

Les modes de régulation de la reproduction humaine

Incidences sur la fécondité et la santé

Colloque international de Delphes (6-10 octobre 1992)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

L'avortement en Espagne : un essai d'estimation indirecte

Francisco Muñoz Pradas

Université Autonome de Barcelone, Espagne

C'est par la loi de 1985 que le délit d'avortement a été dépénalisé en Espagne, et a permis l'interruption volontaire de grossesse (IVG) sous contrôle médical et dans les établissements sanitaires reconnus à cet usage⁽¹⁾. C'est à partir de 1987 que l'on a commencé à publier les premières statistiques relatives à l'IVG, provenant des questionnaires qui doivent être obligatoirement déclarés. Ainsi, pour les années 1987, 1988 et 1989 le total d'interventions a été respectivement de 16 766, 26 069 et 30 552 (Ministerio de Sanidad y Consumo, 1991). Cependant, en confrontant la législation espagnole sur l'IVG à un ensemble limité de présupposés et en excluant d'autres, la collecte ne peut être qu'incomplète étant donné qu'elle ne prend en compte que les IVG légales. En effet, les données obtenues par la fédération espagnole d'associations de planification familiale, indiquent pour l'année 1987 un nombre total d'avortements s'élevant à 63 900⁽²⁾. On ne dispose pas, par conséquent, d'une estimation du nombre total d'avortements provoqués en Espagne. Cependant, les données partielles constituent une première approche du phénomène, elles permettent de préciser l'incidence sociale de ce type de comportement sur lequel on a avancé historiquement des ordres de grandeur les plus divers⁽³⁾.

Je tenterai dans les prochaines pages un exercice d'estimation indirecte du nombre total d'avortements provoqués en Espagne dans les années qui ont suivi la loi de 1985. Pour cela, je partirai du modèle agrégé de fécondité élaboré par J. Bongaarts ; celui-ci permet de mettre en rapport les niveaux de fécondité observés en Espagne au cours de ces années avec les facteurs déterminants les plus proches, parmi lesquels se trouve l'avortement provoqué. Ainsi cet article sera-t-il structuré en trois parties distinctes. Dans la première, on exposera les biais et les limites des statistiques d'avortements légaux ainsi que les conditions nécessaires à une comptabilisation exhaustive des IVG. Ensuite, le modèle utilisé sera brièvement exposé et traité dans le cadre spécifique de cette recherche, avant d'être, dans la dernière partie, appliqué aux données espagnoles. Nous terminerons, enfin, par un commentaire des résultats.

(1) La loi de 1985 permet l'IVG dans trois cas :

a) pour grave danger pour la vie ou la santé physique de la mère. b) pour viol. c) pour malformation du fœtus.

(2) Donnée publiée par Henshaw (1990). Ce chiffre comprendrait aussi bien les avortements légaux qu'illégaux.

(3) Au cours de la décennie 70, le total annuel d'avortements provoqués en Espagne a été évalué entre 70 000 et 300 000. On trouvera un résumé de ces données ainsi que d'autres indicateurs qui lui sont liés dans Iglesias (1979) et Hernandez (1979).

Il convient de signaler que l'un des objectifs de cet article, n'est pas tant de proposer une estimation globale mais de présenter une fourchette de valeurs cohérentes avec les conditions de la fécondité de la société espagnole des années 1985.

I - La statistique de l'IVG et la quantification du nombre d'avortements provoqués en Espagne

Le tableau 1 rassemble le total d'avortements ainsi que la somme des avortements réduits (SA) calculés à partir des statistiques officielles de l'IVG pour les années 1987, 1988 et 1989. Cet indice a été modifié par deux facteurs de correction obtenus à partir du rapport entre le chiffre d'avortements provenant des données des associations de planification familiale espagnole pour l'année 1987 et le chiffre officiel publié pour les années 1988 et 1989. Le niveau de SA obtenu après correction situe le nombre moyen d'avortements par femme entre 0,12 et 0,27, c'est-à-dire dans la frange inférieure de l'intervalle correspondant aux populations d'Europe occidentale au cours de la même période et qui va de 0,12 pour l'Irlande à 0,65 pour la Suède et l'Italie (Blayo, 1991).

TABLEAU 1 - ESPAGNE : NOMBRE TOTAL D'AVORTEMENTS ET SOMME DES AVORTEMENTS REDUITS (Evaluation)

année	Nombre d'avortements (publiés)	SA	SA corrigé	
			SA(*)	SA(**)
1987	16 766	0,059	0,15	0,12
1988	26 069	0,093	0,23	0,19
1989	30 552	0,109	0,27	0,23

(*) Facteur de correction selon les avortements publiés en 1988.

(**) Facteur de correction selon les avortements publiés en 1989

SA : Somme des avortements réduits, obtenue à partir des taux d'avortement par âge.

Tel que cela a déjà été mentionné, l'existence d'une gamme d'estimations possibles des niveaux d'avortement obéit à un sous-enregistrement du nombre annuel d'IVG en Espagne. Il est par conséquent nécessaire de comprendre les origines de cette rétention d'information ainsi que les biais contenus dans les statistiques disponibles, afin de mieux saisir ce que devrait être une quantification acceptable du nombre total d'avortements provoqués.

Le schéma suivant tente de rendre compte de la réalité espagnole, les divers situations observées étant aussi bien le produit des dispositions légales que des comportements réels. Ce schéma confronte d'une part les deux modalités d'IVG qui coexistent en Espagne (soumise aux données de la loi et se pratiquant en dehors de celle-ci), et d'autre part les deux types d'établissements dans lesquels se pratique l'interruption volontaire de grossesse (officiellement reconnu à cet effet et non habilités - on devrait d'ailleurs inclure parmi ces derniers ceux qui sont situés hors du territoire espagnol).

	IVG légales (lég.)	IVG non légales (non lég.)
Centre reconnu (rec)	IVG lég-rec	IVG non lég-rec
Centre non reconnu (non rec)	IVG lég-non rec	IVG non lég-non rec

Le croisement des diverses possibilités nous permet d'observer qu'en admettant qu'aucune IVG pratiquée dans un centre reconnu ne se réalise pas en marge de la loi, le total d'avortements provoqués une année donnée correspond à la somme des trois cases restantes, soit :

$$\text{total IVG} = \text{IVG (lég - rec)} + \text{IVG (lég - non rec)} + \text{IVG (non lég - non rec)}$$

Ainsi, la correction des chiffres publiés ne devrait pas porter uniquement sur les interruptions illégales, mais aussi sur les légales n'ayant pas été déclarées par les centres sanitaires où elles ont eu lieu. En ce sens, dans le cas espagnol le sous-enregistrement (et le facteur correctif associé) ne se limite pas à la différence entre avortements légaux et illégaux. Cette donnée révèle l'existence d'un double effet sélectif dans les données actuellement disponibles sur le nombre et les caractéristiques des femmes qui ont avorté en Espagne à partir de 1987. Cela implique que l'information peut autant varier en fonction du type de centre qu'en fonction des conditions légales en vigueur. En définitive, même l'utilisation partielle des données connues semble à la limite sujette à caution.

Les difficultés et biais signalés précédemment peuvent se percevoir à travers certains éléments. C'est le cas de l'augmentation progressive du degré de couverture statistique de l'IVG. En effet, le nombre de centres communiquant les interruptions réalisées n'était que de 27 en 1987, il est passé à 43 en 1988 et à 59 en 1989. Un second élément résulte du calcul du nombre d'avortement par femme à partir des données régionales publiées en 1988 ; les résultats paraissent peu vraisemblables pour certaines régions. Ainsi l'Andalousie et la Catalogne qui concentrent les plus forts pourcentages des femmes en âge de fertilité de toute l'Espagne, enregistrent des niveaux anormalement bas de SA, soit respectivement 0,05 et 0,01. Notons enfin que les résultats d'une enquête régionale, sur la demande d'avortement réalisée aux Asturies un an avant la loi de 1985, montre que les femmes qui s'adressent aux centres de planification familiale diffèrent par certaines caractéristiques (comme l'âge, l'état civil ou le nombre d'enfants déjà eus) des femmes qui s'adressent aux consultations privées des gynécologues (Diaz Fernandez, 1986).

Malheureusement, on ne dispose d'aucune autre source publique couvrant l'ensemble de la population féminine, exception faite de l'Enquête de Fécondité de 1985⁽⁴⁾. Cette source contient des informations relatives au nombre des femmes enceintes au moment de l'enquête, mais ne fournit aucune tabulation sur la durée de la grossesse ce qui rend impossible toute estimation du nombre de grossesses menées à terme à partir du nombre de naissances observées.

⁽⁴⁾ Dans les années 1984 et 1985, l'International Health Foundation siégeant à Genève (Suisse), a réalisé des enquêtes sur la prévalence anticonceptionnelle dans 5 pays européens, parmi lesquels l'Espagne. Les résultats, qui ne sont pas totalement comparables avec ceux de l'Enquête de Fécondité de 1985, ont été analysés par F.E. Riphagen et P. Lehert (1989).

II - Un modèle agrégé de fécondité et l'estimation indirecte des niveaux d'avortement

Les difficultés liées aux déficiences signalées ci-dessus, peuvent être contournées en utilisant un modèle de fécondité. Celui élaboré par J. Bongaarts (Bongaarts, 1976, 1982) ultérieurement élargi avec R.G. Potter (Bongaarts et Potter, 1983) est l'un des plus amplement diffusés. Dans ce modèle le nombre moyen d'enfants par femme dépend d'un ensemble significatif de variables proches de la fécondité.

Ce modèle a donné lieu au modèle de simulation REPMOD dont les résultats ont été analysés et publiés. Cependant dans cet article, on se contentera de suivre la formulation algébrique plus générale et simplifiée, étant donné le fort contraste qu'il peut y avoir entre la réalité démographique espagnole des années quatre-vingts et certaines des hypothèses de cette simulation.

Dans la présentation conventionnelle de ce modèle, le nombre moyen d'enfants par femme (*ISF*) est le résultat de l'effet inhibiteur - réducteur - de quatre variables sur la fertilité maximale (*FM*) soit : la proportion de femmes mariées, la pratique de la contraception, l'effet de l'avortement provoqué et la durée de l'infécondité post-partum, cette dernière étant en rapport avec les pratiques de l'allaitement. Chacune des ces variables se présente sous la forme d'un indice dont les valeurs sont comprises entre 0 et 1. Lorsque l'effet inhibiteur de l'une des variables est absolu, l'indice est équivalent à zéro. A l'opposé un indice égal à 1 révèle l'inexistence de l'effet inhibiteur.

$$ISF = C(m) * C(c) * C(a) * C(i) * FM \quad (1)$$

où

C(m) = indice de mariage

C(c) = indice d'anticonception

C(a) = indice d'avortement provoqué

C(i) = indice d'infécondité post-partum

FM = fertilité maximale

Grâce à cette formule, il est aisé de déduire une estimation de l'incidence de l'avortement *C(a)* à partir des valeurs connues des autres variables⁽⁵⁾.

$$C(a) = \frac{ISF}{FM * C(m) * C(c) * C(i)} \quad (2)$$

Du fait de son mode de calcul, l'indice *C(a)* ne permet pas une lecture directe de l'incidence de l'avortement, d'où la nécessité d'établir une relation entre cet indicateur et un indicateur démographique plus habituel comme la somme des avortements réduits (*SA*), cette relation peut s'établir ainsi :

⁽⁵⁾ Cette solution algébrique élémentaire que nous avons adoptée implique l'acceptation d'une hypothèse : les variables les plus proches de la fécondité sont aussi celles de l'avortement. Cette conclusion est assez discutable. Ainsi, par exemple, on inclut la population des femmes mariées dans l'indicateur de nuptialité. En faisant cela on ne tient pas compte de l'impact de l'avortement sur des femmes célibataires, qui justement à cause de leur état civil, pratiquent un avortement.

$$SA = (1 - C(a)) * ISF/b * C(a)$$

où

ISF = Indice Synthétique de Fécondité,

b = nombre moyen de naissances évitées par avortement provoqué⁽⁶⁾,

En définitive, l'application de ce modèle agrégé ne permet pas de disposer du nombre total d'avortements, mais du nombre moyen d'avortements par femme. Cependant, sous certaines hypothèses relatives au calendrier, l'ordre de grandeur des avortements peut être déduit à partir de *SA*.

Avant d'en venir au commentaire des résultats sur les données espagnoles, nous allons encore poursuivre par quelques observations sur ce modèle de fécondité, il sera ainsi plus aisé de comprendre les caractéristiques et les limites de la stratégie proposée ici.

Comme cela peut être apprécié dans la formule générale, les niveaux de fécondité calculés à partir de ce modèle dépendent en dernier ressort de la grandeur assignée à la fertilité maximale. Celle-ci, comme l'on sait, n'est pas constante dans toutes les sociétés humaines mais varie en fonction de l'effet de certaines variables intermédiaires connues, telles la fécondabilité naturelle, la mortalité intra-utérine spontanée et la stérilité permanente. S'agissant d'un modèle de nature statistique, fécondité observée et fécondité estimée ne doivent pas nécessairement coïncider, en conséquence un terme d'erreur doit être réintroduit dans la formulation.

$$ISF (obs) = ISF (est) + e$$

Ce terme, devrait non seulement prendre en compte l'effet des variables omises, mais aussi celui des erreurs de mesure incorporées dans le calcul des variables incluses dans le modèle.

Il convient, par conséquent, de signaler que le procédé suivi dans ce travail, ne parvient pas à éviter la double erreur provenant des deux sources citées, aussi tendra-t-il très probablement à surestimer la fréquence réelle des IVG.

Une manière de minimiser l'erreur serait, bien entendu, d'avoir une idée du niveau de *FM* le plus proche possible de la réalité reproductive espagnole. Mais en son absence, on devra se contenter d'un éventail de valeurs dans lequel la fertilité maximale pourrait être incluse. Pour cette raison on évitera d'utiliser une seule valeur de *FM* en l'occurrence, celle proposée par Bongaarts dans l'application de son modèle soit 15,3 enfants par femme. De ce choix, il découle que les niveaux estimés d'avortement seront fonction de la fertilité maximale supposée, ce qui constitue une limitation dérivée du caractère général et simplifié du modèle adopté⁽⁷⁾. Cependant, si les paramètres restants sont connus et décrivent de manière satisfaisante la fécondité observée, on peut espérer que certains des niveaux d'avortement obtenus s'ajustent également à la réalité.

⁽⁶⁾ *b* se calcule selon la formule $b=0,4*(1+u)$, où *u* est la valeur de prévalence contraceptive parmi toutes les femmes mariées.

⁽⁷⁾ Une alternative à cette voie, tout en utilisant la même type de modèle, consisterait à opérer avec les mêmes variables désagrégées par groupes d'âge et à substituer la fertilité maximale par une structure de fécondité appartenant à une étape pré-transitionnelle.

III - Niveaux d'avortement en Espagne 1988 : quelques résultats et commentaires

Le procédé décrit pour estimer le nombre d'avortements, exige que l'on puisse calculer les trois indices relatifs à l'incidence du mariage, à celle de la contraception, et à celle de l'infécondité post-partum, et que l'on dispose, de plus, d'un indicateur de niveau de fécondité tel l'indice synthétique de fécondité. Parmi eux, la grandeur du dernier dépend de la durée de l'allaitement, en considérant que l'indice de celle-ci est très faible dans l'ensemble reproductif des pays à faible fécondité et varie peu entre pays, on a adopté la valeur de $C(i)$ utilisée par Bongaarts et d'autres chercheurs, qui l'établissent autour de 0,93. En ce qui concerne les deux autres indices, on trouvera les données de base ainsi que les différentes phases du calcul en annexe de cet article. Signalons toutefois que la population féminine de référence provient de deux sources différentes. D'une part on a fixé le niveau de fécondité et calculé $C(m)$ à partir de la population du Padron de 1986, et d'autre part on a déterminé l'incidence de la contraception à partir de l'enquête de fécondité réalisée par l'INE (Institut National de Statistique) ; sur ce dernier point on a considéré que les comportements observés au moment de l'enquête (du 15 au 30 juin 1985) n'ont souffert d'aucune modification notable dans le temps⁽⁸⁾.

Le tableau 2 rassemble, en plus de l'ISF, les valeurs obtenues pour chacun des indices, ces dernières sont à rapprocher de celles d'autres populations ayant des caractéristiques reproductives semblables⁽⁹⁾. A partir de ces indices, et selon les expressions (2) et (3) il devient possible d'évaluer tout d'abord l'effet de l'avortement sur la fécondité, soit $C(a)$, puis ensuite l'indice SA. Le tableau 3 montre ces valeurs pour un ensemble sélectionné de FM, ce qui permet une première caractérisation des niveaux d'IVG en Espagne.

TABLEAU 2 - INDICES ESTIMES DU MODELE DE FECONDITE

ISF	1,56
$C(m)$	0,4247
$C(c)$	0,3457
$C(i)$	0,93

TABLEAU 3 - NIVEAUX D'AVORTEMENT DERIVES SELON L'HYPOTHESE DE FERTILITE MAXIMALE

FM	$C(a)$	SA	Total d'avortements
16,3	0,7022	1,008	260 756
15,3	0,7481	0,801	207 040
14,3	0,8004	0,593	153 324
13,3	0,8606	0,385	99 608

⁽⁸⁾ L'option d'utiliser pour le calcul de tous les indices, exclusivement des données de l'Enquête de Fécondité de 1985, a été écartée. Dans cette source la fécondité est supérieure à celle que l'on observe dans les statistiques en provenance du registre civil (Movimiento Natural de la Población) pour la même période.

⁽⁹⁾ Ainsi dans les pays avec un ISF de moins de 2,5 enfants par femme et auxquels on a appliqué ce modèle, $C(m)$ se situe entre 0,44 et 0,63 ; $C(c)$ entre 0,17 et 0,41.

Ces résultats, nous permettent de constater, en accord avec les niveaux hypothétiques de fertilité maximale, une grande amplitude dans la marge de variation du nombre moyen d'avortements par femme. On peut cependant considérer que certaines valeurs sont adaptées aux circonstances reproductives de la population espagnole ; c'est le cas de SA proche de 0,38 ou même de 0,60. Les niveaux d'avortement correspondant sont voisins de ceux enregistrés dans d'autres pays d'Europe occidentale, et leurs valeurs inférieures se rapprochent de celles corrigées et présentées dans le tableau 1. Par contre, les valeurs supérieures à 0,80 et proches de 1,0, semblent tout à fait éloignées de la réalité démographique espagnole. Une manière de déterminer les implications de ces indices est de les traduire en termes de nombre total d'avortements provoqués. Cela est possible si l'on adopte la structure du calendrier des IVG correspondant aux taux calculés à partir des données publiées ; bien qu'indicatives, ces données permettent néanmoins de marquer les limites probables entre lesquelles se situe le phénomène.

Ces résultats montrent, comme il fallait s'y attendre, une variation considérable allant de 100 000 à 260 000 avortements. Cependant, et en accord avec les SA sélectionnées, le nombre réel d'avortements provoqués en Espagne semble plutôt être inférieur à 150 000. La fourchette probable allant de 65 000 (limite inférieure correspondant à l'estimation des plannings espagnols) à 125 000 (moyenne des deux totaux les plus bas). Cela donnerait une SA se situant entre 0,24 et 0,28 avortements par femme. Cet éventail qui peut paraître trop étendu, est tout à fait plausible par rapport aux niveaux moyens de mortalité pour cause d'avortements enregistrés dans des pays à statistiques complètes ; pour ces derniers, le taux de mortalité pour cause d'avortement se situe en moyenne autour de 0,6 décès pour 100 000 avortements légaux (Henshaw, 1990). Lorsque seront publiées les statistiques espagnoles par cause de décès postérieures à 1988, le suivi de la fréquence de cette cause de décès sera une première voie pour confronter ces résultats⁽¹⁰⁾.

(10) Depuis la loi de 1985 aucun décès n'a été déclaré pour la pratique légale de l'avortement dans les statistiques de causes de décès (rubrique 635 de la CIM-9^e révision), pour les années 1987 et 1988.

ANNEXE

Procédé de calcul des indices $C(m)$ et $C(c)$

Calcul de $C(m)$

Pour estimer $C(m)$ on a suivi la formule:

$$C(m) = \frac{\sum f(x)}{\sum (f(x)/m(x))}$$

ce qui demande un calcul préalable des taux spécifiques de fécondité $f(x)$ et des proportions de femmes mariées $m(x)$. Dans les deux cas, c'est la population féminine comptée dans le Padron Municipal de Habitantes de 1986⁽¹¹⁾ qui a été utilisée ; pour le numérateur du taux de fécondité on a retenu la moyenne des naissances de la période allant de 1984 à 1987. Afin d'éviter le fort impact sur la valeur de cet indice de la distribution plus irrégulière des naissances et des mariages entre 15 et 17 ans, le premier groupe d'âges ne comprend que les âges 18 et 19 ans.

Par ailleurs, l'augmentation progressive en Espagne de la cohabitation et des naissances hors mariage (en moyenne 6,5 % au cours de la période 1982-86) introduit une sous-estimation difficile à évaluer, mais probablement peu significative vu son faible poids.

Groupe d'âges	$m(x)$	$f(x)$	$f(x)/m(x)$
18-19	6,68	30,51	456,67
20-24	28,43	69,93	245,98
25-29	67,94	113,91	167,67
30-34	82,16	73,92	89,97
35-39	85,60	32,46	37,92
40-44	86,23	9,31	10,80
45-49	85,19	0,76	0,89

Calcul de $C(c)$

Pour estimer $C(c)$ on a suivi la formule

$$C(c) = 1 - (s) * (\theta) * (u)$$

(11) Recensement administratif de caractère officiel qui se réalise tous les cinq ans.

où :

(*s*) = facteur de correction pour stérilité : 1,10

(*e*) = moyenne de l'efficacité contraceptive, dans ce cas : 0,458.

(*u*) = proportion moyenne de femmes mariées utilisant un moyen contraceptif, dans ce cas : 0,9087.

Dans le premier paramètre on a utilisé la valeur estimée à partir d'enquêtes auprès de femmes (ou couples) qui n'utilisaient pas de méthode contraceptive car elles se savaient (ou croyaient être) stériles. L'information relative à la proportion de femmes qui utilisaient un moyen contraceptif et la distribution de ces derniers, provient de l'Enquête de Fécondité réalisée par l'INE (Institut National de Statistique) en 1985. Ne disposant pas pour le cas espagnol d'une évaluation du degré d'efficacité des différentes méthodes contraceptives, on a dû recourir à une enquête sur l'efficacité contraceptive réalisée aux Etats-Unis en 1970.

BIBLIOGRAPHIQUE

- BLAYO C., 1991. «Conceptions, avortements, naissances dans différents pays d'Europe», Congrès Européen de Démographie, Paris.
- BONGAARTS J., 1976. «Intermediate Fertility variables and Marital Rates», *Population Studies*, 30, pp. 227-241.
- BONGAARTS J., 1982. «The fertility-inhibiting effects of the intermediate variables», *Studies in Family Planning*, 30, pp. 179-189.
- BONGAARTS J. et POTTER R.G., 1983. *Fertility, Biology and Behaviour. An analysis of the proximate determinants*, New York, Academic Press.
- DIAZ FERNANDEZ M., 1986. Análisis demográfica de la demanda de aborto en Asturias: 1983-84, Oviedo, Universidad de Oviedo.
- HENSHAW S.K., 1990. «Induced Abortion : A World Review, 1990», *International Family Planning Perspectives*, 16, pp. 59-65.
- HERNANDEZ G., 1979. «Aborto y planificación familiar. Aspectos sociológicos», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 5, pp. 187-163.
- IGLESIAS J., 1979. *El aborto : un estudio sociológico sobre el caso español*, CIS, Madrid.
- MINISTERIO DE SANIDAD Y CONSUMO, 1991. *Interrupción voluntaria del embarazo*, Madrid.
- RIPHAGEN F.E. et LEHERT P., 1989. «A Survey of contraception in Five West European Countries», *Journal of Biosocial Science*, 21, pp. 23-46.