

Université de Montréal

**Impact des restrictions imposées par les États américains sur le nombre
d'avortements, de naissances et le moment de la procédure, 1990-2001**

par
Marie-Douce Primeau

Département de science politique
Université de Montréal

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Maîtres ès Sciences (M. Sc)
en science politique

Janvier 2006

© Marie-Douce Primeau, 2006



JA

39

USA

2006

V.011

Direction des bibliothèques

AVIS

L'auteur a autorisé l'Université de Montréal à reproduire et diffuser, en totalité ou en partie, par quelque moyen que ce soit et sur quelque support que ce soit, et exclusivement à des fins non lucratives d'enseignement et de recherche, des copies de ce mémoire ou de cette thèse.

L'auteur et les coauteurs le cas échéant conservent la propriété du droit d'auteur et des droits moraux qui protègent ce document. Ni la thèse ou le mémoire, ni des extraits substantiels de ce document, ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans l'autorisation de l'auteur.

Afin de se conformer à la Loi canadienne sur la protection des renseignements personnels, quelques formulaires secondaires, coordonnées ou signatures intégrées au texte ont pu être enlevés de ce document. Bien que cela ait pu affecter la pagination, il n'y a aucun contenu manquant.

NOTICE

The author of this thesis or dissertation has granted a nonexclusive license allowing Université de Montréal to reproduce and publish the document, in part or in whole, and in any format, solely for noncommercial educational and research purposes.

The author and co-authors if applicable retain copyright ownership and moral rights in this document. Neither the whole thesis or dissertation, nor substantial extracts from it, may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

In compliance with the Canadian Privacy Act some supporting forms, contact information or signatures may have been removed from the document. While this may affect the document page count, it does not represent any loss of content from the document.

Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé :

Impact des restrictions imposées par les États américains sur le nombre d'avortements, de naissances et le moment de la procédure, 1990-2001

Présenté par :
Marie-Douce Primeau

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Éric Montpetit
Président-rapporteur

Pierre Martin
Directeur de recherche

François Vaillancourt
Membre du jury

Résumé

L'avortement est un sujet extrêmement controversé aux États-Unis. Pourtant, dans leurs débats sur la nécessité d'imposer des restrictions à l'accès aux services d'interruption de grossesse, plusieurs oublient de se questionner sur la réelle efficacité de ces mesures. Ce mémoire vise à cerner l'impact des restrictions sur l'ensemble des facettes de l'avortement, à savoir si ces contraintes influencent le nombre d'avortements et de grossesses, mais surtout le moment de la procédure.

Se basant sur la période 1990-2001, cette analyse de régression en panel isole l'impact des quatre plus grandes catégories de contraintes étatiques auxquelles font face les Américaines désirant avoir recours à l'avortement, à savoir les restrictions de financement étatique, les lois d'implications parentales, les périodes de consultation et de délai obligatoires et enfin l'interdiction d'utiliser la technique de dilatation et extraction (D&X) lors de la procédure. De plus, une variable contrôlant pour la diminution du nombre de cliniques et d'hôpitaux a été ajoutée au modèle.

Nos résultats démontrent que non seulement les restrictions ont un impact très limité sur le nombre d'avortements, mais que celles-ci peuvent dans certains cas être associées à une augmentation du nombre de naissances et du pourcentage de femmes se faisant avorter tardivement.

Mots-clés: avortement – États-Unis – politiques sociales restrictives – nombre de semaines de gestation lors de l'avortement

Abstract

The Impact of Restrictions Imposed by American States on Abortion rates, Birth Rates, and the Moment of the Procedure, 1990-2001

Abortion is an extremely controversial subject in the United States. In the debate regarding the necessity to impose restrictions on abortion services, many neglect to analyse their real efficiency. The purpose of this thesis is to determine the impact of these restrictions on the multi-faceted issue of abortion, in the hope of gauging whether the imposed restrictions have an actual effect on the number of aborted pregnancies, but mostly to focus on the time of the procedure.

Based on data ranging from 1990 to 2001, this panel regression analysis targets the impacts of the four largest categories of constraints that Americans women face when seeking an abortion; namely State financial restrictions, parental involvement laws, obligatory periods of consultation and delays, and finally the ban of use of the dilation and extraction technique (D&X) during the procedure. Also, the diminishing number of clinics will be introduced as a control variable in this model.

Our results show that not only the restrictions have a very limited impact on the number of abortions, but they can in some cases be associated to a percentage increase of women having late-term abortions.

Keywords: abortion - United States – restrictive social policy – abortion’s timing

Table des matières

Résumé.....	iii
Abstract.....	iv
Table des matières.....	v
Table des tableaux et graphiques.....	vii
Remerciements.....	ix
Introduction.....	1
Contexte théorique.....	3
LES POLITIQUES PUBLIQUES RESTRICTIVES AUX ÉTATS-UNIS.....	4
THÉORIE DE LA DEMANDE D'AVORTEMENT.....	5
THÉORIE ÉCONOMIQUE DES POLITIQUES PUBLIQUES.....	6
État de la recherche.....	10
LES RESTRICTIONS ÉTATIQUES DE FINANCEMENT.....	10
LES POLITIQUES D'IMPLICATION PARENTALE.....	14
LES PÉRIODES DE CONSULTATION ET DE DÉLAI OBLIGATOIRES.....	19
LE « PARTIAL-BIRTH ACT ».....	21
L'OFFRE DE SERVICES D'INTERRUPTION DE GROSSESSE.....	22
QUESTIONS DE RECHERCHE ET HYPOTHÈSES.....	26
LACUNES DES ÉTUDES EXISTANTES.....	27
Méthodologie.....	32
VARIABLES DÉPENDANTES.....	33
VARIABLES INDÉPENDANTES.....	43
VARIABLES DE CONTRÔLE.....	46
Résultats des régressions.....	55
Analyse et discussion.....	56
IMPACT DES RESTRICTIONS DE FINANCEMENT DE MEDICAID.....	56
IMPACT DU « PARTIAL-BIRTH ACT ».....	58
IMPACT DES LOIS SUR L'IMPLICATION PARENTALE.....	59
IMPACT DES PÉRIODES DE CONSULTATION ET DE DÉLAI OBLIGATOIRES.....	61
IMPACT DU NOMBRE DE FOURNISSEURS.....	61
IMPACT DES VARIABLES DE CONTRÔLE.....	65
Limites de la présente étude.....	69

Conclusion.....	71
Appendices.....	75
Annexes.....	77
Annexe A : Taux d'avortements par 1000 femmes de 15-49ans, 2000, et taux d'avortement minimum et maximum par État de la procédure, 1990-2001.....	77
Annexe B : Ratio d'avortements par cent naissances chez les 15-49ans, 2000, et ratio d'avortement minimum et maximum par État de la procédure, 1990-2001.....	78
Annexe C : Taux d'avortement par 1000 adolescentes de 15-19 ans, 2000, et taux d'avortement minimum et maximum par État de la procédure, 1990-2001.....	79
Annexe D : Ratio d'avortements sur cent naissances chez les adolescentes de 15-19 ans, 2000, et ratio d'avortement minimum et maximum par État de la procédure, 1990-2001	80
Annexe E : Impact des législations restrictives des États sur le taux d'avortement par mille femmes de 15-49 ans, 1990-2001, avec variables de contrôle--- Test d'hétéroscédasticité.....	81
Annexe F : Impact des législations restrictives des États sur le ratio d'avortements par cent naissances chez les femmes de 15-49 ans avec variables de contrôle,1990-2001---Test d'hétéroscédasticité.....	82
Annexe H : Impact des législations restrictives des États sur le taux d'avortement par mille adolescentes de 15-19 ans, 1990-2001, avec variables de contrôle--- Test d'hétéroscédasticité.....	83
Annexe H : Impact des législations restrictives des États sur le ratio d'avortement par cent naissances chez les adolescentes de 15-19 ans, 1990-2001, avec variables de contrôle--- Test d'hétéroscédasticité.....	84
Annexe J : Impact des législations restrictives des États sur le pourcentage des avortement pratiqués après la huitième semaine chez les femmes de 15-49 ans, avec variables de contrôle, 1990-2001--- Test d'hétéroscédasticité.....	85
Annexe K : Impact des législations restrictives des États sur le pourcentage des avortement pratiqués après la douzième semaine chez les femmes de 15-49 ans, avec variables de contrôle, 1990-2001--- Test d'hétéroscédasticité.....	86
Bibliographie.....	87

Table des tableaux et graphiques

Liste des tableaux

Tableau 1 :	
Jugements de la Cour suprême américaine concernant l'avortement, 1973-2003 (mis en appendice p.87)	4
Tableau 2 :	
Impact des restrictions étatiques sur le taux d'avortement chez les 15-49 ans au Michigan et en Illinois, 1990-2001.....	10
Tableau 3 :	
Impact des restrictions étatiques sur le taux d'avortement chez les 15-49 ans, le ratio d'avortement sur 100 naissances et le nombre de semaines de gestation lors de l'intervention pour l'ensemble des États, 2001.....	11
Tableau 4 :	
Pourcentage du total des femmes, pourcentage et taux d'avortement pour 1000 femmes selon le lieu de résidence, 1994 et 2000.....	24
Tableau 5 :	
Récapitulatif des hypothèses de recherche.....	27
Tableau 6 :	
Tableau récapitulatif des études existantes.....	28
Tableau 7 :	
Taux de grossesse non désirée par groupe d'âge par année, et pourcentage de celles-ci se terminant en avortement, 1981, 1987 et 1994.....	35
Tableau 8 :	
Taux de grossesse, pourcentage et taux d'avortement par 1000 femmes selon le revenu, calculé en pourcentage du seuil de la pauvreté, 1994 et 2000.....	48
Tableau 9 :	
Pourcentage des grossesses non désirées sur l'ensemble des grossesses, taux de grossesse non désirée par 1000 femmes de 15-44 ans, et pourcentage du total des grossesses se terminant par une naissance non désirée ou un avortement selon la race et l'ethnie, 1994.....	51
Tableau 10 :	
Pourcentage du total des avortements, taux d'avortement pour 1000 femmes et taux de grossesse par scolarité, 1994 et 2000.....	53

Tableau 11 :	
Résumé des résultats	73

Liste des cartes

Carte 1 :	
Taux d'avortement par 1000 femmes de 15-49 ans par État, 2000.....	8
Carte 2 :	
Attitude des législateurs face à l'avortement par État, 2000.....	8
Carte 3 :	
Conditions de financement des avortements par les États à travers Medicaid, 2005.....	12
Carte 4 :	
Lois sur l'implication parentale par État, 2005	18
Carte 5 :	
Période de consultation et de délai obligatoire par État, 2005.....	21

Liste des graphiques

Graphique 1:	
Taux d'avortement par 1000 femmes de 15-49 ans par pays, 1975-1996.....	10
Graphique 2:	
Pourcentage des comtés américains n'ayant aucun fournisseur proposant des services d'avortement, et sans fournisseur pratiquant plus de 400 avortements par année, 1996.....	23
Graphique 3:	
Comparaison du nombre d'avortements publié par le CDC et l'AGI, 1973-2001.....	40
Graphique 4 :	
Taux d'avortement pour 1000 femmes de 15-49 ans selon le revenu et l'origine ethnique et raciale, 2000.....	49
Graphique 5:	
Pourcentage des avortements selon la race, 1973-2001.....	50

Remerciements

Je tiens dans un premier temps à remercier mon directeur, Pierre Martin, qui a su me guider dans les méandres de l'économétrie tout en gardant en moi vivante la passion de la recherche.

Je remercie aussi les membres de ma famille, qui ont corrigé les nombreuses versions de ce mémoire : ça c'est de l'amour. Mais je suis surtout reconnaissante que vous ayez toujours cru en moi, malgré certains égarements...

Je tiens à souligner l'appui indéfectible de mes amis, qui ont supporté mes crises existentielles et mes remises en question bihebdomadaires. Merci plus précisément à Catherine pour sa patience et son sens de l'humour, à Leslie pour ses conseils graphiques et à Félix pour son enthousiasme et sa joie de vivre. Et enfin à M. pour son écoute.

Merci aussi à tous ceux qui m'ont donné un coup de main dans la rédaction de ce mémoire : Leonard Dudley, François Vaillancourt, Christian Trudeau et Louis-Philippe Labonté.

Université de Montréal

**Impact des restrictions imposées par les États américains sur le nombre
d'avortements, de naissances et le moment de la procédure, 1990-2001**

par
Marie-Douce Primeau

Département de science politique
Université de Montréal

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Maîtres ès Sciences (M. Sc)
en science politique

Janvier 2006

© Marie-Douce Primeau, 2006

Impact des législations restrictives imposées par les États américains sur le nombre d'avortements, de naissances et le moment de la procédure, 1990-2001

Introduction

Depuis le jugement de Roe vs Wade de 1973, que d'aucuns considèrent comme le plus libéral de l'histoire de la Cour suprême des États-Unis, peu de sujets ont divisé aussi profondément l'Amérique que l'avortement¹. Cette tension s'explique aisément par le caractère religieux et moral souvent associé aux débats sur l'avortement;

Pour ceux qui croient que la vie commence au moment de la fertilisation ou de l'implantation, l'avortement à tout stage de développement est un meurtre. Pour ce groupe, il n'existe pas de compromis acceptable. De façon similaire, pour ceux qui croient que les femmes ont ultimement le droit de choisir de la façon dont elles disposent de leur corps en ce qui concerne la reproduction, il ne peut non plus avoir de compromis².

Profitant de l'élasticité des cadres législatifs imposés par la Cour suprême, certains États font preuve de créativité afin de restreindre au maximum ce « droit à l'avortement » en fonction des demandes de leur électorat conservateur. Pourtant, très peu s'interrogent sur l'impact de ces restrictions sur l'avortement, même si plusieurs indications font douter de leur réelle efficacité. Ce qui soulève cette interrogation : les contraintes imposées par les États sont-elles véritablement efficaces? Mais surtout, quels sont réellement les effets des restrictions sur le nombre d'avortements, de naissances et sur le nombre de semaines de gestation lors de l'interruption de grossesse?

¹ Renversant la loi du Texas criminalisant les avortements non thérapeutiques, la Cour suprême lors de Roe vs. Wade (1973) a statué que le concept du droit fondamental à la vie privée englobe la décision de se faire avorter.

² Traduit par l'auteur: «For those who believe that life begins at fertilization or implantation, abortion at any stage of pregnancy constitutes murder, and for his group there is no likelihood that there will be any acceptable compromise. Similarly, for those who believe that women must be able to make the the final decision about their bodies where reproduction is concerned, there is also no compromise.» Dans Allan Rosenfield, «The difficult issue of second-trimester abortion», *New England Journal of Medicine* 331 (1994), 324

Dans l'ensemble, les résultats de la présente étude confirment le peu d'efficacité de ces mesures étatiques. En effet, l'impact des restrictions imposées par les États est limité, et fréquemment associé à une augmentation du nombre de naissances et un report du moment de l'interruption de grossesse.

Se basant sur la période 1990-2001, notre analyse en panel à effets fixes démontre que les contraintes imposées par les États n'expliquent qu'une faible partie de la variation du nombre d'avortements, que ce soit chez les adolescentes ou chez l'ensemble des femmes en âge de procréer. Une seule des restrictions, soit les restrictions de financement des avortements par le programme de Medicaid, a un impact significatif à la fois sur le nombre de naissances et d'avortement chez les femmes de 15-49 ans.

Contexte théorique

L'approche d'un pays face à la prévention et aux questions de santé reproductive résulte d'une lutte de pouvoir entre les forces culturelles, politiques et économiques (Hock-Long, Herceg-Baron, Cassidy et Whittaker 2003). Aux États-Unis, les politiques publiques sont façonnées par trois instances distinctes, aux sphères d'influence conjointes mais aux visions souvent contradictoires. D'un côté, le gouvernement fédéral et le Président, qui s'occupent principalement d'affaires constitutionnelles et économiques; de l'autre, la Cour suprême, qui par son interprétation de la constitution et son pouvoir de révision, encadre l'action des autres pouvoirs et décide de l'orientation de l'ensemble des politiques publiques. Enfin, il y a les États, qui mettent en oeuvre leurs politiques publiques selon les préférences de leur électorat, dans les limites fixées par les deux autres instances. Cette lutte incessante de pouvoir entre les différents paliers de gouvernement et la Cour suprême engendre un manque d'homogénéité qui peut sembler déroutant. Or, c'est justement cette variété de législations qui rend si pertinents les États-Unis comme objet d'étude de politique comparative, en particulier pour un sujet aussi polarisant que l'avortement.

Les politiques publiques peuvent généralement être classées en trois volets distincts³. D'un côté, on retrouve les politiques distributives, qui visent le bien-être de la population dans son ensemble. De l'autre, les politiques redistributives visant à aider les citoyens les moins favorisés de la société (par exemple Medicaid). Enfin, les politiques sociales régulatrices, ou politiques morales, qui visent la restriction de l'accès à certains biens et services. À la base de cette catégorie de législation, il y a un pouvoir qui tranche

³ La classification des politiques de Lowi (1965) va intégrer à la fois la vision d'Émile Durkheim (1930) et celle de Tatalovich et Daynes (1988). Dans son traité « De la division du travail social », Durkheim avance qu'il existe deux types de lois : les législations répressives, ou lois pénales, et les lois restitutives qui visent le retour au statut quo. À cette classification duale s'est rajoutée au milieu des années 1980 une troisième catégorie : les politiques sociales régulatrices, ou politiques morales (Tatalovich et Daynes 1988).

entre deux factions opposées d'un même débat, en s'appuyant sur des idéologies et non des faits (Tatalovich et Daynes 1988). Les politiques sociales régulatrices sont donc essentiellement un moteur de transmission de valeurs morales. Aux États-Unis, les politiques de reproduction peuvent être pensées soit dans une vision redistributive (Medicaid), soit comme des politiques régulatrices. C'est justement dans l'optique de son « débat moral et normatif à propos de la place de l'individu dans la communauté ⁴ » que les politiques restrictives liées à l'avortement peuvent être classées comme des politiques régulatrices morales typiques.

Les politiques publiques régulatrices aux États-Unis

L'idée de politiques régulatrices dans le domaine de la reproduction ne date pas de la dernière décennie. En fait, la majorité des débats sur l'avortement depuis *Roe vs Wade* (1973) a pris place dans les législatures étatiques, où des restrictions⁵ au droit des femmes d'avorter librement ont fréquemment été instaurées, et dans les Cours de justice, où la constitutionnalité de ces lois a été confirmée (Ryan et Plutzer 1989; 41). Depuis la libéralisation de l'avortement, la Cour suprême a statué à plus de trente reprises sur la constitutionnalité de mesures instaurées par les États et le gouvernement fédéral. Si dans l'ensemble leurs jugements ont su respecter l'esprit initial de *Roe vs Wade*, on assiste tout de même depuis le milieu des années 1990 à un durcissement de sa position à ce sujet. Le tableau 1, présenté en annexe (p. 75-76), brosse un portrait sommaire des interventions de la Cour suprême depuis 1973.

⁴Traduction de l'auteur: « a moral and normative debate about the place of the individual in the community », dans Raymond Tatalovich et Byron W. Daynes, *Social Regulatory Policy* (Colorado: Boulder, 1988), 2.

⁵ Par restriction, on entend toute barrière, qu'elle soit légale ou technique, qui vise à restreindre l'accès des femmes à l'avortement dans un État donné.

Les États ne sont pas en reste. En 1994 seulement, 304 projets de lois concernant l'avortement ou la contraception ont été déposés dans 38 États américains, dont la majorité visait à restreindre l'accès à l'avortement (Henshaw 1995b); en 2004 ce nombre atteint les 500 (États-Unis, CDC 2004). De nombreuses études soulignent d'ailleurs que les femmes américaines ont beaucoup plus de chances de rencontrer des obstacles lors d'un avortement que leurs consœurs britanniques ou européennes (Hock-Long, Herceg-Baron, Cassidy et Whittaker 2003; Henshaw et Finer 2003; Bettarini et D'Andrea 1996). L'intérêt de ces mesures? En augmentant les coûts directs et indirects liés à l'avortement, les États espèrent influencer les décisions reproductives des femmes en les poussant à privilégier d'autres alternatives.

Théorie de la demande d'avortement

L'avortement, comme tout bien conventionnel, devrait en théorie obéir aux lois fondamentales de l'offre et de la demande. La femme va ainsi choisir un niveau d'évitement de grossesse auquel le coût marginal est équivalent au coût marginal bénéfique, mesuré comme le gain espéré de l'évitement de cette grossesse (Levine 2003). Le choix de se faire avorter est ainsi déterminé par les coûts de la procédure, le revenu et les préférences individuelles (Garbacz 1990).

Les décisions concernant la contraception et l'abstinence sont basées uniquement sur les informations disponibles avant la grossesse. En contraste, la décision de se faire avorter va être prise à la lumière d'une nouvelle information. L'avortement (contrairement à la contraception ou à l'abstinence) fonctionne ainsi comme une assurance qui limite les risques lorsque cette information est négative. Une augmentation du coût des avortements va entraîner une augmentation du coût de l'assurance, et décourager les femmes de devenir enceintes⁶.

⁶ Traduction de l'auteur: «Contraception and abstinence decisions are made only on the basis of information available before the pregnancy occurs. In contrast, the abortion decision is made with the benefit of the new information. Abortion (unlike contraception or abstinence) works as an insurance policy to limit the downside risk when that information is negative. Increasing the cost of abortion increases the cost of this insurance policy and discourages women from becoming pregnant». Dans Thomas J. Kane et Douglas Staiger, « Teen

En d'autres termes, l'avortement agit comme une police d'assurance qui protège les femmes de devoir donner naissance à des enfants non désirés. Si l'on suit cette logique, « les principaux déterminants de la demande d'avortement sont les coûts directs et d'opportunité au moment de la décision d'avorter⁷ ». D'où l'intérêt des restrictions, qui vont hausser les coûts de l'avortement par rapport aux autres options disponibles. La question est donc de savoir si les législations restrictives ont effectivement un impact sur le comportement reproductif des femmes et, le cas échéant, quelles sont la nature et l'ampleur de cet impact.

Théorie économique des politiques publiques restrictives

Malgré le grand nombre de contraintes imposées par les États, on peut généralement classer celles-ci en deux catégories distinctes, toutes deux s'inspirant de la théorie des choix rationnels pour justifier leurs actions. D'un côté on retrouve les restrictions cherchant à influencer la demande d'avortements en changeant la décision de la patiente. Dans ce groupe, on retrouve la notification et le consentement des parents, les périodes de délai et de consultation obligatoires avant l'avortement, et enfin les restrictions de financement des avortements à travers Medicaid. L'autre catégorie regroupe les contraintes s'attaquant à l'offre de services, c'est-à-dire essentiellement le D&X ou «partial-birth act⁸» et les

motherhood and abortion access ». *Quarterly Journal of Economics* 111 (1996), 468, mais cette idée se retrouve aussi chez Philip B. Levine, « Parental involvement laws and fertility behaviour », *Journal of Health Economics* 22 (2003), 861-78.

⁷ Traduction de l'auteur: «The primary determinants of abortion demand are the direct and opportunity costs at the time of the abortion decision» Dans Marshall H. Medoff, «Black Abortion Demand », *The Review of Black Political Economy* (2000), 30.

⁸ Le «partial-birth act», ou l'interdiction d'utiliser lors de l'avortement la procédure nommée Dilatation et Extraction (D&X), est introduite par les États depuis 1992. En 1997, la Cour suprême a déclaré que ce type de mesure était inconstitutionnel, puisqu'elle ne reposait sur aucun postulat rationnel pour expliquer cette interdiction. La polémique autour du «partial-birth» entoure la nature même de la technique utilisée. Le D&X consiste à partiellement faire accoucher le fœtus, pour ensuite séparer le corps de la tête avant d'ouvrir la nuque pour faciliter le passage de la boîte crânienne. Son avantage sur les autres techniques d'avortement de deuxième trimestre est qu'elle facilite l'expulsion du fœtus sans demander à la patiente une dilatation trop importante. En 2003, le Président Georges W. Bush a réussi à faire adopter une loi interdisant ce type de procédure.

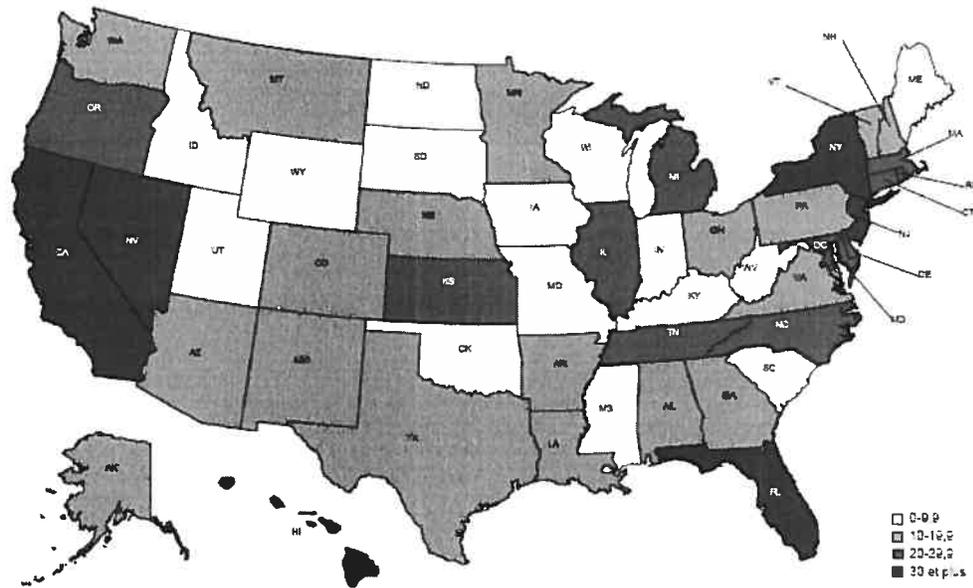
obstacles techniques et légaux visant à réduire le nombre de fournisseurs. La plupart des politiques restrictives des États tombent dans l'une de ces catégories, ou sont une combinaison plus ou moins aléatoire de celles-ci (Meier, Haider-Markel, Stanislawski et McFarlane 1996).

Si on considère l'avortement comme un bien normal, les contraintes vont diminuer les taux d'avortements, en faisant du coup augmenter le nombre de naissances. Toutefois, son impact sur le nombre de naissances va être relatif puisque les restrictions vont augmenter les coûts associés à l'activité sexuelle et ainsi diminuer la fréquence de celle-ci⁹. En théorie, les restrictions seraient ainsi associées à une chute du nombre absolu d'avortement et à une diminution de la fécondité des femmes ciblées. Pourtant, les données disponibles sur l'incidence de l'avortement aux États-Unis remettent en cause le bien fondé de cette affirmation.

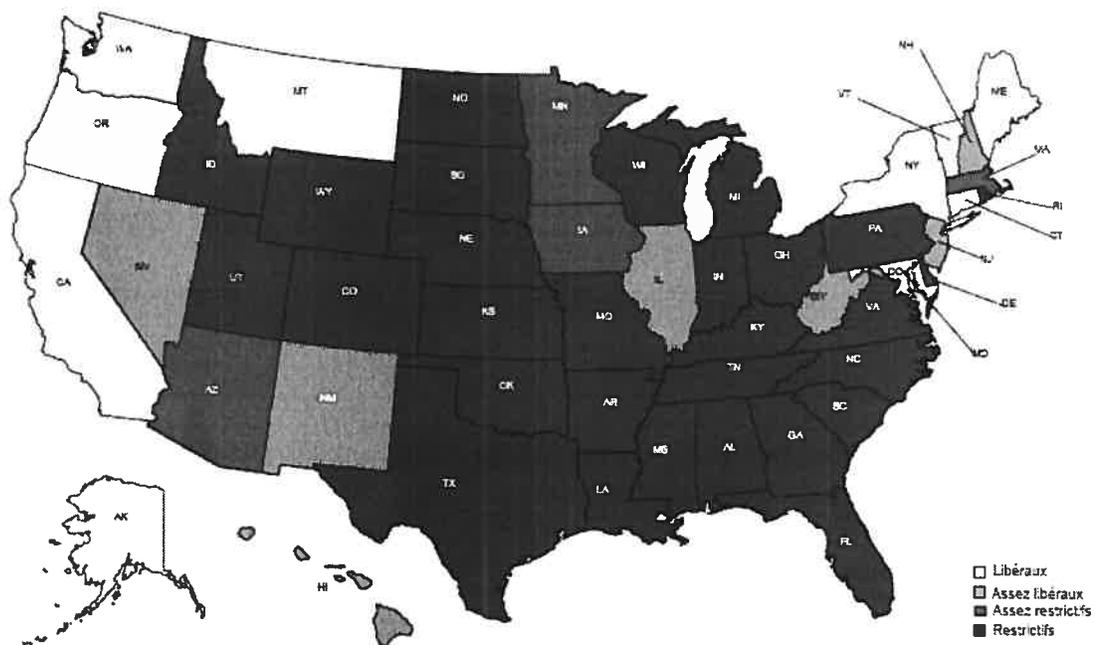
En effet, le nombre d'avortements semble loin d'être relié de façon systématique à l'attitude des États face aux questions de santé reproductive. Les cartes 1 et 2 illustrent d'un côté les zones où le taux d'avortement par mille femmes en âge de procréer est le plus élevé, et de l'autre les États selon leur degré de restriction. À première vue, le lien entre restriction et taux d'avortement n'est pas sans faille. C'est le cas notamment pour le Delaware, un des États où les règles sont les plus restrictives mais dont le taux d'avortement est aussi l'un des plus élevés. C'est aussi le cas pour les États de Washington et du Vermont qui, tout en restant extrêmement libéraux, ont tout de même certains des taux d'avortement les plus bas aux États-Unis.

⁹ Suite à des variations à court terme de financement, Cook, Parnell, Moore et Pagnini (1998) estiment que près de trois grossesses sur dix, qui auraient été interrompues, sont menées à terme. Toutefois à long terme les femmes visées changeraient leur comportement pour s'adapter à leur nouvelle réalité, ramenant le nombre d'avortements par naissances au seuil initial.

Carte 1 : Taux d'avortement par 1000 femmes de 15-49 ans par État, 2000¹⁰



Carte 2 : Attitude des législateurs face à l'avortement par État, 2000¹¹



¹⁰ Tiré de l'Alan Guttmacher Report, 2003.

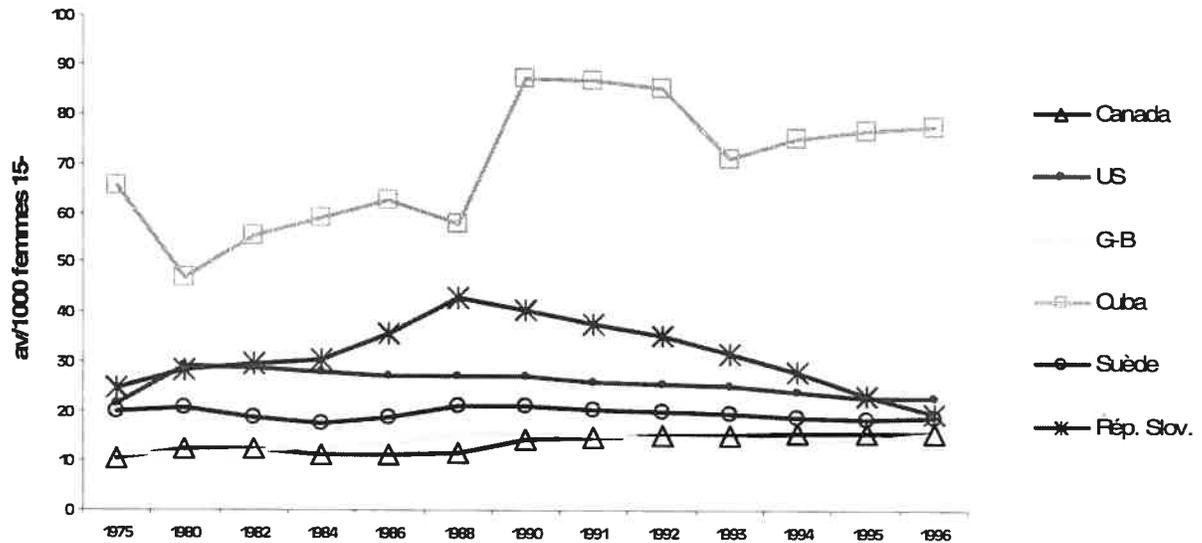
¹¹ Le degré de restriction a été trouvé en fonction de la note donnée à l'État par le NARAL pour l'ensemble de sa législation en 2001. Ces notes, qui varient de A+ à F, sont ensuite triées selon le classement A+ à A- équivaut à libéral, B+ à B- à assez libéral, C+ à C- à assez restrictif et D à F à restrictif. Le taux d'avortement par État en 2000 a quant à lui été tiré des données de l'Alan Guttmacher Institute.

Cette analyse comparative, quoique sommaire, laisse ainsi planer un doute sur le réel impact des restrictions sur le taux d'avortement.

De surcroît, une comparaison des taux et ratios d'avortement américains avec ceux d'autres pays – comme ceux de l'Europe ou le Canada ayant préféré agir sur le taux d'avortement par des programmes de prévention et d'accès à la contraception – laisse planer un doute sur l'efficacité des législations restrictives. Selon les statistiques officielles, 3% de l'ensemble des avortements de la planète sont pratiqués chez les Américaines, pour 4,6% de la population mondiale (Henshaw, Singh et Haas 1999). Pourtant, les États-Unis affichent des taux d'avortement¹² chez les femmes de 15 à 49 ans nettement supérieur aux autres pays industrialisés. En effet, les États-Unis ont un taux d'avortements pour mille femmes près d'une fois et demie plus élevé que le Canada (22,9 vs. 15,5), la Grande-Bretagne (15,6) et la France (12,4). En fait, leur taux d'avortement s'apparentent plus aux taux des pays de l'Europe de l'Est tels la Georgie (21,9), la Slovénie (23,2) ou la République Tchèque (20,7), et aux pays émergents (Chine; 26,1).

¹² Par taux d'avortement, on entend le nombre absolu d'avortement sur 1000 femmes de 15 à 49 ans. Quant à lui, le ratio d'avortement équivaut au nombre d'avortements sur cent naissances.

Graphique 1: Taux d'avortement par 1000 femmes de 15-49 ans par pays, 1975-1996



Source: Henshaw, Stanley K, Susheela Singh et Taylor Haas. 1999a. « Recent Trends in Abortion Worldwide ». *International Family Planning Perspectives* 25 (mars): 44-48.

Non seulement les États-Unis affichent des taux d'avortements pour l'ensemble des femmes fertiles nettement supérieurs à ceux des autres pays industrialisés, mais leurs ratios d'avortements par 100 naissances sont aussi relativement élevés. Les États-Unis possèdent un ratio d'avortements pour 100 naissances de 25,9, comparé à 22 pour le Canada, 20,5 pour le Royaume-Uni et 17,7 pour la France. Ce n'est pas tant la différence entre ces taux qui surprend, mais le fait qu'avec sa fertilité de loin supérieure à tous les autres pays industrialisés, les États-Unis auraient dû afficher un ratio d'avortements/naissances beaucoup moins important¹³. En soit, ces données ne signifient pas automatiquement que les restrictions ne sont pas responsables de la diminution relative du taux d'avortement américain depuis la moitié des années 1980. Elles laissent tout de même planer un doute sur l'impact réel des restrictions sur la variation des avortements durant cette période.

¹³ En effet, en 2006 les États-Unis affichent un taux de natalité estimé de 14‰, alors qu'il est de 8‰ pour l'Allemagne et de 9‰ pour le Canada (CIA World Factbook 2006).

État de la recherche

Les restrictions étatiques de financement

L'aide subventionnée des gouvernements dans le domaine de la planification familiale est une ressource clé pour aider les femmes de milieux défavorisés et les adolescentes à atteindre leurs objectifs reproductifs (Sollom, Benson Gold et Saul 1996, 166). Les fonds du gouvernement fédéral sont distribués à travers quatre programmes : le Titre X, qui transfère les fonds directement aux fournisseurs de services, les Titres V et XIX qui visent essentiellement les anciens combattants et les personnes handicapées, et enfin Medicaid. Medicaid est un programme de transfert de droit, par lequel les paiements pour les services éligibles sont partiellement remboursés par le fédéral selon un taux inversement corrélé au revenu médian de la population des États. Le reste des fonds va être déboursé par les États, dans un cadre mis en place par le fédéral depuis 1977.

Avec *Harris v. McRae* (1980), la Cour suprême a confirmé la constitutionnalité de l'amendement Hyde (1977)¹⁴. Ainsi, le fédéral n'est plus dans l'obligation de subventionner les frais liés à l'avortement, sauf en cas de viol, inceste, et de danger pour la vie de la patiente. Par conséquent, la responsabilité du financement des avortements pour les femmes défavorisées incombe aux États, dont les préférences individuelles influencent largement la couverture permise.

¹⁴ Adopté par le Congrès en août 1977, l'amendement Hyde exclut l'avortement des services de santé de base couverts par Medicaid. Dans cette première version, les avortements étaient tout de même subventionnés par Medicaid en certaines circonstances; c'est le cas lors d'une grossesse découlant d'un viol ou d'inceste, et lorsque la vie de la femme ou sa santé est en danger. En 1979, la nécessité de financer les avortements en cas de danger à la santé a été abolie par le Congrès, suivie en 1981 par les exceptions touchant l'inceste et du viol. En 1993, le Congrès a revoté ce que l'on connaît actuellement comme l'amendement Hyde, où les fonds fédéraux de Medicaid couvrent les avortements dans les cas de viol, d'inceste ou de danger à la vie de la patiente (NAF, 2005).

Or, l'impact des restrictions de Medicaid divise les auteurs. Si pour certains il n'y a aucune corrélation entre le financement étatique et le taux d'avortement (Matthews, Ribar et Wilhelm 1997), la majorité des auteurs soutiennent que celui-ci a un impact significatif sur la décision d'avorter (Finer et Henshaw 2003; Lichter, McLaughlin et Ribar 1998; Henshaw 1995; Henshaw et Volt 1990). Dans les États qui financent les avortements à travers Medicaid, les femmes bénéficiaires ont recours à l'avortement trois à quatre fois plus souvent que celles sans couverture (Cook, Parnell, Moore et Pagnini 1998; Jones, Darroch et Henshaw 2002 Henshaw et Kost 1998). Loin d'être homogènes, les restrictions de financement toucheraient principalement les femmes noires non mariées de moins de 30 ans, où celles-ci entraîneraient une augmentation de 9,6% du nombre des interventions¹⁶.

Si le financement étatique des avortements est associé à une augmentation du nombre d'avortements, les restrictions des États quant aux subventions de Medicaid sont quant à elles associées à un déclin – 9 à 17,5% - encore plus important de celui-ci (Blank et al. 1996; Haas-Wilson 1993; Garbacz 1990). Les restrictions de Medicaid réduiraient de près de moitié non seulement le taux d'avortement par naissance, le taux d'avortement par 1000 femmes en âge de procréer, mais aussi le nombre d'avortement chez les adolescentes de 15-19 ans (Haas-Wilson 1993). Selon ses estimés, environ 40 000 à 80 000 avortements seraient éliminés si le système de Medicaid arrêtaient de subventionner les avortements partout aux États-Unis, et le nombre de grossesses diminuerait significativement – cette diminution variant entre 70 000 et 180 000 grossesses (Levine 1996; Haas-Wilson 1996; Haas-Wilson 1993).

¹⁶ 7,1% des avortements chez les femmes noires sont remboursés par l'État, alors que ce pourcentage n'est que de 1,1% chez les femmes blanches (Cook et al. 1998).

Mais le principal impact des restrictions du financement des avortements par Medicaid se retrouverait plutôt sur le nombre de semaines où se pratiquerait l'intervention. En effet, les avortements chez les patientes qui seraient éligibles à Medicaid mais qui ne reçoivent pas de compensation puisque le financement n'est pas disponible seraient pratiqués 2 à 3 semaines plus tard que les autres patientes (Henshaw et Wallison 1984). Parmi les femmes ayant avorté à plus de dix semaines de grossesse, 42% des femmes éligibles à Medicaid mais qui ne recevaient pas ce service justifiaient ce retard par des problèmes financiers, contre 10% du reste de l'échantillon (Henshaw et Wallison 1984)¹⁷. Le nombre de semaines de gestation au moment de l'avortement va non seulement avoir un impact sur la santé de la femme (Kero, Högberg et Lalos 2004), mais aussi déterminer l'éligibilité de la patiente à certaines procédures, par exemple le mifepristone¹⁸ qui est le plus efficace dans les premières neuf semaines de la grossesse (Joyce et Kaesner 2000).

Les politiques d'implication parentale

Quant à elles, les politiques étatiques concernant les comportements reproductifs des adolescentes vont s'appuyer sur l'implication parentale dans la décision des mineures de mettre fin à la grossesse, se basant sur la théorie que la communication parents-enfants est et devrait être la base de tout programme de prévention (Casper 1990, 109). Selon les tenants de ces politiques, lorsque confrontées à une grossesse non désirée, l'implication parentale devrait aider les adolescentes à faire un choix mieux informé, améliorant ainsi

¹⁷ Parmi les femmes bénéficiaires de Medicaid dans des États ne subventionnant pas les avortements, 18-23% à 35% de celles qui ont mené à terme leur grossesse auraient préféré avoir eu un avortement (Trussell et al. 1980; Chrissman et al. 1980).

¹⁸ Le mifepristone, aussi surnommé la pilule abortive RU-486, a été développée en France vers 1980. Ce stéroïde synthétique empêche la production de progestérone, hormone qui permet au fœtus de continuer à se développer dans les premiers stades de la grossesse. Disponible en Europe dès le milieu des années 1990, elle n'a été approuvée par la FDA (Etats-Unis) qu'en septembre 2000. L'AGI estime que durant les six premiers mois de 2001, plus de 37 000 interruptions de grossesse (6% de tous les avortements) ont été provoqués par ce type de méthode (Boonstra 2002). En mai 2006, il est estimé que 29% des avortements de moins de 50 semaines seront réalisés de cette manière.

leur bien-être tout en leur offrant un support dans ces moments d'incertitude¹⁹. La notification d'un tiers serait ainsi désirable dans l'optique où elle permettrait la promotion de l'harmonie maritale et familiale (Ellertson 1997; Ryan et Plutzer 1989), tout en faisant la promotion du droit du parent d'élever son enfant de la façon qui lui convient (Ellertson 1997)²⁰.

Selon leurs partisans, les lois sur l'implication parentale inciteraient les mineures à adopter des pratiques reproductives plus sécuritaires, c'est-à-dire l'abstinence (Ellertson 1997; Cook et al 1998). L'introduction de lois d'implication parentale spécifiques à l'avortement serait en effet associée à une réduction de 6% des activités sexuelles non protégées chez les femmes de 15-18 ans (Levine 2003). Or, plusieurs études contredisent ces résultats, avançant que 59% des filles sexuellement actives arrêteraient ou retarderaient l'utilisation de services de planification familiale (contraception, test de MTS/SIDA et de grossesse,...) si la notification parentale était obligatoire pour l'ensemble des services de santé reproductive (Torres, Forest et Eisman 1980; Reddy, Flemming et Swain 2002). De celles-ci, 96%-98% (Torres, Forest et Eisman 1980) à 99% (Reddy, Flemming et Swain 2002) des adolescentes questionnées continueraient à être sexuellement actives en étant consciente de ne pas être efficacement protégées.

La plupart des recherches s'entendent de plus sur le fait que les lois sur l'implication parentale, soit la notification et le consentement parental, n'ont qu'un effet limité sur la décision d'avorter des mineures (Oshfeld et Steven 1994; Henshaw 1995;

¹⁹ Cet argument sous-entend à tort que l'avortement a un impact négatif sur la santé mentale et physique des femmes (Rodman 1991), alors que de nombreuses recherches ont démontré le contraire, à savoir qu'une procédure de premier trimestre avait beaucoup moins d'effets négatifs sur la vie des patientes que l'adoption.

²⁰ L'ironie de cet argument fondamentalement pro-vie est que, indépendamment de la façon dont ils ont eu connaissance de la grossesse, les parents qui étaient au courant de celle-ci ont beaucoup plus de chances de tenter de persuader la mineure de se faire avorter que de continuer celle-ci (Henshaw et Kost 1992).

Hegamin 1998; Finer et Henshaw 2003)²¹, même si celles-ci entraîneraient une diminution de 20% des avortements chez les adolescentes de 16 ans (Joyce et Kaesner 1996). En effet, si certains ont associé ces mesures avec une diminution dans le nombre d'avortements totaux (-5,5 %), cette diminution ne toucherait que les avortements de premier trimestre (-6.4%), mais entraînerait une augmentation de 1.2-1.4% (Bitler et Zavodny 2001) à 3% (Henshaw 1995a) des avortements de plus de douze semaines. Cette augmentation est encore plus significative (9.5%) si l'on se limite au nombre d'avortements de plus huit semaines (Ellertson 1997). Les lois d'implication parentales prolongeraient ainsi les délais entre la décision d'avorter et l'intervention en tant que telle, ce qui non seulement augmenterait les coûts de celle-ci mais aussi les risques associés à l'avortement.

L'impact restreint des lois d'implication parentale sur les comportements reproductifs des adolescentes s'expliquerait par le fait que les parents n'ont qu'une influence limitée sur la décision de leur fille, le partenaire et les amis les devançant à ce niveau (Henshaw et Kost 1992). Casper (1990) a testé cette hypothèse à l'aide de deux modèles distincts, chacun de ces modèles logistiques servant à étudier une étape différente du processus de décision des adolescentes. Devant être interprétés séparément, le premier modèle mesure les effets du contexte familial à chaque niveau de décision, et l'autre incorpore au premier modèle une variable contrôlant pour l'importance des interactions familiales. Cette approche va permettre de déterminer si les interactions familiales ont un

21 Dans l'ensemble des études consultées, seules deux d'entre elles avancent que les lois d'implication parentale réduisent significativement de 15 à 20% les taux d'avortement chez les adolescentes (Levine 2003; Haas-Wilson 1993). Levine (2003) a basé son étude uniquement sur l'étude des lois d'implication parentales, et a testé ses hypothèses avec deux types de régressions économétriques. Sa régression avec le modèle WLS associerait une diminution de 16-20% de la demande d'avortements à l'implantation de lois parentales, et 25% de différence dans le nombre de naissances. Sa régression avec le modèle des effets fixes donne des résultats semblables. Dans des États où le consentement et/ou la notification sont en vigueur on assisterait à une diminution de 13-17% de la demande d'avortement chez les mineures résidentes de l'État. Haas-Wilson (1993) est arrivée à des conclusions similaires. Selon elle, les États qui n'auraient pas de notification auraient des taux d'avortement par mille adolescentes (13 vs 22) et des ratios d'avortement sur cent naissances près d'un tiers supérieur à ceux qui imposent ce type de contraintes.

impact sur les habitudes sexuelles des adolescents, et si oui, pour quel type de familles. Même si son étude portait principalement sur l'effet de la communication familiale sur les comportements sexuels des adolescents, Casper (1990) démontre tout de même que l'influence des parents est surestimée. En effet, les discussions parents-adolescents ne semblent pas corrélées avec l'âge de la première relation ou les pratiques sexuelles de leurs adolescentes. Tout au plus, les discussions familiales influenceraient faiblement l'utilisation de la contraception chez les mineures.

De plus, au moment de l'avortement 61% des parents des adolescentes seraient déjà au courant de la procédure (Henshaw et Kost 1992), 40-45% d'entre eux ayant été avertis par leur enfant (Blum, Resnick et Stark 1987; Henshaw et Kost 1992). En fait, plus jeune est l'adolescente, plus les probabilités qu'elle a mis au courant ses parents sont élevées (Henshaw et Kost 1992). De celles restantes, 6% estiment qu'elles auraient couru un danger important, que ce soit physique ou psychologique, en mettant leurs parents au courant de leur grossesse, et 30% laissent sous-entendre qu'elles avaient craint les comportements de leurs parents, violence, expulsion de la maison. Si l'on tient pour acquis que ces adolescentes seraient probablement tentées de passer par la Cour plutôt que d'avertir leurs parents, l'effet de ce type de contrainte ne toucherait qu'une infime partie des adolescentes, soit environ 3% de celles-ci (Henshaw et Kost 1992).

Toutefois, les lois sur l'implication parentale peuvent avoir des effets pervers. Toutes choses étant égales par ailleurs, en théorie les lois sur l'implication parentale seraient supposées augmenter le nombre de naissances non désirées en diminuant le nombre d'avortements. Si certains avancent que ce type de mesures n'a pas d'impact sur le taux de naissance (Rogers et al. 1991; Ellertson 1997), la plupart soutiennent que les lois

En 2005, seuls sept des 50 États américains (en plus du district de Columbia) n'imposent aucune contrainte aux mineures qui désirent se faire avorter, les autres exigeant soit qu'un des parents soit mis au courant, soit la permission d'un ou des deux parents biologiques. Cette disparité entre les différents États ne fait qu'ajouter à la confusion des mineures, non seulement quant à l'avortement mais aussi à la confidentialité de l'ensemble des services de santé reproductive (Hock-Long, Herceg-Baron, Cassidy et Whittaker 2003).

Les périodes de consultation et de délai obligatoires

En ce qui a trait aux périodes de consultation et de délai obligatoires, le peu d'études qui se sont intéressées à celles-ci n'ont relevé aucun impact significatif de leur part sur le taux d'avortements (Dobie, et al. 1999; Meier 1996). La période de consultation obligatoire est une stratégie visant à s'assurer que les femmes qui veulent se faire avorter sont informées de manière adéquate et ont eu le temps de bien considérer leur choix et les options qui s'offrent à elles. La femme désirant se faire avorter doit ainsi se présenter une première fois à la clinique, pour recevoir de l'information sur l'avortement et les autres choix disponibles. L'information qui doit être fournie, la personne qui donne ces renseignements et comment ceux-ci doivent être distribués va varier selon l'État (Althaus et Henshaw 1994).

Pourtant, on peut se questionner sur la réelle efficacité de cette mesure. Lors d'une étude à ce sujet, plus des deux-tiers des patientes ont souligné que rien ne pouvait les décourager de se faire avorter (Kero 2004). D'ailleurs, 31% des femmes interrogées savaient déjà qu'elles allaient se faire avorter si elles tombaient enceintes. Les cliniques soulignent d'ailleurs que peu de patientes changent d'idée après avoir reçu le matériel

d'information. En fait plusieurs refusent même d'en prendre connaissance dans les États où la lecture de celui-ci n'est pas obligatoire (Althaus et Henshaw 1994).

Dans plusieurs cas, le délai obligatoire – même s'il n'est que de 24 heures- va entraîner un retard plus grand dans la procédure. Dans les États ayant implanté ce type de procédures, les femmes désirant se faire avorter doivent attendre en moyenne de trois à quatre jours additionnels, alors qu'auparavant elles n'avaient qu'à prendre un seul rendez-vous et se faisaient avorter un ou deux jours suivant leur appel (Althaus et Henshaw 1994). Sans faire varier le taux d'avortement total, cette mesure entraînerait une hausse de 2,3-2,6 (Bitler et Zavodny 2001) à 2,8 points de pourcentage (Joyce et Kaesner 2000) du nombre total des avortements pratiqués à plus de 12 semaines de gestation, ce qui est considérable si l'on considère le pourcentage initial (environ 10% de tous les avortements). Cette variation du nombre d'avortements de deuxième trimestre, où le nombre de fournisseurs est limité (Althaus et Henshaw 1994), est extrêmement inquiétant surtout si l'on considère tous les risques importants associés à ce type d'interventions (Jain et Mishell 1994; Rosenfield 1994).

L'impact du délai obligatoire n'est toutefois pas homogène. En effet, les jeunes sont beaucoup plus touchés par ce type de mesures, ce qui pourrait en partie expliquer la proportion des avortements de deuxième trimestre qui sont 7,4% plus fréquents chez les femmes de 18-19 ans que chez celles de 30 ans et plus (Joyce et Kaesner 2000). De plus, plus grande est la distance qui sépare la mineure de sa clinique d'avortement, plus grand sera le délai entre la décision et la procédure en tant que telle. Ceci va entraîner une augmentation de 3,3 point de pourcentage des avortements de second trimestre chez les adolescentes parcourant une distance de plus de 50 miles ce qui est considérable quand on

utilisée en elle-même qui poserait problème selon ses opposants. Même s'il arrive quelquefois qu'elle soit pratiquée à partir de la dixième semaine, la D&X est surtout utilisée après le « quickening », moment où le fœtus serait théoriquement viable s'il y avait expulsion naturelle²³. Cette technique était utilisée dans près de 95% des avortements de deuxième trimestre jusqu'en novembre 2003, moment où George W. Bush fit approuver le projet de loi du « Partial Birth Abortion Ban Act » rendant illégale cette pratique dans l'ensemble des États américains. À notre connaissance, aucune étude ne s'est intéressée à l'impact de l'interdiction du D&X sur l'avortement; notre étude permettra donc de faire un premier pas dans ce sens.

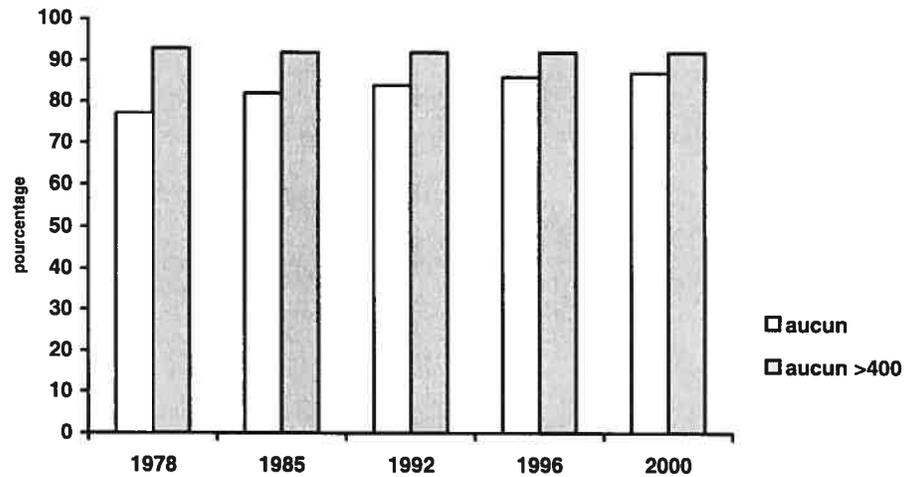
L'offre de services d'interruption de grossesse

Même si elle n'est pas considérée comme une restriction en soit, la diminution du nombre de fournisseurs est tout de même une contrainte importante pour les femmes désirant se faire avorter. Considérée comme le plus grand obstacle à l'avortement légal (Henshaw 1995; Meier et al. 1996; Henshaw 1998; Finer et Henshaw 2003), la diminution du nombre de pourvoyeurs est perçue comme une contrainte importante à l'accès à l'avortement même si elle n'est pas une restriction imposée directement par les États²⁴. Dans 41 des États américains, la majorité des comtés n'ont pas de fournisseurs : ce pourcentage grimpe à 90% pour 21 de ces États (Henshaw, 1995).

²³ Même si les experts ne s'entendent pas sur le moment exact du « quickening », la Cour suprême a statué lors de Roe vs. Wade que celui-ci avait lieu à 13 semaines.

²⁴ Il ne faut pas sous-estimer l'importance du cadre législatif et administratif dans la décision d'offrir ou non des services de terminaison de grossesse (AGI 2003). En effet, par leurs exigences (par exemple de remplir des fiches très détaillées sur chacune des rencontres d'information, d'interdire toute publicité pour les cliniques offrant des avortements,...) les États réussissent à influencer le nombre de cliniques offrant les services de santé reproductive.

Graphique 2: Pourcentage des comtés américains n'ayant aucun fournisseur proposant des services d'avortement, et sans fournisseur pratiquant plus de 400 avortements par année, 1996



Source : Finer, Laurence B. et Stanley K. Henshaw. 2003. « Abortion Incidence and Services in the United States in 2000 ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 35 (janvier-février): 6-15.

En 2000, 1819 fournisseurs ont procédé à au moins un avortement, un déclin de 37% du nombre d'interruptions pratiquées par rapport à 1982, moment où le nombre de fournisseurs était le plus élevé (Finer et Henshaw 2003). D'ailleurs, 34% des Américaines de 15-49 ans n'ont pas accès à des services d'interruption de grossesse (Finer et Henshaw 2003); ce chiffre monte à 61% si l'on se concentre sur l'Alabama, le Kentucky, le Mississippi et le Tennessee (Henshaw 1995b).

Si la diminution du nombre de fournisseurs est alarmante pour les femmes habitant un centre urbain, l'impact est encore plus marqué dans le cas des femmes vivant en milieu rural (Dobie et al. 1999), qui sont plus susceptibles d'habiter dans des comtés sans institution pouvant offrir des services adéquats (Henshaw 1995b).

Tableau 4

Pourcentage du total des femmes, pourcentage et taux d'avortement pour 1000 femmes selon le lieu de résidence, 1994 et 2000

	% pop 15-49 ans	% du total des avortements par lieu de résidence		Taux d'avortement / 1000 femmes	
	2000	1994	2000	1994	2000
Métropolitain	78.8	88.5	88.0	27	24
Rural	21.2	11.5	12	13	12

Source: Jones, Rachel K., Jacqueline E. Darroch et Stanley K. Henshaw. 2002. « Patterns in the Socioeconomic Characteristics of Women Obtaining Abortions in 2000-2001 ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 34 (septembre-octobre): 226-235.

En effet, si en 1996 19% des femmes de 15-49 ans vivant en milieu urbain n'avaient aucun fournisseur d'avortement dans leur comté, ce pourcentage augmentait à 86% pour celles qui habitaient en milieu rural. L'écart est encore plus accentué en 2000: 21% vs 91% (Finer et Henshaw 2003). Cela s'explique par le fait que la plupart des cliniques et hôpitaux offrant ce type de services se retrouvent en milieu urbain (94% de l'ensemble des fournisseurs, et 99% de ceux qui pratiquent plus de 400 avortements annuellement²⁵). Le plus grand effet de la diminution du nombre de services est de pousser les femmes à changer le lieu de leur avortement, et ainsi augmenter la distance parcourue pour avoir accès à des services de qualité (Blank et al. 1996).

Entre 1984 et 1994, les distances parcourues par les femmes de milieu rural ont augmenté d'une moyenne de 12 miles (Dobie et al. 1999). D'ailleurs, en 1994, 8% des patientes doivent se déplacer à plus de 100 milles de leur domicile pour se faire avorter, en plus de 16% des femmes restantes qui devront parcourir entre 50 et 100 milles (Henshaw et Finer 2003). Ces distances sont encore plus importantes pour les femmes vivant dans le centre est des États-Unis, où 15% des femmes vont voyager plus de 100 milles, et un autre

²⁵ Voir Finer et Henshaw (2003) et Henshaw (1991).

31% entre 50 et 100 milles (Henshaw 1998b). Alors qu'en 1984 24% des femmes rurales parcouraient moins de 30 milles pour se faire avorter, dix ans plus tard ce pourcentage n'est que de 8%. En contraste, 73% des femmes se déplacent de plus de 50 milles, une augmentation de 11% (Dobie et al. 1999). Cette distance géographique augmente non seulement les coûts liés à l'intervention en elle-même, mais aussi ceux de l'information face aux différentes options disponibles (Lichter 1998; Henshaw et Volt 1990). La diminution du nombre de cliniques proposant des services d'interruption de grossesse et la concentration de celles-ci en milieu urbain aura par conséquent un impact non seulement sur le taux d'avortement rural, qui a ainsi diminué de 27% dans les dix dernières années²⁶, mais aussi sur l'étape de la grossesse (nombre de semaines de gestation) où est pratiqué l'avortement.

De l'ensemble des femmes, 10% parcourant moins de 75 milles ont mis fin à leur grossesse après 12 semaines, alors que le pourcentage augmente à 21% pour celles qui avaient à voyager plus de 75 milles. L'impact est encore plus marqué chez les femmes habitant en milieu rural, qui ont beaucoup plus de chances de mettre un terme à leur grossesse après 18 semaines que leurs consœurs des villes (2% vs 5% des avortements)²⁷.

Si l'on se fie à la théorie économique de l'offre et de la demande, le nombre de fournisseur ne serait qu'un reflet de la demande d'avortement au prix offert. Il est donc possible de voir le nombre de fournisseurs comme un proxy du prix d'un avortement, qui tient compte à la fois du prix réel et des autres frais découlant de la procédure (Blank et al. 1996). Pourtant, par l'augmentation des procédures administratives, les États peuvent

²⁶ Comparativement à une diminution de 17% pour les femmes vivant en milieu urbain (Dobie et al. 1999).

²⁷ Or, ce pourcentage est encore plus important si l'on se concentre sur les femmes de moins de 20 ans (7%) (Dobie et al. 1999).

quand même augmenter les coûts d'exploitation des cliniques, faisant par conséquence varier le nombre de fournisseurs disponibles. L'augmentation du nombre de fournisseurs de 10% est associée à une augmentation de cinq points du taux d'avortements (Blank et al. 1996). L'impact d'une diminution de ceux-ci n'est pourtant pas aussi claire. Si la majorité des auteurs estiment que cette contrainte a un impact négatif et significatif sur la variation du taux d'avortement, d'autres ne relèvent qu'un impact relatif et faible, concentré chez les femmes blanches, aux revenus bien en dessous du seuil de la pauvreté (Lichter, McLaughlin et Ribar 1998; Dobie et al. 1999).

Questions de recherche et hypothèses

Ce mémoire s'interroge donc sur les effets des restrictions sur l'avortement, et plus précisément vise à répondre aux questions suivantes : quel est l'impact des restrictions sur la variation du nombre d'avortements? Ces contraintes font-elles varier le nombre de grossesses? Les restrictions ont-elles un impact sur le moment de l'intervention? Enfin, leurs effets sont-ils les mêmes chez les adolescentes que chez l'ensemble des femmes en âge de procréer?

Afin d'évaluer empiriquement si les politiques restrictives ont un effet, l'hypothèse à vérifier est que les restrictions ont un impact significatif sur la variation du ratio et taux d'avortement ainsi que sur le pourcentage de femmes se faisant avorter après huit semaines de gestation, mais que cet impact va varier selon le type de contraintes imposées. L'interdiction d'utiliser la technique de D&X et la diminution du nombre de fournisseurs devraient avoir un impact significatif tant sur le ratio que le taux d'avortement, sans influencer le moment de la procédure. Ces contraintes influençant directement l'offre de services, il est par conséquence probable que ces variables soient positivement et

significativement corrélées à la variation du nombre d'avortements. Puisque les adolescentes représentent une proportion plus importante des patientes ayant recours à l'avortement de deuxième trimestre, et que le D&X est une technique d'avortement tardif, l'influence de ce type de restrictions devrait par conséquent être supérieure à celle observée chez l'ensemble de la population féminine. Pourtant, nous ne croyons pas que le nombre de fournisseurs aura un impact sur le taux ou le ratio d'avortement chez les adolescentes, celles-ci évitant généralement de se faire avorter à proximité de leur domicile. Quand aux contraintes imposées à la demande d'avortements, nous avançons que seule la restriction de Medicaid serait positivement et de manière significative corrélée à la variation du taux et du ratio d'avortement tant chez les adolescentes que pour l'ensemble de la population féminine en âge de procréer, justement à cause du relatif consensus des auteurs sur l'importance des facteurs économiques dans la décision d'avorter.

Tableau 5 : Récapitulatif des hypothèses de recherche

<u>Impact estimé</u>	<u>Avortements Femmes 15-49</u>	<u>Avortements Adolescentes 15-19</u>	<u>Pourcentage d'avortements de plus de 12 semaines</u>
<u>Législation restrictive</u>			
<i>Restrictions d'accès à Medicaid</i>	-	-	+
<i>Interdiction du D&X</i>	Aucun	Aucun	+
<i>Notification parentale</i>	Aucun	+	+
<i>Période de consultation et délai obligatoire</i>	Aucun	Aucun	+
<i>Nombre de cliniques et d'hôpitaux proposant des avortements</i>	+	+	-

Lacunes des études existantes

Au fil des ans, une multitude de recherches ont été réalisées sur l'impact des restrictions sur le nombre d'avortement. Pourtant, seules une dizaine ont utilisé une analyse en régression avec des données panel pour tester leurs hypothèses²⁸. Dans leurs études, Dobie et al. (1999), Ellertson (1997), Henshaw et Wallish (1984) et Kaesner (1996a; 2000)

²⁸ Voir tableau 6:

ont tous opté pour une analyse de régression linéaire multiple. Or, comme le soulignent Powell-Griner et Trent (1987), les relations entre politiques restrictives, race, éducation et avortement sont plus complexes qu'une telle analyse ne pourrait l'indiquer. De plus, leur nombre limité d'observations laisse planer un doute sur la validité de leurs résultats.

Quant à eux, Haas-Wilson (1993), Medoff (1988) et Garbacz (1990) ont préféré la technique d'analyse de régression de coupe transversale, utilisant les données du Standard Metropolitan Statistical Area. Or, ce type de technique de régression, populaire pour sa relative simplicité (Wooldridge 2002), peut amener à des conclusions biaisées. L'utilisation d'analyse de coupe transversale lors d'analyse de politiques publiques peut en effet rendre le coefficient faussement significatif, « reflet de la corrélation entre la variable indépendante et une grande variété de variables exclues [du modèle]²⁹ ». L'analyse de données panel est ainsi plus appropriée dans le cas de l'étude de l'avortement.

Joyce (1988), Cooksey (1990) et Lundberg et Plotnick (1990) se sont intéressés indirectement aux effets des restrictions sur le nombre d'avortement chez les adolescentes, leur objectif principal étant le développement d'un cadre empirique sur les décisions des adolescentes lors d'une grossesse prémaritale. Lichter, McLaughlin et Ribar (1998) ont eux aussi abordé le sujet de l'avortement par régression en données panel, mais dans le but de tester l'impact des restrictions sur le nombre de familles monoparentales. Gohnmann et Ohsfeldt (1993), Haas-Wilson (1997) et Levine, Trainor, Lee (2001) et Zimmerman (1996) ont aussi utilisé la technique d'analyse en panel, mais ont concentré leur analyse sur les restrictions influençant directement le coût de l'avortement, c'est-à-dire les contraintes dans le financement de Medicaid et la variation dans le nombre de fournisseurs.

²⁹ Blank et al. (1996), p. 515

Enfin, seules deux des études consultées, soit celle de Meier et al. (1996) et de Blank et al. (1996), portent sur l'ensemble des restrictions. Or, comme souligné auparavant, les résultats de Meier (1996) sont possiblement biaisés, celui-ci n'ayant pas pris en compte la covariance de ses variables. Quant à eux, Blank et al. (1996) ont utilisé comme variable dépendante le taux d'avortement par État de résidence. Or, celui-ci est loin d'être fiable (AGI 2003). De plus, aucune de ces études ne s'intéresse à l'impact des restrictions sur les adolescentes, ni à l'impact de celles-ci sur le moment de l'interruption de grossesse.

La présente étude vise à combler ces lacunes de quatre manières distinctes. Tout d'abord, ce mémoire se démarque des recherches précédentes en testant l'impact des restrictions à la fois sur les taux d'avortements, et sur la fertilité à travers les ratios d'avortements chez deux groupes distincts de femmes. Aucune étude jusqu'à présent n'avait cherché à offrir un portrait aussi complet des effets des restrictions sur l'avortement.

L'ajout de régressions en panel contrôlant spécifiquement le moment de l'interruption de grossesse, à la fois chez l'ensemble des femmes en âge de procréer et chez les adolescentes, est aussi une innovation de cette étude. Ceci va nous permettre de valider les arguments de plusieurs auteurs qui avancent que les restrictions ne font que forcer les femmes à se faire avorter plus tardivement, augmentant ainsi les risques associés à l'intervention.

Aussi, l'avantage de la période choisie est qu'elle permet l'accès à des données non seulement plus récentes mais de meilleure qualité. Depuis les années 1990, on assiste à un désir d'homogénéisation des différentes données concernant l'avortement, autrefois gérées de façon individuelle par les différents États. Ainsi, le choix de données de la période 1990-

2001 permet de réduire le risque de biais découlant directement de l'hétérogénéité des différentes sources d'information.

Mais ce qui distingue avant tout ce mémoire des études existantes est la méthode utilisée. L'utilisation d'une analyse de régression à données panel incluant un effet fixe d'État, pour « contrôler l'hétérogénéité non mesurée entre [ceux-ci] qui n'est pas capturée par les variables indépendantes ³⁰ » va combler cette faille. Cette technique, beaucoup plus fiable que les régressions linéaires simples et régressions de coupe transversales utilisées par plusieurs auteurs, permettront d'avoir un portrait non biaisé de l'effet des restrictions.

De plus, une attention particulière a été portée lors de l'opérationnalisation des différentes variables dépendantes. Dans son analyse de régression en panel, Meier (1996) a analysé l'effet de l'ensemble des 43 différentes restrictions qu'ils ont répertoriées dans l'ensemble des États américains. Or, Meier ajoute les restrictions dans son équation indépendamment de leur nature, sans prendre en compte la covariance et l'endogénéité de certaines de celles-ci. C'est particulièrement le cas des variables de délais et de consultations obligatoires, implantées conjointement par les États, et du consentement et de la notification parentale, le premier impliquant nécessairement ce dernier. Nous avons préféré regrouper les restrictions similaires dans des catégories, évitant ainsi le possible biais causé par la covariance des variables ³¹. Pour chacune de ses raisons, nous estimons que ce mémoire pourrait permettre une avancée importante dans la compréhension de l'impact des restrictions sur l'avortement aux États-Unis.

³⁰ Traduction de l'auteur: « including state fixed effects to control for unmeasured heterogeneity between the states that is not captured in the independent variables » dans Blank et al, p. 516-517.

³¹ Autre exemple, Meier considère la période de délais de 24 heures et celle de 72 heures comme des restrictions différentes, alors que le délai de 72 heures englobe automatiquement celui de 24 heures.

Méthodologie

Afin de tester nos hypothèses, nous avons opté pour une analyse de données en panel par État. L'analyse en panel permet non seulement d'avoir une idée plus précise de l'impact des politiques et facteurs environnementaux sur l'avortement pour une période donnée (Blank et al. 1996), mais aussi de capter l'effet de facteurs non observables (constants et variables) qui influencent la variable dépendante (Sevestre 2002; Woolbridge 2000). De plus, l'analyse en panel réduit les biais d'estimation des coefficients et les risques de multicollinéarité (Sevestre 2002). En prenant en considération l'exogénéité contemporaine des valeurs utilisées³², U_i étant indépendant de X_{it} et de c_i , la technique de régression utilisée est un panel à effets fixes³³. La formule utilisée pour ces régressions est :

$$(1) \quad \Delta y_i = \delta_0 + \beta_i \Delta_i + \Delta u_i;$$

où Δ équivaut à $t_1 - t_0$, y à la variable dépendante, δ_0 à la constante, $\beta_i \Delta_i$ à la variation entre les variables indépendantes et Δu à la variation entre les variables de contrôle. Alors que chacune de ces restrictions, individuellement, peut être un obstacle significatif pour une femme ayant un réel besoin de services de santé reproductive, les effets de ces contraintes combinées peuvent être substantiels (Benshoof 1993, 2254).

Le choix de la période étudiée s'est porté naturellement sur celle de 1990 à 2001, puisque ces années représentent un point charnière de l'histoire de l'avortement aux États-Unis. Le début de la décennie 1990 est marqué par de plus en plus de tentatives de limitations du droit à l'avortement, tant de la part du gouvernement central que des

³² Le choix de la régression à effets fixes a été fait en suivant la stratégie de test d'Hsiao (2003).

³³ Le modèle de régression à effets fixes, ou modèle de covariance, est un modèle avec des variables muettes individuelles. L'avantage du modèle à effets fixes est qu'il prend en compte de manière simple l'hétérogénéité et permet de tester l'uniformité des comportements individuels (Sevestre 2002).

différents États. La Cour Suprême n'est pas en reste. Avec *Planned Parenthood vs Casey* (1992), le plus haut tribunal a confirmé le droit à l'avortement des femmes, mais en redéfinissant de manière beaucoup plus limitée le droit à la vie privée dans le contexte de la santé reproductive. Cette décision, fragilisant fondamentalement la protection constitutionnelle de *Roe* (Benshoof 1993), légalise l'utilisation de réglementations par les États, en autant que ces contraintes soient raisonnables et n'entravent pas le droit des femmes à l'accès à des services adéquats et de qualité. Dix ans plus tard, ce mouvement – que plusieurs expliquent par un durcissement de la droite en réaction aux excès du *Minority Rights Movement* des années 70- atteint son apogée avec l'élection de Georges W. Bush comme président des États-Unis.

Ancien gouverneur du Texas ouvertement opposé à l'avortement, Georges W. Bush s'est hissé au pouvoir grâce à une plate-forme électorale conservatrice basée sur une vision pro-vie fondamentaliste. Dès le début de son mandat, l'entourage du Président Bush a exprimé son désir de redéfinir les droits reproductifs tels que compris dans *Roe vs Wade* (1973). D'où le choix de la période 1990-2001 pour notre analyse.

Variables dépendantes

Afin de répondre aux questions de recherche initiales, deux séries de régressions sont analysées, l'une visant l'ensemble des femmes en âge de procréer, et l'autre se concentrant sur les effets des restrictions sur les adolescentes³⁴. La première paire de

³⁴ Un premier test de robustesse est effectué sur l'ensemble des données afin d'estimer l'effet des restrictions sur le nombre d'avortements par État sans contrôler les autres facteurs qui pourraient influencer ceux-ci. Ce test prend la forme d'une régression n'incluant que la variable dépendante, les mesures législatives et les effets fixes. De plus, un test supplémentaire est ajouté pour s'assurer qu'il n'y a pas de problème d'hétéroscédasticité avec nos modèles. Les résultats de ce dernier test sont présentés en annexe (test de Breusch-Pagan). Initialement, deux variables complémentaires contrôlant pour l'attitude des États limitrophes concernant l'avortement et la distance séparant les frontières des deux États avaient été intégrées au modèle.

régressions tente de cerner les effets des restrictions sur le nombre d'avortements, sans tenir compte de la fertilité des femmes lors de cette période. En effet, certains avancent que les restrictions n'ont pas qu'un impact direct mais aussi indirect sur le nombre d'avortements, en poussant les femmes à changer leurs comportements reproductifs. Cela impliquerait donc une diminution du nombre d'avortements sans pour autant entraîner une augmentation des naissances. L'utilisation du taux d'avortements par 1000 femmes comme variable dépendante permet d'isoler la variation du taux d'avortement sans nécessairement prendre en compte le nombre de grossesses.

L'aspect de la fertilité sera pris en compte dans la deuxième série de régressions, qui s'intéresse aux effets des contraintes lorsque la femme est déjà enceinte. Une variation du ratio d'avortement par cent naissances va refléter à la fois un changement du taux d'avortement, mais surtout une variation dans le nombre de grossesses (Blank et al. 1996). Si, de prime abord, la cause fondamentale et immédiate de l'avortement est la grossesse non désirée (Bankole, Singh et Hass 1998), la variation du nombre d'avortements va être fonction du niveau de grossesses non désirées dans les sous-groupes de la population, ainsi que de la variation dans la probabilité qu'une femme va choisir de se faire avorter dans le cas où elle se retrouvait enceinte (Bankole, Singh et Hass 1999).

En excluant les fausses couches, qui constituent moins de 1% des cas, 49% de toutes les grossesses aux États-Unis peuvent être considérées comme non désirées, et 54% d'entre elles vont se terminer par un avortement (Henshaw 1998b). Entre 1993 et 1997, 69% des grossesses chez les femmes noires étaient non désirées, contre seulement 38%

Toutefois, celles-ci furent retirées puisque la variable distance était rejetée par le système à cause de sa grande colinéarité.

chez les femmes blanches et 45% chez les Hispaniques (Lee 2001). Ce pourcentage est encore plus élevé si l'on s'intéresse uniquement aux adolescentes de moins de 18 ans, où 63% de l'ensemble des grossesses sont non désirées (Henshaw 1998b).

Tableau 7

Taux de grossesse non désirée par groupe d'âge par année, et pourcentage de celles-ci se terminant en avortement, 1981, 1987 et 1994

Gr. âge	1981		1987		1994	
15-19	78.1	54.9	79.3	55.7	71.1	45.3
20-24	93.6	54.9	102.7	51.1	96.0	55.2
25-29	60.6	51.7	66.1	46.6	58.4	56.7
30-34	37.0	47.8	37.3	47.9	33.1	55.6
35-39	15.0	63.3	18.8	52.1	17.8	56.2
>40	4.3	79.1	5.3	54.7	5.0	64.0
Total	54.2	53.9	53.5	50.3	44.7	53.9

Source: Henshaw, Stanley K. 1998. « Unintended Pregnancy in the United States ». *Family Planning Perspectives* 30 (janvier-février): 24-29 + 46.

Le nombre de grossesses non désirées a une influence importante non seulement sur le nombre d'avortements mais aussi sur celui des enfants non désirés menés à terme. Une augmentation du nombre d'enfants non désirés peut avoir de fâcheuses conséquences sur la santé de l'enfant. Les femmes ayant une grossesse non désirée ont plus de chances d'adopter des comportements nocifs à la santé du fœtus. 53% des femmes ayant des grossesses non désirées ont d'ailleurs continué à fumer durant leur grossesse (Lee 2001). De plus, un enfant non désiré a beaucoup plus de chance de peser moins de 2.500 grammes à la naissance, ce qui entraîne de nombreux problèmes de santé tout au long de la vie de l'enfant, et de succomber durant la première année de sa vie (Koreman, Joyce et Kaestner 2000). Mais, plus important encore, les enfants non désirés ont beaucoup plus de chances d'être négligés ou abusés par leurs parents, probabilité qui augmente avec le nombre d'enfants non désirés par famille³⁵.

³⁵ Voir Zuravin, Susan J. 1991. Unplanned Childbearing and Family Size: Their Relationship to Child Neglect and Abuse. *Family Planning Perspective* 23 (juillet-août): 155-163. Selon cette étude, un enfant d'une famille où deux enfants sont non désirés a 2.8 fois plus de chances de se faire maltraiter qu'un enfant dans une famille

Or, si l'on se fie aux partisans des restrictions, les contraintes imposées par les États diminueraient le nombre de grossesses non désirées, en poussant les femmes à pratiquer l'abstinence ou à adopter d'autres techniques contraceptives. Les opposants de ces mesures soutiennent que les restrictions ne peuvent être responsables de la diminution notable du nombre de grossesses non désirées, et conséquemment de la demande d'avortements et d'adoptions aux États-Unis depuis le sommet de 1990. Au contraire, les contraintes forceraient plusieurs femmes, souvent les moins favorisées, à mener à terme une grossesse qui ne fait que détériorer leur situation et ainsi perpétuer le cercle vicieux de la pauvreté (Henshaw 1999). Devant ces arguments convaincants, l'ajout d'une variable dépendante contrôlant le nombre de grossesses non désirées permettrait de tester la validité de ces hypothèses.

Le problème, c'est que les données concernant le nombre de grossesses non désirées sont loin d'être fiables. C'est compréhensible : quelle femme ne serait pas réticente à déclarer que son enfant n'était pas voulu initialement, surtout lors de sondages? Pour contrer ce biais possible, de nombreux auteurs ont substitué le nombre total de grossesses au nombre de grossesses non désirées³⁶. En effet, le nombre total de grossesses équivaut à la somme des grossesses désirées et non désirées pour une période donnée t . Si l'on part du principe que le niveau de fertilité désiré est relativement stable³⁷, une variation du nombre total de grossesses serait par conséquent attribuable à un changement dans le nombre de grossesses non désirées. Comme le nombre d'avortements est endogène au nombre total de grossesses, la variable dépendante utilisée pour cerner les effets des restrictions sur le

typique. Pour les enfants d'une famille où trois des enfants n'étaient pas désirés, cette probabilité grimpe à 4.8.

³⁶ Dans leur calcul du ratio d'avortements sur cent naissances.

³⁷ Sauf dans une période de transition démographique, mais comme ce n'est pas le cas ici nous n'entrerons pas dans les détails de cette théorie. Voir Becker (1981) et Becker et Lewis (1973).

nombre de grossesses et de naissances sera le ratio d'avortements par 100 naissances. Enfin, pour tenir compte de la période de gestation de neuf mois du fœtus avant la naissance, le nombre d'avortement de la période t sera associé aux naissances de la période $t+1$.

La troisième partie de ce mémoire s'intéresse à l'impact des restrictions sur le moment de l'intervention. En effet, de nombreux auteurs soutiennent que l'effet principal des contraintes imposées par les États est de retarder le moment de l'avortement, augmentant ainsi les risques associés à la procédure. Le troisième couple de régressions isole ainsi les effets des restrictions sur le moment de l'intervention, où la variable dépendante sera définie comme le pourcentage des avortements ayant été pratiqués après la huitième semaine de gestation³⁸.

Pour l'avortement, la définition adoptée correspond à celle du «Centers for Disease Control and Prevention» (CDC), c'est-à-dire une procédure pratiquée par un médecin licencié ou par quelqu'un agissant sous la supervision d'un médecin licencié visant la terminaison d'une grossesse. Il est important de souligner que cette définition ne prend en compte que les avortements médicaux provoqués légalement.

Les données sur les avortements en fonction de l'État où se déroulait la procédure de la patiente furent préférées à celles de l'État de résidence. D'une part, les avortements par État de résidence sont très peu documentés (AGI 2003). De l'autre, les informations

³⁸ Initialement, nous avons utilisé comme variable le nombre moyen de semaines de gestation lors de l'interruption de grossesse, pour chacune des catégories de femmes visées. Pourtant, ces données étaient incomplètes et irrégulières. Nous avons donc préféré le pourcentage de femmes avant obtenu leur avortement à moins de douze semaines.

sont souvent partielles³⁹ et ne sont disponibles que depuis quelques années. Et même si ces données étaient disponibles, on peut se questionner sur leur supériorité face à une variable se basant sur le nombre d'avortements par État de la procédure. En effet, les données sur l'avortement par État de résidence sont généralement biaisées et ne permettent pas de capter adéquatement les effets des délais obligatoires et de la notification/consentement parental chez les mineures, surestimant l'impact de ces restrictions (Joyce, Kaesner et Kwan 1998). Quant aux effets découlant des restrictions de Medicaid, la probabilité que celles-ci poussent davantage de femmes à avorter à l'extérieur de leur État de résidence est infime puisque ces dernières ne seraient pas éligibles à ces fonds dans les autres États, n'y étant pas résidentes. Le choix de données sur l'avortement par État de résidence de la patiente nous semble donc plus approprié.

Aux États-Unis, seuls deux organismes proposent des données fiables sur l'avortement : l'Alan Guttmacher Institute (AGI) et le CDC (AGI 1997). À l'exemple de la quasi-totalité des recherches consultées, les informations concernant le nombre d'avortements par État ont été tirées du «Guttmacher Report» de l'AGI, rapport publié annuellement depuis 1983. L'AGI est une ONG américaine travaillant de concert avec le National Center for Health Statistics (NCHS) afin d'offrir des données et statistiques fiables dans le domaine de la santé et de la contraception⁴⁰. Depuis plus de vingt ans (sauf pour la période 1994-1995 et 1998-1999), l'AGI effectue un sondage annuel auprès de l'ensemble des fournisseurs proposant l'avortement de premier et deuxième trimestre, dans chacun des États et territoires américains.

³⁹ Disponibles pour seulement quelques États, et les données sont loin d'être fiables.

⁴⁰ AGI : raisons d'être de l'organisme, 2004

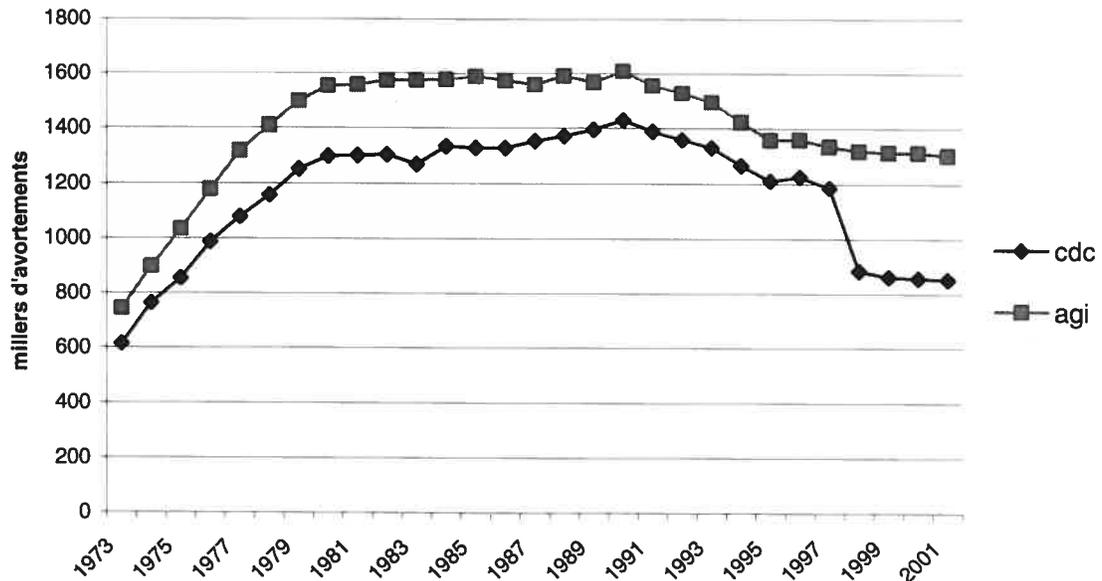
Le sondage, complété par les médecins, inclut un bref profil de l'institution (nom légal, adresse, nom de contacts), ainsi que plusieurs questions sur les patientes, services et revenus de la clinique ou hôpital pour la période donnée. Avec les années, l'AGI a su se bâtir une réputation enviable auprès des fournisseurs, tant par son professionnalisme que par la neutralité de ses observations. Ce qui fait en sorte que le taux de réponse (surtout des plus petites institutions) est de beaucoup supérieur à celui des autres sondages. Les questionnaires sont retournés par la poste ou, depuis 2003, par voie électronique, nouvelle technique qui augmente la fiabilité et la rapidité de traitement des données, en plus de faire augmenter un taux de réponse déjà enviable. Les questionnaires sont ensuite numérisés, et l'ensemble des fichiers vérifié par une équipe de OPA avant d'être redirigés vers l'AGI, qui y fera une deuxième vérification pour éviter tout biais technique. Les données nationales recueillies par l'AGI vont être comptabilisées de deux manières différentes : une version excluant Hawaï, Alaska et Puerto Rico, et l'autre pour l'ensemble des États et territoires. C'est cette dernière base de données qui a été choisie.

Les informations de l'AGI ont été préférées à celles, incomplètes, provenant directement du CDC. En effet, les données du CDC excluent pour la période 1998-2001 l'Alaska, la Georgie, le Mississippi, l'Oklahoma, le New Hampshire et la Californie. Le CDC déplore d'ailleurs ce phénomène. En 1998, plus du quart des données transmises par les États étaient incomplètes ou inutilisables, sans compter que quatre de ces derniers⁴¹ ont tout bonnement refusé de rapporter leurs données. Or, selon l'AGI, ces quatre États seulement totalisent près de 18% de l'ensemble des avortements pratiqués aux États-Unis en 1998. Cette limite quant au nombre d'observations est pour plusieurs chercheurs une source de biais important (Dobie, Hart, Gluster, Madison, Larson et Rosenblatt 1999).

⁴¹ L'Alaska, le New Hampshire, la Californie et la Georgie.

Plusieurs études soulignent de plus une sous-évaluation marquée du nombre d'avortements de la part du CDC.

Graphique 3: Comparaison du nombre d'avortements publié par le CDC et l'AGI, 1973-2001



Sources: AGI. Estimates of U.S. Abortion Incidence in 2001 and 2002
 CDC. Abortion Surveillance - United States, 2001⁴²

Cette sous-évaluation du nombre d'avortements n'est toutefois pas homogène. Celle-ci va varier de 10% (États-Unis, CDC 2003) à 25% pour certains États (Blank et al. 1996; Fu Darroch, Henshaw et Kolb 1998)⁴³. Cette différence notable découle largement de la technique utilisée par l'organisme pour recueillir ses informations.

En effet, les États sont individuellement responsables de fournir les statistiques concernant la fertilité aux différentes agences comme le CDC. Les techniques de cueillette de données, et par conséquent la qualité des échantillons, varie donc selon les États (AGI

⁴² Entre 1998 et 2002, les États de la Californie, de l'Alaska, du New Hampshire et de l'Oklahoma n'ont pas fourni d'informations à la CDC quant à leur nombre d'avortements, ce qui explique la chute drastique du nombre total de ceux-ci durant cette période.

⁴³ Certains avancent même que cette sous-évaluation atteignait 35-50% au début 1990 (Udry, Gaughan, Schwingl et Van Der Berk 1996, AGI 1997).

1997). Or, l'assurance de la confidentialité est primordiale pour les femmes ayant recours à ce type de procédure, d'où leur réticence à livrer ces informations lors de sondages ou de recensements. Ce qui entraîne de nombreuses divergences entre les données rapportées par les États, et celles recueillies par les organismes indépendants comme l'AGI qui envoient les questionnaires directement dans les cliniques et hôpitaux.

Il ne faut pas non plus négliger le fait que l'avortement est un enjeu électoral primordial chez nos voisins du sud. Dans cette optique, les États peuvent être réticents à changer de méthode, ou même peu intéressés à offrir des statistiques pouvant remettre en question l'efficacité de leurs politiques. Ainsi, même dans les États qui rendent public leur nombre d'avortements, on estime que ceux-ci sont fréquemment sous-rapportés. Si certains avancent que cette différence tourne autour de 25%, d'autres soutiennent que près de 40%-50% des avortements pratiqués ne seraient pas rapportés à la CDC par les États. Le nombre d'avortements par État sera donc tiré du «Guttmacher Report» de l'AGI.

Pour les années manquantes du sondage de l'AGI, soit 1990, 1993-1994 et 1997-1999, les données seront complétées en se fiant aux données du CDC, tout en prenant en compte leur sous-évaluation⁴⁴. Cette technique est possible puisque les données des sondages de l'AGI et du CDC sont hautement corrélées (R_2 de 0.998 selon Blank et al. 1996). La plupart des données des années manquantes pour l'AGI étaient complètes dans le CDC, et celles qui ne sont malheureusement pas disponibles seront estimées en utilisant une projection à partir des autres années disponibles. Ce procédé a été préféré à celui utilisé

⁴⁴ Cette estimation sera réalisée selon la technique de Meier et al. (1996) et de Meier et McFarlane (1994). Le sous-rapport des avortements du CDC étant considéré comme constant, dans un premier temps le taux de variation des ratios d'avortements par cent naissances du CDC sera calculé. Par la suite les ratios d'avortements de l'AGI seront multipliés par ce taux. Le taux d'avortements par mille femmes de 15-49 ans sera estimé à partir de ce nouveau ratio d'avortement par cent naissances.

par Henshaw (1998), qui avait utilisé pour l'ensemble des données manquantes une interpolation en fonction des autres années disponibles.

Une technique similaire sera utilisée concernant le nombre d'avortement chez les adolescentes. Toutefois, ces informations sont partielles puisque neuf des États⁴⁵ refusent de fournir de statistiques sur les avortements chez les adolescentes au CDC et que l'AGI n'a pas assez d'années disponibles pour permettre de compléter les manques par projection (1992 et 2000 disponibles uniquement).

Les données concernant le nombre de naissances, compilées par État comme celles des avortements, ont quant à elles été tirées des *Monthly Vital Statistic Reports* de 1990 à 2002, publiées par le *National Center for Health Statistics* (NCHS). Les statistiques concernant le nombre de femmes de 15 à 49 ans et celui d'adolescentes de 15 à 19 ans par État sont quant à elles tirées de la section population des *Statistical Abstracts* de 1990 à 2002.

Tout comme les données sur l'avortement, le pourcentage d'avortement selon le nombre de semaines de gestation lors de l'interruption de grossesse est tiré du « Guttmacher Report » de l'AGI, les informations manquantes étant complétées par interpolation en se basant sur les informations du CDC.

⁴⁵ Soit l'Alaska, la Californie, le Delaware, l'Illinois, la Floride, l'Indiana, l'Iowa, le New Hampshire et l'Oklahoma.

Variables indépendantes

Les variables indépendantes, soit les restrictions par État, sont définies non seulement comme les restrictions adoptées mais renforcées par les États. En effet, plusieurs avancent que les contraintes, qu'elles soient renforcées ou non, influencent soit directement le nombre d'avortements, soit indirectement en envoyant des signaux quant aux changements d'attitudes et de comportements face à l'avortement des États (Blank, George et London 1996). Toutefois, l'impact des restrictions adoptées et renforcées devrait logiquement être beaucoup plus significatif que pour celles qui ne le sont pas encore. Notre analyse se concentre donc sur les restrictions renforcées par les États durant la période étudiée.

À l'encontre de Meier et al. (1996), nous ne testons pas l'ensemble des restrictions utilisées par les États (selon lui au nombre de 43), préférant regrouper les contraintes les plus répandues en grandes catégories. Cette technique évite le biais possible qui pourrait résulter de la forte covariance entre certaines de ces variables. Notre analyse se concentre donc sur l'effet des catégories de restrictions les plus généralisées, soit la notification et le consentement parental, la période d'attente obligatoire, l'interdiction de pratiquer le D&X aussi appelé « partial-birth act », les restrictions de Medicaid et le nombre de fournisseurs. Les informations concernant ces restrictions proviennent du National Abortion and Reproductive Rights League (NARAL⁴⁶), et ont été confirmées par l'analyse des *Alan Guttmacher Reports* de 1990 à 2002.

⁴⁶ Le NARAL est une ONG constituée de professionnels de la santé qui publie chaque trimestre un rapport détaillé par état sur la situation de l'avortement aux États-Unis. Le NARAL travaille souvent de concert avec le National Center for Health Statistics, l'Alan Guttmacher Institute et l'American Medical Board.

L'ensemble des restrictions, exception faite du nombre de fournisseurs, est opérationnalisé sous forme de variables dichotomiques où l'implantation d'une restriction est codée « un », son absence est codée « zéro ». Par période de délai obligatoire, nous entendons les États qui exigent un délai de 24 heures au minimum entre le premier rendez-vous et la procédure en tant que telle. Certains États exigent un délai de six heures, mais nous n'estimons pas qu'un tel délai très court représente une réelle contrainte puisqu'il n'exige pas de coûts supplémentaires significatifs de la part de la patiente. Au contraire, un délai de 24 heures peut représenter des coûts élevés (manque de deux journées de travail, frais de déplacement et d'hébergement), surtout dans les cas où les cliniques ne se trouvent pas à proximité de la résidence de la patiente. À cette contrainte s'ajoute la période de consultation obligatoire, qui oblige les médecins à faire consulter des documents souvent extrêmement graphiques préparés par l'État afin de décourager la patiente dans sa démarche. Ces deux restrictions, habituellement adoptées de façon conjointes, sont opérationnalisées sous la catégorie délai obligatoire.

Plusieurs types de restrictions concernant Medicaid ont été implantés cette dernière décennie, mais dans l'ensemble, celles-ci peuvent être regroupées en trois catégories : les États qui n'acceptent de financer l'avortement qu'en cas de danger de mort (un seul État), ceux qui rajoutent à cette condition les cas de viol ou d'inceste, et enfin ceux qui financent l'interruption de grossesse dans tous les cas. Notre variable Medicaid = 1 se limite par conséquent aux États qui n'acceptent de financer les avortements qu'en cas de danger de mort, de viol ou d'inceste puisque cette deuxième catégorie de financement englobe automatiquement la première.

Les lois d'implication parentales, soit la notification et le consentement parental chez les mineures, ont été regroupées en une seule variable. Comme le soulignent Blank et al (1996), Levine (2003) et Henshaw (1995a), ces deux variables ont un taux de covariance trop élevé pour être toutes deux conservées. Le consentement des parents impliquant automatiquement la notification de ceux-ci, la variable représentant les lois d'implication parentale équivaut à 1 lorsque l'État demande qu'un des parents soit mis au courant de la procédure. De plus, cette variable englobe à la fois les États où seul l'un des parents doit être mis au courant et ceux dont la notification des deux parents est nécessaire.

Plusieurs variantes de l'actuel Federal Abortion Ban, aussi connu sous le nom de Partial-Birth Act, ont été instaurées dans de nombreux États dès la fin de 1993. Cette restriction interdit aux médecins d'utiliser la méthode d'avortement de «dilatation et extraction» (D&X), méthode chirurgicale pourtant considérée comme l'une des plus sécuritaire lors des avortements de deuxième trimestre. Même s'il arrive quelquefois qu'elle soit pratiquée à partir de la dixième semaine, la D&X est surtout utilisée après le «quickening», moment où théoriquement le fœtus serait viable s'il y avait expulsion naturelle⁴⁷. Représentant 95% des avortements de ce type en 2000, cette pratique était la plus utilisée lors d'avortement de deuxième trimestre jusqu'en novembre 2003, moment où le président Georges W. Bush approuva le projet de loi du «Partial-Birth Abortion Ban Act», maintenant connue sous le nom de « Federal Abortion Ban », qui rend illégale cette pratique dans l'ensemble des États américains.

⁴⁷ Même si les experts ne s'entendent pas sur le moment exact du «quickening», qui est estimé vers les 13 à 18 semaines, les États-Unis ont statué que celui-ci avait lieu à 13 semaines. Pour un survol historique fort intéressant du concept du quickening aux États-Unis, voir Mark S. Scott, « Quickening in the Common Law: The Legal Precedent Roe Attempted and Failed to Use », *Michigan Law & Policy Review* 199 (1996).

Quant au nombre de fournisseurs, seule variable n'étant pas dichotomique, il sera calculé comme le ratio du nombre d'hôpitaux et de cliniques proposant des services d'interruption de grossesse sur 100 000 femmes par État⁴⁸. Les données sur le nombre de fournisseurs pour 1990 seront tirées de l'article d'Henshaw (1998a), et pour 1992, 1996 et 2000 de l'article de Finer et Henshaw (2003). Les données manquantes seront calculées par projection en fonction des statistiques disponibles. Afin de s'assurer que l'effet capté est réellement celui des restrictions analysées, certaines variables de contrôles ont été intégrées à l'équation. La variation du niveau d'éducation et de revenu, ainsi que des indicateurs sur la composition ethnique des États ont été ajoutés comme variables de contrôle, ces facteurs étant supposés avoir un impact considérable sur le taux d'avortement (Bankole, Singh et Haas 1999; Bettarini et D'Andreas 1996)⁴⁹.

Variables de contrôle

On ne peut négliger le fait que la situation socioéconomique d'une femme a un impact important non seulement sur sa décision d'avorter, mais sur l'ensemble de ses décisions reproductives⁵⁰. Si l'on accepte, comme le stipule la théorie économique, que l'avortement, comme tout bien conventionnel, est fonction de l'offre et de la demande, l'élasticité positive du revenu démontrerait que l'avortement est un bien normal (Medoff 1998). Ce qui suggérerait que plus le revenu par heure d'une femme est élevé, plus le coût d'opportunité d'un enfant est important. Conséquemment, la demande d'avortement

⁴⁸ Les régressions ont toutes été réalisées à la fois avec le nombre de fournisseurs par 100 000 femmes et le log de ce dernier pour tenter de trouver la variable optimale. Ultiment le nombre de fournisseurs par 100 000 femmes a été conservé.

⁴⁹ Le modèle ne tient pas malheureusement pas compte de l'affiliation religieuse. Nous avons tenté de trouver des données complètes et de qualité à ce sujet, mais les seules données disponibles pour chacun des États étaient de 1990 et de 2000. Une projection entre ces deux années n'aurait pas été fiable.

⁵⁰ Contrairement à certaines études qui avaient préféré opérationnaliser leur variable comme le pourcentage de personnes vivant sous le seuil de la pauvreté, nous avons opté pour le revenu moyen par État. En effet, nous avons réalisé l'ensemble des régressions à la fois avec le pourcentage de femmes vivant sous le seuil de la pauvreté, le revenu moyen et le log du revenu moyen, et c'est le revenu moyen qui semble capter le plus d'effet.

augmente avec le revenu (Medoff 2000). Cet impact sera d'autant plus important si l'enfant est un bien intensif en temps comparé aux autres biens convoités, ce qui va augmenter le coût relatif de l'enfant (Becker 1965; Willis 1973; Micheal 1973; Bitler et Zavodny 2002).

Le statut économique est fortement associé au nombre de grossesses non désirées, mais seulement faiblement corrélé avec le niveau de grossesses désirées (Henshaw 1998b). Les femmes vivant sous le seuil de la pauvreté ont près de deux fois plus de grossesses non désirées que celles ayant trois fois le revenu minimum (133 grossesses non désirées/1000 femmes v. 66/1000). « En général, le taux de grossesse diminue avec une augmentation de revenu, et cette tendance peut s'expliquer principalement par le plus haut taux de grossesses non désirées chez les femmes les plus pauvres ⁵¹ ». Non seulement les femmes au statut économique précaire ont un niveau de fertilité beaucoup plus élevé, mais leur chance de se faire avorter une fois enceinte est beaucoup plus élevée.

Les femmes vivant sous le seuil de la pauvreté ont donc deux fois plus de chances de se faire avorter une fois enceintes que les autres femmes (33% des grossesses finissent en avortement vs. 15%). De plus, leur taux d'avortement par 1000 femmes est nettement supérieur à celles de leurs consœurs (44/1000 vs. 10/1000). D'ailleurs, la diminution du taux d'avortement depuis 1992 n'a touché que les femmes les plus riches, alors que les moins nanties ont continué de voir leurs taux d'avortement augmenter (Jones, Darroch et Henshaw 2002).

⁵¹ Traduction de l'auteure: « The overall pregnancy rate declined with increasing income, and this trend resulted mainly from the higher rate of unintended pregnancy among poor women. » dans Henshaw, Stanley K. 1998b. « Unintended Pregnancy in the United States ». *Family Planning Perspectives* 30 (janvier-février): p. 27

Tableau 8
Taux de grossesse, pourcentage et taux d'avortement par 1000 femmes selon le revenu, calculé en pourcentage du seuil de la pauvreté, 1994 et 2000

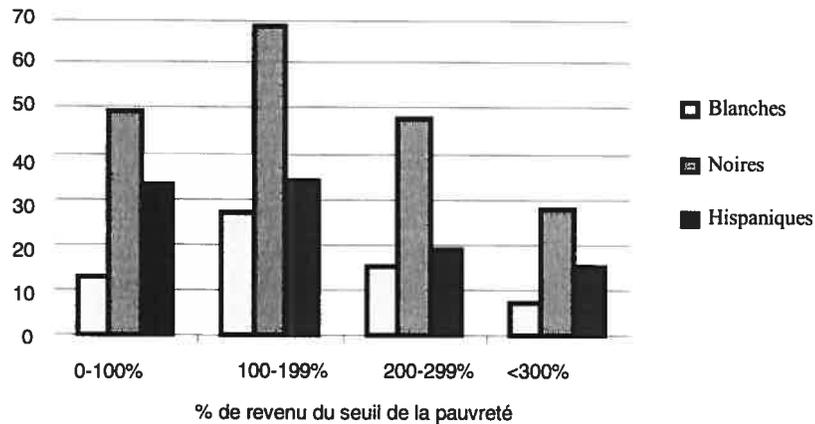
% seuil pauvreté	Taux gr/1000	% se terminant	% total d'avortements		Taux av./1000	
	femmes	en av.	par revenu		femmes	
	2000	2000	1994	2000	1994	2000
0-100%	133	33	25.4	26.6	36	44
100-200%	115	33	24.4	30.8	31	38
200-300%	87	24	18.9	18.0	25	21
Plus de 300%	66	15	31.3	24.6	16	10

Source: Jones, Rachel K., Jacqueline E. Darroch et Stanley K. Henshaw. 2002. « Patterns in the Socioeconomic Characteristics of Women Obtaining Abortions in 2000-2001 ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 34 (septembre-octobre): 226-235.

Cette tendance s'observe dans l'ensemble des groupes d'âges de la population. D'ailleurs, les adolescentes de statut économique désavantagé ont beaucoup plus de chances de devenir sexuellement actives que leurs paires (Casper 1990). En effet, même une fois l'effet des autres variables contrôlé, le niveau d'éducation de la mère et le revenu familial ont un impact significatif sur le comportement sexuel des adolescentes, tous deux négativement corrélés aux probabilités qu'une adolescente devienne sexuellement active à un âge précoce (Casper 1990). Le niveau de revenu a aussi un impact sur les choix des adolescentes une fois enceintes. En effet, les jeunes femmes qui viennent de familles aisées sont beaucoup plus portées à mettre leur enfant en adoption ou à avorter que celles de faible statut socioéconomique (Gohmann et Ohsfeldt 1993; Casper 1990).

Pourtant, si les coûts explicites et d'opportunité des facteurs sont des déterminants primaires de la demande d'avortement (Medoff 2000), il faut souligner que l'élasticité prix de la demande d'avortement va varier à travers ces différentes couches socioéconomiques, notamment par le biais de l'origine ethnique.

Graphique 4 : Taux d'avortement pour 1000 femmes de 15-49 ans selon le revenu et l'origine ethnique et raciale, 2000

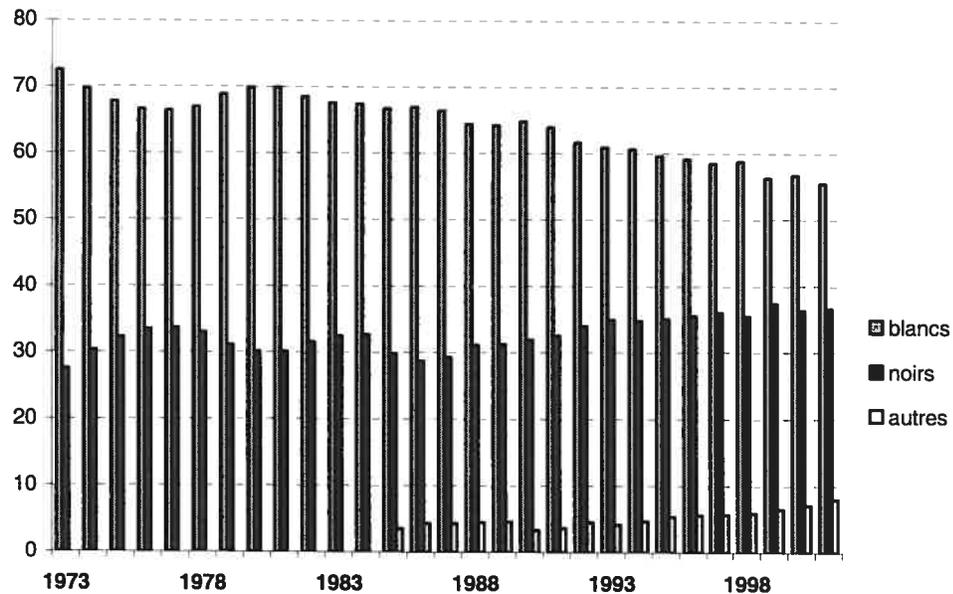


Source: Jones, Rachel K., Jacqueline E. Darroch et Stanley K. Henshaw. 2002. « Patterns in the Socioeconomic Characteristics of Women Obtaining Abortions in 2000-2001 ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 34 (septembre-octobre): 226-235.

La demande d'avortement des femmes noires serait ainsi considérablement plus sensible aux changements de revenus que chez les femmes blanches. Même chez les femmes vivant sous du seuil de la pauvreté, les femmes noires enregistrent le taux le plus élevé d'avortement (Freeman et Rickels 1993). Les femmes noires ont en effet quatre fois plus de chances de se faire avorter que les femmes blanches⁵², tendance constante pour l'ensemble des groupes d'âges. Le revenu serait non seulement significativement et positivement corrélé au nombre d'avortements chez les femmes noires, mais les femmes les moins nanties auraient des taux d'avortement 50% plus élevé que le reste des femmes en âge de procréer (Medoff 2000).

⁵² 49 avortements par 1000 femmes Noires v. 13 avortements par 1000 femmes Blanches.

Graphique 5: Pourcentage des avortements selon la race, 1973-2001



Source: CDC, Health United States, 2001

Tous groupes d'âges confondus, en 2005 la majorité des avortements en nombre absolu est toujours pratiquée chez les femmes blanches. Cependant, cette tendance s'en va en diminuant. En 1973, les femmes blanches représentaient 73% de la clientèle ayant recours à l'avortement; en 2001 ce groupe ne représente que 57%. Les femmes noires ont 2,4 fois les taux de grossesse des femmes blanches, 2,2 fois leur nombre de naissances et 2,7 fois leur taux d'avortements (Henshaw 1997). De plus, les femmes noires ont trois fois plus de chances que leurs consœurs blanches non seulement d'avoir une grossesse non désirée⁵³, mais de terminer leur grossesse par un avortement (Henshaw 1998a; Dietz et al. 1996; Henshaw et Feivelson 2000). Pourtant, les femmes noires seraient moins tentées de choisir l'avortement ou l'adoption que les femmes blanches (Casper 1990; Freeman et

⁵³ Voir Lee, Won Chan. 2001. *Essays in Health Economics*. Thèse de doctorat. Département d'économie. City University of New York. Certains auteurs associent ce nombre impressionnant de grossesses non désirées à la fois par la tendance des femmes noires d'avoir des relations sexuelles à un plus jeune âge (Casper 1990), augmentant ainsi les probabilités d'une grossesse non désirée, et aux opportunités limitées des femmes noires qui peuvent se traduire en un accès limité à la contraception (Powell-Griner et Trent 1987).

Rickels 1993), et une proportion élevée de Noirs dans un État serait associée avec une diminution des ratios d'avortements par cent naissances (Blank et al. 1996).

Tableau 9

Pourcentage des grossesses non désirées sur l'ensemble des grossesses, taux de grossesses non désirées par 1000 femmes de 15-44 ans, et pourcentage du total des grossesses se terminant par une naissance non désirée ou un avortement selon la race et l'ethnie, 1994

	Nbr grossesses	Grossesses non désirées		Naiss. non désirées	Avortements
		%	Gr/1000 femmes	% total grossesses	% total grossesses
Race :					
Blanches	3 981 700	42.9	35.5	21.2	21.6
Noires	1 130 700	72.3	98.9	28.6	43.7
Autres	271 400	50.0	46.9	22.0	28.0
Ethnie					
Hispaniques	900 200	48.6	69.4	22.4	26.1
Autre	4 483 600	49.3	41.7	22.6	26.7

Source: Henshaw, Stanley K. 1998b. « Unintended Pregnancy in the United States ». *Family Planning Perspectives* 30 (janvier-février): 24-29 + 46

Même s'il n'est pas aussi élevé que celui des femmes noires, le taux d'avortement des femmes hispaniques est tout de même plus du double de celui des femmes blanches (Henshaw et Kost 1996)⁵⁴. Encore une fois, la différence entre les différentes races et ethnies ne se situe pas dans le nombre d'avortement mais au niveau de leur probabilité d'avoir une grossesse non désirée. Les hispaniques ont des taux de grossesses non désirées de 69,4/1000 femmes de 15-49 ans, c'est-à-dire que 48,6% de l'ensemble des grossesses des femmes hispaniques ne sont pas désirées. De celles-ci, 53% seulement vont se terminer par un avortement, taux comparable à celui des femmes blanches (51%) mais beaucoup plus bas que chez les femmes noires (60%).

⁵⁴ Le pourcentage des grossesses chez les hispaniques et les blanches sont similaires (21,6 v. 26,1). Pourtant, comme le taux de grossesses par mille femmes est nettement supérieur chez les hispaniques (69,4 v. 35,5), leur taux d'avortement est ainsi supérieur à celui des femmes blanches (18 v. 8).

Le niveau d'éducation joue incontestablement un rôle central dans les décisions reproductives, en particulier auprès des adolescentes les plus jeunes. L'influence de l'éducation sur les pratiques reproductives des femmes est complexe.

L'éducation va opérer sur deux champs séparés et opposés: d'un côté, l'éducation, parce qu'elle réduit les coûts d'information sur les techniques reproductives efficaces, diminue la demande pour un avortement. De l'autre, l'éducation, à travers son impact sur la valeur du capital humain de la femme, augmente la valeur du temps de celle-ci et propose une activité de substitution aux options d'activités intensives en temps comme être enceinte, augmentant ainsi la demande pour l'avortement⁵⁵.

Les femmes d'un certain niveau d'éducation qui ont plus d'opportunités d'emploi et d'avancement de carrière vont être plus tentées de retarder le moment de leur mariage et de leur grossesse, ayant par conséquent plus de chances d'opter pour un avortement lorsque confrontées à une grossesse non désirée (Bankole, Singh et Haas 1999; Henshaw et O'Reilly 1983). Cette relation inverse entre éducation et fertilité suggère que la grossesse chez les femmes hautement éduquées entraîne des coûts beaucoup plus élevés que pour celles moins éduquées (Powell-Griner et Trent 1987; Micheal 1973). En accord avec l'hypothèse que l'éducation réduit les coûts d'information afin de trouver des techniques contraceptives efficaces, les femmes ayant au minimum un niveau d'éducation collégial ont moins de chances d'avoir une grossesse non désirée (Dietz 1999) et ont une demande totale significativement plus basse pour un avortement (Medoff 2000).

⁵⁵ "Education operates on two separate and opposite tracks: on one hand, education, because it reduces a woman's information search costs about effective contraceptive techniques, decreases the demand for abortion. On the other hand, education, through its impact on a woman's human capital, increases the value of a woman's time including a substitution away from time-intensive activities such as rearing children, increasing the demand for abortion." dans Medoff, 2000, p. 31.

Tableau 10
Pourcentage du total des avortements, taux d'avortement pour 1000 femmes et taux de grossesse par scolarité, 1994 et 2000

	% total d'avortements		Taux d'avortement/1000 femmes		Taux grossesse/1000 femmes	
	1994	2000	1994	2000	1994	2000
<Diplôme H.S	12.0	12.7	22	23	85	27
Diplôme H.S.	30.4	30.3	20	20	73	27
Scolarité universitaire	40.3	40.6	29	26	68	38
Diplôme universitaire	17.3	16.4	19	13	63	21

Source: Jones, Rachel K., Jacqueline E. Darroch et Stanley K. Henshaw. 2002. « Patterns in the Socioeconomic Characteristics of Women Obtaining Abortions in 2000-2001 ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 34 (septembre-octobre): 226-235.

La corrélation positive entre l'éducation et l'avortement est aussi beaucoup plus significative chez les jeunes femmes. Durant cette période, les grossesses ont plus de chances d'être non désirées, et, par leur coût d'opportunité plus élevé, le nombre d'avortements augmente (Lee, 2001). Lorsque les opportunités d'emploi chez la femme sont faibles, les adolescentes auront plus tendance à avoir une meilleure image de la grossesse puisque celle-ci leur confère un statut qu'elles auront plus de difficulté à obtenir par d'autres moyens, par exemple par leur travail (Hogan et Kitagwa 1985; Cooksey 1990). Ainsi, plus la jeune femme accordera de la valeur à l'éducation et des objectifs de carrière, plus grande sera sa préférence pour l'avortement puisque cette option représente l'obstacle le moins important dans l'atteinte de ses objectifs (Cooksey 1990). Les femmes ayant de meilleurs résultats scolaires ont d'ailleurs plus de chances d'opter pour l'avortement une fois enceintes (Leibowitz, Eisen et Chow 1986).

Certains prétendent que le caractère endogène de certaines variables, dont l'éducation, peut fausser l'analyse de la variation du taux d'avortement lors de régressions en panel. D'où l'importance selon eux d'omettre celle-ci de l'équation, puisque l'éducation a un impact direct sur la légalité de l'avortement ainsi que sur la variation de l'offre de

services (Bitler et Zavodny, 2002). Or, nous ne partageons pas cet avis. En fait, considérant l'importance de l'éducation dans les choix reproductifs, il nous semble impératif d'inclure une mesure reliée à l'éducation dans une analyse de l'incidence de l'avortement. Contrairement à plusieurs auteurs qui privilégient le nombre d'années d'études complétées, la variable «éducation» sera définie comme le pourcentage de femmes ayant obtenu au minimum un diplôme d'études secondaires⁵⁶. Cette définition est mieux adaptée aux fins de l'analyse, car l'obtention d'un diplôme a plus d'impact que le nombre absolu d'années d'études sur le revenu et les caractéristiques sociales. Les principaux déterminants de l'avortement, à savoir le revenu, la race, l'ethnie et l'éducation seront donc ajoutés à notre équation de base, afin de cerner toutes les influences possibles sur la variation du taux, ratio et nombre de semaines de gestation lors de l'interruption de grossesse.

⁵⁶ Ratio sur le nombre total de femmes dans l'État.

Tableau 11: Résultats des régressions

Législation restrictive	Femmes de 15-49 ans		Adolescentes 15-19 ans		Pourcentage d'avortements de plus de	
	Avortements/1000 femmes	Avortements/100 naissances	Avortements/1000 femmes	Avortements/100 naissances	8 semaines	12 semaines
Restriction de Medicaid	- 2,326 (0,041) **	-3,211 (0,057) *	5,725 (0,024) **	0,317 (0,815)	-2,297 (0,044) **	-0,478 (0,590)
Interdiction d'utiliser la méthode de D&X lors de l'avortement	1,138 (0,154)	1,471 (0,213)	1,297 (0,433)	1,097 (0,216)	2,405 (0,002) ***	1,424 (0,020) **
Lois d'implication parentale	1,599 (0,075) *	1,860 (0,161)	-2,576 (0,175)	0,086 (0,932)	-0,781 (0,366)	-0,086 (0,898)
Délais et période de consultation	1,139 (0,215)	0,586 (0,666)	-1,995 (0,278)	0,658 (0,504)	-0,003 (0,997)	0,658 (0,320)
Nombre de cliniques d'avortement	-0,006 (0,777)	-0,094 (0,005) ***	-0,359 (0,709)	0,050 (0,330)	0,114 (0,009) ***	0,072 (0,035) **
Variables socioéconomiques						
Revenu personnel moyen (en milliers de dollars constants)	-0,560 (0,000) ***	-0,832 (0,000) ***	-0,755 (0,001) ***	-0,918 (0,000) ***	-0,621 (0,000) ***	-0,051 (0,533)
Pourcentage de Noirs dans l'État	1,905 (0,000) ***	1,989 (0,000) ***	-2,512 (0,000) ***	0,482 (0,152)	0,006 (0,983)	0,361 (0,103) *
Pourcentage d'Hispaniques dans l'État	0,056 (0,492)	-0,036 (0,762)	0,403 (0,010) ***	0,144 (0,085) *	0,048 (0,486)	0,006 (0,907)
Pourcentage des résidentes possédant un « High School Diploma »	-0,334 (0,004) **	0,196 (0,248)	-0,336 (0,159)	-0,533 (0,000) ***	0,278 (0,013) ***	0,150 (0,086) *
R ² intra-État	0,2475	0,1581	0,1871	0,4622	0,2015	0,0517
R ² inter-État	0,2546	0,1849	0,1076	0,0268	0,0055	0,0465
R ² global	0,2412	0,1779	0,0855	0,0639	0,0024	0,0405
Constante	40,721 ***	50,152 ***	123,501 ***	82,498 ***	36,359 ***	5,599 *

*** significatif à P < .01

** significatif à P < .05

* significatif à P < .10

Analyse et discussion

Impact des restrictions de financement de Medicaid

Confirmant nos hypothèses de départ, les restrictions de financement des avortements par le biais du programme de Medicaid semblent avoir un impact à la fois sur le taux et le ratio d'avortements chez les femmes de 15 à 49 ans. En effet, les restrictions étatiques de financement des avortements par le biais de Medicaid entraînent une diminution de deux points du taux d'avortement par 1000 femmes et de plus de trois points du ratio d'avortements par cent naissances chez les femmes de 15-49 ans⁵⁷. Ce qui étonne est que cette diminution ne semble pas associée à une augmentation des naissances⁵⁸.

Les contraintes de Medicaid semblent de plus agir sur le moment de l'intervention. En effet, l'adoption de mesures restreignant le financement des avortements par le biais du programme de Medicaid est associée à une diminution de plus de deux points du pourcentage d'avortements pratiqués à plus de huit semaines de gestation. Ce qui est considérable si on considère qu'en moyenne seulement 40% des interruptions de grossesse est pratiqué avant la huitième semaine de gestation.

Ainsi, l'implantation de critères de remboursement plus restrictifs entraîne à la fois une diminution du nombre d'avortements et du moment de l'interruption de grossesse, sans augmenter pour autant le nombre de naissances. Ce qui semblerait à première vue

⁵⁷ Une fois les variables de contrôle insérées dans l'équation, c'est toujours l'accessibilité au financement des avortements par le biais de Medicaid et non le revenu qui influence le plus significativement le taux d'avortement. Ceci contredit Haas-Wilson (1997) mais rejoint Henshaw et Wallish (1984), Joyce, Kaesner et Kwan (1998) ainsi que Matthews, Ribar et Wilhelm (1997) qui donnaient aux restrictions de financement une grande importance dans les choix reproductifs de la clientèle ciblée.

⁵⁸ En prenant comme base le taux et le ratio d'avortement pour 2001, il est possible de tenir compte de la variation obtenue pour chaque variable et obtenir par produit croisé la variation de naissances par 1000 femmes. Dans le cas de Medicaid, le taux de naissances par 1000 femmes de 15-49 ans reste stable à 64‰ (63,77‰ sans restriction vs 63,58‰ avec restrictions dans le financement des avortements par Medicaid).

confirmer l'hypothèse selon laquelle ces mesures poussent les femmes à adopter des mesures de prévention plus efficaces.

Toutefois, si les restrictions de financement des avortements par le biais de Medicaid semblent n'avoir aucun impact négatif sur les 15-49 ans, les résultats sont fort différents chez les adolescentes. En effet, l'adoption de restrictions de Medicaid entraîne une augmentation de près de six points du taux d'avortements par 1000 adolescentes chez les 15-19 ans. Ce qui est d'autant plus surprenant que les adolescentes ne sont pas concernées directement par le programme de Medicaid, étant donné que leurs frais médicaux sont couverts par le Titre X. Une explication possible serait la présence de sources de financement parallèles dans les États restrictifs (Haas-Wilson 1997)

Plusieurs cliniques proposent des avortements à coûts réduits aux femmes à faibles revenus et aux adolescentes (Cook, 1996). Ces programmes se retrouvent d'ailleurs plus fréquemment dans les États qui restreignent le financement des avortements par Medicaid. En effet, 33% des cliniques de santé reproductive proposent des avortements gratuits ou à coûts réduits pour femmes à faibles revenus dans les États qui limitent le financement de Medicaid, alors que ce pourcentage n'est que de 26% dans les États qui subventionnent l'ensemble des interventions (Haas-Wilson, 1993). De plus, plusieurs fondations offrent des sources de financement parallèles aux femmes de milieux défavorisés ; c'est entre autres le cas pour le Planned Parenthood Federation of America's Justice Fund, qui chaque année subventionne partiellement ou en entier près de 350 000 avortements (Planned Parenthood Federation, 2005). Or, les adolescentes représentent une forte proportion des bénéficiaires de ces programmes.

Ces mesures, facilitant l'accès aux services reproductifs, sont de plus fréquemment associées à des programmes de prévention et d'éducation axés vers cette clientèle à risques. Ainsi, on peut se demander si ce ne seraient pas ces mesures, et non les restrictions de financement étatique en tant que telles, qui seraient responsables de la variation du nombre d'avortements dans les États.

Impact du « partial-birth act »

Quant à elle, l'interdiction d'utiliser la technique de D&X ne semble avoir d'effet ni sur le taux, ni sur le ratio d'avortements des populations étudiées. En effet, le fait que le D&X est habituellement utilisé lors de procédures de deuxième trimestre, qui ne représentaient que 5,7% de l'ensemble des avortements en 2001 (AGI 2005) pourrait expliquer l'absence d'impact de cette mesure sur le nombre d'avortements. De plus, on peut prétendre que les femmes ne choisissent pas de se faire avorter selon un type de procédure, mais se font proposer le type de procédure lors de leur demande d'interruption de grossesse. Ainsi, il n'est pas surprenant de se rendre compte que ce type de mesure n'a pas d'impact sur le nombre d'avortements.

Pourtant, l'interdiction d'utiliser la technique de D&X semble entraîner une diminution de plus de deux points de pourcentage des avortements de plus de huit semaines et de 1,4 points d'avortements pratiqués à plus de douze semaines de gestation. L'explication la plus plausible est que cette restriction agit sur la perception des femmes, qui verraient l'accès aux avortements de deuxième trimestre comme plus ardu et seraient ainsi portées à avorter plus tôt. En quelque sorte, l'interdiction d'utiliser la technique de D&X serait considérée comme un signal reflétant l'attitude générale de l'État face à l'avortement. Et c'est ce qui pousserait les femmes à changer leurs pratiques reproductives.

Impact des lois sur l'implication parentale

L'effet de l'interdiction d'utiliser la technique de D&X n'est pas la seule variable à aller à l'encontre de nos hypothèses de départ. L'impact des lois sur l'implication parentale vient contredire non seulement nos hypothèses de départ mais la littérature disponible, à la fois en ce qui concerne le taux, ratio et moment de l'avortement. En effet, les lois d'implication parentales vont être associées à une diminution du taux d'avortement chez les 15-49 ans (1,6 points). Ce qui contredit les résultats de l'étude d' Henshaw et Kost 1992. Aucune des régressions, pas même celles se concentrant sur les adolescentes, n'a réussi à atteindre le niveau de signification statistique. Il semblerait que le consentement et la notification parentale diminuent légèrement le nombre d'avortements sans faire varier le moment de la procédure et le nombre de naissances. Ce qui rejoint l'hypothèse selon laquelle les lois d'implication parentale n'ont qu'un effet limité sur le nombre d'avortements, les adolescentes visées par ces mesures ne représentant qu'une infime partie de la population (Oshfeld et Steven 1994; Blum, Resnick et Stark 1987; Henshaw et Kost 1992).

Impact des périodes de consultation et de délai obligatoires

À l'instar des recherches consultées, les délais obligatoires ne semblent avoir d'influence ni sur le nombre de naissances, d'avortements ou sur le moment de l'interruption de grossesse. Les résultats sont similaires lorsqu'on s'intéresse à l'impact de cette mesure sur le moment de l'avortement. Or, ces conclusions vont à l'encontre des résultats des études disponibles.

En effet, Bitler et Zavodny (2001) et Joyce et Kaesner (2000) en étaient arrivés à la conclusion que ce type de mesure augmentait sensiblement le nombre d'avortements pratiqués à plus de 12 semaines de gestation (2-3%). Il est possible que notre absence de résultats s'explique par la manière dont notre variable indépendante a été opérationnalisée. En effet, cette dernière prend en compte le pourcentage d'avortements de plus de huit et douze semaines et non le nombre de jours lors de la procédure. Or, les périodes de consultation et de délai vont entraîner un retard de 3-4 jours dans la procédure (Althaus et Henshaw 1994). Il est possible que l'impact du délai n'ait simplement pas été capté par notre équation.

De plus, les études de Bitler et Zavodny (2001) et Joyce et Kaesner (2000) utilisent des données beaucoup moins récentes que les nôtres. Il est possible que les campagnes de prévention et de sensibilisation aient réussi à conscientiser les femmes aux risques associés aux avortements de plus de douze semaines. Enfin, plusieurs cliniques ont trouvé des moyens pour atténuer l'impact de cette restriction, proposant par exemple de donner la séance par téléphone ou d'aider à trouver un logement temporaire pour les femmes devant voyager (NAF 2005). Ces mesures peuvent restreindre la portée de la restriction.

Quoiqu'il en soit, on peut avancer que l'influence des périodes de consultations et de délais obligatoires sur le moment de l'avortement et le nombre de grossesses est tout de même négligeable. Ainsi, l'implantation de ce type de mesure ne viserait qu'à satisfaire aux demandes d'un électorat conservateur, sans pour autant avoir d'influence réelle sur le problème.

Impact du nombre de fournisseurs

À première vue, la disponibilité de fournisseurs ne semblait pas avoir un impact sur le ratio d'avortements par 100 naissances. Pourtant, dès que les variables de contrôles sont ajoutées à l'équation, le nombre de cliniques offrant des services de terminaison de grossesse devient significativement ($\alpha < 0,01$) et négativement corrélé au ratio d'avortements par cent naissances. Une augmentation du nombre de fournisseurs est ainsi associée à une diminution de 0,09 points de pourcentage du nombre d'avortements par 100 naissances. Ce qui est faible si l'on considère que la moyenne des ratios d'avortements chez les 15-49 ans tourne autour de 31 interruptions de grossesse par cent naissances. Ces résultats rejoignent partiellement celles des études antérieures, mais vont complètement à l'encontre de ceux de Blank et al. (1996).

Utilisant le ratio d'avortements par État de résidence, Blank et al. (1996) concluent que « l'effet premier de la disponibilité de fournisseurs est d'inciter les femmes à changer l'endroit de leur avortement (lorsque le nombre de fournisseurs diminue, un plus grand nombre de femmes vont se faire avorter à l'extérieur de leur État) ; l'impact étant moindre sur la décision de la femme de se faire ou non avorter⁵⁹ ». L'augmentation du nombre de fournisseurs entraînera ainsi une augmentation significative du ratio d'avortement, causée par le déplacement des populations désirant se faire avorter. Or, si cette explication semble à première vue logique, elle est malheureusement réfutée par notre analyse.

En effet, notre variable dépendante est instrumentalisée comme le ratio d'avortements par État d'occurrence sur le nombre de naissances par État. Si l'hypothèse

⁵⁹ Traduction de l'auteure: « This suggest that the primary effect of provider availability is to induce women to change the location of their abortions (as the number of providers shrinks, more women go out-of-state for an abortion); it has less effect on whether women have an abortion or not » dans Blank et al. p. 534.

d'explication de Blank et al. (1996) était fondée, la variation du ratio d'avortements par État d'occurrence causée par l'augmentation du nombre de fournisseurs aurait été supérieure – ou à la limite identique – à la variation du taux d'avortement. Or, le taux d'avortement réagissant plus faiblement à la variation du nombre de cliniques proposant des interruptions de grossesse, la diminution du nombre d'avortements par cent naissances chez les femmes de 15-49 ans ne peut s'expliquer entièrement par cette tendance.

Comme le ratio d'avortements est fonction non seulement du nombre d'avortement mais aussi du nombre de naissances, deux influences peuvent arriver à faire diminuer celui-ci. La diminution du ratio d'avortements peut soit être expliquée par une diminution du nombre d'avortements, soit par une augmentation du nombre de naissances. Or, les cliniques et hôpitaux proposant des services d'avortement se spécialisent fréquemment dans les services de santé reproductive en général. Une augmentation de fournisseurs entraînerait donc non seulement une augmentation de l'offre d'avortement, mais aussi des services de contraception et d'information reproductive. Par conséquent, plus de femmes adoptent des pratiques reproductives sécuritaires. Ce qui devrait entraîner une diminution du nombre de grossesses, et à moindre degré une diminution de naissances non désirées. Ainsi, si la variation du nombre de fournisseurs pousse les femmes à se déplacer pour avorter (Blank et al. 1996), c'est l'augmentation des services parallèles de santé reproductive qui explique la chute des ratios d'avortements à la fois par État de résidence et d'occurrence⁶⁰.

Cette hypothèse est renforcée par nos résultats. Similairement au ratio d'avortements, le taux d'avortement par 1000 femmes de 15-49 ans est négativement

⁶⁰ Lors d'une diminution du nombre de fournisseurs de services d'interruption de grossesse et de planification familiale. La relation inverse devrait être observée lorsque, comme dans notre cas, nous analysons l'impact d'une augmentation du nombre de fournisseurs.

corrélé à la disponibilité des cliniques proposant des services d'interruption de grossesse. Toutefois, la variation du taux d'avortement est inférieure à celle du ratio d'avortement. Une augmentation du nombre de fournisseurs entraîne par conséquent une diminution de plus d'un point du nombre de naissances par 1000 femmes de 15-49 ans, ce qui est significatif si l'on considère que celui-ci tournait autour de 65 en 2005. Ce qui rejoint l'hypothèse selon laquelle la disponibilité de cliniques et hôpitaux proposant des services d'interruption de grossesse permet avant tout de réduire les coûts d'informations associés à la contraception et à la planification familiale, et ainsi de réduire le nombre de naissances non désirées.

Pourtant, la situation est quelque peu différente lorsqu'on isole les effets de la variation du nombre de fournisseurs chez les adolescentes de 15-19 ans. En effet, non seulement la relation entre le nombre de fournisseurs et d'avortements n'atteint pas le seuil de signification, mais le nombre de fournisseurs est positivement corrélé au ratio d'avortement chez les 15-19 ans. La comparaison du taux et du ratio d'avortement chez les adolescentes semble de plus laisser croire que le nombre de fournisseurs de cliniques d'avortement entraîne non pas une diminution mais une augmentation du nombre de naissances⁶¹. Cette variation du taux d'avortement chez les adolescentes ne peut être causée que par le déplacement des patientes.

⁶¹ Cette diminution somme toute importante du ratio d'avortement chez les adolescentes est étonnante. En examinant les tendances entre les États en ce qui concerne le nombre de fournisseurs proposant des services d'interruption de grossesse, on se rend compte que ceux-ci se retrouvent en grand nombre dans les États à philosophie libérale (Californie, Washington DC,...), alors que les États majoritairement conservateurs sont en reste. Or, on peut poser l'hypothèse que les conservateurs – surtout les conservateurs religieux - vont être plus réticents face aux relations sexuelles pré-maritales, alors que les libéraux seront plus permissifs. Il aurait été intéressant à ce stade de valider cette hypothèse par l'ajout d'une variable représentant la religion (entre autres les Born Again Christian), mais malheureusement aucune base de donnée fiable n'était pas disponible pour l'ensemble des années étudiées.

Plusieurs études ont souligné qu'indépendamment de la proximité de cliniques offrant les services d'avortement, les adolescentes sont portées à parcourir une plus grande distance lors de la procédure pour s'assurer de la confidentialité de leur démarche (Henshaw, 1991 ; Henshaw et Finer, 2003). Par conséquent, l'impact premier de la variation du nombre de fournisseurs chez les adolescentes ne serait pas de diminuer le nombre de naissances mais, comme l'avançaient Blank et al. (1996) de faire augmenter le nombre d'avortements par État d'occurrence. Or, le choix du lieu de l'interruption de grossesse dépend principalement du réseau de contacts de l'adolescente et non des restrictions implantées. Ainsi, les problèmes reliés au déclin du nombre de fournisseurs, et conséquemment l'augmentation des distances séparant les femmes des services d'avortement, auraient beaucoup moins d'impact sur les décisions des adolescentes que sur le reste de la population féminine en âge de procréer. Ce qui expliquerait que chez les adolescentes, la variable représentant les périodes de délais et de consentement n'atteint pas le seuil de signification⁶².

Le nombre de fournisseurs a toutefois un impact significatif sur le nombre de semaines où l'interruption de la grossesse est pratiquée. Une augmentation du nombre de cliniques de santé reproductive offrant des services d'avortement est associée à une augmentation de près de 0,1 points du pourcentage des avortements de plus de huit semaines et de 0,07 points du pourcentage d'avortements pratiqués à plus de douze semaines de gestation. Ceci contredit l'analyse de Bitler et Zavodny (2001) et de Dobie et al. (1999), qui concluaient dans leur étude qu'une diminution du nombre de fournisseurs

⁶² Les adolescentes représentant près du quart des femmes ayant recours à l'avortement, il se pourrait que l'impact de ces mesures sur l'ensemble de la population de 15-49 ans soient dilué par ces résultats. Afin de valider cette hypothèse il aurait été intéressant d'examiner l'impact de la variation du nombre de fournisseurs sur chacun des groupes d'âges, ce qui était malheureusement impossible avec les données disponibles.

augmente sensiblement les délais de la procédure, et du même coup les risques associés à celle-ci. Cette situation pourrait s'expliquer par la perception des femmes, qui, devant la facilité d'accès à l'avortement, s'accorderaient plus de temps pour en arriver à leur décision.

Impact des variables de contrôle

Confirmant nos hypothèses initiales, la situation économique influence fortement l'ensemble des décisions reproductives des femmes, quel que soit leur âge. En effet, le revenu moyen à l'échelle de l'État a un impact significatif⁶³ à la fois sur le taux et le ratio d'avortements. Une augmentation de 1000\$ du revenu moyen est associée à une diminution de 0,6 points du taux et de 0,8 points du ratio d'avortement chez les femmes de 15 à 49 ans. Ce qui rejoint les conclusions de Gohmann et Ohsfeldt (1993) et d'Haas-Wilson (1993), qui avançaient que les femmes au revenu plus élevé étaient plus susceptibles d'adopter des pratiques reproductrices sécuritaires, et donc moins à risque de tomber enceintes de manière non désirée.

L'impact des conditions économiques sur l'avortement est encore plus fort chez les adolescentes. Une hausse de 1000\$ du revenu moyen est négativement corrélée au taux (-0,8) et ratio d'avortements (-0,9). Cette situation s'explique notamment par la vision de la maternité chez les adolescentes provenant de milieux défavorisés, qui y voient souvent une manière de se réaliser socialement.

Les conditions économiques influencent de plus le moment de l'avortement. En effet, une augmentation de 1000\$ du revenu moyen va entraîner une diminution de 0,8

⁶³ Tous au niveau de signifiante $\alpha = 0,000$.

points du pourcentage des avortements de plus de huit semaines chez les femmes de 15-49 ans. Le coût de l'information étant plus faible pour les jeunes femmes aisées, celles-ci ont ainsi tendance à se faire avorter plus tôt lorsqu'elles sont confrontées à une grossesse non désirée. Cette tendance se retrouve aussi au niveau des avortements de plus de douze semaines, même si la variable n'a pas atteint le stade de signification statistique.

Autre variable de contrôle centrale, le pourcentage de Noirs dans un État est significativement et positivement corrélé à la fois au taux et au ratio d'avortements chez l'ensemble de la population féminine. Une augmentation d'un point de pourcentage de la population afro-américaine d'un État va être associée à une augmentation de près de deux avortements par mille femmes de 15-49 ans et par cent naissances. Ce qui contredit Blank et al. (1996) mais rejoint les conclusions de Freeman et Rickels (1993) et de Trent et Powell-Griner (1991). Pourtant, si l'on se fie à l'augmentation plus que proportionnelle du ratio d'avortements, une augmentation de Noirs dans un État serait associée à une augmentation de près de deux naissances par 1000 femmes de 15-49 ans. Ce qui est significatif si l'on considère que le taux de fertilité en 2004 tourne autour de 65 naissances par 100 femmes de 15-49 ans (États-Unis : Statistical Abstract 2005).

La situation chez les adolescentes est quelque peu différente. L'augmentation du pourcentage de Noirs dans un État est associée à une diminution de 2,5 avortements par 1000 adolescentes chez les 15-19 ans. Le pourcentage de Noirs semble de plus avoir un impact – quoique limité - sur le nombre de semaines de gestation lors de l'avortement. En effet, l'augmentation d'un point de Noirs d'un État entraîne une augmentation de près de 0,4 points de pourcentage des avortements de plus de douze semaines chez les 15-49 ans. On peut avancer l'hypothèse que les femmes noires, chez qui la pression sociale pour

garder l'enfant une fois enceinte est plus forte, prendraient plus de temps pour arriver à la décision de se faire avorter. Le pourcentage de femmes noires dans un État augmente ainsi le nombre d'avortements à risque.

Si la race semble avoir un fort impact sur l'avortement, le pourcentage d'Hispaniques n'a quant à lui aucune influence sur le taux, ratio ni moment de l'interruption de grossesse chez les femmes de 15 à 49 ans. La situation est toute autre lorsqu'on isole son impact chez les 15-19 ans⁶⁴. L'augmentation d'un point de pourcentage de la population hispanique entraîne une augmentation de 0,4 points du taux d'avortement et de 0,14 avortements par cent naissances chez les 15-19 ans. Ainsi l'augmentation de la population hispanique dans un État entraîne une augmentation importante du nombre de naissances, ce qui rejoint les données statistiques disponibles (Statistical Abstract 2003).

Confirmant nos hypothèses, l'augmentation d'un point de pourcentage de résidents possédant un diplôme d'études secondaires est associée à une diminution de 0,3 points des avortements par cent naissances. Ce qui renforce l'idée que l'éducation pousse les femmes à adopter des pratiques reproductrices sécuritaires. Même s'il n'a pas atteint le seuil minimum de signification statistique, l'éducation serait tout de même négativement corrélée au ratio d'avortements par cent naissances, ce qui valide l'hypothèse que l'éducation augmente les coûts associés à une grossesse non désirée, poussant les femmes à adopter des pratiques afin de prévenir les grossesses.

⁶⁴ Pour ceux qui seraient surpris de constater que les seules variables significatives se retrouvent chez les adolescentes, il faut souligner que les hispaniques ont des niveaux de fertilité nettement supérieurs aux autres races et ethnies, Noirs compris. Les adolescentes hispaniques représentent donc une proportion plus importante des femmes de cette catégorie d'âge.

Par contre, la variable éducation semble liée à une augmentation de la proportion d'avortements effectués à une période plus tardive de la grossesse.. En effet, une augmentation d'un point de pourcentage de résidentes possédant un diplôme d'études secondaires augmente de 0,3 points de pourcentage la proportion des avortements effectués à plus de huit semaines et de 0,2 points les avortements de plus de douze semaines chez les 15-49 ans.

L'éducation est aussi fortement corrélée au ratio d'avortements chez les adolescentes. La mesure du niveau d'éducation par État est en effet associée à une diminution de 0,5 points de pourcentage du ratio d'avortement par augmentation d'un point de pourcentage des résidents d'un État possédant un diplôme d'études secondaires. Même si l'éducation n'atteint pas le seuil minimum de signification statistique ($\alpha < 0,15$), celle-ci est tout de même négativement corrélée au nombre d'avortements. Si l'on se fie à ces résultats, l'éducation entraîne à la fois une diminution du nombre d'avortements et du nombre de naissances. Ceci confirme nos hypothèses de départ, à savoir que l'éducation occupe une place centrale dans les considérations de santé reproductive.

Comme on peut le constater, la race, l'ethnie, l'éducation et le revenu ont un impact sur l'avortement. De surcroît, leur influence semble plus importante que celle des restrictions. Ceci laisse sous-entendre que la diminution du nombre d'avortements depuis les années 1990 serait plus attribuable aux changements de contexte plutôt qu'aux restrictions implantées par les États.

Limites de la présente étude

Il importe de souligner certaines des limites de la présente étude, qui ont trait à la fois à la qualité des données disponibles et à la nature même du phénomène à l'étude. Outre les biais possible découlant des données statistiques portant sur l'avortement⁶⁵, le choix des restrictions est source possible de biais. En effet, «l'introduction d'une forte variation de l'offre en réponse aux politiques publiques ayant trait à l'avortement peut biaiser la signification statistique de l'utilisation des restrictions du côté de la demande d'avortement¹». L'introduction de la variable représentant l'offre de services d'interruptions de grossesse (nombre de fournisseurs) peut ainsi fausser les résultats de notre recherche. Il nous semble cependant que cette variable est centrale dans l'exercice, puisque celle-ci représente à la fois l'offre et un proxy pour le prix d'un avortement.

De plus, l'opérationnalisation de restrictions en variable dichotomique est source possible de biais. En effet, malgré l'attention portée à l'opérationnalisation des différentes restrictions, il n'en demeure pas moins que les variables dichotomiques ne prennent pas en considération les nuances entre les différentes applications de ces politiques par les États. Ainsi, la variable dichotomique va mettre au même stade la restriction instaurée au début de l'année, et celle à sa fin, alors que cette dernière risque d'avoir un impact relatif beaucoup moins significatif.

Aussi, les variables dichotomiques ne font pas de différence entre les États où aucune restriction n'est officiellement instaurée et appliquée, et ceux où elles le sont officieusement. L'exemple le plus probant est sûrement le cas de Medicaid. En 2000, 23% des coûts défrayés par les femmes de milieux défavorisés auraient dû être remboursés par

⁶⁵ Voir pour plus de détails la section méthodologie de cette étude.

les fonds de Medicaid des États. De plus, deux États, soit le Mississippi et le Dakota du Sud refusent toujours de respecter les termes de l'Amendement Hyde et de subventionner les avortements dans les cas de viol et d'inceste (NAF 2005)¹. La couverture des États qui subventionnent les avortements à travers Medicaid va ainsi varier d'une multitude de manières non mesurées à travers les variables indépendantes dichotomiques (Blank et al. 1996, 1091). Ces différences étatiques furent d'ailleurs prises en considération lors de l'opérationnalisation de nos variables. Ce qui nous porte à croire que nos résultats sont représentatifs.

Conclusion

À la lumière de nos résultats, notre hypothèse est globalement confirmée : les restrictions ont un impact limité sur l'avortement. Les restrictions n'ont qu'une faible influence sur le nombre d'avortements, que ce soit chez les adolescentes ou chez l'ensemble des femmes en âge de procréer. Outre les restrictions de financement de Medicaid, qui entraînent une notable diminution à la fois des taux et ratios d'avortement chez les femmes en âge de procréer (15-49 ans), seul le nombre de fournisseurs influence le ratio d'avortements chez les 15 à 49 ans. En effet, l'ajout d'une clinique ou hôpital offrant des services d'interruption de grossesse entraîne une légère augmentation du ratio d'avortement par cent naissances chez les femmes de 15 à 49 ans. La diminution du nombre de fournisseurs est associée à la fois à une légère diminution du nombre d'avortements, mais plus inquiétant à une augmentation significative du nombre de naissances. Une seule des autres restrictions, soit les lois d'implication parentale, entraîne une légère diminution du taux d'avortement chez les adolescentes (1,6 point de pourcentage), sans à première vue influencer le nombre de naissances et le moment de l'avortement. Aucune des autres restrictions ne semble influencer le nombre d'avortement, que ce soit chez les adolescentes ou chez l'ensemble des femmes en âge de procréer.

Ainsi, l'impact principal des restrictions n'est pas d'influencer le nombre d'avortements mais de faire varier le moment de l'interruption de la grossesse. Pourtant, l'impact des contraintes n'est pas toujours celui escompté. Contredisant notre hypothèse de départ, l'augmentation du nombre de cliniques offrant des services d'interruption de grossesse va augmenter le pourcentage d'avortements pratiqués à moins de huit et douze semaines. Quant à elle, l'interdiction d'utiliser la technique de dilatation et d'extraction, ou « Partial-Birth Ban », va entraîner une augmentation de plus de deux points le pourcentage

d'interruption de grossesse de plus de huit semaines. Considérant que les risques associés aux interruptions de grossesse sont positivement corrélés avec le nombre de semaines de gestation, ce délai supplémentaire augmente dangereusement les risques associés à la procédure chez les femmes de 15 à 49 ans.

Au contraire, les restrictions de financement étatique des avortements sont associées à une diminution de plus de deux points de pourcentages d'avortements de plus de huit semaines chez les 15 à 49 ans. Aucune des autres restrictions ne semble influencer ni le nombre d'avortements, de naissances ou de semaines où se pratique l'avortement. Clairement, l'impact des restrictions sur l'avortement est négligeable. Or, si les restrictions ne sont pas responsables de la diminution du nombre d'avortement depuis le début des années 1990, comment expliquer cette variation?

Bien évidemment, le revenu, l'éducation, la race et l'ethnicité ont un impact significatif sur l'avortement. Une augmentation du revenu moyen entraîne une augmentation de 0,6 points du taux d'avortement, une diminution de 0,8 points de pourcentage du ratio d'avortements et de 0,6 semaines de gestation lors de l'interruption de grossesse chez l'ensemble des femmes en âge de procréer. Alors que chez les adolescentes l'augmentation du revenu moyen entraîne une diminution de 0,9 du ratio d'avortement et de près de 0,8 points du pourcentage du taux d'avortements par cent naissances.

Par ailleurs, l'augmentation d'un point de pourcentage de Noirs dans un État est associée à une augmentation d'un point du taux et du ratio d'avortement chez les adolescentes et les femmes de 15 à 49 ans, en plus d'une diminution de 0,1 à 0,2 points de pourcentage des avortements de plus de huit semaines.

La présence d'Hispaniques dans un États ne semble avoir d'impact significatif que sur les avortements chez les adolescentes, une augmentation d'un point de celle-ci entraînant une augmentation de 0,4 point du taux et de 0,1 du ratio d'avortement chez les 15-19 ans. Enfin, l'augmentation du pourcentage de résident possédant un diplôme d'études secondaires (*high school*) est associée chez les femmes de 15 à 49 ans à une diminution de 0,3 point du nombre d'avortements et de semaines de gestation lors de l'interruption de grossesse. De plus, l'éducation est négativement corrélée au ratio d'avortement chez les adolescentes, étant associée à une légère diminution (-0,5 points) du nombre d'avortements sur cent naissances. Une augmentation du pourcentage des résidants qui possèdent un diplôme d'études secondaires entraîne une augmentation du pourcentage d'avortements de plus de huit semaines (0,2) et de douze semaines (0,15). Pourtant, ces caractéristiques ne peuvent expliquer les variations du nombre d'avortements non seulement à l'intérieur des États-Unis, mais en comparaison aux autres pays industrialisés.

Il est probable que les campagnes de prévention et la contraception ont beaucoup à voir avec la diminution du taux d'avortement aux États-Unis. Malheureusement, peu de statistiques sont disponibles à ce sujet, et celles qui le sont ne sont malheureusement pas très fiables. Plusieurs facteurs peuvent pousser des femmes qui ne désirent pas tomber enceintes à ne pas utiliser de contraceptifs : ambivalence à propos de la grossesse, manque d'information sur la contraception, mais surtout accès limité aux services de contraception et de planification familiale (Bankole, Singh et Haas 1998). Or, avec le nouveau programme d'éducation sexuelle basé sur l'abstinence qui sera prochainement implanté par l'administration Bush, les coûts reliés à l'information risquent de nettement augmenter pour ces femmes déjà souvent isolées.

Plus qu'une simple considération morale ou démographique, les politiques de santé reproductives sont avant tout considérées aux États-Unis comme un enjeu électoral. Les élus, visant à s'attirer la faveur d'électeurs de plus en plus polarisés, vont ainsi chercher à faire adopter des lois restrictives plus pour leur popularité que pour leur réelle efficacité. C'est particulièrement le cas dans le domaine des restrictions à l'avortement. Ce travail espère avoir réussi à se distancer de ces considérations morales, éthiques et électorales, pour tenter de répondre à cette question centrale, souvent reléguée au deuxième plan : quel est réellement l'impact des restrictions imposées par les États sur l'avortement? Les résultats de nos analyses suggèrent que les effets réels de ces restrictions sur l'incidence de l'avortement n'ont aucune commune mesure avec leur impact symbolique auprès de l'électorat conservateur américain.

Tableau 1

Jugements de la Cour supérieure américaine concernant l'avortement, 1973-2003

Année Jugement Résumé de la décision de la Cour

1973	Roe v. Wade	Invalide la loi du Texas empêchant les avortements non nécessaires à préserver la vie de la patiente. Statut que le droit fondamental à la vie privée s'étend à la décision d'avoir ou non un avortement, et que toute interférence gouvernementale devrait être surveillée. Les États peuvent toutefois réguler les procédures dans l'intérêt de promouvoir la santé de la femme, sans toutefois créer un « undue burden » chez celle-ci. Après le moment où le fœtus devient viable, soit à environ 24- 28 semaines de gestation, les États sont toutefois libres de légiférer comme ils leur semblent, sauf si la vie de la patiente serait mise en danger par la grossesse.
1973	Doe v. Bolton	Les patientes ne sont plus obligées de résider dans l'État où la demande de procédure est faite. De plus, les avortements ne doivent plus être pratiqués uniquement dans des hôpitaux accrédités.
1975	Bigelow v. Virginia	Permet la publicité concernant les avortements légaux.
1975	Connecticut v. Menillo	Statue que les États peuvent demander que les avortements ne soient pratiqués que par des docteurs.
1975	Greco v. Orange Memorial Hospital Corporation	Permet aux hôpitaux privés mais financés par les fonds publics de refuser de pratiquer des avortements électifs.
1976	Bellotti v. Baird (I)	Renverse la décision d'une cour de district et statue que les États, dans certaines circonstances, peuvent demander le consentement des parents avant d'accéder à la demande d'une mineure de se faire avorter.
1976	Planned Parenthood of (Central) Missouri v. Danforth	Rend anticonstitutionnelle l'obligation d'avoir le consentement du partenaire, et le veto du parent sur l'avortement d'une mineure. Renverse la loi prohibant les avortements par procédure saline après 12 semaines de gestation. Toutefois, statue que la demande de consentement écrit et de rapport de la part des docteurs du nombre de procédures constituent des restrictions valides.
1977	Beal v. Doe	Statue que les États qui refusent d'utiliser Medicaid pour financer les avortements non thérapeutiques ne violent pas le Titre XIX de l'Acte de Sécurité Sociale
1977	Maher v. Roe	Statue que le fait que les États ne financent pas les avortements non thérapeutiques avec Medicaid n'est pas anticonstitutionnel
1977	Poelker v. Doe	Statue que les hôpitaux publics municipaux ne sont pas obligés de pratiquer des avortements non thérapeutiques.
1979	Bellotti v. Baird (II)	Renverse l'obligation du consentement parental chez les mineures, sauf dans les cas où une alternative confidentielle est proposée.
1979	Colautti v. Franklin	Renverse le jugement rendant nécessaire de sauver la vie du fœtus si celui-ci est viable.
1980	Harris v. McRae	Confirme la constitutionnalité de l'Amendement Hyde (1976), qui restreint l'utilisation des fonds fédéraux de Medicaid uniquement aux avortements nécessaires à la santé de la patiente
1980	Williams v. Zbaraz	Statue que les États ne sont pas obligés de payer pour les avortements non thérapeutiques chez les femmes éligibles à Medicaid
1981	H.L. v. Matheson	Permet aux États de demander que les parents des mineures non émancipées ou jugées immatures soient mis au courant de la procédure.

Tableau 1

Jugements de la Cour supérieure américaine concernant l'avortement, 1973-2003

Année Jugement Résumé de la décision de la Cour

1973	Roe v. Wade	Invalide la loi du Texas empêchant les avortements non nécessaires à préserver la vie de la patiente. Statut que le droit fondamental à la vie privée s'étend à la décision d'avoir ou non un avortement, et que toute interférence gouvernementale devrait être surveillée. Les États peuvent toutefois réguler les procédures dans l'intérêt de promouvoir la santé de la femme, sans toutefois créer un « undue burden » chez celle-ci. Après le moment où le fœtus devient viable, soit à environ 24- 28 semaines de gestation, les États sont toutefois libres de légiférer comme ils leur semblent, sauf si la vie de la patiente serait mise en danger par la grossesse.
1973	Doe v. Bolton	Les patientes ne sont plus obligées de résider dans l'État où la demande de procédure est faite. De plus, les avortements ne doivent plus être pratiqués uniquement dans des hôpitaux accrédités.
1975	Bigelow v. Virginia	Permet la publicité concernant les avortements légaux.
1975	Connecticut v. Menillo	Statue que les États peuvent demander que les avortements ne soient pratiqués que par des docteurs.
1975	Greco v. Orange Memorial Hospital Corporation	Permet aux hôpitaux privés mais financés par les fonds publics de refuser de pratiquer des avortements électifs.
1976	Bellotti v. Baird (I)	Renverse la décision d'une cour de district et statue que les États, dans certaines circonstances, peuvent demander le consentement des parents avant d'accéder à la demande d'une mineure de se faire avorter.
1976	Planned Parenthood of (Central) Missouri v. Danforth	Rend anticonstitutionnelle l'obligation d'avoir le consentement du partenaire, et le veto du parent sur l'avortement d'une mineure. Renverse la loi prohibant les avortements par procédure saline après 12 semaines de gestation. Toutefois, statue que la demande de consentement écrit et de rapport de la part des docteurs du nombre de procédures constituent des restrictions valides.
1977	Beal v. Doe	Statue que les États qui refusent d'utiliser Medicaid pour financer les avortements non thérapeutiques ne violent pas le Title XIX de l'Acte de Sécurité Sociale
1977	Maher v. Roe	Statue que le fait que les États ne financent pas les avortements non thérapeutiques avec Medicaid n'est pas anticonstitutionnel
1977	Poelker v. Doe	Statue que les hôpitaux publics municipaux ne sont pas obligés de pratiquer des avortements non thérapeutiques.
1979	Bellotti v. Baird (II)	Renverse l'obligation du consentement parental chez les mineures, sauf dans les cas où une alternative confidentielle est proposée.
1979	Colauti v. Franklin	Renverse le jugement rendant nécessaire de sauver la vie du fœtus si celui-ci est viable.
1980	Harris v. McRae	Confirme la constitutionnalité de l'Amendement Hyde (1976), qui restreint l'utilisation des fonds fédéraux de Medicaid uniquement aux avortements nécessaires à la santé de la patiente
1980	Williams v. Zbaraz	Statue que les États ne sont pas obligés de payer pour les avortements non thérapeutiques chez les femmes éligibles à Medicaid
1981	H.L. v. Matheson	Permet aux États de demander que les parents des mineures non émancipées ou jugées immatures soient mis au courant de la procédure.

1983	City of Akron v. Akron Center for Reproductive Health (Akron I)	Renverse la légalité du délai de 24 heures, la nécessité d'hospitalisation pour les avortements de second trimestre et le consentement parental chez les mineures sans bypass judiciaire.
1983	Planned Parenthood Association of Kansas City v. Ashcroft	Renverse la loi rendant nécessaire pour les patientes du Missouri de se faire hospitaliser lors d'avortements de second trimestre.
1983	Simopoulos v. Virginia	Confirme le droit de la Virginie de demander une hospitalisation pour les avortements de second trimestre dans ses hôpitaux, en autant qu'il y existe des cliniques externes offrant le même service où l'hospitalisation n'est pas obligatoire.
1986	Thornburgh v. American College of Obstetrics and Gynecology	Renverse la loi nécessitant que les docteurs s'assurent du « consentement informé » de la patiente, de rendre publiques des informations détaillées au sujet de la procédure, du personnel et de la patiente. Aussi, renverse la nécessité d'avoir deux docteurs lors d'un avortement de deuxième trimestre, et de préserver la vie du fœtus lorsque possible.
1989	Webster v. Reproductive Health Services	Confirme la constitutionnalité de la loi du Missouri, qui empêche les hôpitaux et cliniques financés par des fonds publics de pratiquer des avortements non thérapeutiques.
1990	Hodgson v. Minnesota	Même si les États ne peuvent forcer les mineures à mettre au courant leurs deux parents, permet à ceux-ci de demander que les parents soient avertis en autant qu'un bypass judiciaire soit disponible pour celles qui ne désiraient pas les mettre au courant de leur choix. De plus, la Cour a statué que les États peuvent demander un délai de 48 heures entre le moment où les parents sont mis au courant de l'intention de la mineure et le moment de la procédure.
1990	Ohio v. Akron Center for Reproductive Health (Akron II)	Permet aux États de demander qu'un des parents soit mis au courant de la procédure pour qu'une mineure ait le droit de se faire avorter. Les États peuvent aussi demander que les docteurs avertissent eux-mêmes les parents de la mineure. La Cour n'a toutefois pas statué sur la nécessité du bypass dans les États ne demandant la notification qu'un des parents.
1991	Rust V. Sullivan	La Cour a confirmé la constitutionnalité des restrictions imposées par le gouvernement, qui empêchait les cliniques financées par le Title X de donner des informations sur l'avortement, même lorsque celles-ci étaient demandées par les patientes.
1992	Planned Parenthood of Southeastern Pennsylvania v. Casey	Confirme les principes de Roe, tout en permettant la période de délais de 24 heures, le consentement des parents pour les mineures, la nécessité des docteurs de rapporter les avortements mais renverse la nécessité de mettre au courant le mari de la procédure.
1993	Bray v. Alexandria Women's Health Clinic	Statue que la définition donnée aux droits civils par la Constitution ne protège pas les patientes des manifestants.
1994	National Organization for Women v. Scheidler (Scheidler I)	Permet au statut fédéral anti-racket d'être utilisé lors des actions en civil contre les manifestant anti-avortement utilisant la violence.
1994	Madsen v. Women's Health	Confirme la constitutionnalité des restrictions quant aux démonstrations anti-avortement près des cliniques (FACE : Freedom of Access

Center
to Clinic Entrance Act)

1997	Schenck v. Pro-Choice Network of Western New York	Renverse la légalité d'une zone flottante, qui aurait créé une aire protégée autour des patientes et des véhicules entrant et quittant les cliniques.
1997	Lambert v. Wicklund	Confirme la nécessité du by-pass judiciaire dans les cas où les mineures sont dans l'obligation de mettre au courant leurs parents de leurs intentions, même lorsque l'information d'un seul des parents est nécessaire.
1997	Mazurek v. Armstrong	Confirme la constitutionnalité de la loi des États qui exigent que les avortements soient uniquement pratiqués par des docteurs accrédités.
2000	Stenberg v. Carhart	Statue que le « Partial Birth Ban », qui rend la procédure Dilatation et Extraction (D&E) illégale, est inconstitutionnel
2000	Hill v. Colorado	Confirme la constitutionnalité de la zone de protection de 100 pieds entre les cliniques et les manifestants instaurée par le Colorado pour protéger les patientes et docteurs,
2003	Scheidler v. national organization for Women (Scheidler II)	Statue que les manifestants ne peuvent être traduits en justice sous l'Acte Hobbs (un statut anti-extorsion), parce que les services d'avortement et le droit des docteurs à fournir ceux-ci ne peuvent être considérés comme un bien, une <i>propriété</i> .

Source: NARAL, 2003.

Annexe A
Taux d'avortements par 1000 femmes de 15-49 ans, 2000, et taux d'avortement minimum et maximum
par État de la procédure, 1990-2001.

	Taux	[min, max]		Taux	[min, max]		Taux	[min, max]
Alabama	14,3	14,1 – 19,1	Kentucky	5,3	4,3 – 12,6	North Dakota	9,8	18,8 – 23,3
Alaska	11,7	10,7 – 17,1	Louisiane	13,0	12,7 – 14,5	Ohio	16,5	15,9 – 22,2
Arizona	16,5	12,8 – 29,1	Maine	9,9	9,3 – 16,1	Oklahoma	10,1	9,8 – 14,1
Arkansas	9,8	9,8 – 18,9	Maryland	29,0	21,3 – 32,8	Oregon	23,5	21,2 – 25,2
Californie	31,2	30,8 – 44,3	Massachusetts	21,4	20,3 – 30,0	Pennsylvanie	14,3	13,8 – 19,7
Colorado	15,9	15,6 – 28,9	Michigan	21,6	10,7 – 17,1	Rhode Island	24,1	21,8 – 32,9
Connecticut	21,1	21,1 – 28,9	Minnesota	13,5	17,3 – 26,1	South Carolina	9,3	7,3 – 16,1
Delaware	31,3	31,2 – 35,9	Mississippi	6,0	13,4 – 17,4	South Dakota	5,5	4,3 – 7,0
DC	68,1	56,1 – 144,9	Missouri	6,6	5,5 – 13,4	Tennessee	15,2	14,4 – 22,2
Floride	31,9	28,1 – 33,2	Montana	13,5	6,5 – 14,3	Texas	18,8	18,2 – 24,7
Georgie	16,9	16,9 – 25,2	Nebraska	11,6	12,9 – 21,9	Utah	6,6	6,5 – 12,2
Hawaii	22,2	22,2 – 46,0	Nevada	32,2	11,1 – 18,1	Vermont	12,7	11,7 – 24,2
Idaho	7,0	5,7 – 7,7	New Hampshire	11,2	32,4 – 50,4	Virginia	18,1	16,0 – 24,9
Illinois	23,2	21,7 – 32,6	New Jersey	36,3	10,9 – 17,1	Washington	20,2	18,7 – 28,6
Indiana	9,4	9,2 – 14,2	New Mexico	14,7	30,4 – 38,4	West Virginia	6,8	6,4 – 9,9
Iowa	9,8	9,3 – 16,5	New York	39,1	13,9 – 17,6	Wisconsin	9,6	9,3 – 14,8
Kansas	21,4	18,0 – 23,5	North Carolina	21,0	30,3 – 45,6	Wyoming	1,0	0,6 – 4,9

Source: Alan Guttmacher Institute et calculs de l'auteur

Annexe B
Ratio d'avortements par cent naissances chez les 15-49 ans, 2000, et ratio d'avortement minimum et maximum par État de la procédure, 1990-2001.

	Taux	[min, max]		Taux	[min, max]		Taux	[min, max]
Alabama	21,8	21,8 – 29,2	Kentucky	8,4	7,0 – 20,1	North Dakota	17,5	14,7 – 18,4
Alaska	16,6	15,1 – 21,3	Louisiane	19,3	19,2 – 22,6	Ohio	25,9	24,1 – 35,4
Arizona	21,0	20,6 – 35,0	Maine	19,4	18,2 – 26,5	Oklahoma	14,8	14,3 – 21,8
Arkansas	14,7	14,7 – 28,1	Maryland	46,5	36,5 – 48,2	Oregon	37,1	34,4 – 39,1
Californie	44,4	39,4 – 52,6	Massachusetts	37,3	37,3 – 51,2	Pennsylvanie	25,0	24,4 – 30,7
Colorado	24,5	24,2 – 39,0	Michigan	34,1	34,1 – 40,2	Rhode Island	44,8	42,8 – 51,7
Connecticut	35,4	35,4 – 42,9	Minnesota	21,6	21,6 – 26,2	South Carolina	14,6	12,6 – 30,9
Delaware	49,2	40,3 – 53,8	Mississippi	8,6	8,3 – 18,9	South Dakota	8,4	6,6 – 10,1
DC	127,8	117,6 – 264,2	Missouri	10,4	10,4 – 20,2	Tennessee	31,4	23,7 – 35,4
Floride	50,5	45,0 – 51,7	Montana	22,9	21,7 – 32,0	Texas	24,1	23,9 – 30,4
Georgie	24,2	24,2 – 36,1	Nebraska	17,2	17,1 – 25,9	Utah	7,4	7,3 – 13,2
Hawaii	32,1	32,1 – 60,9	Nevada	44,6	44,6 – 65,6	Vermont	25,5	24,1 – 40,0
Idaho	9,6	8,2 – 10,8	New Hampshire	20,6	20,3 – 26,1	Virginie	29,3	25,9 – 38,5
Illinois	34,4	32,8 – 42,7	New Jersey	56,9	46,1 – 62,0	Washington	32,3	32,1 – 41,8
Indiana	14,2	14,2 – 18,9	New Mexico	21,2	19,9 – 22,3	West Virginia	12,1	11,2 – 17,7
Iowa	15,6	15,4 – 17,9	New York	63,6	63,0 – 67,9	Wisconsin	16,1	15,6 – 22,9
Kansas	30,9	27,7 – 33,6	North Carolina	31,3	30,6 – 36,4	Wyoming	1,6	1,1 – 15,6

Source: Alan Guttmacher Institute et calculs de l'auteur

Annexe C
Taux d'avortement par 1000 adolescentes de 15-19 ans, 2000, et taux d'avortement minimum et maximum par État de la procédure, 1990-2001.

	Taux	[min, max]		Taux	[min, max]		Taux	[min, max]
Alabama	27,1	27,1 – 38,6	Kentucky	10,5	9,8 – 24,2	North Dakota	41,1	31,8 – 58,1
Alaska			Louisiane	20,9	20,9 – 26,9	Ohio	39,2	33,2 – 41,5
Arizona	29,3	29,3 – 40,2	Maine	54,7	45,0 – 58,7	Oklahoma		
Arkansas	17,3	17,3 – 27,4	Maryland	76,9	76,9 – 103,4	Oregon	61,6	60,2 – 71,5
Californie			Massachusetts	96,0	82,6 – 112,2	Pennsylvanie	47,1	45,3 – 67,2
Colorado	43,6	43,6 – 83,4	Michigan	61,0	54,8 – 61,8	Rhode Island	106,1	56,8 – 149,5
Connecticut	101,2	89,3 – 113,3	Minnesota	43,8	43,8 – 61,2	South Carolina	19,9	16,9 – 33,7
Delaware			Mississippi	9,5	8,2 – 22,9	South Dakota	15,9	15,5 – 24,2
DC	168,1	95,6 – 204,9	Missouri	14,2	13,5 – 32,1	Tennessee	45,8	29,1 – 40,9
Floride			Montana	44,9	42,6 – 78,7	Texas	25,7	23,9 – 33,6
Georgie	33,2	33,0 – 38,3	Nebraska	35,5	34,9 – 75,8	Utah	15,1	15,1 – 30,2
Hawaii	96,0	94,8 – 125,5	Nevada	71,2	71,0 – 90,3	Vermont	66,1	61,5 – 116,4
Idaho	16,5	15,2 – 19,2	New Hampshire			Virginia	47,6	46,2 – 64,9
Illinois			New Jersey	149,8	110,7 – 168,1	Washington	64,0	60,9 – 80,7
Indiana	20,5	20,1 – 32,3	New Mexico	27,8	23,3 – 31,4	West Virginia	17,9	16,1 – 29,8
Iowa			New York	141,1	125,0 – 141,7	Wisconsin	29,7	28,7 – 55,7
Kansas	51,2	51,2 – 77,7	North Carolina	40,8	37,4 – 57,5	Wyoming	2,0	2,0 – 14,7

Source: Alan Guttmacher Institute et calculs de l'auteur

Annexe D
Ratio d'avortements sur cent naissances chez les adolescentes de 15-19 ans, 2000, et ratio d'avortement minimum et maximum par État de la procédure, 1990-2001.

	Taux	[min, max]		Taux	[min, max]		Taux	[min, max]
Alabama	16,4	16,1 – 28,4	Kentucky	5,8	4,6 – 23,3	North Dakota	11,2	10,5 – 20,7
Alaska			Louisiane	13,0	12,2 – 19,7	Ohio	18,4	17,7 – 23,0
Arizona	19,7	17,7 – 37,8	Maine	16,0	13,5 – 23,1	Oklahoma		
Arkansas	11,5	11,5 – 22,2	Maryland	31,7	24,3 – 55,4	Oregon	26,4	25,0 – 39,6
Californie			Massachusetts	24,9	23,7 – 42,1	Pennsylvanie	16,0	15,9 – 30,2
Colorado	22,4	22,1 – 44,6	Michigan	24,5	22,7 – 38,1	Rhode Island	35,7	20,9 – 63,4
Connecticut	31,5	27,4 – 44,1	Minnesota	13,2	13,2 – 26,6	South Carolina	11,6	9,8 – 24,2
Delaware			Mississippi	6,6	6,5 – 19,7	South Dakota	6,1	5,2 – 11,8
DC	89,4	85,8 – 190,7	Missouri	6,9	6,2 – 20,0	Tennessee	27,2	18,8 – 29,7
Floride			Montana	16,5	15,2 – 38,7	Texas	17,7	16,8 – 28,5
Georgie	33,2	33,0 – 48,3	Nebraska	13,4	12,7 – 32,1	Utah	5,8	5,8 – 14,0
Hawaii	44,2	39,1 – 68,0	Nevada	44,9	44,9 – 66,2	Vermont	15,5	10,7 – 40,0
Idaho	7,1	7,1 – 10,6	New Hampshire			Virginia	19,5	17,3 – 38,8
Illinois			New Jersey	47,6	42,3 – 53,6	Washington	25,1	25,0 – 44,3
Indiana	10,1	9,4 – 18,8	New Mexico	18,3	15,4 – 24,9	West Virginia	8,3	7,7 – 16,2
Iowa			New York	46,8	45,0 – 59,3	Wisconsin	10,4	10,2 – 23,5
Kansas	23,6	23,3 – 46,1	North Carolina	23,9	23,6 – 39,0	Wyoming	0,8	0,8 – 7,1

Source: Alan Guttmacher Institute et calculs de l'auteur

Annexe E : Impact des législations restrictives des États sur le taux d'avortement par mille femmes de 15-49 ans avec variables de contrôle, 1990-2001 --- Test d'hétéroscédasticité

Nombre d'observations : 611
 Nombre de groupes : 51
 Observations par groupes : min = 11
 Avg : 12.0
 Max : 12

	Coefficient	Erreur standard	P > z	Intervalle de confiance 95 %
Législations étatiques restrictives				
Restrictions au financement des avortements par Medicaid	-249,6209	43,47846	0,000	-334,8371 -164,405
Interdiction d'utiliser la procédure de D&X lors de l'avortement	61,57675	30,80436	0,046	1,201318 121,952
Notification parentale obligatoire pour les mineures	72,67326	34,40109	0,035	5,248371 140,098
Délais obligatoire d'au moins 24 heures avant la procédure	111,4051	35,29105	0,002	42,23594 180,574
Nombres de cliniques d'avortement par 100 000 femmes				
	-2,163501	0,7469598	0,004	-3,627515 -0,69949
Variables socio-économiques				
Revenu personnel moyen (en milliers de dollars constants)	-23,78318	3,862448	0,000	-31,35344 -16,2129
Pourcentage d'Hispaniques dans l'État	0,9390879	3,053839	0,758	-5,046327 6,924503
Pourcentage de Noirs dans l'État	210,7622	7,654052	0,000	195,7605 225,7639
Pourcentage des résidents possédant un « High School Diploma »	-35,36298	4,320461	0,000	-43,83093 -26,89503
R² intra-État				
R ² inter-État	0,6385			
R ² global	0,8519			
Constante	0,8457			
	2272,058	336,1231	0,000	1613,269 2930,847

Calculs de l'auteur

Annexe F: Impact des législations restrictives des États sur le ratio d'avortement sur cent naissances chez les femmes de 15-49 ans par État de la procédure avec variables de contrôle, 1990-2001 --- Test d'hétéroscédasticité

Nombre d'observations : 611
 Nombre de groupes : 51
 Observations par groupes : min = 11
 Avg : 12.0
 Max : 12

	Erreur standard			
	Coefficient	P > z	Intervalle de confiance 95 %	
Législations étatiques restrictives				
Restrictions au financement des avortements par Medicaid	-354.9056	0.000	-450.7972 -259.014	
Interdiction d'utiliser la procédure de D&X lors de l'avortement	110.0966	0.001	42.8389 177.3542	
Notification parentale obligatoire pour les mineures	142.7057	0.000	67.07184 218.3395	
Délais obligatoire d'au moins 24 heures avant la procédure	88.3943	0.025	10.94436 165.8442	
Nombres de cliniques d'avortement par 100 000 femmes				
	-4.516028	0.000	-6.39012 -2.641937	
Variables socio-économiques				
Revenu personnel moyen (en milliers de dollars constants)	-40.83703	0.000	-49.56682 -32.10723	
Pourcentage d'Hispaniques dans l'État	-1.315957	0.705	-8.135282 5.503368	
Pourcentage de Noirs dans l'État	372.9767	0.000	346.1505 399.803	
Pourcentage des résidents possédant un « High School Diploma »	-48.64658	0.000	-58.32627 -38.9669	
R ² intra-État	0.7151			
R ² inter-État	0.1849			
R ² global	0.1779			
Constante	2772.431	0.000	2070.635 3474.227	

Calculs de l'auteur

Annexe G : Impact des législations restrictives des États sur le taux d'avortement par mille adolescentes de 15-19 ans, avec variables de contrôle, 1990-2001 ---- Test d'hétéroscédasticité

Nombre d'observations : 515
 Nombre de groupes : 43
 Observations par groupes : min = 11
 Avg : 12.0
 Max : 12

	Coefficient	Erreur standard	P > z	Intervalle de confiance 95 %
Législations étatiques restrictives				
Restrictions au financement des avortements par Medicaid	860.9733	60.43676	0.000	742.2097 979.737
Interdiction d'utiliser la procédure de D&X lors de l'avortement	97.22986	39.36805	0.014	19.86811 174.5916
Notification parentale obligatoire pour les mineures	-224.5136	45.18705	0.000	-313.3102 -135.717
Délais obligatoire d'au moins 24 heures avant la procédure	-306.7669	43.7259	0.000	-392.6922 -220.8416
Nombres de cliniques d'avortement par 100 000 femmes				
	-10.59171	2.28984	0.000	-15.09145 -6.091971
Variables socio-économiques				
Revenu personnel moyen (en milliers de dollars constants)	-101.9261	5.288751	0.000	-112.319 -91.53322
Pourcentage d'Hispaniques dans l'État	61.53206	3.703472	0.000	54.25441 68.80972
Pourcentage de Noirs dans l'État	-58.58296	14.96424	0.000	-87.98903 -29.1769
Pourcentage des résidents possédant un « High School Diploma »	-22.51177	5.67743	0.000	-33.66843 -11.35511
R ² intra-État	0.8214			
R ² inter-État	0.4107			
R ² global	0.4283			
Constante	56.1095	7.5908	0.000	41.232 - 70.987

Calculs de l'auteur

Annexe H : Impact des législations restrictives des États sur le ratio d'avortement par cent naissances chez les adolescentes de 15-19 ans, avec variables de contrôle, 1990-2001 --- Test d'hétéroscédasticité

Nombre d'observations : 515
 Nombre de groupes : 43
 Observations par groupes : min = 11
 Avg : 12.0
 Max : 12

	Coefficient	Erreur standard	P > z	Intervalle de confiance 95 %
Législations étatiques restrictives				
Restrictions au financement des avortements par Medicaid	-37.59009	17.76278	0.035	-72.49555 -2.684634
Interdiction d'utiliser la procédure de D&X lors de l'avortement	33.73292	11.57054	0.004	10.99577 56.47008
Notification parentale obligatoire pour les mineures	-11.06023	13.28079	0.405	-37.15817 15.03771
Délais obligatoire d'au moins 24 heures avant la procédure	61.36223	12.85134	0.000	36.10818 86.61627
Nombres de cliniques d'avortement par 100 000 femmes				
	9.009888	0.673	0.000	7.687383 10.33239
Variables socio-économiques				
Revenu personnel moyen (en milliers de dollars constants)	-26.0537	1.554401	0.000	-29.10824 -22.99917
Pourcentage d'Hispaniques dans l'État	7.043888	1.088476	0.000	4.904935 9.182842
Pourcentage de Noirs dans l'État	52.76615	4.398093	0.000	44.1235 61.4088
Pourcentage des résidents possédant un « High School Diploma »	-49.37676	1.668636	0.000	-52.65578 -46.09775
R² intra-État				
R ² inter-État	0.9381			
R ² global	0.8204			
Constante	0.7929			
	4488.94	128.0913	0.000	4237.229 4740.651

Calculs de l'auteur

Annexe I: Impact des législations restrictives des États sur le pourcentage des avortements pratiqués à plus de huit semaines, avec variables de contrôle, 1990-2001 --- Test d'hétéroscédasticité

Nombre d'observations : 479
 Nombre de groupes : 40
 Observations par groupes : min = 11
 Avg : 12.0
 Max : 12

	Coefficient	Erreur standard	P > z	Intervalle de confiance 95 %
Législations étatiques restrictives				
Restrictions au financement des avortements par Medicaid	-205.3812	7.010909	0.000	-219.1611 -191.6013
Interdiction d'utiliser la procédure de D&X lors de l'avortement	216.3418	4.81517	0.000	206.8776 225.806
Notification parentale obligatoire pour les mineures	-59.79144	5.333313	0.000	-70.27404 -49.30883
Délais obligatoire d'au moins 24 heures avant la procédure	7.235723	5.215153	0.166	-3.014639 17.48609
Nombres de cliniques d'avortement par 100 000 femmes				
	16.55908	0.2679882	0.000	16.03235 17.08581
Variables socio-économiques				
Revenu personnel moyen (en milliers de dollars constants)	-55.56885	.6510716	0.000	-56.84853 -54.28918
Pourcentage d'Hispaniques dans l'État	4.727808	.4300373	0.000	3.882572 5.573045
Pourcentage de Noirs dans l'État	-.1764164	1.746017	0.920	-3.608206 3.255373
Pourcentage des résidents possédant un « High School Diploma »	28.00612	0.6861647	0.000	26.65747 29.35478
R² intra-État				
R ² inter-État	0.9850			
R ² global	0.9827			
Constante	0.9768			
	68.5619	9.8875	0.000	49.1826 - 87.9411

Calculs de l'auteur

Annexe J : Impact des législations restrictives des États sur le pourcentage des avortements pratiqués à plus de douze semaines, avec variables de contrôle, 1990-2001 --- Test d'hétéroscédasticité

Nombre d'observations : 479
 Nombre de groupes : 40
 Observations par groupes : min = 11
 Avg : 12.0
 Max : 12

	Coefficient	Erreur standard	P > z	Intervalle de confiance 95 %
Législations étatiques restrictives				
Restrictions au financement des avortements;par Medicaid	-20.62335	2.305008	0.000	-25.15384 -16.09287
Interdiction d'utiliser la procédure de D&X lors de l'avortement	64.89581	1.583105	0.000	61.78423 68.0074
Notification parentale obligatoire pour les mineures	1.60764	1.753457	0.360	-1.838773 5.054053
Délais obligatoire d'au moins 24 heures avant la procédure	27.07217	1.714609	0.000	23.70211 30.44223
Nombres de cliniques d'avortement par 100 000 femmes				
	4.615422	0.0881077	0.000	4.442247 4.788598
Variables socio-économiques				
Revenu personnel moyen (en milliers de dollars constants)	-2.294565	.2140557	0.000	-2.715291 -1.873839
Pourcentage d'Hispaniques dans l'État	0.3460151	0.1413853	0.015	0.0681229 .6239073
Pourcentage de Noirs dans l'État	23.9964	0.5740458	0.000	22.86812 25.12469
Pourcentage des résidents possédant un « High School Diploma »	7.217226	.2255934	0.000	6.773823 7.660629
R ² intra-État	0.9574			
R ² inter-État	0.9747			
R ² global	0.9737			
Constante	-401.9578	17.14364	0.000	-435.6536 -368.2621

Calculs de l'auteur

Bibliographie

- Althaus, Frances A. et Stanley K. Henshaw. 1994. « The Effect of Mandatory Delay Laws on Abortion Patients and Providers ». *Family Planning Perspectives* 26 (septembre-octobre): 228-231.
- Anderson, Barbara A., Kalev Katus, Allan Puur et Brian D. Silver. 1994. «The Validity of Survey Responses on Abortion: Evidence from Estonia ». *Demography* 31 (février): 115-132.
- Bhargava, A, L. Franzini et W. Narendranathan. 1982. « Serial correlation and the fixed effects model ». *Review of Economic Studies* 49 (octobre): 533-549.
- Bankole, Akinrinola, Susheela Singh et Taylor Haas. 1998. « Reasons Why Women Have Induced Abortions: Evidence from 27 Countries ». *International Family Planning Perspectives* 24 (septembre): 117-127 + 152.
- Bankole, Akinrinola, Susheela Singh et Taylor Haas. 1999. « Characteristics of Women Who Obtain Induced Abortion: A Worldwide Review ». *International Family Planning Perspectives* 25 (juin): 68-77.
- Becker, Gary S. 1965. « A Theory of the Allocation of Time ». *Economic Journal* 75 (septembre): 493-517.
- Becker, Gary S et H. Gregg Lewis. 1973. « On the Interaction between the Quantity and Quality of Children ». *The Journal of Political Economy* 81 (mars-avril) :s279-s288.
- Benshoof, J. 1993. « Planned Parenthood v. Casey: the Impact of the New Induce Burden Standard on Reproductive Health Care ». *Journal of the American Medical Association* 269 (5 mai): 2249-2257.
- Benson Gold, Rachel et Daniel Daley. 1991. « Public Funding of Contraceptive, Sterilization and Abortion Services, Fiscal Year 1990 ». *Family Planning Perspectives* 23 (septembre-octobre): 204-211
- Bettarini, Silvana Salvini et Silvana Schifini D'Andreas. 1996. « Induced Abortion in Italy : Levels, Trends and Characteristics ». *Family Planning Perspectives* 28 (novembre-décembre): 267-271 + 277.
- Beutler, LC, MT Brown, L Crothers, K Brooker et MK Seabrook. 1996. « The Dilemma of Factitious Demographics Distinctions in Psychosocial Research ». *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 64 (octobre): 892-902.
- Bitler, Marianne et Madeline Zavodny. 2002. « Did Abortion Legalization Reduce the Number of Unwanted Children? Evidence from Adoptions ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 34 (janvier-février): 25-33.
- Bitler, Marianne et Madeline Zavodny. 2001. « The effect of abortion restrictions on the timing of abortions». *Journal of Health Economics* 20 (novembre): 1011-1032.
- Blank, Rebecca M., Christine C. George et Rebecca London. 1996. « State Abortion Rates: The Impact of Policies, Providers, Politics, Demographics, and Economic Environment ». *Journal of Health Economics* 15 (octobre): 513-553.

- Blum, Robert W., Micheal D. Resnick et Trisha Stark. 1987. «The Impact of a Parental Notification Law on Adolescent Abortion Decision-making ». *American Journal of Public Health* 77 (mai): 619-620.
- Bonngaarts, John. 1978. «A Framework for Analysing the Proximate Determinants for Fertility» *Population and Development Review* 4 (mars): 105-132.
- Casper, Lynne M. 1990. « Does Family Interaction Prevent Adolescent Pregnancy? ». *Family Planning Perspective* 22 (mai-juin): 109-114.
- Cartoff, V et L. Klerman. 1986. « Parental Consent for Abortion : Impact for the Massachusetts Law ». *American Journal of Public Health* 76 (avril): 397-400.
- Chrissman et al. 1980. « Effects of Restricting Federal Funds for Abortion – Texas ». *Morbidity and Mortality Weekly Report* 29: 253-254.
- Coelen, Stephen P. et Robert J. McIntyre. 1978. « An Econometric Analysis of Pronatalist and Abortion Policies ». *Journal of Political Economy* 86 (décembre): 1077-1101.
- Council on Scientific Affairs. American Medical Association. 1992. « Induced termination of pregnancy before and after Roe v Wade ». *Journal of the American Medical Association* 268 (9 décembre): 3231-3239.
- Cook, Philip J., Allan M. Parnell, Micheal Moore et Deanna Pagnini. 1998. « The effects of short-term variation in abortion on pregnancy outcomes ». *Journal of Health Economics* 18 (avril): 241-257.
- Cooksey, Elizabeth C. 1990. « Factors in the resolution of adolescent premarital pregnancies ». *Demography* 27 (mai): 207-218.
- Critchlow, Donald T. 1996. *The politics of abortion and birth control in historical perspective*. University Park: Pennsylvania State University Press.
- Deyak, Timothy A et V. Kerry Smith. 1976. « The Economic Value of Statute Reform: The Case of Liberalized Abortion ». *Journal of Political Economy* 84 (février): 83-99.
- Dietz, Patricia M., Melissa M. Adams, Alison M. Spitz, Leo Morris et Christopher H. Johnson. 1999. « Live Births Resulting From Unintended Pregnancies: Is There Variation Among States? ». *Family Planning Perspectives* 31 (mai-juin): 132-136.
- Dobie, Sharon A., Gary Hart, Ann Glusker, David Madigan, Eric H. Larson et Roger A. Rosenblatt. 1999. «Abortion Services in Rural Washington State, 1983-1984 to 1993-1994: Availability and Outcomes ». *Family Planning Perspectives* 31 (septembre-octobre): 241-245.
- Durkheim, Émile. 1978 (1930). *De la division du travail social*. Paris : Presses Universitaires de France.
- Ellertson, C. 1997. « Mandatory Parental Involvement in Minor's Abortion : Effects on the laws in Minnesota, Missouri and Indiana ». *American Journal of Public Health* 87 (août): 1367-1375.
- Finer, Laurence B. et Stanley K. Henshaw. 2003. « Abortion Incidence and Services in the United States in 2000 ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 35 (janvier-février): 6-15.

- Foreit, Kaern G. et Dorothy L. Norman. 1992. « A Method for Calculating Rates of Induced Abortion ». *Demography* 29 (février): 127-137.
- Forrest, Jacqueline Darroch et Renee Samara. 1996. « Impact of Publicly Funded Contraceptive Services on Unintended Pregnancies and Implications for Medicaid Expenditures ». *Family Planning Perspectives* 28 (septembre-octobre): 188-195.
- Freeman, Ellen W. et Karl Rickels. 1993. *Early childbearing: perspectives of Black adolescents on pregnancy, abortion, and contraception*. Newbury Park: SAGE publications
- Fu, Haishan, Jacqueline E. Darroch, Stanley K. Henshaw et Elizabeth Kolb. 1998. « Measuring the Extent of Abortion Underreporting in the 1959 National Survey of Family Growth ». *Family Planning Perspectives* 30 (mai-juin): 128-133 + 138.
- Francome, Colin. 2004. *Abortion in the USA and the UK*. Angleterre: Burlington, et VT: Ashgate.
- Fox, GL et Ihazu, JK. 1980. « Patterns and Outcomes of Mother-Daughter Communication About Sexuality ». *Journal of Social Issues* 36 (hiver): 7-29.
- Garbacz, Christopher. 1990. « Abortion Demand ». *Population Research and Policy Review* 9 (mai): 151-160.
- Gohmann, Stephan F. et et Robert L. Ohsfeldt. 1993. « Effects of Price and Availability on Abortion Demand ». *Contemporary Policy Issues* 11(octobre): 42-54.
- Haas-Wilson, Deborah. 1993. «The Economic Impact of State Restrictions on Abortion: Parental Consent and Notification Laws and Medicaid Funding Restrictions ». *Journal of Policy Analysis and Management* 12 (été): 498-511.
- Haas-Wilson, Deborah. 1996. « The Impact of State Abortion Restrictions on Minor's Demand for Abortions ». *Journal of Human Resources* 31 (hiver): 140-158.
- Haas-Wilson, Deborah. 1997. « Women's Reproductive Choices: The Impact of Medicaid Funding Restrictions ». *Family Planning Perspectives* 29 (septembre-octobre): 228-233.
- Henshaw, Stanley K. 1987. « Characteristics of U.S. Women Having Abortions, 1982-1983 ». *Family Planning Perspectives* 19 (janvier-février): 5-9.
- Henshaw, Stanley K. 1991. « The Accessibility of Abortion Services in the United States ». *Family Planning Perspectives* 23 (novembre-décembre): 246-252 + 263.
- Henshaw, Stanley K. 1995a. « The Impact of Requirements for Parental Consent on Minors' Abortions in Mississippi ». *Family Planning Perspectives* 27 (mai-juin): 120-122.
- Henshaw, Stanley K. 1995b. « Factors Hindering Access to Abortion Services ». *Family Planning Perspectives* 27 (mars-avril): 54-59 + 87.
- Henshaw, Stanley K. 1997. « Teenage Abortion and Pregnancy Statistics by State, 1992 ». *Family Planning Perspectives* 29 (mai-juin): 115-122.
- Henshaw, Stanley K. 1998a. « Abortion Incidence and Services in the United States, 1995-1996 ». *Family Planning Perspectives* 30 (novembre-décembre): 263-270 + 287.
- Henshaw, Stanley K. 1998b. « Unintended Pregnancy in the United States ». *Family Planning Perspectives* 30 (janvier-février): 24-29 + 46.

- Henshaw, Stanley et Lynn S. Wallish. 1984. « The Medicaid Cutoff and Abortion Services to the Poor ». *Family Planning Perspectives* 16 (juillet-août): 170-172 + 177-180.
- Henshaw, Stanley K. et Dina J. Feivelson. 2000. « Teenage Abortion and Pregnancy Statistics by State, 1996 ». *Family Planning Perspectives* 32 (novembre-décembre): 272-280.
- Henshaw, Stanley K., Lisa M. Koonin et Jack C. Smith. 1991. « Characteristics of U.S. Women Having Abortions, 1987 ». *Family Planning Perspectives* 23 (mars-avril): 75-81.
- Henshaw, Stanley K. et Kathryn Kost. 1992. « Parental Involvement in Minors' Abortion Decisions ». *Family Planning Perspectives* 24 (septembre-octobre): 196-207 + 213.
- Henshaw, Stanley K. et Kathryn Kost. 1996. « Abortion Patients in 1994-1995: Characteristics and Contraceptive Use ». *Family Planning Perspectives* 28 (juillet-août): 140-147 + 158.
- Henshaw, Stanley K. et Laurence B. Finer. 2003. « The Accessibility of Abortion Services in the United States, 2001. ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 35 (janvier-février): 16-24.
- Henshaw, Stanley K. et Kevin O'Reilly. 1983. Characteristics of Abortion Patients in the US, 1979 and 1980. *Family Planning Perspectives* 15 (1): 5-16.
- Henshaw, Stanley K., Susheela Singh et Taylor Haas. 1999. « The Incidence of Abortion Worldwide ». *International Family Planning Perspectives* 25 (janvier): S30-S38.
- Henshaw, Stanley K. et Jennifer Van Vort. 1994. « Abortion services in the United States, 1991 and 1992 ». *Family Planning Perspectives* 26 (mai-juin): 100-106 + 112.
- Hock-Long, Linda, Roberta Herceg-Baron, Amy Cassidy et Paul G. Whittaker. 2003. « Access to Adolescent Reproductive Health Care Services: Financial and Structural Barriers to Care ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 35 (mai-juin): 144-147.
- Hogan Dennis P. et Evelyn M. Kitagwa. 1985. « The Impact of Social and Environmental Factors Influencing Contraceptive Use Among Black Adolescents ». *American Journal of Sociology* 90 (janvier): 825-852.
- Hood, Howard A., Igor I Kavass et Charles O. Galvin. 1991. *Abortion in the United States: a compilation of state legislation*. Buffalo, New York: W.S. Hein.
- Huntington, Dale, Barbara Mensch et Vincent C. Miller. 1996. « Survey Questions for the Measurement of Induced Abortion ». *Studies in Family Planning* 27 (mai-juin): 155-161.
- Hsiao, Cheng. 2003. *The Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jones, Elise F. et Jacqueline Darroch Forrest. 1992. « Underreporting of Abortion in Surveys of U.S. Women: 1976 to 1988 ». *Demography* 29 (février): 113-126.
- Jones, Rachel K., Jacqueline E. Darroch et Stanley K. Henshaw. 2002. « Patterns in the Socioeconomic Characteristics of Women Obtaining Abortions in 2000-2001 ». *Perspectives on Sexual and Reproductive Health* 34 (septembre-octobre): 226-235.
- Joyce, Theodore. 1987. « The Impact of Induced Abortion on Black and White Birth Outcomes in the United States ». *Demography* 24 (mai): 229-244.

- Joyce, Theodore. 1988. « The Social and Economic Correlates of Pregnancy Resolution Among Adolescents in New York City, by Race and Ethnicity ». *American Journal of Public Health* 78 (): 626-631.
- Joyce, Theodore et Robert Kaesner. 1996a. « The Effect of Expansions in Medicaid Income Eligibility on Abortion ». *Demography* 33 (mai): 181-192.
- Joyce, Theodore et Robert Kaesner. 1996b. « State Reproductive Policies and Adolescent Pregnancy Resolution: the Case of Parental Involvement Laws ». *Journal of Health Economics* 15 (octobre): 555-578.
- Joyce, Theodore et Robert Kaesner. 2000. « The Impact of Mississippi's Delay Law on the Timing of Abortion ». *Family Planning Perspectives* 32 (janvier-février): 4-13.
- Joyce, Theodore, Robert Kaesner et Florence Kwan. 1998. « Is Medicaid Pronatalist? The Effect of Eligibility Expansions on Abortions and Births ». *Family Planning Perspectives* 30 (mai-juin): 108-113 + 127.
- Kane, Thomas J et Douglas Staiger. 1996. « Teen motherhood and abortion access ». *Quarterly Journal of Economics* 111 (mai): 467-506.
- Kaplan, Celia, Pamela I. Erickson, Susan L. Stewart et Lori A. Crane. 2001. « Young Latinas and Abortion: the Role of Cultural Factors, Reproductive Behaviour and Alternative Roles to Motherhood ». *Health Care for Women International* 22 (octobre): 667-689.
- Kenney, Asta M., Jacqueline Darroch Forrest et Aida Torres. 1982. « Storm Over Washington: The Parental Notification Proposal ». *Family Planning Perspectives* 14 (juillet-août): 185-197.
- Kero, A., U. Högberg et A. Lalos. 2004. « Wellbeing and mental growth – long term effects of legal abortion ». *Social Science & Medicine* 58 (juin): 2559-2569.
- King, Randali H., Stevens C. Myers et Denis M. Byrne. 1992. « The Demand for Abortion by Unmarried Teenagers ». *American Journal of Economics and Sociology* 51 (avril): 223-236.
- Klitsch, M. 1990. Hispanic Fertility Rate 40 Percent Higher Than Rate of Non-Hispanics. *Family Planning Perspectives* 22 (mai-juin): 136-137.
- Laibson, David. 1998. Life-cycle consumption and hyperbolic discount functions. *European Economic Review* 42 (31 mai): 861-871.
- Lee, Won Chan. 2001. *Essays in Health Economics*. Thèse de doctorat. Département d'économie. City University of New York.
- Leibowitz, Arleen, Marvin Eisen et Winston Chow. 1986. An Economic Model of Teenage Pregnancy Decision-Making. *Demography* 23 (janvier): 67-77.
- Levine, Philip B. 2003. « Parental involvement laws and fertility behaviour ». *Journal of Health Economics* 22 (septembre): 861-878.
- Levine, Phillip B., Amy B. Trainor et David J. Zimmerman. 1996. « The Effect of Medicaid abortion funding restrictions on abortion, pregnancies and births ». *Journal of Health Economics* 15 (octobre): 555-578.

- Lichter, Daniel T., Diane K. McLaughlin et David C. Ribar. 1998. « State Abortion Policy, Geographic Access to Abortion Providers and Changing Family Formation ». *Family Planning Perspectives* 30 (novembre-décembre): 281-287.
- Lonnie K. Stevans, Charles A. Register et David N. Sessions 1992. «The Abortion Decision : A Qualitative Choice Approach». *Social Indicators Research* 27 (décembre): 327-344.
- Lowi, Theodore J. 1965. *Legislative Polics U.S.A.: readings selected and edited by Theodore J. Lowi*. Toronto: Little Brown.
- Lundberg, Shelly et Robert Plotnick. 1990. «Effects of State Welfare, Abortion and Family Planning Policies on Premarital Chilbearing among White Adolescents». *Family Planning Perspectives* 22 (novembre-décembre): 246-251+275
- MacKay, H. Trent et Andrea Phillips MacKay. 1995. « Abortion Training in Obstetrics and Genecology Residency Programs in the United States, 1991-1992 ». *Family Planning Perspectives* 27 (mai-juin): 112-115.
- Matthews, Stephen, David Ribar et Mark Wilhelm. 1997. « The Effects of Economic Conditions and Access to Reproductive Health Services on State Abortion Rates and Birthrates ». *Family Planning Perspectives* 29 (mars-avril): 52-60.
- Medoff, Marshall H. 2000. « Black Abortion Demand ». *The Review of Black Political Economy* (été): 29-37.
- Medoff, Marshall H. 1988. « An Economic Analysis of the Demand for Abortion ». *Economic Inquiry* 26 (avril): 353-359.
- Meier, Kenneth J, et Deborah Mcfarlane. 1994. « State Family Planning and Abortion Expenditures: Their Effects on Public Health ». *American Journal of Public Health* 84 (septembre): 1468-1472.
- Meier, Kenneth J, Donald P. Haider-Markel, Anthony J. Stanislawski et Deborah Mcfarlane. 1996. « The Impact of State-Level Restrictions on Abortion ». *Demography* 33 (août): 307-312.
- Menard, S. 1991. *Longitudinal Research*. SAGE University paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences. Newbury Park, CA: Sage.
- Micheal, RT. 1973. « Education and the derived demand for children ». *Journal of Political Economy* 81(mars-avril): s128-164.
- National Abortion Federation. 2005. « Public Funding for Abortion; Medicaid and the Hyde Amendment ». Washington, National Abortion Federation.
- Ohsfeld, Richard et Steven Gohmann. 1994. « Do Parental Involvement Laws Reduce Adolescent Abortion Rates ». *Contemporary Economic Policy* 12: 65-76.
- Ouellette, Estelle. 2005. *Guide d'économétrie appliquée pour Stata*. Montréal : Université de Montréal.
- Palmer, Louis J. 2002. *Encyclopedia of abortion in the United States*. Jefferson, N.C: McFarland.
- Pieró, Rosana, Concha Colomer, Carlos Alvarez-Dardet et John R. Ashton. 2001. « Does the liberalisation of abortion laws increase the number of abortions? The case study of Spain ». *European Journal of Public Health* 11: 190-194.

- Plutzer, Eric et Barbara Ryan. 1987. «Notifying Husbands About An Abortion : An Empirical Look at Constitutional and Policy Dilemmas». *Sociology and Social Research* 71 (avril): 183-189.
- Powell-Griner, Eve et Katherine Trent. 1987. « Sociodemographics Determinants of Abortion in the United States ». *Demography* 24 (novembre): 553-561.
- Randall H. King, Stevens C. Meyers et Dennis M. Byrne. 1992. The Demand for Abortion by Unmarried Teenagers; Economic Factors, Age, Ethnicity and religiosity Matter. *The American Journal of Economics and Sociology* 51 (avril): 223-236.
- Rahman, Anika, Laura Katzive et Stanley K. Henshaw. 1998. « A Global Review of Laws on Induced Abortion, 1985-1997 ». *International Family Planning Perspectives* 24 (juin): 56-64.
- Reddy, Diane M., Raymond Flemming et Carolyne Swain. 2002. « Effect of Mandatory Parental Notification on Adolescent's Use of Sexual Health Services ». *Journal of the American Medical Association* 288 (14 août): 710-714.
- Remez, L. 1990. « Adolescents' Attitudes Toward Premarital Sex Affect Religious Activity». *Family Planning Perspectives* 22 (janvier-février) : 41-42.
- Rodman, Hyman. 1991. « Should Parental Involvement Be Required for Minors' Abortion? ». *Family Relations* 40 (avril): 155-160.
- Rogers, James L., Robert F Boruch, George B Storms et Dorothy DeMoya. 1991. «Impact of the Minnesota Parental Notification Law on Abortion and Births». *American Journal of Public Health* 81 (mars): 294-298.
- Rosenfield, Allan. 1994. « The difficult issue of second-trimester abortion ». *New England Journal of Medicine* 331 (4 août): 324-325.
- Ryan, Barbara et Eric Plutzer. 1989. « When Married Women Have Abortions: Spousal Notification and Marital Interaction ». *Journal of Marriage and the Family* 51 (février): 41-50.
- Schuman, Howard, Stanley Presser et Jacob Ludwig. 1981. « Context Effects on Survey Responses to Questions About Abortion ». *The Public Opinion Quarterly* 45 (été): 216-223.
- Scott, Mark S. 1996. « Quickening in the Common Law: The Legal Precedent Roe Attempted and Failed to Use», *Michigan Law & Policy Review* 199 (janvier): en ligne <http://www.vanderbilt.edu/SFL/quickening.htm>
- Singh, Susheela. 1986. « Adolescent Pregnancy in the United States: An Interstate Analysis ». *Family Planning Perspectives* 18 (septembre-octobre): 210-220.
- Singh, Susheela, Jacqueline E. Darroch et Jennifer Frost. 2001. « Socioeconomic Disadvantage and Adolescent Women's Sexual and Reproductive Behavior: The Case of Five Developed Countries ». *Family Planning Perspectives* 33 (novembre-décembre): 251-258 + 289.
- Sollom, Terry, Rachel Benson Gold et Rebekah Saul. 1996. « Public Funding for Contraceptive, Sterilization and Abortion Services, 1994 ». *Family Planning Perspectives* 28 (juillet-août): 166-173.
- Steinauer, Jody E., Teresa DePineres, Anne M. Robert, John Westfall et Philip Darney. 1997. « Training Family Practice Resident in Abortion and Other Reproductive Health Care: A Nationwide Survey» *Family Planning Perspectives* 29 (septembre-octobre): 222-227.

- Stevens, LK, CA. Register et DN Sessions. 1992. « The abortion decision: A qualitative choice approach ». *Social Indicators Research* 27 (décembre): 327-344.
- Tatalovich, Raymond. 1997. *The politics of abortion in the United States and Canada: a comparative study*. New York: M.E. Sharpe.
- Tatalovich, Raymond et Byron W. Daynes Dir. 1988. *Social Regulatory Policy*. Colorado: Boulder.
- Tietze, Christopher et John Boongaarts. 1975. « Fertility Rates and Abortion Rates: Simulations of Family Limitation ». *Studies in Family Planning* 5 (mai): 114-120.
- Tietze, Christopher et John Boongaarts. 1976. « The Demographic Effect of Induced Abortion ». *Obstetrical and Gynecological Survey* 31 (10): 699-709.
- Torres, A. Forrest. 1980. «Telling Parent: Clinic Policies and Adolescents' Use of Family Planning and Abortion Services». *Family Planning Perspectives* 12: 284-292.
- Trent, Katherine et Eve Powell-Griner. 1991. « Differences in Race, Marital Status, and Education among Women Obtaining Abortions ». *Social Forces* 69 (juin): 1121-1141.
- Trussell, James, Jane Menken, Barbara L Lindheim et Barbara Vaughan. 1980. « The Impact of Restricting Medicaid Financing for Abortion ». *Family Planning Perspectives* 12 (mai-juin): 120-130.
- Udry, J. Richard, Monica Gaughan, Pamela J. Schwingl et Bea J. Van Den Berg. 1996. « A Medical Record Linkage Analysis of Abortion Underreporting ». *Family Planning Perspectives* 28 (septembre-octobre): 228-231.
- Willis, Robert J. 1973. « A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behaviour » *Journal of Political Economy* (mars/avril): s14-64.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- Zuravin, Susan J. 1991. « Unplanned Childbearing and Family Size: Their Relationship to Child Neglect and Abuse ». *Family Planning Perspectives* 23 (juillet-août): 155-163.