermeture de Clamecy<sup>131</sup>. Ces 24 communes ont enregistré 538 naissances de 2000 à 2009, soit une moyenne de 54 naissances par an (Données INSEE : état civil).

À la lecture de ces données on peut faire l'hypothèse que, si comme pour les autres urgences vitales à début inopiné les résultats de santé périnatale sont liés aux délais de prise en charge des parturientes, une partie de la mortalité et de la morbidité périnatale enregistrée en Bourgogne comme en France est imputable à la durée des temps de trajet domicile-maternité.

**L'objectif** de notre étude était d'étudier l'impact du temps de trajet à la maternité la plus proche sur l'issue des grossesses, en prenant en compte les risques individuels des femmes identifiables à partir des données du PMSI, ainsi que le contexte socio-économique et environnemental de leur domicile.

## TERRITOIRE DE L'ÉTUDE

Notre recherche a été conduite en Bourgogne où près de 90 % des femmes accouchent dans la maternité la plus proche de leur domicile<sup>132</sup> et où les temps de trajet sont supérieurs à la moyenne nationale pour une partie importante de la population<sup>133</sup>.

La région Bourgogne, composée de 4 départements : la Côte-d'Or, la Nièvre, la Saône-et-Loire et l'Yonne, couvre 31 600 km<sup>2</sup> soit 6 % du territoire métropolitain et rassemblait 1 631 000 habitants au 1<sup>er</sup> janvier 2008, soit 2,6 % de la population française métropolitaine. Vaste territoire faiblement peuplé (densité de population : 51 habitants/km<sup>2</sup> contre 108 pour l'ensemble de la France), cette région, prise en étau entre celles d'Ile-de-France et de Rhône-Alpes, a du mal à s'exprimer. Marquée par une forte empreinte rurale, dépourvue d'un réseau dense de villes moyennes, la Bourgogne souffre de l'absence de centralité d'une métropole.

La topographie bourguignonne, caractérisée par de grands accidents, a joué un rôle majeur sur le peuplement et la polarisation régionale. Le massif du Morgan, en position centrale, dont chaque département possède un morceau, commande cet espace. Il culmine à 901 m. Il est plus facile de le contourner que de le traverser. Il rend difficiles les liaisons est-ouest, ce qui ne fait qu'accentuer l'importance des influences centrifuges auxquelles la région est soumise. Aujourd'hui encore, une seule route importante le traverse, la route départementale D978, qui relie la Bourgogne de l'Ouest (Nevers) à celle de l'Est (Chalon-sur-Saône et Dijon) en passant par Château-Chinon et Autun. Côté sud-est, les monts de l'Autunois, du Charolais, du Mâconnais, bien que plus modestes, cloisonnent également l'espace. À l'Est, l'ample Val-de-Saône est bloqué par le talus de la Côte-d'Or, barrière de 200 mètres de haut, trouée de quelques reculées (les combes). Cette topographie dessine des interfaces différentes : le département de l'Yonne est tourné vers Paris, la Nièvre vers le Val-de-Loire, la Saône-et-Loire vers le Lyonnais.

Lieu de passage naturel, grâce au fossé d'effondrement de la plaine de Saône, la Bourgogne est traversée par l'axe routier le plus emprunté de France (l'autoroute A6). Dijon et Beaune sont devenus des carrefours autoroutiers d'échelle européenne. À l'Ouest, l'axe nivernais a longtemps fait figure de parent pauvre, mais la route nationale N7 et l'autoroute A77 devraient à terme faire contrepoids à l'autoroute A6. Les centres urbains les plus peuplés se situent

en plaine de Saône et seulement 16 communes comptent plus de 10 000 habitants. L'agglomération de Dijon (238 100 habitants en 2006), unique commune de plus de 100 000 habitants en Bourgogne, concentre 15 % de la population régionale. À l'opposé, 33 % de la population vit dans des communes appartenant à l'espace à dominante rurale (contre 18 % au niveau national), la zone la plus faiblement peuplée étant située dans le Châtillonnais<sup>131</sup>.

Cette répartition inégale de la population sur le territoire se retrouve dans celle de l'offre de soins ambulatoire. Si l'offre disponible dans les territoires urbains situés le long de l'autoroute A6 et dans la plaine de Saône peut être considérée comme satisfaisante<sup>11</sup>, celle des zones plus enclavées telles que le massif du Morgan sont largement déficitaires. « Elles cumulent l'éloignement aux soins de proximité et aux spécialistes libéraux, aussi bien pour les spécialités les plus courantes que pour les spécialités les plus rares »<sup>11</sup>. Cette désertification médicale des zones rurales se trouve accentuée en obstétrique du fait de la répartition spatiale des maternités (Carte 1), d'autant que depuis 2009, la maternité de Montceau-les-Mines en Saône-et-Loire a été supprimée suite à sa fusion avec celle du Creusot et que l'activité de la maternité de Decize dans la Nièvre est « suspendue ».

Organisation du relief, histoire, dynamismes économiques actuels et planification sanitaire font de la Bourgogne une région mosaïque, aux fortes inégalités internes, en mal d'unité.

## MÉTHODE

### DONNÉES UTILISÉES ET ÉCHELLE D'ANALYSE

Les données utilisées sont celles du RPB qui, pour son évaluation annuelle, utilise des données recueillies dans le cadre du PMSI pour tous les accouchements survenus dans les maternités de la région<sup>134</sup> à partir de 22 semaines d'aménorrhée (SA). Le PMSI est dit « élargi » car il utilise une technique de chaînage<sup>135, 361</sup> qui permet de relier le séjour de la mère à celui de son enfant, tout en garantissant l'anonymat. Celle-ci a été mise au point par le département d'information médicale (DIM) du CHU de Dijon. En plus du recueil habituel,

les maternités ont fourni des données systématisées sur le terme à la naissance et certains facteurs de risque socio-économiques. Un contrôle de l'exhaustivité du recueil est fait tous les ans par la cellule d'évaluation du réseau. Les données sont disponibles depuis 2000.

Concernant le domicile des mères, les seules données disponibles dans le PMSI (code PMSI) sont des codes géographiques dont le découpage est superposable à celui des codes postaux. C'est donc cette échelle imposée par les données du PMSI qui a été notre échelle d'analyse. Comme le découpage des codes PMSI n'est superposable à aucun découpage administratif, et qu'aucune des statistiques sociodémographiques ou de revenu des ménages diffusés par l'Insee n'est disponible à cette échelle, toutes les données provenant de l'INSEE utilisées dans notre étude sont les moyennes des données fournies pour les communes qui composent chaque code PMSI.

### MORBI-MORTALITÉ ÉTUDIÉE : CHOIX DES VARIABLES D'INTÉRÊT

Parmi les données disponibles dans le PMSI nous avons retenu comme variables d'intérêt celles qui a priori pouvaient être influencées par l'allongement des temps de trajet.

Nous avons retenu :

- **Pour l'issue de grossesse :** la mortalité foetale in utero (mortinatalité) et périnatale élargie (décès in utero ou dans les 28 premiers jours de vie postnatale), les anomalies du rythme cardiaque foetal (RCF) et/ou un liquide amniotique méconial (LAM) qui peuvent être des signes de souffrance foetale aiguë, les accouchements hors maternité;
- **Pour les prises en charge des femmes :** les hospitalisations de plus de 24 heures avant l'accouchement.

Toutes ces variables sont des variables dichotomiques codées oui = 1 et non = 0.

### POPULATION DE L'ÉTUDE

Notre étude a porté sur les naissances domiciliées en Bourgogne de 2000 à 2009. Le chaînage des séjours des mères et des enfants, dans le cadre du PMSI élargi, ne pouvant être réalisé qu'à partir des données fournies au

RPB par les hôpitaux bourguignons, les naissances hors région n'ont pu être incluses. Comme le RPB organise, gère et régule la prise en charge des grossesses à risque et les transferts in utero entre les établissements de Bourgogne, la quasi-totalité des naissances hors région relèvent du choix des mères et sont à bas risque. Dans les codes PMSI où on enregistre un fort taux de fuites, l'absence de prise en compte dans nos analyses de ces grossesses à bas risque pouvait être à l'origine d'un biais non contrôlable, puisque celles à haut risque domiciliées dans ces mêmes codes figurent dans le PMSI élargi. De ce fait, nous avons exclu de l'analyse les codes PMSI où on avait enregistré 6 % ou plus de naissances hors région<sup>1</sup> (Carte 1). Les femmes qui accouchent hors Bourgogne sont majoritairement domiciliées dans les codes PMSI limitrophes des autres régions. C'est pourquoi, après exclusion des codes PMSI avec 6 % ou plus de fuites, on n'observe plus d'effet de bord, toutes les maternités les plus proches des domiciles en temps étant situées en Bourgogne. Ce seuil de 6 % pour les exclusions a été choisi car il correspond à une rupture dans la distribution des taux de fuites calculés pour chaque code PMSI.

Nous avons exclu également les interruptions de grossesse pour motif médical (IMG), la décision d'interruption de grossesse n'ayant aucun lien avec le temps d'accès à la maternité et les grossesses multiples qui ont une histoire naturelle différente de celle des grossesses uniques. Elles posent par ailleurs un problème de traitement statistique puisqu'on a autant de dyades mère/enfant que d'enfants, c'est-à-dire qu'on a une mesure répétée, autant de fois que de fœtus, de l'issue d'une même grossesse.

Après exclusions des IMG, des grossesses multiples et des codes PMSI avec 6 % ou plus de fuites, notre étude a porté sur 139 196 dyades mère/enfant.

### CALCUL DES TEMPS DE TRAJET ENTRE LE DOMICILE DE LA MÈRE ET LA MATERNITÉ LA PLUS PROCHE

La seule localisation du domicile des mères étant le code PMSI de leur rési-

dence, nous avons estimé pour chaque code un temps de parcours routier pour se rendre à la maternité la plus proche. Toutes les femmes d'un même code PMSI sont créditées d'un même temps d'accès. Le temps utilisé pour nos analyses est la moyenne des temps estimés pour chacune des communes qui composent le code, c'est-à-dire le temps moyen mis pour aller des centroïdes des communes composant le code PMSI au centroïde de la commune d'implantation de la maternité. Par construction, les temps d'accès à la maternité la plus proche pour les villes d'implantation des maternités sont estimés à « 0 ».

Les temps de trajet ont été calculés en utilisant l'extension CHRONOMAP<sup>®</sup> du logiciel MAPINFO<sup>®</sup> et le réseau routier numérisé IGN500<sup>®</sup>. Les temps utilisés sont ceux issus des paramétrages réalisés pour des véhicules rapides type SAMU. Nous avons choisi ce paramétrage car en zone urbaine les temps estimés par ce modèle sont proches de la réalité des temps mis par les véhicules prioritaires alors que les temps estimés pour les voitures particulières sont largement sous évalués. Hors agglomérations, les différences de temps sont minimales entre les deux paramétrages, la vitesse des véhicules prioritaires étant limitée par l'état des routes et leur sinuosité.

Pour prendre en compte la modification chronologique des temps d'accès consécutive aux fermetures d'établissements<sup>[31]</sup>, ceux-ci ont été calculés pour trois périodes :

- 1 **2000-2002 :** avant la fermeture de la maternité d'Avallon;
- 2 **2002-2008 :** de la fermeture de la maternité d'Avallon à celles des maternités de Clamecy et Châtillon s/seine;
- 3 **2008-2009 :** à partir des dates de fermeture des maternités de Clamecy et Châtillon-sur-Seine au 31 décembre 2009.

Les maternités des cliniques de Chenôve et d'Auxerre implantées en zone urbaine étant proches d'autres maternités, leur fermeture ne modifie pas les temps d'accès estimés par les modèles.

Nous avons ensuite créé pour chaque période une variable « temps » en quatre classes : de 0 à 15 minutes, de 16 à 30 minutes, de 31 à 45 minutes et 46 minutes et plus. Nous avons retenu un

1. La maternité de Cosne-Cours-sur-Loire n'ayant pas transmis ses données pour l'année 2009, nous avons également exclu pour cette année-là les codes PMSI où 6 % de femmes ou plus avaient accouché dans cette maternité.

pas de 15 minutes car, en France en 2007, la moyenne des temps d'accès à une maternité était pour les femmes, de 14 minutes 46 secondes <sup>[1]</sup>, qu'une des priorités de l'actuel gouvernement est que toute la population ait un accès aux soins urgents en moins de 30 minutes et, qu'à dire d'experts, la limite de sécurité en obstétrique pour atteindre une maternité est de 45 minutes <sup>[37]</sup>.

## VARIABLES D'AJUSTEMENT

L'idée que les déterminants sociaux de la santé ont une structure à plusieurs niveaux – par exemple à l'échelle de l'individu et à l'échelle du lieu de résidence – est aujourd'hui reconnue en épidémiologie sociale <sup>[38]</sup>. Quel que soit le lieu où elles ont été réalisées, de nombreuses études ont montré que la mortalité ainsi que les principales pathologies observées lors de la période périnatale sont associées aux caractéristiques sociales des quartiers de résidence des femmes enceintes <sup>[39, 40]</sup>.

Afin de prendre en compte ces facteurs, nous avons retenu deux niveaux de variables d'ajustement : le niveau individuel et le niveau contextuel.

❶ **Les variables retenues au niveau individuel** sont l'âge maternel, le sexe de l'enfant et le terme à la naissance (moins de 37 SA : prématurité = 1 et 37 SA et plus : prématurité = 0), les antécédents d'accouchement prématuré (au moins 1 accouchement avant 37 SA variable codée « 1 » – sinon codée « 0 ») et les antécédents obstétricaux. Il s'agit d'une variable synthétique codée « 1 » lorsqu'il était noté au moins un antécédent de mort in utero ou qu'il était mentionné en diagnostic associé un des deux codes « z352 : Surveillance d'une grossesse avec d'autres antécédents obstétricaux pathologiques et difficultés à procréer » et « z875 : Antécédents personnels de complications de la grossesse, de l'accouchement et de la puerpéralité » de la classification internationale des maladies (CIM10). Lorsqu'aucun antécédent n'était noté, la variable a été codée « 0 ».

❷ **Les variables utilisées au niveau contextuel**, en plus des temps de trajet à la maternité la plus proche, sont des variables qui qualifient l'environnement sociodémographique et le niveau de ruralité et d'urbanisation à l'échelle de codes PMSI.

## Environnement sociodémographique : Indice de désavantage

Le contexte de résidence, tel que le niveau de revenu par unité de consommation, le taux de chômage ou la valeur des biens immobiliers, a un effet indépendant de celui des caractéristiques sociales des femmes elles-mêmes. De plus, il existe une interaction entre les caractéristiques individuelles et collectives : certains groupes de femmes enceintes, définies par leur statut social ou leur pays d'origine, seraient plus affectés que d'autres par leur environnement <sup>[41]</sup>.

Il existe de nombreux scores dits de « désavantage » (en anglais : *'deprivation score'*) développés principalement à l'étranger <sup>[42]</sup>, mais afin de pouvoir comparer nos résultats à ceux d'autres études développées au niveau national, nous avons choisi pour modèle celui développé en 1999 pour l'Île-de-France <sup>[41]</sup>. Cet indice composite inclut la proportion d'ouvriers, de professions intermédiaires, de personnes n'ayant pas dépassé le niveau « école primaire », de familles monoparentales, de ménages sans voiture et le nombre de personnes par pièce. Le score est la somme de ces proportions normalisées autour de leurs moyennes.

Les données utilisées sont celles du recensement de la population pour l'année 2006 diffusées par l'Insee à l'échelle des communes. De ce fait, les taux utilisés pour la construction du score ont été préalablement calculés pour chaque variable à l'échelle des codes PMSI. Nous n'avons pas inclus dans le score le revenu des ménages car la donnée est manquante pour 430 des 2046 communes, le nombre de ménages fiscaux étant insuffisant.

Les scores obtenus pour chaque code PMSI après normalisation et agrégation des données ont été répartis de manière égale dans quatre classes basées sur les quartiles de la distribution des scores dans les 226 codes postaux ; la classe 1 étant la plus « avantagée » et la classe 4 la plus « désavantagée ».

## Typologie des territoires (urbain/rural)

Comme le score de désavantage qui nous a servi de modèle a été créé pour l'Île-de-France et que tous les items n'ont pas la même valeur sociale en milieu urbain et en milieu rural, il nous est paru

nécessaire de construire une variable qui décrirait la ruralité de l'environnement, d'autant que 20 % des codes PMSI ont moins de 2000 habitants, seuil recommandé par l'Insee pour l'utilisation des données issues de l'exploitation complémentaire du recensement.

Pour caractériser l'environnement physique en « dominante rurale »/« dominante urbaine », nous avons créé une variable dichotomique « urbain 0/1 ». Pour cela, nous avons utilisé la classification développée par la délégation à l'Aménagement du Territoire et à l'Action Régionale (DATAR) <sup>[43]</sup> pour son analyse de la ruralité en Bourgogne à l'échelle des cantons. Les regroupements des différents types de cantons en deux classes (dominante rurale : urbain = 0 et dominante urbaine : urbain = 1) s'appuient sur l'analyse de la dynamique des territoires faite dans son étude par la DATAR.

Le découpage en code PMSI n'étant pas superposable à celui des cantons, lorsqu'un code PMSI s'étend sur plusieurs cantons classés urbains = 0 et urbains = 1, nous avons attribué à la variable « urbain » du code PMSI la valeur « 0 » ou « 1 » qui correspondait à la plus grande partie de sa surface.

## MÉTHODES D'ANALYSE

Le temps d'accès aux maternités étant découpé en classes, nous avons repéré parmi les variables d'intérêts celles qui lui étaient statistiquement liées et calculé les odds-ratios bruts en utilisant comme classe de référence la classe 0 à 15 minutes.

Pour analyser l'effet propre du temps, nous avons utilisé pour chaque variable d'intérêt des régressions logistiques multiniveaux qui permettent de prendre en compte la structure hiérarchique des données et la répétition de la mesure des temps d'accès à chacune des trois périodes. Le modèle est construit avec, au niveau 1, les données individuelles d'ajustement disponibles dans le PMSI pour chaque dyade mère-enfant, au niveau 2, les périodes avec les temps d'accès calculés à chaque période pour chaque code PMSI et, au niveau 3, les données contextuelles, c'est-à-dire le type de territoire (dominante rurale/dominante urbaine) et l'indice de désavantage du code PMSI du lieu de domicile.

**TABLEAU I** > TEMPS D'ACCÈS À LA MATERNITÉ LA PLUS PROCHE SELON LA PÉRIODE ET L'ÉCHELLE D'ANALYSE

PÉRIODE	TEMPS EN MINUTES		
	Moyenne	Médiane	Maximum
<b>Échelle des communes N = 2046</b>			
2000-2002 <sup>a</sup>	24	24	65
2002-2008 <sup>b</sup>	25	24	65
2008-2009 <sup>c</sup>	29	27	86
<b>Échelle des codes PMSI N = 226</b>			
2000-2002 <sup>a</sup>	21	20	61
2002-2008 <sup>b</sup>	21	21	61
2008-2009 <sup>c</sup>	24	22	72

a: Avant la fermeture de la maternité d'Avallon.

b: Après la fermeture de la maternité d'Avallon et avant les fermetures des maternités de Clamecy et de Châtillon-sur-Seine.

c: Après les fermetures des maternités d'Avallon, de Clamecy et de Châtillon-sur-Seine.

Les analyses ont été faites à l'aide des procédures *FREQ* et *GLIMMIX* du logiciel SAS version 9.3 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA).

## RÉSULTATS

Sur les 139 196 accouchements étudiés, 91,9 % ont eu lieu dans la maternité la plus proche du domicile de la mère (95,3 % des 358 temps d'accès aux maternités bourguignonnes et indicateurs de santé périnatale accouchements à terme et 87,0 % des accouchements prématurés).

Le tableau I présente l'évolution des temps d'accès moyens, médians et maximaux pour atteindre la maternité la plus proche de 2000 à 2009, évalués en fonction des deux échelles de calcul (communes et codes PMSI). Si on compare la période 2000-2002 à la période

2008-2009, quelle que soit l'échelle, on observe une augmentation des temps moyens, médians et maximaux.

Après la fermeture des trois maternités rurales (période 2008-2009), le temps moyen calculé au niveau des 2046 communes est passé de 24 à 29 minutes, le temps médian de 24 à 27 minutes et le temps maximal de 65 à 86 minutes. Le regroupement des 2046 communes en 226 codes PMSI diminue les temps estimés ainsi que l'amplitude des résultats. À cette échelle des codes PMSI, on passe d'une moyenne des temps d'accès de 21 minutes en 2000-2002 à une moyenne de 24 minutes en 2008-2009. Pour le temps maximal l'effet est identique (2000-2002 : 61 minutes ; 2008-2009 : 72 minutes).

Dans notre population de 139 196 dyades mère/enfant (tableau II) toutes

périodes confondues, 88 184 femmes (63,4 %) habitaient à moins de 16 minutes d'une maternité lors de leur accouchement, 39 877 (28,7 %) de 16 à 30 minutes, 10 068 (7,7 %) de 31 à 45 minutes et 467 (0,3 %) à 46 minutes ou plus. L'augmentation des distances à parcourir par les femmes pour atteindre la maternité la plus proche est très nette sur les trois périodes. En 2000-2002, avant la fermeture d'Avallon, seulement 6,7 % des femmes mettaient plus de 30 minutes pour s'y rendre contre 9,2 % en 2008-2009 après la fermeture des trois maternités rurales. La tendance à l'allongement des temps de trajet sur les trois périodes est significative (*d de Somers* :  $p < 10^{-3}$ ).

Les analyses ont été effectuées sur l'ensemble des 139 196 dyades mère/enfant, sauf pour les accouchements hors maternité pour lesquels nous avons exclu les mères hospitalisées depuis plus de 24 heures avant l'accouchement. Pour cette variable le nombre de dyades étudiées était de 130 177.

Le tableau III (page suivante) présente les liens qui existent entre les temps à la maternité la plus proche et les variables d'issue de grossesse ou l'hospitalisation des mères pour les trois périodes confondues. Pour toutes les variables d'intérêt, le taux d'incidence enregistré dans la classe 46 minutes et plus est supérieur à celui observé pour les femmes qui habitent à moins de 16 minutes d'une maternité. Les tests de tendance de Cochran-armitage sont significatifs ( $p < 0,05$ ) pour les anomalies du RCF, les hospitalisations des mères de plus de 24 heures avant l'accouchement, et les accouchements hors maternité.

**TABLEAU II** > RÉPARTITION DES NAISSANCES SELON LA PÉRIODE ET LES TEMPS D'ACCÈS

TEMPS	TOTAL DES 3 PÉRIODES		PÉRIODES D'ÉTUDE						<i>d de somers</i> $p =$
			2000 - 2002 <sup>a</sup>		2002 - 2008 <sup>b</sup>		2008-2009 <sup>c</sup>		
	N	%	N	%	N	%	N	%	
≤ 15 min	88 184	63,4	21 819	64,9	53 170	63,0	13 195	62,1	< 10 <sup>-3</sup>
16 - 30 min	39 877	28,6	9 533	28,4	24 248	28,7	6 096	28,7	
31 - 45 min	10 668	7,7	2 227	6,6	6 707	8,0	1 734	8,2	
≥ 46 min	467	0,3	29	0,1	227	0,3	211	1,0	
Total Dyades	139 196	100,0	33 608	100,0	84 352	100,0	21 236	100,0	

a: avant la fermeture de la maternité d'Avallon

b: après la fermeture de la maternité d'Avallon et avant les fermetures des maternités de Clamecy et de Châtillon-sur-Seine

c: après les fermetures des maternités d'Avallon, de Clamecy et de Châtillon-sur-Seine

**TABLEAU III** > EFFET DES TEMPS D'ACCÈS À LA MATERNITÉ LA PLUS PROCHE SUR LES RÉSULTATS DE SANTÉ PÉRINATALE (ANNÉES 2000-2009): TAUX BRUTS, ODDS-RATIOS BRUTS ET ODDS-RATIOS AJUSTÉS

NOMBRE TOTAL DE DYADES MÈRE/ENFANT: 139 196									
MINUTES À LA MATERNITÉ LA PLUS PROCHE	TAUX BRUTS			ODDS-RATIOS BRUTS			ODDS-RATIOS AJUSTÉS		
	NOMBRE	%	TENDANCE PR < Z	OR	IC 95 %		OR	IC 95 %	
					MIN	MAX		MIN	MAX
<b>MORTINATALITÉ ET MORTALITÉ PÉRINATALE</b>									
MORT-NÉS (TOTAL: 0,47 %)									
≤ 15	407	0,46		-	-	-	-	-	-
16 - 30	186	0,47	0,1	1,01	0,85	1,20	1,21	0,99	1,47
31 - 45	59	0,55		1,20	0,91	1,58	1,28	0,95	1,72
≥ 46	4	0,86		1,86	0,69	5,01	2,03	0,71	5,77
DÉCÈS PÉRINATALS (TOTAL: 0,63 %)									
≤ 15	565	0,64		-	-	-	-	-	-
16 - 30	241	0,60	0,49	0,94	0,81	1,10	1,03	0,87	1,22
31 - 45	70	0,66		1,02	0,80	1,31	1,08	0,83	1,41
≥ 46	5	1,07		1,68	0,69	4,07	1,69	0,65	4,42
<b>SIGNES DE SOUFFRANCE FŒTALE AIGUË</b>									
ANOMALIES DU RYTHME CARDIAQUE FŒTAL (RCF) (TOTAL: 16,86 %)									
≤ 15	15 528	17,61		-	-	-	-	-	-
16 - 30	6 197	15,54	< 10 <sup>-3</sup>	0,86	0,83	0,89	0,97	0,83	1,12
31 - 45	1 645	15,42		0,85	0,81	0,90	1,33	1,11	1,59
≥ 46	92	19,70		1,15	0,91	1,44	2,23	1,53	3,25
LIQUIDE AMNIOTIQUE MÉCONIAL (LAM) (TOTAL: 7,65 %)									
≤ 15	6 843	7,76		-	-	-	-	-	-
16 - 30	2 938	7,37	0,2	0,95	0,90	0,99	1,24	1,00	1,54
31 - 45	822	7,71		0,99	0,92	1,07	2,02	1,55	2,63
≥ 46	52	11,13		1,49	1,12	1,99	5,36	3,18	9,02
<b>HOSPITALISATION DES MÈRES</b>									
HOSPITALISATIONS PLUS DE 24 HEURES AVANT L'ACCOUCHEMENT: (TOTAL 6,48 %)									
≤ 15	5 510	6,25		-	-	-	-	-	-
16 - 30	2 601	6,52	< 10 <sup>-3</sup>	1,05	1,00	1,10	1,10	0,99	1,22
31 - 45	854	8,01		1,31	1,21	1,41	1,18	1,03	1,35
≥ 46	54	11,56		1,96	1,48	2,61	1,58	1,10	2,29
<b>ACCOUCHEMENTS HORS MATERNITÉ</b>									
FEMMES NON HOSPITALISÉES (N = 130 177: TOTAL ACCOUCHEMENTS HORS MATERNITÉ 0,25 %)									
≤ 15	169	0,20		-	-	-	-	-	-
16 - 30	120	0,32	< 10 <sup>-3</sup>	1,55	1,23	1,96	1,66	1,23	2,24
31 - 45	36	0,37		1,74	1,22	2,50	1,48	0,97	2,26
≥ 46	1	0,24		1,10	0,15	7,90	0,93	0,12	6,92

Concernant ces taux bruts, on observe une courbe en U pour les taux d'anomalies du RCF objectivée par des odds-ratios non ajustés inférieurs à 1 pour les classes de temps 16-30 minutes (OR = 0,86 IC95 % : 0,83-0,89) et 31 à 45 minutes (OR = 0,85 ; IC95 % : 0,81-0,90). Il en est de même pour les taux de LAM où l'on observe un odds-ratio non ajusté inférieur à 1 pour la classe 16-30 minutes (OR = 0,95 ; IC95 % : 0,90-0,99) et supérieur à 1 pour la classe de temps supérieur ou égal à 46 minutes (OR = 1,49 ; IC95 % : 1,12-1,99).

Il existe un gradient positif des taux d'hospitalisations des mères plus de 24 heures avant l'accouchement avec des odds-ratios non ajustés supérieurs à 1 dès la classe 16-30 minutes (OR = 1,05 ; IC95 % : 1,00-1,10). Il est de 1,31 (IC95 % : 1,21-1,41) pour la classe 31-45 minutes et de 1,96 (IC95 % : 1,48-2,61) pour les temps de trajet temps supérieurs 45 minutes. Les odds-ratios non ajustés des taux d'accouchements hors maternité sont quant à eux supérieurs à 1 pour les classes 16-30 minutes (OR = 1,55 ; IC95 % : 1,23-1,96) et 31-45 minutes (OR = 1,74 ; IC95 % : 1,22-2,50).

Pour les taux de mortinatalité et de mortalité périnatale, aucun des odds-ratios non ajustés n'est significatif bien que le taux brut de mortinatalité passe de 0,46 % chez les femmes à moins de 16 minutes d'une maternité à 0,86 % chez celles à plus de 45 minutes et que ces taux soient régulièrement croissants au fur et à mesure que le temps s'allonge. On enregistre des résultats similaires pour les taux de mortalité périnatale qui passent de 0,64 % pour la classe 16-30 minutes à 1,07 % pour des temps supérieurs à 45 minutes. Cette absence de signification des odds-ratios est à mettre en relation avec la faiblesse des effectifs dans la classe 46 minutes et plus (N = 467 pour l'ensemble de la base et 413 pour les femmes non hospitalisées).

Le tableau III présente également ces mêmes liens après ajustement sur les données individuelles et contextuelles. Le codage des variables d'ajustement en 0/1 fait que la classe de référence pour les odds-ratios ajustés est composée des femmes âgées de 20 à 39 ans, sans antécédent obstétrical ou d'accouchement prématuré, qui ont accouché à terme (37 SA et plus) d'un bébé de sexe féminin et

qui habitaient dans un code PMSI socio-économiquement « avantagé », situé à moins de 16 minutes d'une maternité, dans une zone à « dominante rurale ».

Après ajustement, on observe pour les taux d'anomalies du RCF, de LAM et d'hospitalisations des mères plus de 24 heures avant l'accouchement, un gradient positif des coefficients et des odds-ratios supérieurs à 1 dès la classe 31-45 minutes (Tableau III). Les odds-ratios ajustés les plus élevés sont observés pour les signes de souffrance foetale aiguë, que ce soit pour les taux de LAM (OR = 5,36 ; IC95 % : 3,18-9,09 à 46 minutes et plus) ou les anomalies RCF (OR = 2,23 ; IC95 % : 1,53-3,25 à 46 minutes et plus). Ces odds-ratios sont pour la classe de temps 31-45 minutes de 2,02 (IC95 % : 1,55-2,63) pour le taux LAM et 1,33 (IC95 % : 1,11-1,59) pour celui d'anomalies du RCF. S'agissant des hospitalisations des femmes plus de 24 heures avant l'accouchement l'odds-ratio est de 1,58 (IC95 % : 1,10-2,29) lorsque les femmes habitent à 46 minutes ou plus d'une maternité et de 1,18 (IC95 % : 1,03-1,35) pour la classe 31-46 minutes.

Pour les taux de mortinatalité et de mortalité périnatale il existe également un gradient positif des coefficients et des odds-ratios, mais aucun n'est statistiquement supérieur à 1. Cette absence de signification est associée à un intervalle de confiance très large pour les temps de trajet supérieurs à 45 minutes, que ce soit pour la mortinatalité (OR = 2,03 ; IC95 % : 0,71-5,77) où la mortalité périnatale (OR = 1,69 ; IC95 % : 0,65-4,42). Toutefois, pour la mortinatalité, l'odds ratio de la classe 16-30 minutes qui a l'effectif le plus important après la classe de référence (39 877 dyades et 186 mort-nés), est en limite de signification (OR = 1,21 ; IC95 % : 0,99-1,47  $p < 0,06$ ).

Pour les accouchements hors maternité, nous n'avons pris en compte que les 130 177 dyades pour lesquelles les mères n'avaient pas été hospitalisées plus de 24 heures avant l'accouchement. Seul l'odds-ratio de la classe 16-30 minutes, la plus importante en nombre de dyades, est significativement supérieure à 1 (OR = 1,66 ; IC95 % : 1,23-2,24), celui de la classe 31-45 minutes (OR = 1,48 ; IC95 % : 0,97-2,26), est en limite de signification ( $p = 0,07$ ).

## DISCUSSION

Notre étude montre qu'en Bourgogne, pour les grossesses uniques, il existe une liaison positive et significative entre les facteurs de risque de mortalité et de morbidité périnatale que sont les taux de LAM, les anomalies du RCF et le temps d'accès à la maternité la plus proche. Ces associations persistent après ajustement sur les facteurs de risque individuels des mères et certaines caractéristiques de l'environnement. Cette liaison positive et significative existe également pour les accouchements inopinés hors hôpital pour les temps compris entre 15 et 46 minutes. Il est à noter qu'il n'y a eu qu'un seul accouchement hors hôpital chez les 412 femmes non hospitalisées qui habitaient à 46 minutes ou plus d'une maternité. La faiblesse de l'effectif rend difficile l'interprétation des résultats pour cette classe de temps.

Nous avons observé également qu'il existait un gradient positif, mais non significatif pour la mortinatalité et la mortalité périnatale. Toutefois, comme la mortalité en période périnatale est un phénomène rare, l'importance des intervalles de confiance des odds-ratios pour la classe 46 minutes et plus (467 dyades) et le fait que, pour la mortinatalité, l'odds ratio de la classe 16-30 minutes (39 877 dyades) soit en limite de signification, suggèrent que cette absence de signification est due à la faiblesse des effectifs, en particulier pour les temps supérieurs à 45 minutes. Ces résultats sont similaires à ceux que nous avons trouvés dans une précédente étude où nous avons exclu de l'analyse les années 2002 et 2008, années de fermeture des trois maternités rurales<sup>[44]</sup>.

Bien que plus de 90 % des femmes de notre échantillon aient accouché dans la maternité la plus proche de leur domicile, nous avons repris nos analyses sur la population des femmes qui avaient effectivement accouché dans la maternité la plus proche. Les résultats sont similaires à ceux trouvés sur l'ensemble des femmes.

Ces liaisons statistiques significatives mises en évidence dans notre étude suggèrent que pour les urgences obstétricales, comme pour les autres urgences à début inopiné<sup>[14, 16, 17]</sup>, le temps de latence à la prise en charge médicale est un facteur important du pronostic.

Nos résultats sont cohérents avec ceux trouvés, tant en France <sup>[251]</sup> que dans de nombreuses études internationales. Ainsi, concernant la mortalité, ils sont comparables à ceux publiés par Ravelli <sup>[221]</sup> qui montrent qu'aux Pays-Bas un temps de transport supérieur à 20 minutes augmente le risque de mortinatalité et d'accidents de la naissance. Ils concordent également avec ceux de divers travaux qui comparent les taux de mortalité et de morbidité périnatales en secteur rural et en secteur urbain <sup>[23, 24, 451]</sup>. Toutefois nos conclusions divergent de celles des études de Parker <sup>[191]</sup> et de Dummer <sup>[201]</sup> menées dans la province de Cumbria (UK) pour la période 1950 à 1993. Celles-ci n'ont pas mis en évidence d'association entre les taux de mortalité périnatale et les temps d'accès à la maternité. Il est toutefois à signaler que ces résultats ne sont pas ajustés sur le terme et que, dans d'autres études faites en Cumbria sur la même période, les auteurs ont mis en évidence un risque de mortalité plus élevé en zone urbaine qu'en zone rurale <sup>[461]</sup>, ainsi qu'une hétérogénéité spatiale des facteurs de risque environnementaux : les taux de mortinatalité et d'anomalies congénitales létales étaient plus élevés près des incinérateurs ou des crématoriums <sup>[471]</sup> et des décharges <sup>[481]</sup> de la région. Cette configuration spatiale de la répartition des risques peut expliquer l'absence de liaison statistique entre le temps d'accès à la maternité et la mortalité périnatale observée en Cumbria. Par ailleurs, étant donné l'importance de la durée de l'étude (1950-1993), des changements importants de pratique ont pu avoir lieu pendant la période, ce qui n'a pas été le cas en Bourgogne de 2000 à 2009.

D'autre part, on peut penser que les professionnels ont, par expérience, développé des stratégies qui visent à minimiser les risques liés au caractère aléatoire du déclenchement spontané de l'accouchement. Ceci expliquerait l'augmentation des hospitalisations des mères plus de 24 heures avant l'accouchement, la maternité n'étant alors que la transposition française des « *maternity waiting homes* » des pays nordiques <sup>[181]</sup> qui sont des lieux d'hébergement géographiquement proches des maternités, où les femmes qui habitent des territoires éloignés et isolés, peuvent séjourner pendant les dernières semaines qui

précèdent le terme de leur grossesse. Cette augmentation significative du taux d'hospitalisation des mères plus de 24 heures avant l'accouchement, combinée à la faiblesse des effectifs dans certaines classes de temps, peut expliquer le fait que nous n'ayons pas mis en évidence d'augmentation du risque d'accouchement inopiné hors d'un hôpital pour les femmes qui habitent à 46 minutes ou plus d'une maternité.

Bien que les résultats observés dans notre étude soient cohérents avec la majorité de ceux retrouvés lors de nos recherches bibliographiques, un certain nombre de limites doivent être discutées. Si la base de données du PMSI élargi utilisée permet une description longitudinale et exhaustive des hospitalisations dans l'ensemble de la Bourgogne, ces données ne peuvent pas être exploitées pour réaliser des analyses géographiques à des échelles fines qui tiendraient compte de spécificités territoriales locales, puisque le code PMSI est la seule information disponible pour le domicile des femmes. Ceci implique que toutes les femmes qui habitent un même code PMSI se voient attribuer un même temps d'accès à la maternité la plus proche, ce qui génère une incertitude quant au temps d'accès réel qui sépare le domicile de la femme de la maternité la plus proche. Toutefois, en utilisant une variable de classes avec un pas de 15 minutes, on minimise les risques d'erreur de classements, en particulier pour les temps les plus longs (46 minutes et plus).

D'autre part, la sous-estimation des temps d'accès due à la modélisation de véhicules rapides types SAMU, risque d'être amplifiée du fait de la méthode de calcul employée.

a. Les temps de trajet à la maternité la plus proche utilisés sont, pour chaque code PMSI, la moyenne des estimations effectuées pour les communes qui le composent (de centroïde à centroïde). Cette agrégation des données minimise les temps, en particulier le maximum (*Tableau I*). Il est toutefois à noter que 28 des 226 codes PMSI sont composés d'une seule commune où de communes créditées du même temps, que pour 55 l'écart maximal entre les communes est de 8 minutes, pour 89 il est compris entre 9 et 16 minutes.

Pour les 54 autres, l'écart maximum est de 30 minutes. Les coefficients de variation les plus élevés sont observés dans les codes postaux composés de deux ou trois communes dont l'une est une ville d'implantation d'une maternité avec un temps estimé à 0.

- b. Les temps d'accès ont été fixés à 0 lorsque la commune est équipée d'une maternité. Ces problèmes inhérents à la méthode de calcul ont été signalés dans de nombreuses études tant françaises <sup>[251]</sup> qu'étrangères <sup>[221]</sup>.
- c. Enfin, nous n'avons pas pris en compte les aléas climatiques et les difficultés de circulation.

Toutefois, même si les valeurs absolues des temps d'accès sont sous-estimées, les gradients observés existent. De ce fait, les zones géographiques qui présentent le plus de risques peuvent être identifiées par la cartographie (*Carte 1*) de la répartition spatiale des temps d'accès dans les codes PMSI.

Par ailleurs, compte tenu de la taille de notre échantillon et du faible nombre de femmes domiciliées à plus de 45 minutes (467 naissances (*Tableau II*)) nous n'avons pas étudié le devenir des enfants nés vivants à l'extérieur de l'hôpital ou de ceux qui avaient présenté des signes de souffrance foetale aiguë. Or on sait que, même dans les populations à bas risque, un LAM ou des anomalies du RCF sont non seulement des facteurs de risque de mortinatalité <sup>[49, 501]</sup> mais aussi de mortalité ou de pathologies néonatales <sup>[51-531]</sup> et de handicaps neurologiques <sup>[54, 551]</sup>. Enfin, diverses études ont montré, chez les enfants nés inopinément hors hôpital, une augmentation du risque de mortalité périnatale et de morbidité néonatale <sup>[28, 561]</sup> y compris chez les enfants à terme <sup>[571]</sup>.

Nos résultats devront toutefois être confirmés et précisés, tant en Bourgogne que dans d'autres régions, par des études menées sur une période plus longue, afin d'augmenter les effectifs, pour pouvoir étudier les conséquences en période néonatale et à plus long terme de l'allongement des temps de trajet à la maternité la plus proche.

Ceci est d'autant plus important qu'un des objectifs de la fermeture des petites maternités, y compris en zone rurale, est une amélioration de la sécurité des mères et de leurs bébés. Ces fermetures sont la conséquence directe

des recommandations du rapport du Haut Comité de santé Publique <sup>161</sup> qui avait considéré que la sécurité n'était que médiocrement assurée dans les maternités qui effectuaient moins de 300 accouchements par an. Les experts avaient alors extrapolé les besoins des grossesses à haut risque à toutes les naissances et retenu l'idée largement répandue selon laquelle plus on soigne de malades et meilleurs sont les résultats. Mais les données de la littérature concernant la relation volume/résultats sont contradictoires. Des recherches menées dans de nombreux pays comme la Finlande <sup>1261</sup>, l'Australie <sup>1581</sup> ou la Nouvelle-Zélande <sup>1591</sup> concluent à l'absence d'augmentation du risque dans les petites maternités. En Allemagne <sup>171</sup> on a observé une augmentation du risque de mortalité per-partum et néonatale pour les maternités effectuant moins de 500 accouchements. Une étude norvégienne <sup>181</sup> montre que la relation volume/taux de mortalité néonatale décrit une courbe en U avec des odds ratios équivalents pour les maternités qui effectuent de 101 à 500 accouchements et celles qui en effectuent plus de 3000.

Une étude réalisée en Suède <sup>1601</sup> ne trouve pas de relation entre le volume et le taux de mortalité néonatale pour les grossesses à haut risque, alors qu'il existe une corrélation négative pour les grossesses à bas risques. Les résultats des études effectuées en bases populationnelle sont tout aussi hétérogènes <sup>161-631</sup>. Toutefois, ces analyses basées sur les territoires de résidence peuvent poser des problèmes méthodologiques <sup>1641</sup> et les variations des taux de mortalités observés dans les différents « *catchment areas* » <sup>1631</sup> peuvent difficilement être rapportées aux maternités référentes de la zone, en particulier en raison des flux interrégionaux, du choix de leur établissement d'accouchement par les femmes <sup>1321</sup> et du transfert des grossesses à haut risque <sup>1631</sup> vers les maternités de niveau III.

Par ailleurs, les résultats obtenus dans les pays où les distances sont courtes et les temps d'accès faibles ne sont pas forcément extrapolables à des régions où les distances et les temps sont plus longs comme en Bourgogne <sup>1651</sup>.

Un audit périnatal mené en France dans le district de Seine-Saint-Denis de 1989 à 1992 avant la régionalisation des soins, n'a pas montré de différence

entre les maternités, quels que soient leur taille et leur niveau de soins, pour la mortalité per-partum et néonatale après ajustement sur le terme et les pathologies obstétricales <sup>1661</sup>. Pour les prématurés de moins de 33 SA, seul le niveau de soins influençait les taux de mortalité. Enfin, en Bourgogne, il n'a jamais été signalé de dangerosité particulière des petites maternités lors de l'évaluation annuelle faite par le RPB <sup>1341</sup>.

En l'état actuel des connaissances, on ne peut affirmer l'existence en obstétrique d'une corrélation négative entre volume et résultats.

Mais l'obstétrique n'est pas la seule spécialité pour laquelle cette liaison pourrait être remise en cause <sup>111, 671</sup>. Les auteurs d'une revue de la littérature faite à l'Université d'York <sup>1121</sup> ont conclu que de nombreuses études explorant la relation qui existe à l'hôpital entre volume d'activité et résultats de santé sont de qualité médiocre. Quant aux autres, qualitativement bonnes, elles n'ont pas permis de mettre en évidence de relation généralisable entre volume d'activité et qualité des résultats. Enfin, pour la chirurgie, certains émettent l'hypothèse que les différents modèles de systèmes de santé et de financement agissent sur la relation volume/résultats observée <sup>1681</sup>.

De nouvelles études sur les effets bénéfiques de la concentration des moyens dans un nombre limité d'établissements d'accouchement s'avèrent nécessaires. Elles devront prendre en compte les effets délétères de l'allongement des temps d'accès si ceux-ci sont confirmés, d'autant que, dans l'enquête de Seine-Saint-Denis, pour 1/3 des femmes hospitalisées en USI et 40 % des décès, l'accident inaugural avait eu lieu hors de l'hôpital <sup>1691</sup> et que, de 1995 à 2001, 15 femmes enceintes sont décédées en France d'un malaise survenu à domicile ou sur la voie publique <sup>1701</sup>, sans compter les événements récents dont les médias se sont faits l'écho.

Un autre des objectifs des restructurations hospitalières est la diminution des coûts <sup>111, 12, 261</sup> attendue des économies d'échelle. Si les enquêtes complémentaires confirment nos résultats, l'augmentation des complications obstétricales et néonatales liées aux temps de trajet, par la lourdeur des prises en charge qu'elles entraînent, vont modifier le

coût des soins prodigués. Le surcoût généré, augmenté de celui entraîné par la modification des pratiques obstétricales qui visent à minimiser le risque, va venir minorer les bénéfices espérés à court terme. Ce surcoût devrait être pris en compte lors des évaluations de l'efficacité économique des restructurations faites ou à faire, d'autant qu'en supposant que les établissements fonctionnent déjà dans des conditions optimales de rentabilité, on ne peut espérer d'économies d'échelle que jusqu'à une capacité d'environ 200 lits, au-delà de 650 lits des économies d'échelle deviendraient importantes <sup>111, 12, 711</sup>.

## CONCLUSION

Nos résultats montrent qu'en Bourgogne l'augmentation de la distance à la maternité la plus proche retentit sur les résultats de santé périnatale. Ce type d'étude devrait être étendu à d'autres régions géographiques du même type, car si ces résultats étaient généralisables, ils seraient à prendre en compte lors de toute évaluation des bénéfices attendus des restructurations hospitalières faites dans les régions. •

## BIBLIOGRAPHIE

- Coldefy M, Com-Ruelle L, Lucas-Gabrielli V. *Distances et temps d'accès aux soins en France métropolitaine*. IRDES Questions d'économie de la santé 2011 ; 164 : 1-8
- Salem G, Rican S, Jouglas E. *Atlas de la santé en France. Vol 1 : les causes de décès* Paris : John Libbey Eurotext. 1999
- Trugeon A, Thomas N, Michelot F, et al. *Inégalités socio-sanitaires en France, de la région au canton*. Paris : Elsevier/Masson. 2010
- Vigneron E. *Les inégalités de santé dans les territoires français. État des lieux et voies de progrès*. Paris : Elsevier/Masson. 2011
- Papiernik E, Combière E. *Morbidité et mortalité des prématurés de moins de 33 semaines*. Bull Acad Natl Med 1996 ; 180 (5) : 1017-27 ; discussion 27-31.
- Haut Comité de Santé Publique. *La sécurité de la grossesse et de la naissance. Pour un nouveau plan de périnatalité*. Rennes : EnsP. 1994.
- Heller G, Richardson DK, Schnell R, et al. Are we regionalized enough? Early-neonatal deaths in low-risk births by the size of delivery units in Hesse, Germany 1990-1999. *Int J Epidemiol* 2002 ; 31 (5) : 1061-8.
- Moster D, Lie RT, Markestad T. Relation between size of delivery unit and neonatal death in low risk deliveries : population based study. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed* 1999 ; 80 (3) : F221-5.
- Com-Ruelle L, Or Z, Renault T. *Volume d'activité et qualité des soins dans les établissements hospitaliers*. Paris IRDES ; 2008.
- Pouvourville (de) G, Tiby-Levy Y, Spira R, et al. *Les économies d'échelle dans le secteur public hospitalier Français. Dans : Économie de la santé : trajectoire du futur*. Paris : Insee méthodes. 1997 :244-59.

11. McKee M, Healy J. The role of the hospital in a changing environment. *Bull World Health Organ* 2000; 78 (6): 803-10.
12. Hospital volume and health care outcomes, costs and patient access. *National Health Service Center for Reviews and Dissémination*. York University 1996.
13. Barnes-Josiah D, Mynnti C, Augustin A. the "three delays" as a framework for examining maternal mortality in Haiti. *Soc Sci Med* 1998; 46 (8): 981-93.
14. Blanchard IE, Doig CJ, HagelbE, et al. Emergency medical services response time and mortality in an urban setting. *Prehosp Emerg Care* 2012; 16(1): 142-51.
15. Fatovich DM, Phillips M, Langford SA, et al. A comparison of metropolitan vs rural major trauma in Western Australia. *Resuscitation* 2011; 82 (7): 886-90.
16. Shen YC, Hsia RY. Does decreased access to emergency departments affect patient outcomes? Analysis of acute myocardial infarction population 1996-2005. *Health Serv Res* 2012; 47 (1 Pt 1): 188-210.
17. Meretoja A, Strbian D, Mustanoja S, et al. Reducing in-hospital delay to 20 minutes in stroke thrombolysis. *Neurology* 2012; 79 (4) 306-13.
18. WHO. Maternity waiting homes: a review of experiences Geneva: World Health organisation; 1996.
19. Parker L, Dickinson HO, Morton-Jones T. Proximity to maternity services and stillbirth risk. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed* 2000; 82 (2): F167-8.
20. Dummer TJ, Parker L. Hospital accessibility and infant death risk. *Arch Dis Child* 2004; 89(3): 232-4.
21. Viisainen K, Gissler M, Hartikainen AL, et al. Accidental out-of-hospital births in Finland: incidence and geographical distribution 1963-1995. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1999; 78 (5): 372-8.
22. Ravelli AC, Jager KJ, De Groot MH, et al. Travel time from home to hospital and adverse perinatal outcomes in women at term in the Netherlands. *Bjog* 2011; 118 (4): 457-65.
23. Grzybowski S, Stoll K, Kornelsen J. Distance matters: a population based study examining access to maternity services for rural women. *BMC Health Serv Res* 2011; 11: 147.
24. Lisonkova S, Sheps SB, Janssen PA, et al. Birth outcomes among older mothers in rural versus urban areas: a residence-based approach. *J Rural Health* 2011; 27 (2): 211-9.
25. Blondel B, Drewniak N, Pilkington H, et al. Out-of-hospital births and the supply of maternity units in France. *Health Place* 2011; 17 (5): 1170-3.
26. Hemminki E, Heino A, Gissler M. Should births be centralised in higher level hospitals? Experiences from regionalised health care in Finland. *Bjog* 2011; 118(10): 1186-95.
27. Dietsch E, Shackleton P, Davies C, et al. 'Mind you, there's no anaesthetist on the road': women's experiences of labouring en route. *Rural Remote Health* 2010; 10 (2): 1371.
28. Jones P, Alberti C, Jule L, et al. Mortality in out-of-hospital premature births. *Acta Paediatr* 2011; 100(2): 181-7.
29. Pilkington H, Blondel B, Carayol M, et al. Impact of maternity unit closures on access to obstetrical care: the French experience between 1998 and 2003. *Soc Sci Med* 2008; 67 (10): 1521-9.
30. Baillot A, Evain F. Les maternités: temps d'accès stable malgré les fermetures. *Drees Études et résultats* 2012; 814 (octobre): 1-8.
31. Charreire H, Combier E, Michaut F, et al. Une géographie de l'offre de soins en restructuration: les territoires des maternités en Bourgogne. *Cahiers de Géographie du Québec* 2011; 55 (156): 491-509.
32. Combier E, Seitlin J, De Courcel N, et al. Choosing where to deliver: decision criteria among women with low-risk pregnancies in France. *Soc Sci Med* 2004; 58 (11): 2279-89.
33. Coldefy M, Come-Ruelle L, Lucas-Gabrielli V, et al. *Les distances d'accès aux soins en France métropolitaine au 1<sup>er</sup> janvier 2007*. Paris: IRDES. 2011
34. Sagot P, Gouyon-Cornet B, Gouyon JB. [the P.M.S.I. Enlargement: Evaluation system of Perinatal Care networks in Bourgogne, France]. *Gynecol Obstet Fertil* 2003; 31 (2): 162-6.
35. Quantin C, Gouyon B, Avillach P, et al. Using discharge abstracts to evaluate a regional perinatal network: assessment of the linkage procedure of anonymous data. *Int J Telemed Appl* 2009; 181-842.
36. Quantin C, Bouzelat H, Allaert FA, et al. How to ensure data security of an epidemiological follow-up: quality assessment of an anonymous record linkage procedure. *International Journal of Medical Informatics* 1998; 49: 117-22.
37. Combier E, Zeitlin J, Le Vaillant M, et al. Les disparités de l'offre de soins sont-elles légitimes? Le cas de la périnatalité. Rapport de fin d'étude. Convention ENSP/MIRE n° 17/99: CREGAS (INSERM U537 - CNRS UPRESA 8052); 2001.
38. Kawachi I, Berkman L. *Neighborhood and Health*. New-york: Oxford University Press. 2003.
39. O'Campo P, Burke JG, Culhane J, et al. Neighborhood deprivation and preterm birth among non-Hispanic black and White women in eight geographic areas in the united states. *Am J Epidemiol* 2008; 167 (2): 155-63.
40. Lارايا BA, Messer L, Kaufman JS, et al. Direct observation of neighborhood attributes in an urban area of the us south: characterizing the social context of pregnancy. *Int J Health Geogr* 2006; 5:11.
41. Zeitlin J, Combier E, Levaillant M, 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.
42. Jarman B, Townsend P, Carstairs V. Deprivation indices. *Bmj* 1991; 303 (6801): 523.
43. DATAR. Quelle France rurale pour 2020 - Contribution à une nouvelle politique de développement durable: délégation à l'aménagement du territoire et à l'action régionale - Paris; 2003.
44. Combier E, Charreire H, Le Vaillant M, et al. Perinatal health inequalities and accessibility of maternity services in a rural French region: Closing maternity units in burgundy. *Health Place* 2013 DOI information: 10.1016/j.health-place.2013.09.006.
45. Tromp M, Eskes M, Reitsma JB, et al. Regional perinatal mortality differences in the Netherlands; care is the question. *BMC Public Health* 2009; 9: 102.
46. Dickinson HO, Hutton JL, Greaves LH, et al. Deprivation and stillbirth risk in rural and urban areas. *Paediatr Perinat Epidemiol* 2002; 16 (3): 249-54.
47. Dummer TJ, Dickinson HO, Parker L. Adverse pregnancy outcomes around incinerators and crematoriums in Cumbria, north west England, 1956-93. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57 (6): 456-61.
48. Dummer TJ, Dickinson HO, Parker L. Adverse pregnancy outcomes near landfill sites in Cumbria, northwest England, 1950-1993. *Arch Environ Health* 2003; 58 (11): 692-8.
49. Brailovschi Y, Sheiner E, Wiznitzer A, et al. Risk factors for intrapartum fetal death and trends over the years. *Arch Gynecol Obstet* 2012; 285 (2): 323-9.
50. Ohana O, Holcberg C, Sergienko R, et al. Risk factors for intrauterine fetal death (1988-2009). *J Matern Fetal Neonatal Med* 2011; 24 (9): 1079-83.
51. Xu H, Mas-Calvet M, Wei SQ, et al. Abnormal fetal heart rate tracing patterns in patients with thick meconium staining of the amniotic fluid: association with perinatal outcomes. *Am J Obstet Gynecol* 2009; 200 (3): 283 e1-7.
52. Fischer C, Rybakowski C, Ferdynus C, et al. A Population-based study of meconium aspiration syndrome in neonates born between 37 and 43 Weeks of Gestation. *Int J Pediatr* 2012; 2012:321545.
53. Sheiner E, Hadar A, Shoham-Vardi I, et al. The effect of meconium on perinatal outcome: a prospective analysis. *J Matern Fetal Neonatal Med* 2002; 11 (1): 54-9.
54. Boog G. [Cerebral palsy and perinatal asphyxia (i - diagnosis)]. *Gynecol Obstet Fertil* 2010; 38(4): 261-77.
55. Kamoshita E, Amano K, Kanai Y, et al. Effect of the interval between onset of sustained fetal bradycardia and cesarean delivery on long-term neonatal neurologic prognosis. *Int J Gynaecol Obstet* 2010; 111 (1): 23-7.
56. Sheiner E, Shoham-Vardi I, Hadar A, et al. Accidental out-of-hospital delivery as an independent risk factor for perinatal mortality. *J Reprod Med* 2002; 47(8): 625-30.
57. Hadar A, Rabinovich A, Sheiner E, et al. Obstetric characteristics and neonatal outcome of unplanned out-of-hospital term deliveries: a prospective, case-control study. *J Reprod Med* 2005; 50 (11): 832-6.
58. Tracy sK, Sullivan E, Dahlen H, et al. Does size matter? a population-based study of birth in lower volume maternity hospitals for low risk women. *Bjog* 2006; 113 (1): 86-96.
59. Rosenblatt RA, Reinken J, Shoemack P. Is obstetrics safe in small hospitals? Evidence from new zealand's regionalised perinatal system. *Lancet* 1985; 2 (8452): 429-32.
60. Merlo J, Gerdtam UG, Eckerlund I, et al. Hospital level of care and neonatal mortality in low and high-risk deliveries: reassessing the question in sweden by multilevel analysis. *Med Care* 2005; 43 (11): 1092-100.
61. Viisainen K, Gissler M, Hemminki E. Birth outcomes by level of obstetric care in Finland: a catchment area based analysis. *J Epidemiol Community Health* 1994; 48 (4): 400-5.
62. Moster D, Lie RT, Markestad T. Neonatal mortality rates in communities with small maternity units compared with those having larger maternity units. *Bjog* 2001; 108 (9): 904-9.
63. Finnstrom O, Berg G, Norman A, et al. Size of delivery unit and neonatal outcome in sweden. a catchment area analysis. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2006; 85 (1): 63-7.
64. Moster D, Markestad T, Lie RT. Assessing quality of obstetric care for low-risk deliveries; methodological problems in the use of population based mortality data. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2000; 79 (6): 478-84.
65. Pilkington H, Blondel B, Papiernik E, et al. Distribution of maternity units and spatial access to specialised care for women delivering before 32 weeks of gestation in Europe. *Health Place* 2010; 16 (3): 531-8.
66. Combier E, Le Vaillant M, Pouvourville (de) G. Accessibilité et égalité des chances face aux urgences vitales. L'exemple de la périnatalité. *Les Dossiers de l'Obstétrique* 2007; 363: 13-21.
67. Sowden a, aletras V, Place m, et al. Volume of clinical activity in hospitals and healthcare outcomes, costs, and patient access. *Qual Health Care* 1997; 6 (2): 109-14.
68. Urbach DR, Croxford R, MacCallum NL, et al. How are volume-outcome associations related to models of health care funding and delivery? a comparison of the united states and Canada. *World J Surg* 2005; 29 (10): 1230-3.
69. Combier E. [Perinatal care: advantages and disadvantages of network functioning. analysis and point-of-view of the economist]. *J Gynecol Obstet Biol Reprod* (Paris) 1998; 27 (2 suppl): 205-19.
70. Comité national d'experts sur la mortalité maternelle (CNEMM). Rapport du Comité National d'Experts sur la Mortalité Maternelle 1995-2001. DGS/INSERM U149. Juillet 2001. 25 p. <http://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/014000593/0000.pdf>
71. Lalande F, Scotton C, Bocquet PY, et al. Fusions et regroupements hospitaliers: quel bilan pour les 15 dernières années? : Inspection Générale des Affaires Sociales. Rapport RM2012-020P. mars 2012. 273 pages. <http://www.igas.gouv.fr/imG/pdf/rm2012-020P.pdf>