

Situation de couple et de revenus des mères de jeunes enfants en Martinique et à La Réunion. Les allocations sociales peuvent-elles être créatrices de « pères clandestins »¹ ?

BRETON Didier*
MARIE Claude-Valentin**

Introduction

Contexte

La précocité des maternités et la forte proportion des familles monoparentales sont les deux traits les plus marquants et spécifiques des comportements reproductifs des départements d'outre-mer et notamment de La Réunion et la Martinique, les deux départements retenus pour cette communication (Marie *et al.*, 2011 ; Breton, Temporal, 2010). Le propos de notre réflexion est au cœur de ces deux dimensions, mais pour des raisons différentes pour l'un et l'autre des départements, comme nous allons le voir.

Ces deux phénomènes, et notamment la monoparentalité aux Antilles, ont été abondamment documentés en empruntant à un large éventail de disciplines (l'ethnographie, la sociologie, l'histoire et aussi l'économie), chacune proposant son modèle d'analyse. Aux Antilles, il a souvent été fait référence à un modèle caribéen caractérisé par une forte matrifocalité avec une place centrale tenue par les mères (que traduit l'image du « poto-mitant ») et éventuellement la grand-mère, dans le cadre parfois d'un pluri partenariat/multipartenariat (Black, 1995, Clarke, 1999).

Récemment, s'appuyant sur les données de l'enquête « Genre et violences personnelles »², Nadine Lefaucheur et Elisabeth Brown ont mis à l'épreuve ce modèle antillais à la Martinique. Dans leur conclusion, elles soulignent la complexification de la lecture qui en est faite aujourd'hui, dans un contexte nouveau,

¹ La formulation de « pères clandestins » tient son origine d'un bilan avec les enquêteurs réunionnais de l'enquête « Migrations Famille, Vieillesse », qui nous ont rapporté l'existence de nombreux cas où le père n'est pas déclaré par la personne enquêtée de peur de ne plus percevoir la prestation familiale, alors que celui-ci existait bien, était connu des enfants et, parfois même, appartenait au ménage. Il serait ainsi – du fait de cette sous-déclaration – cantonné à un statut de « père clandestin ».

² Cette enquête a été conduite en Martinique en 2008

* Université de Strasbourg – SAGE (UMR 7363) / Chercheur associé à l'Unité « Fécondité – Famille – Sexualité »/Ined.

** Ined.

caractérisé par tout à la fois : un déficit structurel de l'offre d'emploi, des mouvements migratoires importants, un régime économique dorénavant centré sur la consommation, mais aussi l'amélioration de la scolarisation des jeunes femmes, l'émergence d'une classe moyenne, souvent fonctionnaire, et, plus récemment encore, par la crise de l'« État providence » (Lefaucheur, Brown, 2011 ; Charbit, 1987 ; Festy, Hamon, 1983 ; Charbit, Leridon, 1980).

Cette interrogation visant la Martinique vaut aussi pour La Réunion autre terre d'esclavage, mais d'histoire pourtant très différente. Les pratiques reproductives et familiales y sont en effet toutes autres, dessinant un modèle se posant dans un entre-deux entre la situation métropolitaine et celle des Antilles. Les écarts au modèle métropolitain tenant moins, dans le cas réunionnais, aux différences de structures et de dynamiques familiales qu'à l'intensité et au calendrier de la fécondité (Breton D., 2011).

Ce bref rappel pour souligner que les contrastes dans les comportements familiaux entre ces deux territoires insulaires valent autant qu'entre ces territoires et la métropole. Cela n'a pas empêché les mesures et prestations familiales d'y être appliquées selon les mêmes schémas et règles qu'en métropole. C'est ce constat qui est à l'origine de notre interrogation sur les impacts de la politique d'aides aux mères seules et/ou sans activité, dans des territoires aux réalités si spécifiques.

Deux mesures retiennent particulièrement notre attention : l'Allocation de soutien familial (ASF) et, plus encore, l'Allocation parent isolée (API) mise en place dans les DOM en 1978, deux ans après la métropole (Annexe 1) et désormais fondue dans le Revenu de solidarité active. Sans limites d'âge, contrairement à d'autres prestations sociales comme le RMI/RSA (après 25 ans), elles pallient l'absence de revenu d'une mère ou d'un père vivant seul(e) et ne travaillant pas (ou peu). Elles visent à garantir des conditions de vie décentes à ces familles monoparentales, notamment après une séparation.

Ce type de prestation touche trois dimensions de la vie des familles : la parentalité, la conjugalité et l'activité. Trois dimensions qui, en Martinique et à La Réunion, recouvrent des réalités culturelles, économiques et historiques différentes de la métropole, entraînant à l'évidence une perception autant qu'un usage de ces prestations qui ne peuvent, eux-mêmes, qu'y être différents. Notre hypothèse est que dans certaines situations, *ces allocations sont d'abord perçues et utilisées comme un moyen de survie. Leur existence se situerait alors en amont du processus de maternité et non plus en aval.*

Le sujet n'est pas ici de porter un jugement de valeur sur le comportement évoqué, ni de juger ou discuter la pertinence de ces prestations. Notre objectif est double. Il s'agit tout d'abord de déterminer les facteurs augmentant la probabilité d'être éligible à l'API et d'autre part, à partir de quelques indicateurs de montrer que l'existence de ces allocations génère certains comportements de la part des mères de jeunes enfants, à la fois du point de vue des déclarations de leur situation de couple que de l'agrandissement des familles. En cela notre démarche est intermédiaire entre des études montrant une relation entre l'existence d'allocations et les comportements de certaines femmes, comme tentent de le faire d'autres auteurs (Gautier, 1992 ; Afsa, 1999 ; Curraize Périvier, 2009) et celle, s'appuyant sur des données administratives, qui visent à dresser le profil des femmes bénéficiaires (Dress, 2009 ; Tomasini, 2008).

Source de données et population retenue

Dans cette communication nous mobilisons les données de l'enquête Migrations, Famille, Vieillesse conduite simultanément dans les quatre départements d'outre-mer entre la fin de l'année

2009 et le début de 2010 (Marie, C-V, 2012). L'enquête MFV est une enquête réalisée en population générale, son ambition dépasse l'étude des dynamiques familiales à proprement dit. Différents modules de l'enquête renseignent les dimensions nécessaires à la détermination de la population éligible à l'API : les revenus des individus et des ménages, leur situation de couple, le fait d'être ou non enceinte et le à nombre et l'âge des enfants cohabitants. L'API et l'ASF étaient mentionnées comme sources possibles de revenu, toutefois les premiers traitements opérés ont révélé une forte sous déclaration de la perception de ces prestations d'où la nécessité d'estimer de manière indirecte la population éligible.

La population retenue est celle des femmes, enceintes ou mères d'au moins un enfant âgé de 4 ans ou moins. Elle comprend 231 personnes en Martinique et 353 à La Réunion. Les résultats présentés dans cette communication sont pondérés. Nous utiliserons dans cette communication l'expression de *mères de jeunes enfants* pour définir cette population.

Méthode

Cette communication se décompose en trois parties. Il s'agit dans un premier temps d'étudier la répartition de la population des femmes retenues selon les trois variables d'intérêt : la situation de couple et le revenu du ménage, vis-à-vis du seuil d'éligibilité à l'API. Dans un deuxième temps, nous jugerons de l'effet de certaines variables (âge, rang du dernier enfant, niveau d'éducation et situation d'activité) sur la probabilité d'être ou non éligible à l'API, d'abord à partir de statistiques descriptives et ensuite à partir de trois modèles logistiques « imbriqués ». Dans une dernière partie nous tenterons, à partir de deux traitements spécifiques de mettre en évidence l'existence de « pères clandestins »

La situation de couple, d'activité et de revenu des mères de jeunes enfants

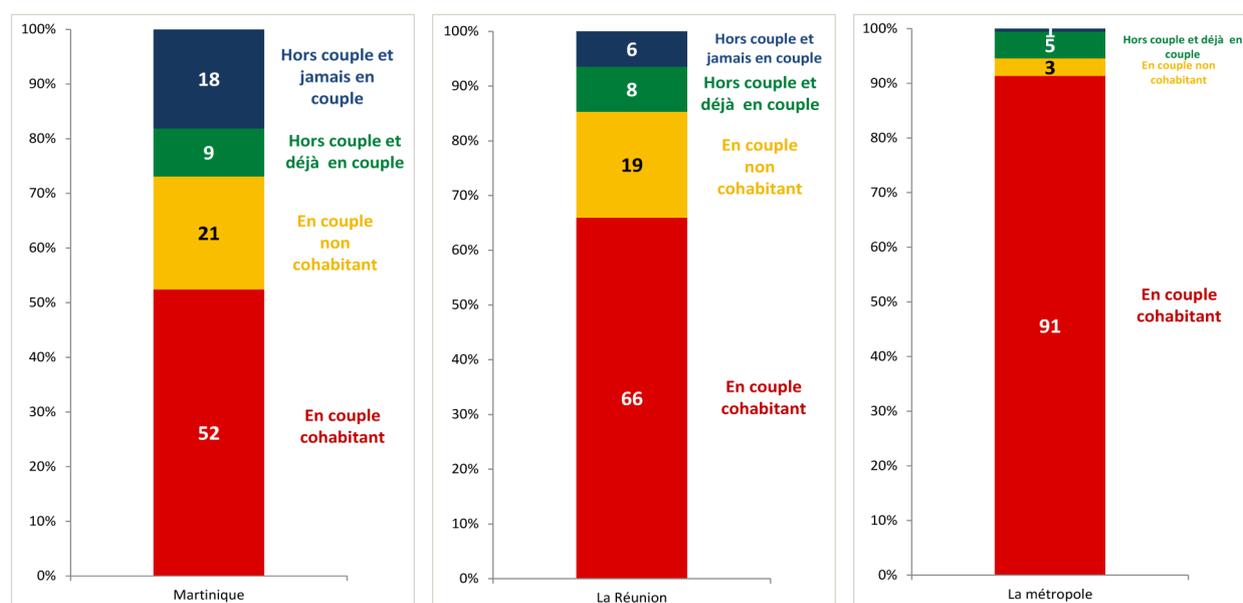
La situation de couple histoire d'union

Pour rendre compte de la diversité des formes de conjugalité de l'ensemble des mères élevant de jeunes enfants en Martinique, à La Réunion et en Métropole, nous distinguons quatre situations différentes : 1) être en couple cohabitant ; 2) être en couple non cohabitant ; 3) ne pas vivre en couple, mais avoir déjà vécu en couple et 4) ne pas vivre en couple sans jamais avoir vécu en couple (figure 1).

Les formes de conjugalité de mères de jeunes enfants diffèrent de l'un à l'autre des territoires étudiés. Si, en Métropole, la très grande majorité d'entre elles vivent en couple cohabitant (plus de 90 %), elles ne sont plus que 2 sur 3 dans ce cas à La Réunion (66 %) et à peine plus de 1 sur 2 en Martinique (52 %). En Martinique, près d'une mère de jeune enfant sur cinq déclare ne pas vivre en couple et ne jamais avoir vécu en couple. Cette situation est presque inexistante en métropole (1 %) et rare à La Réunion (6 %).

Les femmes vivant en couple non cohabitant sont proches de 20 % dans les deux départements d'outre-mer contre moins de 5 % en métropole. Cette différence importante reflète en partie un effet de construction. Nous considérons comme vivant en couple non cohabitant à la fois les personnes qui se sont déclarées dans une telle situation et celles qui ont déclaré ne pas vivre en couple, mais entretenir une relation amoureuse et intime avec au moins une personne³. La définition dans l'enquête métropolitaine (enquête ERFI – 2005) était proche, mais était en plus assortie d'une notion de stabilité.

Figure 1. Situation et histoire d'union des mères de jeunes enfants
La Réunion, Martinique (2009-2010), Métropole (2005)



Source : Martinique, La Réunion : MVF, Ined 2009-10 – Métropole : ERFI, Insee/Ined – 2005

Situations et histoires d'union et d'activité

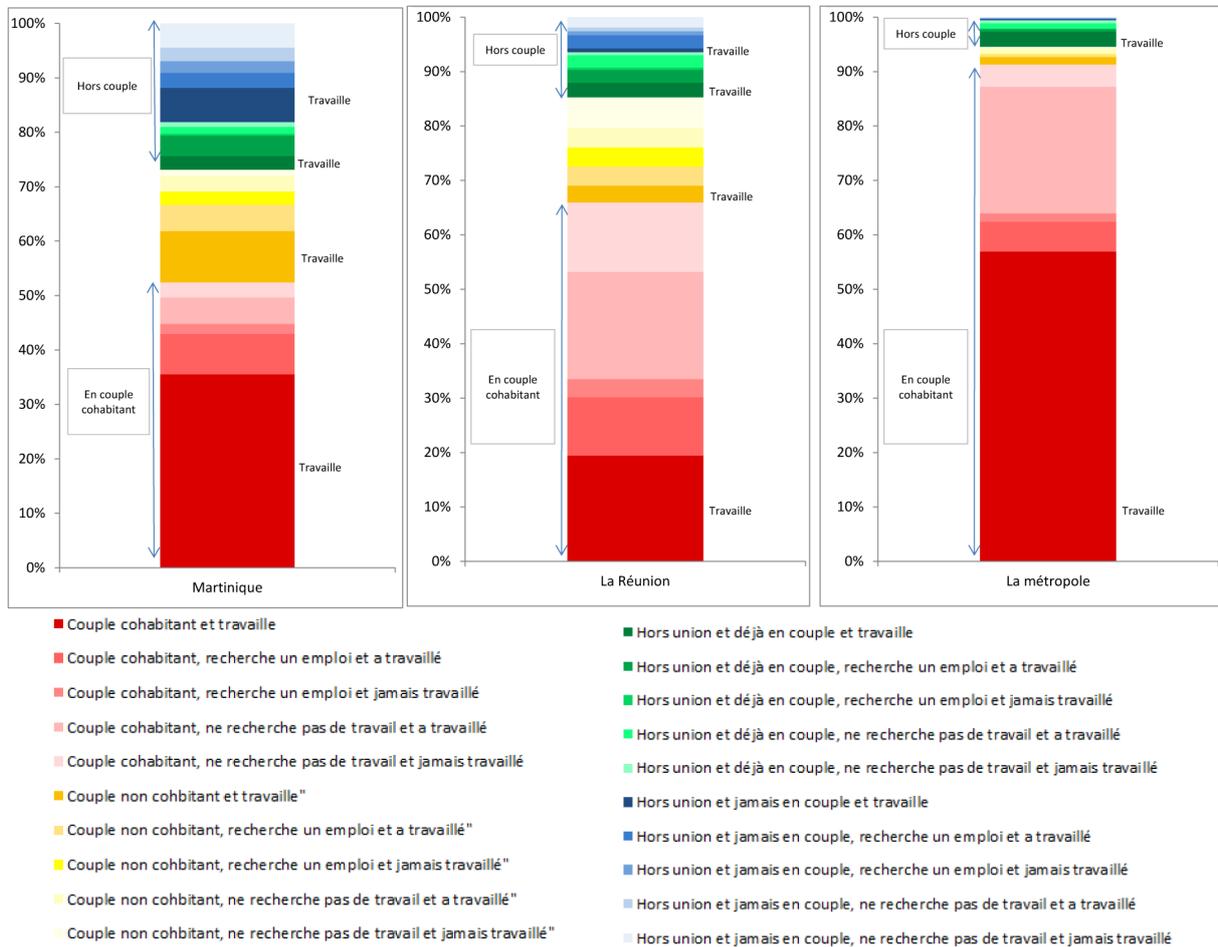
Avant d'analyser le revenu des mères de jeunes enfants, nous croisons leur situation et l'histoire d'activité des femmes, décomposées en cinq catégories : 1) exercer une activité, 2) rechercher un emploi en ayant déjà travaillé, 3) recherche un emploi, mais ne jamais avoir travaillé, 4) ne pas rechercher un emploi, mais avoir déjà travaillé, 5) ne pas rechercher d'emploi et ne jamais avoir travaillé – avec la situation de couple et histoire d'unions des femmes, divisées en quatre catégories décrites précédemment (figure 2). La combinaison de deux situations est indiquée par un code, les femmes de la catégorie 15 seront par exemple celles vivant en couple cohabitant et ne cherchant pas d'emploi et n'ayant jamais travaillé⁴.

En Martinique, indépendamment de leur situation conjugale, la très grande majorité des mères de jeunes enfants travaillent ou ont déjà travaillé. Plus de quatre femmes sur dix (42 %) associent vie de

³ Nous avons inclus ces personnes compte tenu de la très forte proportion d'entre elles dont la relation est durable (voir partie III de cette communication).

⁴ Au final, il existe 20 situations possibles à la date de l'enquête.

Figure 2. Situation d'emploi et de couple des mères de jeunes enfants au moment de l'enquête La Réunion, Martinique (2009-2010), Métropole (2005)



Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010 / Métropole : Erfi 2005 (vague 1)

couple cohabitant et activité ou recherchent un emploi en ayant déjà travaillé (cat. 11 et 12) ; elles sont 9 % à travailler et à vivre en couple non cohabitant (cat. 21) ; une proportion légèrement moindre (6 %) déclare également travailler, mais sans n'avoir jamais vécu en couple (cat. 41). Seule une petite minorité d'entre elles (6 %) paraît cumuler une double exclusion (cat. 43 et 45) à la fois du marché du travail (...elles n'ont jamais travaillé...) autant que du marché conjugal (ni jamais vécu en couple).

À La Réunion, le trait dominant des trajectoires de vie des femmes étudiées est le couple cohabitant (66 %), quelle que soit leur situation d'emploi. On les retrouve dans deux groupes principaux : une fois sur trois, elles cumulent une union en couple cohabitant et une activité ou la recherche d'un emploi en ayant déjà travaillé (cat 11 et 12) ; et dans une proportion équivalente (une fois sur trois) elles se déclarent « femmes au foyer » (cat 14 et 15). Quant à celles qui ne vivent pas en couple cohabitant, les unes (11 %) déclarent une union commencée avant la naissance de l'enfant et aucune activité (cat 23, 24 et 25) ; les autres, très minoritaires (5 %), semblent - comme leurs consœurs martiniquaises dans la même situation - « doublement exclues », à la fois du marché du travail et du marché conjugal.

En métropole, les situations de couple non cohabitant, fréquentes dans les Dom, sont très rares. La grande majorité des mères est en couple et occupe une activité. Celles qui, à la date de l'enquête, ne vivent pas en couple, travaillent et déclarent généralement une union cohabitante passée.

Le contraste des trajectoires de vie est très prononcé entre les trois territoires étudiés, d'autant qu'ils reposent également sur de réelles différences de structures en termes, notamment, de niveau diplôme et d'origine sociale. Au regard de la figure 2, on peut légitimement s'interroger sur les effets d'une politique de prestation familiale en direction des femmes seules ne disposant pas d'un revenu d'activité suffisant. Particulièrement rare en métropole, ces cas sont nettement plus courants à La Réunion et en Martinique.

Détermination d'une population éligible à l'API

La sous-déclaration des allocations sociales au moment de l'enquête, nous conduit à recourir à une méthode indirecte afin de déterminer une population de jeunes mères « éligibles » à l'API. Pour cela on compare le revenu individuel des mères de jeunes enfants au seuil d'éligibilité à l'allocation parent isolé.

L'allocation servie est égale à la différence entre le montant maximal de l'Allocation parent isolé (API) et le total des ressources de la personne (salaires, pensions alimentaires, etc.), auxquelles s'ajoute un forfait logement. En valeur 2009, celui-ci s'élève à 54,56 euros au cours de la grossesse ; 109,11 euros pour un enfant ; 135,03 euros pour 2 enfants ou plus. Le montant maximal de l'API est lui de 583,80 euros en cours de grossesse ; 778,40 euros pour un enfant et 194,60 euros par enfant en plus.

Le montant maximal de revenu déclaré par les personnes, correspondant au montant théorique de ressource, donnant le droit à l'API, peut ainsi être estimé à : 600 euros pour les femmes enceintes⁵ ; 800 euros pour les mères de un enfant ; 1 000 euros pour les mères de deux enfants ; 1 200 euros pour celles ayant trois enfants ; 1 400 pour 4 enfants,...

Au final nous créons, uniquement pour les femmes ne vivant pas en couple cohabitant, trois catégories de personnes, selon leur revenu :

- Celles disposant d'un revenu supérieur ou égal à 10 % du seuil ouvrant le droit à l'API.
- Celles disposant d'un revenu égal à +/- 10 % du seuil ouvrant le droit à l'API.
- Celles disposant d'un revenu inférieur ou égal à 10 % du seuil ouvrant le droit à l'API.

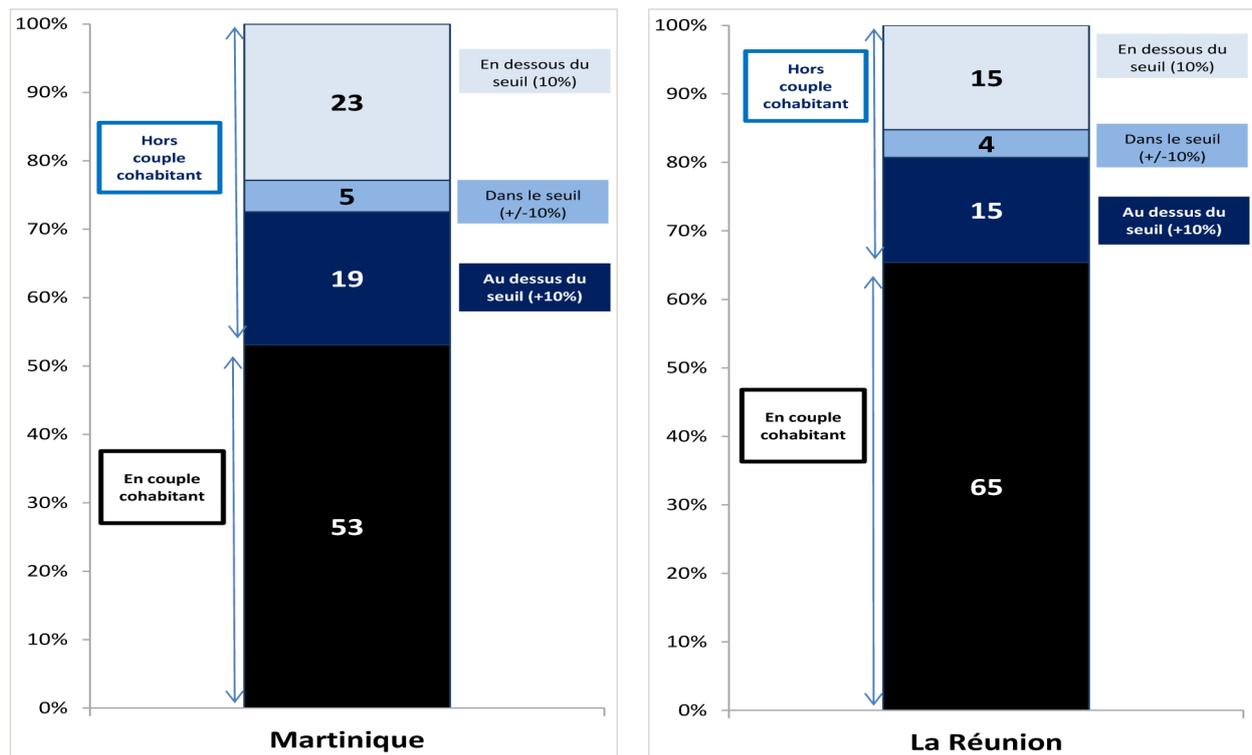
Ce nouveau découpage délimite ainsi une proportion de mères de jeunes enfants éligible à l'API (en bleu clair dans la figure 3). Ces femmes peuvent ou non travailler au moment de l'enquête. Au total ce sont entre 23 % et 28 % des mères de jeunes enfants martiniquaises qui sont éligibles contre 15 % à 19 % des mères Réunionnaises.

La probabilité est le produit de deux probabilités : celle de se déclarer en couple non cohabitant et l'autre de déclarer un revenu inférieur au seuil d'éligibilité, sachant que l'on ne vit pas en couple cohabitant

⁵ On propose le montant rond supérieur, présumant que la personne ne connaît pas le montant exact de ses revenus.

(tableau 1). Parmi les mères ne vivant pas en couple cohabitant, la probabilité d'être éligibles à l'API sur critères de revenu est quasi identique dans les deux départements (0,59 en Martinique contre 0,56 à La Réunion). En définitive, la plus forte proportion de mères de jeunes enfants éligible en Martinique, comparée à La Réunion, tient avant tout à une monoparentalité plus importante et non à de niveaux de revenu plus faibles⁶

Figure 3. Répartition des mères de jeunes enfants selon leur situation de couple et leur revenu individuel – La Réunion, Martinique (2009-2010), Métropole (2005)⁷



Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Tableau 1. Décomposition de la probabilité d'être éligible à l'API selon la situation de couple et le niveau de revenu – Martinique, La Réunion – 2009-2010

	Martinique	La Réunion
Probabilité d'être hors couple	0,47	0,35
Probabilité d'être sous ou dans le seuil du montant maximum de l'API pour les mères hors couple	0,59	0,56
Probabilité d'être potentiellement éligible à l'API	0,27	0,19

Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

⁶ En croisant la variable région et le fait d'être non potentiellement éligible, la relation est significative ($p = 0,046$ / sur les effectifs corrigés des pourcentages obtenus avec les pondérations) si le croisement est mené dans la population totale et non significatif s'il est mené parmi les seules mères ne vivant pas en couple cohabitant ($p = 0,67$).

⁷ Unique les personnes qui ont déclaré leur revenu personnel. Les proportions sont légèrement différentes de celles de la figure 1. $n = 217$ en Martinique et 351 à La Réunion contre 231 et 353 dans la figure précédente.

L'effet de l'âge, du rang de naissance et de la précocité relative de la naissance sur la probabilité d'être éligible

Les statistiques descriptives

Les différences entre la Martinique et La Réunion se vérifient aussi dans les analyses différentielles selon l'âge de la femme au moment de l'enquête, le rang de naissance de l'enfant le plus jeune et la précocité relative de la naissance de l'enfant le plus jeune⁸.

Dans les deux départements, la part des mères éligibles à l'API est particulièrement forte chez les mères les plus précoces (figure 4). Cependant, la Martinique se distingue de La Réunion par l'existence en plus forte proportion d'une deuxième catégorie de femmes : celles ayant au moins 3 enfants, et parfois relativement tard (figure 5 et 6).

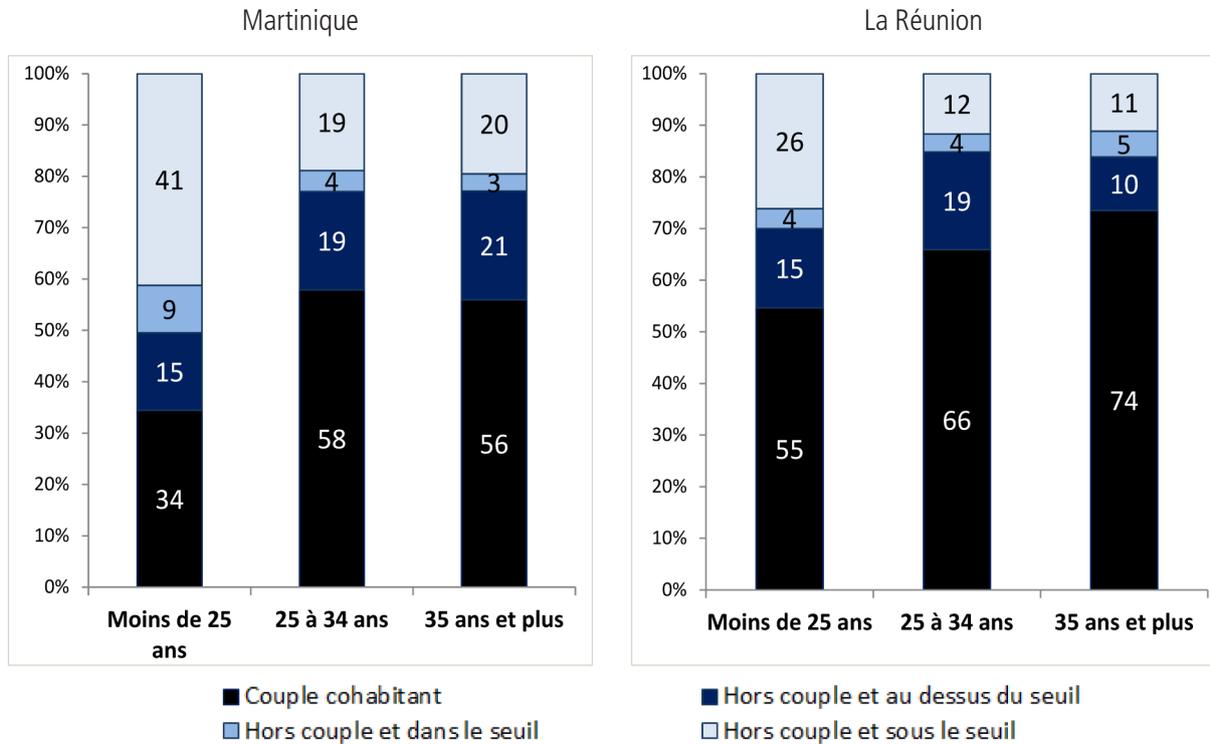
Quelle que soit la variable retenue, la part des mères vivant en couple non-cohabitant est toujours supérieure en Martinique qu'à La Réunion. L'écart est maximum (supérieur à 20 points) pour les plus jeunes, les non diplômées et celles dont l'enfant le plus jeune est de rang 3 ou plus. À l'inverse, cet écart est minimum (inférieur à 10 points) pour les mères dont l'enfant le plus jeune est de rang 2 ou celles ayant un enfant à un âge relativement moyen. En revanche, la part de mères éligibles sur critère de revenu parmi les celles ne vivant pas en couple cohabitant (tableau 2) est plus importante en Martinique, sauf pour les femmes les plus âgées au moment de l'enquête et celles dont l'enfant le plus jeune est de rang 1 ou 2.

Dans les deux départements, le niveau de diplôme et la situation d'activité sont deux facteurs déterminants dans la probabilité des mères de jeunes enfants d'être éligibles à l'API. À La Réunion, l'absence de diplôme multiplie par plus de 7 la probabilité d'être éligible à l'API comparé aux diplômées d'un Bac ou plus ; et encore par 3 en regard des personnes ayant un diplôme inférieur au Bac (figure 7). En Martinique, les rapports sont respectivement de près de 5 et 2,5. En revanche, s'agissant de la situation d'activité, l'effet comparatif est plus important en Martinique (figure 8). Pour les femmes non diplômées, comme pour celles dépourvues d'activité, le contraste particulièrement fort en Martinique s'explique en partie par la faible proportion de mères vivant en couple. Enfin, les situations des mères de jeunes enfants les plus diplômées et celles exerçant une activité sont très proches en Martinique et à La Réunion.

Il faut mettre ces résultats en regard des proportions occupées par chacune des sous-populations dans celles des mères de jeunes enfants. Ainsi, les catégories dans lesquelles les proportions de mères éligibles sont les plus importantes sont aussi celles les moins représentées. C'est le cas des Martiniquaises mères de jeunes enfants sans diplôme (21 % des mères mais 48 % d'éligibles) ou ne travaillant pas sans jamais avoir travaillé (16 % des mères mais 55 % d'éligibles). Ce constat confirme la fragilité forte des femmes les plus exclues du milieu professionnel qui s'éloignent à la fois du marché conjugal et de celui de l'activité, résultat déjà montré dans l'analyse de la fécondité des femmes de moins de 25 ans (Breton, 2011).

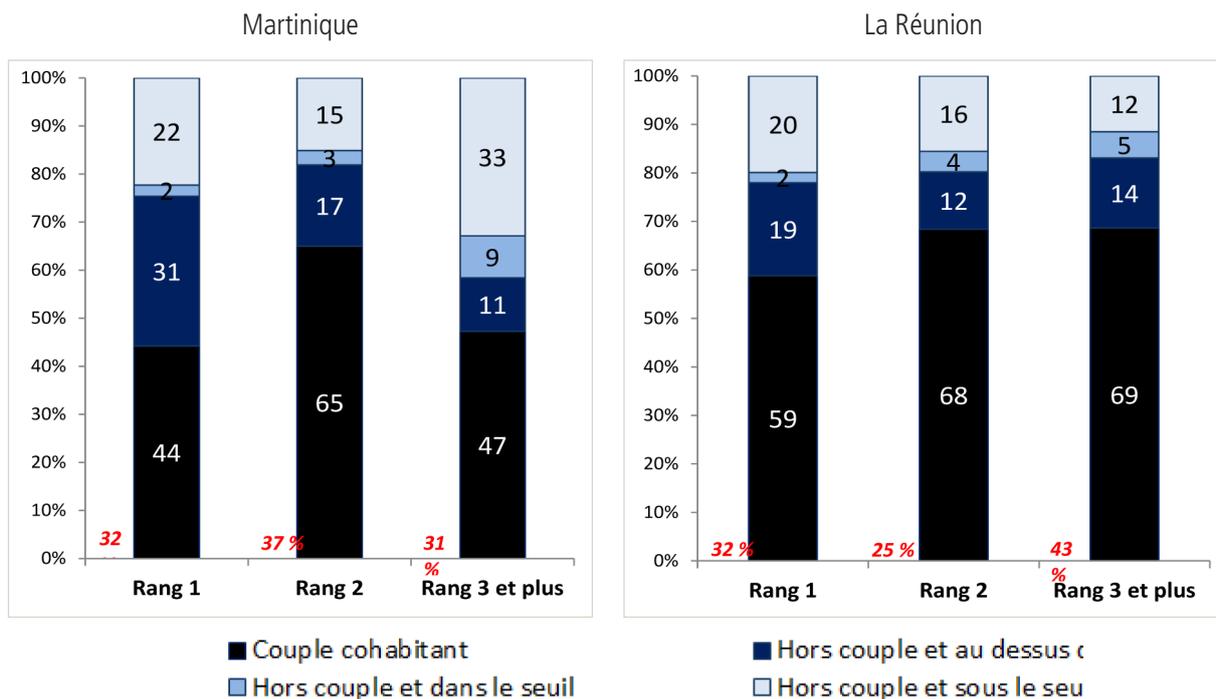
⁸ Par précocité relative on entend une précocité relative de la naissance qui tient compte du rang de naissance de l'enfant. En effet, une femme ayant un enfant de rang 3 à 23 ans peut être considérée comme « précoce » et pas une femme qui vient d'avoir son premier enfant à 23 ans. Nous avons considéré comme précoces toutes les naissances déclarées à un âge inférieur à l'âge médian du rang et du département donné.

Figure 4. Les mères de jeunes enfants selon leur situation de couple, leur revenu individuel et l'âge au moment de l'enquête



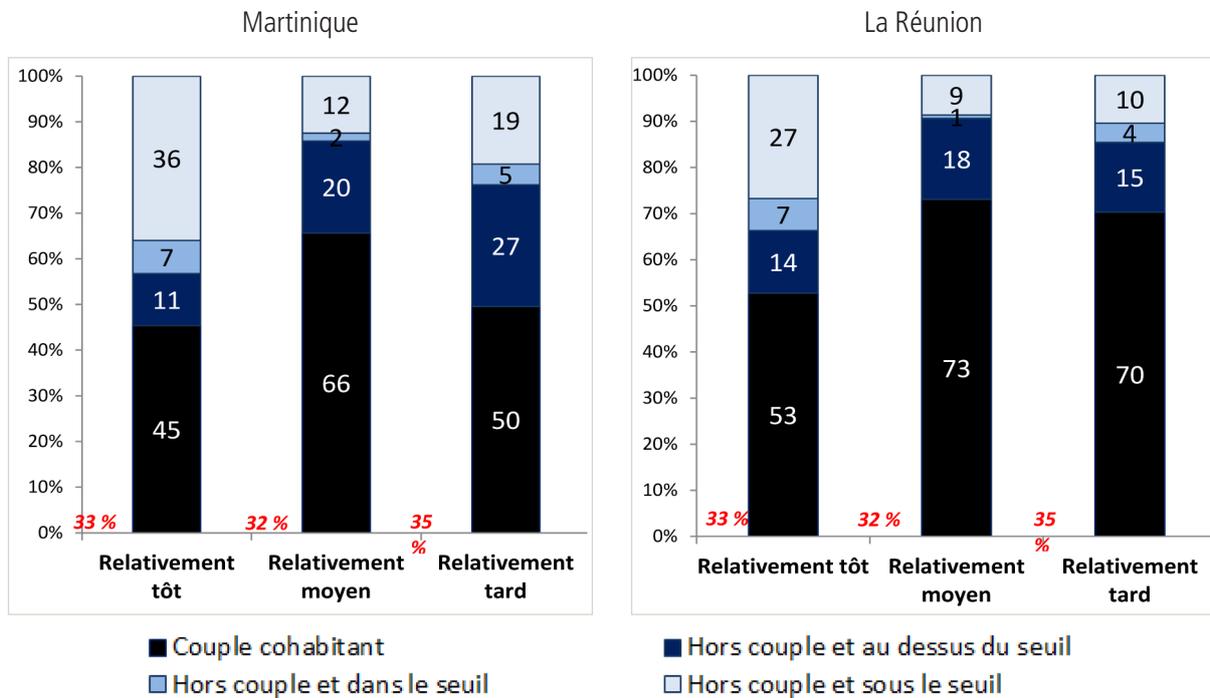
Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Figure 5. Les mères de jeunes enfants selon leur situation de couple, leur revenu individuel et le rang de naissance de l'enfant



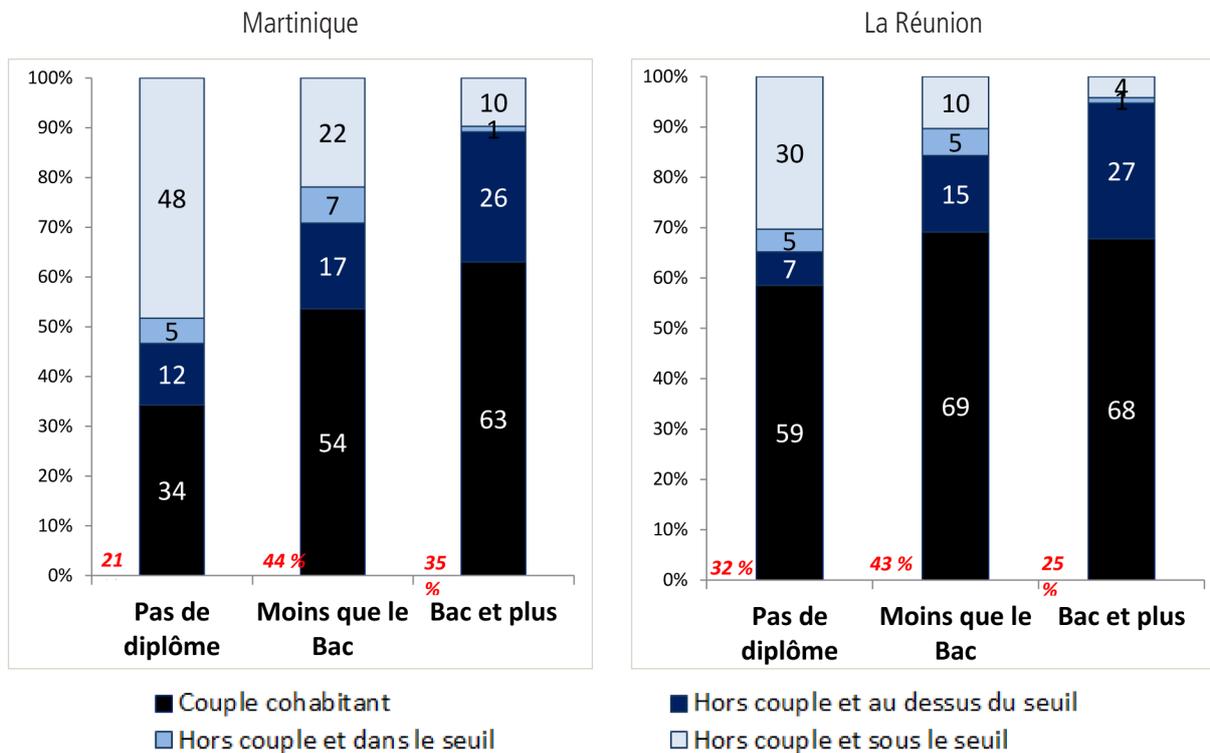
Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Figure 6. Les mères de jeunes enfants selon leur situation de couple, leur revenu individuel et la précocité relative de la naissance



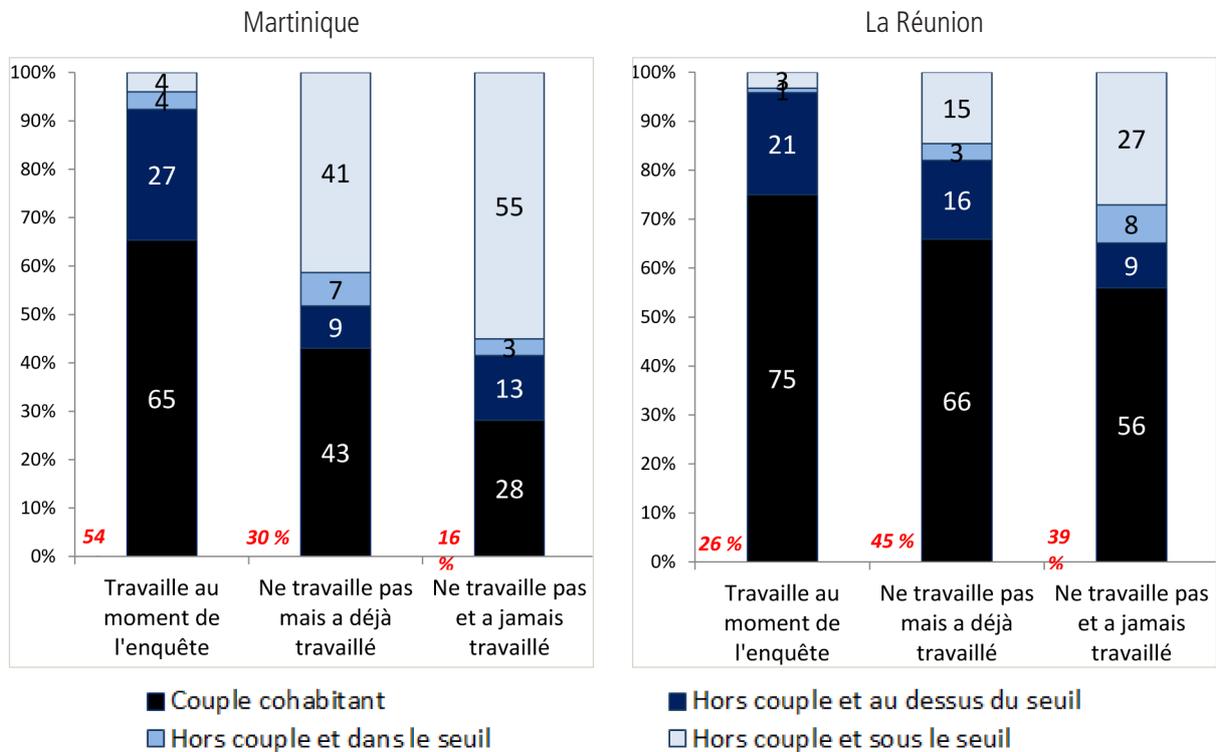
Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Figure 7. Répartition des femmes mères d'au moins un enfant de 4 ans ou moins ou enceinte selon leur situation de couple, leur revenu individuel et le diplôme le plus élevé obtenu



Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Figure 8. Les femmes mères d'au moins un enfant de 4 ans ou moins ou enceinte selon leur situation de couple, leur revenu individuel et la situation vis-à-vis du travail



Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Tableau 2. Probabilité d'avoir un revenu inférieur ou égal au seuil d'éligibilité à l'API pour les mères vivant hors couple suivant différentes variables Martinique, La Réunion – 2009-2010

	Moins de 25 ans	25 à 34 ans	35 ans et plus
Martinique	0,77	0,55	0,52
La Réunion	0,66	0,45	0,61
	Rang 1	Rang 2	Rang 3 et plus
Martinique	0,44	0,52	0,79
La Réunion	0,53	0,63	0,54
	Naissance à un âge relativement précoce	Naissance à un âge relativement moyen	Naissance à un âge relativement tardif
Martinique	0,79	0,41	0,47
La Réunion	0,71	0,35	0,49
	Pas de diplôme	Moins que le Bac	Bac et plus
Martinique	0,81	0,63	0,29
La Réunion	0,84	0,51	0,16
	Travaille au moment de l'enquête	Ne travaille pas, mais a déjà travaillé	Ne travaille pas et a jamais travaillé
Martinique	0,22	0,85	0,81
La Réunion	0,17	0,53	0,79

Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

L'analyse multivariée

L'objectif est ici de vérifier si l'effet des différentes variables précédemment étudiées résiste au contrôle des éventuels effets de structure. Pour cela on construit successivement trois modèles, en l'occurrence des régressions logistiques, pour chacun des départements. Les variables à expliquer étant respectivement (tableau 3) :

- Se déclarer ou non en couple cohabitant (Modèle 1). Ce modèle est construit à partir de l'ensemble des mères de jeunes enfants
- Être ou non éligible à l'API du point de vue du revenu pour les mères de jeunes enfants ne vivant pas en couple cohabitant (Modèle 2)
- Être ou non éligible à l'API pour les femmes mères de jeunes enfants qu'elles vivent ou non en couple cohabitant (Modèle 3)

Le troisième modèle est une combinaison des deux premiers. Il est possible de parler de modèles imbriqués. Nous procédons de cette manière afin de vérifier d'une part si certaines variables ont un effet significatif dans le modèle 1 et pas dans le modèle 2 et d'autre part comprendre quelle composante de l'éligibilité explique avant tout le fait d'être éligible, toutes choses égales par ailleurs.

Modèle 1. Le probabilité de ne pas vivre en couple cohabitant.

Ce modèle souligne, d'abord, l'effet important de la précocité relative de la naissance sur le fait de n'être pas en couple à la date de l'enquête. En Martinique, les femmes ayant une naissance relativement tardive sont généralement en activité, mais ont une plus forte probabilité de ne pas être en couple à la date de l'enquête. On peut formuler l'hypothèse qu'ayant dans un premier temps privilégié leur trajectoire professionnelle, elles sont suffisamment indépendantes à la naissance de leur(s) enfant(s), pour vivre et les élever seules. Elles se différencient alors de celles ayant eu une maternité précoce, sans être en couple et qui, elles, ne travaillent pas à la date de l'enquête.

Il apparaît, en revanche, que le faible niveau d'études n'est pas significativement associé à une probabilité forte pour une femme d'élever seule son enfant. En Martinique, cette probabilité est plus forte chez celles qui ne travaillent pas, ce qui ne se vérifie pas à La Réunion où la proportion de mères inactives est très nettement supérieure pour toutes les femmes, qu'elles vivent ou non en couple cohabitant (figure 2).

Qu'en est-il, enfin, de la cohabitation des femmes concernées avec leur(s) propre(s) parent(s) ? Il s'agit, là aussi, d'un élément important, mais dont la significativité semble valoir moins comme cause que comme conséquence d'une parentalité sans conjoint.

La probabilité pour ces mères de vivre chez leurs parents est, en effet, d'autant plus forte que cette cohabitation ne les prive pas du bénéfice d'une aide sociale. Si cet effet est particulièrement net à La Réunion (paramètre = 2,6 contre 1,8 en Martinique), la réalité de ces situations y est, en revanche, moins fréquente qu'en Martinique. Pour l'ensemble des mères, ces cas se vérifient pour seulement 9 % des femmes réunionnaises, contre 15 % des Martiniquaises ; et parmi les mères ne vivant pas en couple, on l'observe respectivement dans 23 % et 25 % des cas.

Modèle 2. Être éligible à l'API du fait d'un niveau de revenu inférieur au seuil.

L'analyse s'intéresse ici exclusivement aux mères de jeune(s) enfant(s) qui ne vivent pas en couple, tout du moins cohabitant. Il s'agit de juger des variables qui, dans cette population, sont associées à la probabilité (toutes choses égales par ailleurs) de déclarer un revenu inférieur ou égal au seuil d'éligibilité à l'API. Le revenu des femmes vivant hors couple étant mécaniquement lié au fait qu'elle exerce ou ont exercé une activité, ce sont celles qui ne travaillent pas au moment de l'enquête et notamment celles n'ayant jamais travaillé, qui ont la probabilité la plus forte de déclarer un revenu inférieur au seuil⁹. Le rapport des femmes au travail apparaît ainsi comme la première variable discriminante. Mais, si à La Réunion, ce sont celles n'ayant jamais travaillé qui ont la probabilité la plus forte de disposer d'un revenu inférieur au seuil d'éligibilité, en Martinique ce sont celles qui ont déjà travaillé. Corrélé à la situation d'activité, le diplôme est lui aussi une variable significative qui, au-delà de la situation d'activité, protège d'une forte précarité financière. Ce qui se vérifie dans les deux départements. En revanche, l'absence de diplôme est à La Réunion, significativement associée à une probabilité plus forte de disposer d'un faible revenu que d'être faiblement diplômée. Ce qui ne se vérifie pas en Martinique.

Parmi les femmes ne vivant pas en couple, celles dont le revenu est très faible sont, dans leur grande majorité, sans activité et peu (voire pas) diplômées. On pourrait donc avancer l'hypothèse que le cumul d'inactivité et de faible niveau diplôme pourrait avoir pour cause commune la difficulté pour ces femmes de s'imaginer un autre destin personnel, du fait de leur trajectoire sociale, éducative ou familiale.

On observe, par ailleurs, que dans les deux départements, avoir un conjoint non cohabitant ou déclarer une relation amoureuse diminue la probabilité de déclarer un revenu inférieur ou égal au seuil d'attribution de l'API. Ce résultat - au-delà de refléter une situation réelle - pourrait aussi traduire en creux une sous-déclaration des relations non-cohabitantes des femmes ayant des revenus relativement modestes. Nous reviendrons sur ce constat dans la dernière partie de cette communication.

À La Réunion, les femmes vivant chez de leur parent (ou dans un environnement proche), sans conjoint cohabitant, sont celles dont la probabilité d'avoir un faible revenu est la plus forte, contrairement à ce que montrent les statistiques descriptives¹⁰. Une fois encore, il est difficile de dénouer la cause de la conséquence. Est-ce parce qu'elles disposent d'un très faible revenu qu'elles vivent chez leur parent ou existe-t-il d'autres raisons, par exemple culturelles, qui expliquent que l'on vive avec ses parents si on est une mère seule ? La faible mobilité de ces mères contraint en partie leur probabilité de trouver un emploi en réduisant leur espace de recherche. Cette situation est-elle le reflet de solidarités intergénérationnelles ou d'une forte précarité ?

Modèle 3. Les caractéristiques associées au fait d'être éligible à l'API, toutes causes confondues.

Il se confirme ici que les femmes ayant la probabilité est la plus forte d'être éligibles sont bien -, toutes choses égales par ailleurs – les moins diplômées et celles sans activité. Ce résultat confirmerait notre hypothèse d'une corrélation entre le faible niveau d'études et la naissance d'enfant, hors union et sans activité. À ces deux variables s'ajoute, en Martinique, celle de la précocité relative des naissances.

⁹ Ce n'est pas une évidence. En effet, une partie de celles qui travaillent ont des revenus inférieurs au seuil. C'est le cas de 8 % des mères vivant seules en Martinique et 17 % à La Réunion. Ces situations relèvent de situations paradoxales. En effet ces femmes devraient toucher des allocations.

¹⁰ Du fait de la présence, dans cette catégorie de jeunes femmes étudiantes, diplômées et ayant un revenu faible.

Tableau 3. Résultats des modèles logistiques visant à expliquer la probabilité de vivre ou non en couple cohabitant (Modèles 1), la probabilité de disposer ou non d'un revenu inférieur ou égal au seuil ouvrant droit à l'API en vivant hors couple cohabitant (Modèles 2) et la probabilité d'être ou non éligible à l'API (Modèle 3) Mères d'un enfant de 4 ans ou moins ou enceintes, Martinique, La Réunion, 2009-2010

		Modèle 1 : Vivre ou non en couple cohabitant				Modèle 2 : Avoir un revenu ou non inférieur au seuil quand on vit en couple non cohabitant				Modèle 3 : Être ou non éligible à l'API			
		Martinique		La Réunion		Martinique		La Réunion		Martinique		La Réunion	
		paramètre	p	paramètre	p	paramètre	p	paramètre	p	paramètre	p	paramètre	p
	Constante	- 1,31	0,00	- 1,59	0,00	- 1,43	0,05	- 2,42	0,00	- 3,01	0,00	- 3,58	0,00
Diplôme	Bac et plus					- 1,57	0,01	- 2,04	0,01	- 0,72	0,16	- 1,42	0,03
	<i>Diplôme inférieur au bac</i>					<i>Ref</i>		<i>Ref</i>				<i>Ref</i>	
	Pas de diplôme					0,63	0,34	1,45	0,00	0,71	0,10	0,94	0,01
Activité et emploi	Ne travaille pas et a jamais travaillé	1,35	0,01			1,41	0,05	2,02	0,00	2,17	0,00	1,66	0,01
	Ne travaille pas, mais a déjà travaillé	0,95	0,01			2,58	0,00	1,36	0,03	2,19	0,00	1,10	0,07
	<i>Travaille actuellement</i>		<i>Ref</i>			<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>	
Localisation des parents	Cohabitant ou même adresse	1,78	0,00	2,68	0,00			1,45	0,05			2,14	0,00
	<i>Dans la même commune</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>				<i>Ref</i>				
	Autre commune ou hors du dép.	0,00	0,99	0,30	0,25			0,15	0,77			0,22	0,51
Précocité de la naissance	Relativement tard	0,88	0,02	0,51	0,12	0,02	0,98			0,97	0,07		
	<i>Relativement moyen</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>		<i>Ref</i>				<i>Ref</i>		
	Relativement tôt	0,52	0,19	1,13	0,00	1,39	0,05			0,97	0,05		
Famille durant l'enfant	<i>A grandi avec ses deux parents</i>						<i>Ref</i>						
	N'a pas grandi avec ses deux parents					- 0,95	0,10						
Religion	<i>La religion est très importante</i>									<i>Ref</i>			<i>Ref</i>
	La religion n'est pas très importante							1,04	0,02			0,83	0,01
Union actuelle et passée *	<i>En couple non cohabitant</i>						<i>Ref</i>		<i>Ref</i>				
	Pas de conjoint non cohabitant, mais déjà vécu en couple cohabitant					1,68	0,04	0,22	0,72				
	Pas de conjoint non cohabitant et jamais vécu en couple cohabitant					1,17	0,05	1,24	0,04				
	<i>Effectifs / Proportion hors couple cohabitant – Avoir un revenu inférieur ou égal au seuil maximum pour être éligible à l'API</i>	214	47 %	350	35 %	128	58 %	163	56 %	214	27 %	350	19 %

* variable uniquement incluse dans les modèles 2. Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Les autres variables incluses dans le modèle et significatives dans aucun des modèles : Catégorie sociale de la mère / Nombre de frères et sœurs de Ego / Rang de l'enfant le plus jeune /

Celles dont la probabilité d'éligibilité est la plus forte sont aussi bien les femmes ayant eu une maternité tardive et que celles qui, à l'inverse, ont une maternité relativement précoce. Les premières, en raison uniquement de leur situation de couple et les autres, sous l'effet conjugué des deux facteurs (conjugalité et revenu). En Martinique (à la différence de La Réunion), il existe une catégorie de femmes élevant seules leurs enfants tout en travaillant. Celles-là ont eu leur enfant le plus jeune (à la date de l'enquête), relativement tard

Peut-on, à partir de l'enquête MFV, deviner l'existence de pères clandestins ?

Les unions avec un conjoint non cohabitant

Dans l'enquête MFV, chaque personne du ménage devait répondre à la question suivante, tirée du questionnaire type des enquêtes ménage de l'Insee (TCM/THL) : « *La personne vit-il (elle) actuellement en couple ?* » avec trois réponses possibles : 1. *Oui, avec une personne qui vit dans le logement* / 2. *Oui, avec une personne qui ne vit pas dans le logement* / 3. *Non*.

Si la personne concernée par l'enquête MFV avait la troisième modalité à cette question du TCM (« Non »), on lui posait une question supplémentaire : « *Vous avez déclaré ne pas vivre en couple, mais actuellement entretenez-vous une relation intime ou amoureuse avec une personne ou plusieurs personnes ?* ». Les personnes répondant par l'affirmative se voyaient poser une autre question relative à la date de début de cette relation.

Le tableau 4 distingue la population des mères de jeunes enfants dit en « couple non cohabitant » ayant répondu « *Oui, avec une personne qui ne vit pas dans le logement* » de celles qui ont répondu ne pas vivre en couple, mais d'avoir une relation amoureuse intime avec une personne. Près de la moitié des mères de jeunes enfants réunionnaises affirmant ne pas cohabiter avec un conjoint déclarent une relation amoureuse intime sans se considérer formellement en couple¹¹. En Martinique la proportion est proche d'une sur trois.

Tableau 4. Situation de couple des mères de jeunes enfants
La Réunion, Martinique (2009-2010), Métropole (2005)

	Martinique	La Réunion
En couple avec une personne vivant dans le ménage	52 %	66 %
En couple avec une personne ne vivant pas dans le ménage	5 %	3 %
Pas en couple, mais entretient une relation amoureuse ou intime	16 %	16 %
Hors couple et n'entretient pas de relation amoureuse ou intime	27 %	15 %
Total	100 %	100 %

Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

¹¹ Il est possible que cela soit la conséquence d'un effet enquêteur ou d'une mauvaise compréhension de la notion de couple par l'enquêté. Ce serait notamment le cas si les enquêteurs ont réduit la question au fait de vivre ou non en couple, en réduisant la notion de couple à la cohabitation.

Tableau 5. Situation du père de l'enfant de 4 ans ou moins le plus jeune à la date de l'enquête

	Martinique				La Réunion			
	Situation de couple au moment de l'enquête				Situation de couple au moment de l'enquête			
	En couple cohabitant	Couple non cohabitant	Hors couple sans relation amoureuse	Hors couple et relation amoureuse	En couple cohabitant	Couple non cohabitant	Hors couple sans relation amoureuse	Hors couple et relation amoureuse
Père cohabitant	97	.	.	.	100	.	.	.
Père vit ailleurs	3	100	99	98	0	96	99	99
Père décédé	4	1	.
Père inconnu	.	.	1	2	.	.	0	1
Tout	100	100	100	100	100	100	100	100

Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

En revanche, il n'est pas possible, à partir du questionnaire MFV, de savoir si le conjoint non cohabitant est ou non le père des jeunes enfants vivant avec l'enquêtée¹². À défaut, nous disposons de quelques données autorisant certaines hypothèses : une question a été posée concernant le père de chacun des enfants cohabitant et une autre concernant l'année du début de la relation non-cohabitante. Nous avons analysé la réponse à ces deux questions (tableaux 5, 6 et 7).

Une proportion non négligeable des mères de jeunes enfants ne déclarent aucune union cohabitante (figure 1). Nous pourrions imaginer qu'une proportion non négligeable de celles-ci déclarent le père inconnu, ce n'est presque jamais le cas, tant à La Réunion qu'en Martinique (tableau 5)¹³.

Contrairement à la situation métropolitaine, une partie très importante des mères vivent seules avec leurs enfants dès la naissance de ces derniers, notamment en Martinique. La monoparentalité est souvent une situation initiale pour les enfants et non transitoire ou secondaire, comme c'est le cas en cas de rupture d'union (tableau 6). La majorité des mères de jeunes enfants ne déclare aucune union cohabitante l'année de la naissance de l'enfant le plus jeune. Les proportions sont toutefois plus importantes à La Réunion (entre 20 % et 60 % contre 7 % à 22 % en Martinique) (tableau 6)

Le résultat le plus intéressant et révélateur de l'existence de pères non cohabitants « durable », éventuellement « clandestin » est l'exploitation de la question de la date de début de l'union non cohabitante ou relation amoureuse et intime (pour les personnes déclarant ne pas vivre en couple) (tableau 7). La majorité des mères de jeunes enfants dans cette situation déclare une année de début d'union antérieure ou simultanée à l'année de naissance de l'enfant (entre 70 % et 100 % des cas - tableau 4). Rien n'indique dans l'enquête que les conjoints non cohabitants soient les pères des enfants, mais les entretiens post-enquête devraient permettre d'éclairer ce point. Ils seront aussi l'occasion de vérifier si la raison principale de la non-cohabitation est une raison « économique » ou

¹² Dans le questionnaire MFV la question n'a pas été posée directement par crainte de causer une attrition forte ou une méfiance de la part des enquêtés.

¹³ Là encore on peut s'interroger sur un éventuel biais de déclaration ou un codage implicite de l'enquêteur qui systématiquement coderait le père comme vivant ailleurs en cas d'absence sans demander si il est inconnu ou décédé.

Tableau 6. Répartition selon la situation d'union cohabitante l'année de la naissance du plus jeune enfant âgé de 4 ans ou moins à la date de l'enquête

	Martinique				La Réunion			
	Situation de couple au moment de l'enquête				Situation de couple au moment de l'enquête			
	En couple cohabitant	Couple non cohabitant	Hors couple sans relation amoureuse	Hors couple et relation amoureuse	En couple cohabitant	Couple non cohabitant	Hors couple sans relation amoureuse	Hors couple et relation amoureuse
Pas en couple cohabitant l'année de la naissance	4	73	95	90	5	39	80	79
En couple cohabitant l'année de la naissance	96	27	5	10	95	61	20	21
Tout	100	100		100	100	100		100

Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

d'opportunité (bénéficier d'une prestation sociale) ou si la raison est autre (conjoint est en couple, souci d'indépendance, etc) ¹⁴

Tableau 7. Répartition selon l'historique de l'union non-cohabitante comparativement à l'année de naissance du plus jeune enfant âgé de 4 ans ou moins au moment de l'enquête

	Martinique		La Réunion	
	Situation de couple		Situation de couple	
	Couple non cohabitant	Hors couple et relation amoureuse intime	Couple non cohabitant	Hors couple et relation amoureuse y
Union non cohabitante commencée après l'année de naissance de l'enfant	13	23	5	30
Union non cohabitante commencée l'année ou avant celle de la naissance de l'enfant	87	77	95	70
Tout	100	100	100	100

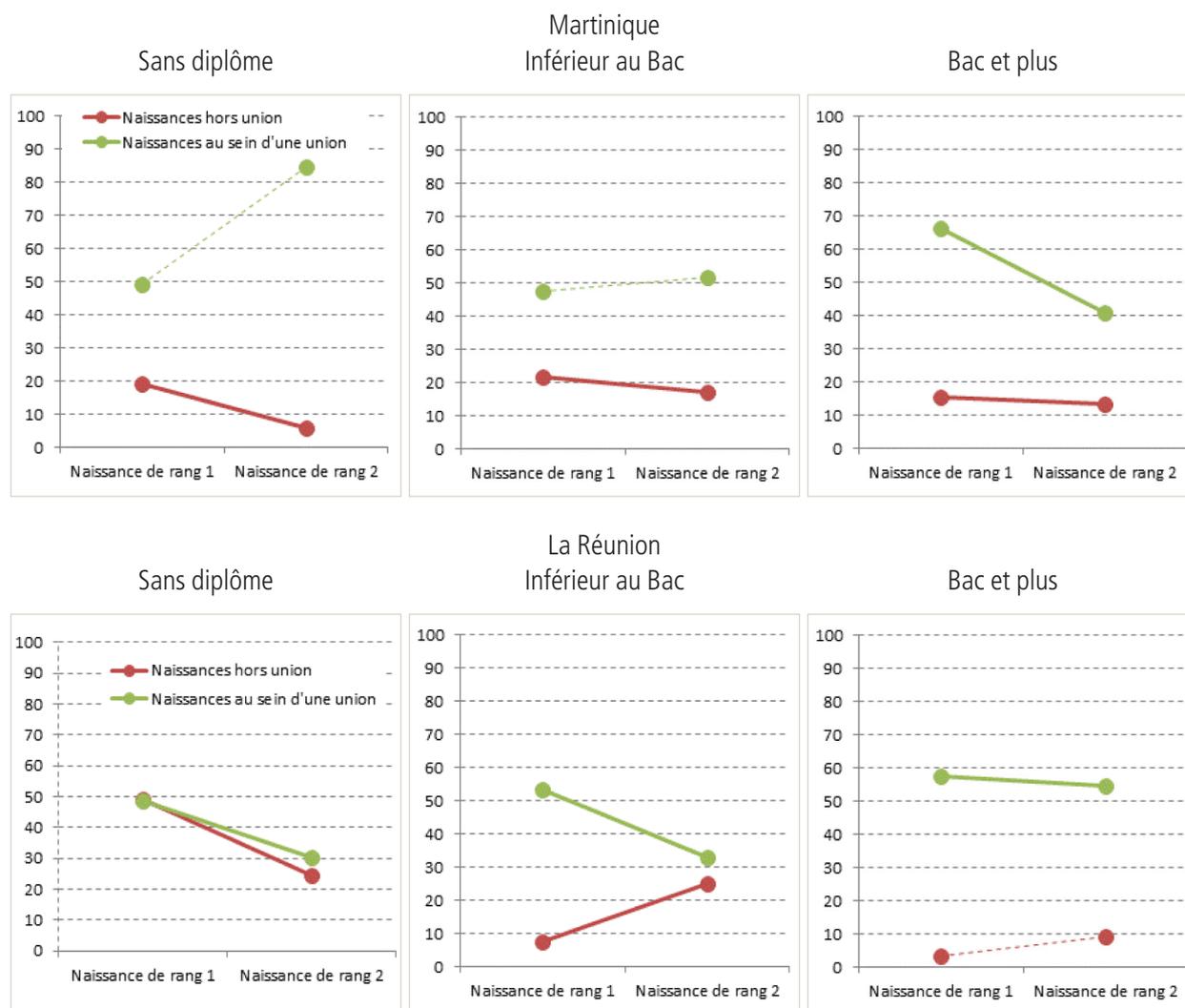
Source : La Réunion et Martinique MFV 2009-2010

Peut-on repérer, parmi les mères de jeunes enfants, des comportements « opportunistes » qui seraient induits par l'existence d'un dispositif spécifique de politique sociale ?

Nous souhaitons mesurer l'existence « significative » d'un comportement souvent décrit qui consisterait, pour des mères, à planifier une nouvelle naissance au moment où l'échéance de la fin d'une

¹⁴ Les motifs de non cohabitation principaux évoqués ne sont pas les mêmes. En Martinique près de 7 fois sur 10 la raison évoquée est « Vous souhaitez garder votre indépendance » alors qu'à La Réunion près de 6 fois sur 10 la raison est « Professionnelle ».

Figure 9. Proportion de femmes qui ont une première naissance dans les 3 ans qui suivent la naissance selon le rang de naissance et le niveau d'étude – Martinique, La Réunion (en pointillés les catégories avec des effectifs inférieurs à 20)



Source : La Réunion et Martinique MFV, 2009-2010

prestation approche (aux alentours des 3 ans de l'enfant le plus jeune). Pour cet exercice, nous retenons toutes les mères ayant eu un enfant entre 1996 et 2005 et nous évaluons la proportion d'entre elles qui a eu un nouvel enfant dans les trois ans, selon le niveau d'études et la situation de couple à la naissance de l'enfant (figure 9). L'objectif est de vérifier l'existence éventuelle d'une catégorie de femmes dont la probabilité d'avoir rapidement un nouvel enfant est indépendante du fait d'être ou non en couple¹⁵.

Dans tous les cas, il existe un effet de la « situation de couple » à la naissance de l'enfant (courbes vertes, toujours au-dessus), mais aussi un effet du « rang de naissance », au moins pour les catégories dont les effectifs sont suffisants, preuve de l'existence d'une limitation des naissances. Seules font exception, les

¹⁵ Seules sont retenues les naissances de rang supérieures dont la situation à la naissance est identique. C'est la grande majorité des cas. Cela évite d'augmenter artificiellement la probabilité d'avoir un enfant supplémentaire pour les femmes ayant un premier enfant avec un conjoint non cohabitant, avant de se remettre en couple.

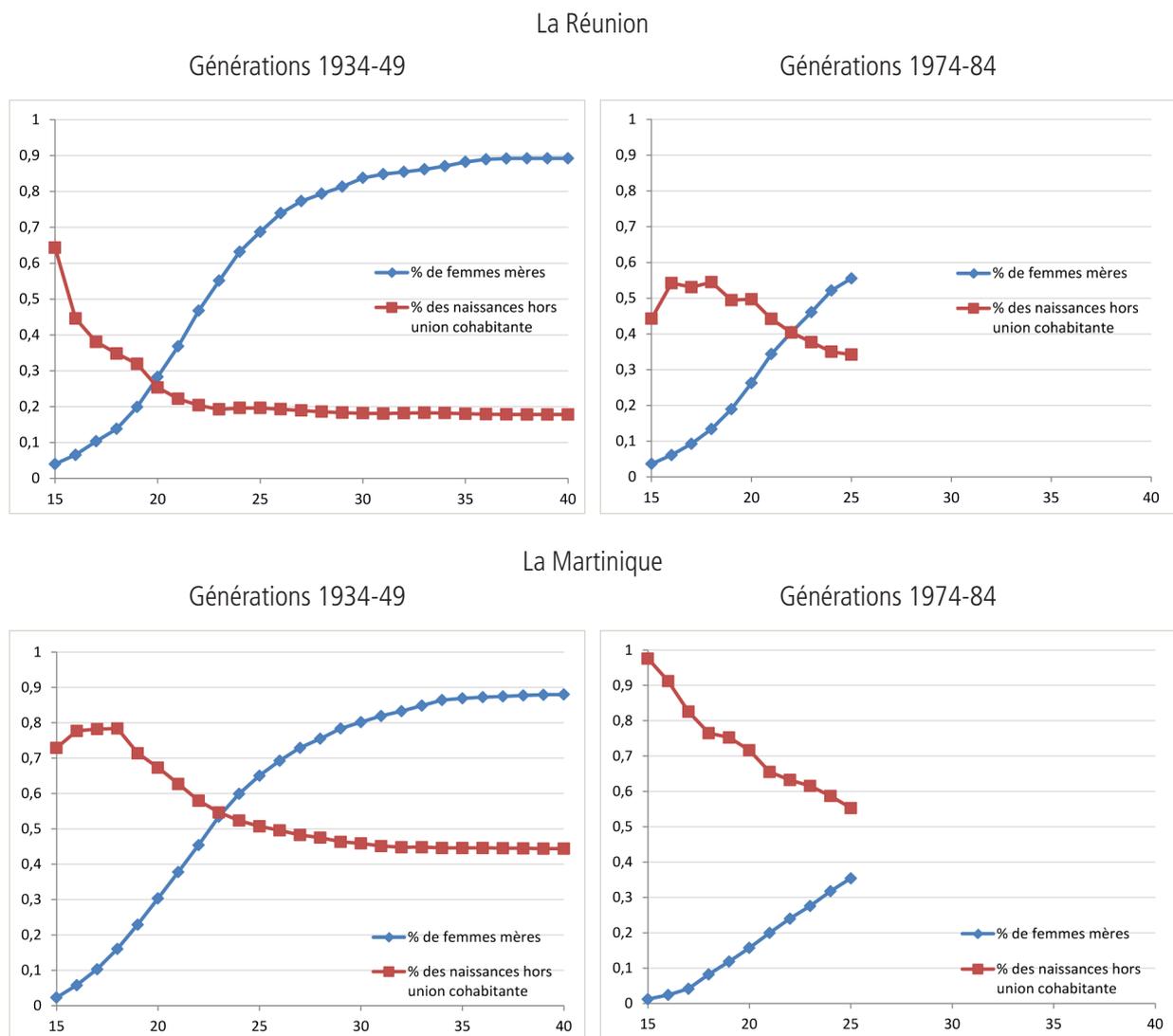
femmes réunionnaises ayant eu leur enfant sans être en couple pour qui on note une plus forte probabilité d'avoir un troisième après un second enfant (probabilité d'agrandissement a_2) qu'un deuxième après un premier (probabilité d'agrandissement a_1).

L'exercice ne montre pas, en revanche, d'effet net du niveau d'études, exception faite, là encore, de La Réunion pour les mères non diplômées dont la première ou deuxième naissance a eu lieu hors d'une union cohabitante. Ce sont les seules, du reste, pour lesquelles la part de celles qui ont rapidement un nouvel enfant est indépendante de la situation de couple à la naissance.

Des situations de monoparentalité révélatrices d'effets d'aubaine dans les générations plus récentes ?

La monoparentalité, historiquement élevée en Martinique, augmente fortement à La Réunion dans les générations récentes (figure 10). La proportion de naissances hors union cohabitante, calculée à partir

Figure 10. Proportion de femmes ayant au moins un enfant et proportion des enfants nés hors d'une union cohabitante ; générations 1934-49 et 1974-84. La Réunion et Martinique



des déclarations des femmes dans l'enquête MFV, était particulièrement faible dans les générations les plus anciennes, proches de 20 % pour les femmes nées entre 1934 et 1949, à une époque où les mesures d'aides aux mères seules n'existaient pas. Dans les mêmes générations, la proportion de naissances hors mariage était deux fois plus importante en Martinique. Dans les générations plus récentes (1974-1984 – âgée d'au moins 25 ans au moment de l'enquête MFV), la proportion de naissances hors mariage à 25 ans reste plus forte en Martinique, mais alors que cette proportion y est stable elle est en nette augmentation (+13 points) à La Réunion (figure 10). Ce résultat pourrait refléter un effet d'aubaine, sous-entendant que l'existence d'une mesure d'aides financières pour les mères vivant seules, conduit certaines femmes, notamment jeunes, à avoir un enfant.

Conclusion

Dans ce travail exploratoire, nous avons révélé des difficultés pour mesurer des relations entre politique sociale et comportements démographiques à partir de données d'enquête. Ces difficultés sont en partie liées à des sous-déclarations par les enquêtées, de manière plus ou moins volontaire. C'est d'abord le cas des sous-déclarations des prestations sociales (API) qui nous contraignent à recourir à une méthode indirecte pour déterminer la population éligible. Et d'autre part, la sous-déclaration probable de situations relatives aux pères des enfants. Il est probable qu'une amélioration des questions et des protocoles d'enquête amélioreraient en partie la qualité des informations collectées. À défaut d'une nouvelle enquête, des entretiens post enquête apporteront des éclairages précieux du rôle des pères non cohabitants dans l'éducation des enfants. Une série d'entretiens sont en cours à La Réunion et en Martinique sur le thème de « faire famille » dans les Dom. Nous avons pour cela ciblé les femmes élevant seules leurs enfants, celles déclarant des relations amoureuses et intimes depuis une longue durée avec le même partenaire. Nous avons aussi choisi de conduire des entretiens auprès d'hommes ayant déclaré au moment de l'enquête avoir des enfants sans jamais avoir habité avec¹⁶.

Au terme de cette recherche, l'hypothèse de « pères clandestins » se révèle fragile, mais nous avons en revanche mesuré l'existence de pères non-cohabitants, et ce depuis la naissance de l'enfant, relativement nombreux et déclarés par les mères, sans trop de difficultés. En revanche, ce travail exploratoire apporte des réponses à des hypothèses de travail qui ont dicté depuis un certain temps notre travail, mais auquel les réponses restent partielles :

– La première hypothèse est que **la probabilité pour une femme d'avoir un enfant sans être en couple serait d'autant plus forte que les perspectives qui lui sont offertes sur le marché de l'emploi sont mauvaises**. L'arrivée d'un enfant apparaîtrait alors comme une alternative à la trajectoire professionnelle, quitte pour certaines à ne pas être en couple. Ce dernier point se vérifierait d'au-

¹⁶ Un traitement spécifique de MFV permet d'isoler les enfants de 4 ans ou moins qui ont été déclarés par leur père qui déclare n'avoir jamais vécu avec leur(s) enfant(s), mais aussi que leurs enfants résident dans le département, chez leur mère.

Ces enfants sont au total 51 (20 à La Réunion et 31 en Martinique). Dans leur grande majorité, ces pères ne vivent en couple au moment de l'enquête (17 à La Réunion et 25 en Martinique). Si ils ne vivent pas avec leur père, la grande majorité de ces enfants a des contacts réguliers avec leur père (au moins une fois par semaine dans 19 cas sur 31 en Martinique et 12 sur 20 à La Réunion). Ces enfants vivent majoritairement dans la même commune ou une commune voisine que le père (respectivement 21 sur 31 en Martinique et 13 sur 20 à La Réunion).

tant plus que ce modèle de famille de même que les unions « visitantes » sont répandus dans la société considérée, comme c'est le cas en Martinique.

– Notre deuxième hypothèse est que **les mères élevant seules leur(s) enfant(s), forment un ensemble homogène et présentent des profils spécifiques selon leur trajectoire de vie et/ou leurs origines sociales.** Il existerait deux groupes distincts. Le premier rassemble les femmes exerçant une activité tout en élevant seules leur enfant ; le second regroupant celles dont le revenu se compose pour l'essentiel (voire exclusivement) d'aides sociales. Ces deux catégories se distingueraient aussi par le nombre d'enfants : les secondes ayant, à âge égal, un plus grand nombre d'enfants que les premières et des durées intergénéraliques plus courtes. En revanche, elles ont toutes pour trait commun d'être peu ou pas de diplômées et d'avoir des trajectoires professionnelles particulières.

– La troisième hypothèse est que **les mères déclarant élever seules leur(s) enfant(s) ne sont pas toutes en situation strictement monoparentale.** En réalité certaines entretiendraient une relation amoureuse stable depuis un grand nombre d'années et que leur cas s'apparente plus à celui des « couples non-cohabitant » ou « unions visitantes » qu'à une monoparentalité effective.

– Enfin, la quatrième est que **sous le couvert de monoparentalité « déclarée », les générations les plus jeunes développeraient une forme d'instrumentalisation des politiques sociales, profitant de ce que l'on pourrait qualifier un « effet d'aubaine ».** Ces pratiques seraient plus spécifiques aux jeunes réunionnaises qui, en comparaison de leurs consœurs des autres DOM, sont davantage touchées par le chômage et le sous-emploi et comptent aussi une part plus forte de personnes sous-qualifiées.

Références bibliographiques

Afsa C., 1999, « *L'allocation de parent isolé : une prestation sous influences. Une analyse de la durée de perception* », *Économie et Prévision*, n° 137.

Black M.L., 1995, *My mother never fathered me: rethinking kinship and the governing of families*, *Social and economic studies*, vol. 44, n° 1, 1995, pp. 49-72.

Breton D., 2007, « *Natalité, fécondité et comportements reproductifs* » dans *La population réunionnaise. Analyse démographique*, F. Sandron Ed., IRD, pp. 43-72, 216p.

Breton D., 2011, « *L'entrée dans l'âge adulte des jeunes réunionnaises et martiniquaises : la famille comme une "évidence" ?* ». *Politiques sociales et familiales*, Décembre, n° 106, pp. 25-38.

Breton D., Temporal F., 2010, « *Des enfants de plus en plus tard ? Territoires de résistances en outremer* », *Chaire Quételet 2010, « Résistances et ruptures dans les transitions démographiques »*, Belgique, Louvain, 24-26 novembre 2010, 26 p.

Charbit Y., 1987, *Famille et nuptialité dans la Caraïbe*, Travaux et Documents, Cahier n° 114, INED, 414 p.

Charbit Y., Leridon H., 1980, *Transition démographique et modernisation en Guadeloupe et en Martinique*, Travaux et Documents, Cahier n° 89, INED, 308 p.

Clarke E., 1999, *My Mother Who Fathered Me: A Study of the Families in Three Selected Communities of Jamaica*, Press University of the West Indies, 274 p.

Curraize (de) Y., Périvier H., 2009, « *L'allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes* », *Economie et Statistiques*, n° 429-430, pp. 159-176.

- Dress (La Réunion), 2009, *Étude sur les bénéficiaires de l'allocation de parent isolé à La Réunion en 2000 et 2007*. Infos Réunion études et statistiques n° 16, 6 p.
- Festy P., Hamon C., 1983 – *Croissance et révolution démographiques à la Réunion*. Paris, Ined, Travaux et Documents, Cahier n° 100, 116 p.
- Gautier A., 1992, « La fécondité en Guadeloupe : l'impact des allocations aux personnes isolées », *Revue française des affaires sociales*, vol. 46, n° 2, avril-juin, pp. 33-48.
- Lefaucheur N., Brown E., 2011, « *Relations conjugales et configurations parentales à la Martinique* ». *Politiques sociales et familiales*, 2011, n° 106, 16 p.
- Marie C.V., 2011, « *L'enquête Migrations, Famille et Vieillesse : Première grande enquête menée dans les DOM pour mieux cerner les défis de demain* ». *Politiques sociales et familiales*, Décembre, n° 106, pp. 98-103.
- Marie C.V., Breton D., Condon S., Temporal F., Abdouni S., 2011, « *Migrations, famille et vieillissement : des défis pour La Réunion de demain* », *Insee Partenaires* n° 12, 6p.
- Temporal F., 2010, « *Migrations et fécondité dans les DOM : tendances passées et perspectives* », *XV^e Colloque national de démographie*, Cudep, Fécondité : représentation, causalité et perspectives.
- Tomasini K., 2008, « *L'allocation de parent isolé : caractéristiques des allocataires et déterminants de leur insertion professionnelle* », *Recherches et prévisions*, n° 91, pp. 101-108.

Annexe 1. Une égalité des politiques sociales dans les doms longue à venir . . .

En matière de prestations familiales, les DOM ont vécu une très longue période sous un régime que l'on peut qualifier d'exception, fortement inégalitaire. Une exception et des inégalités longtemps justifiées par le leitmotiv d'une « adaptation aux réalités locales », que l'on voit encore évoquées en décembre 1986 par la loi-programme relative aux départements d'outre-mer, de Saint-Pierre et Miquelon et de Mayotte¹⁷.

Longtemps, en effet, la loi de 1946 sur les prestations familiales n'a pas été appliquée dans les DOM, qui ont été maintenus sous le régime de la loi de 1932.

De ce maintien a découlé une triple inégalité :

- la restriction des prestations servies (n'étaient versées que les allocations familiales stricto sensu, à l'exclusion des allocations de salaire unique, de maternité et prénatale).
- Leur lien avec le nombre de journées travaillées, avec pour conséquence l'exclusion de la majorité des travailleurs de l'époque (principalement les ouvriers agricoles) qui, en moyenne, travaillaient moins de 150 jours par an.
- Et, enfin, le maintien de taux très inférieurs à ceux de la métropole qui pénalisaient également les salariés exerçant à plein temps (25 jours par mois) qui voyaient le montant de leurs prestations fortement réduit, en comparaison de leurs homologues métropolitains : elles étaient en effet limitées à 70 % pour le deuxième enfant, 45 % pour le troisième et 39 % pour le quatrième. De plus, seuls y avaient droit les salariés de l'industrie, de l'agriculture et du commerce.

Il faut attendre le début des années 1960 pour enregistrer les premiers changements à ce régime d'exception, avec la mise en place du dispositif dit de « *parité globale* » (1963), lui-même de nouveau réaménagé dix ans plus tard (1974), sans pour autant que soit instaurée une véritable égalité entre le Dom et la métropole.

¹⁷ Journal officiel de la République française 31111987 : 110-114.

Ces inégalités et discriminations institutionnelles, le Secrétariat d'État aux départements et territoires d'outre-mer les justifiait encore en ces termes en 1976 : « *Les données socio-économiques locales des DOM, leurs contraintes démographiques et leurs structures familiales ont conduit à une politique spécifique d'aide à la famille et aux enfants* »¹⁸. Il fallait entendre par-là : les pressions des lobbies économiques locaux pour éviter toute augmentation de leurs contributions sociales ; la démographie jugée encore « excessive », « justifiant » la poursuite d'une politique antinataliste ; et enfin, la part tenue pour trop importante (voire inconvenante) dans les « structures familiales », de la monoparentalité et des enfants dits « illégitimes ».

En réalité, l'égalité des droits en la matière ne sera définitivement acquise dans les Dom qu'à la fin des années 2000, avec, en 2007, l'harmonisation finale du montant de l'allocation de parent isolé sur celui de l'hexagone.

À l'origine, dans les Dom, les allocations familiales ne concernent qu'une catégorie particulière de familles.

- 1945 Création de la Sécurité sociale en France métropolitaine (4 octobre 1945).
- 1946 Loi sur la départementalisation des « *Quatre Vieilles Colonies* ».
- 1946 Loi du 2 août 1946 instituant un nouveau régime des prestations familiales en France. Cette loi n'est pas étendue aux Dom, où continue de s'appliquer le régime issu de la loi de 1932 instaurant les caisses de compensation. Les allocations pré- et post-natales n'y sont pas versées.
- 1948 Création des aides au logement en France. Elles ne sont pas étendues aux Dom.
- 1949 Mise en place dans les Dom des Caisses générales de sécurité sociale (Cgss) (décret de création du 17 octobre 1947).
- 1958 Unification des règles d'attribution des prestations entre les 4 Dom.
- 1960 Ouverture au personnel domestique (seuls salariés exclus par la loi de 1932) du droit aux allocations familiales (sous réserve d'être déclaré à la sécurité sociale). Le droit à prestations est également reconnu aux marins-pêcheurs inscrits au registre maritime¹⁹.
- 1963 Mise en place de la « *Parité sociale globale* »²⁰. Création du FASSO (Fonds d'action sanitaire et sociale) pour compenser – dans le cadre du dispositif de « *parité sociale globale* » - les différences de niveau de prestation entre les Dom et la métropole.

Le FASSO intervient dans le financement : des cantines scolaires, des centres de formation professionnelle, des services des travailleuses familiales, du planning familial et de l'habitat social des travailleurs étrangers. En 1973, il devient le FASO (Fonds d'actions obligatoires) en 1973, lequel à compter des années 1980 n'interviendra plus que sur les cantines scolaires²¹.

- 1966 Augmentation du montant des allocations (x3). Elles sont versées dès le premier enfant. Toutefois, pour éviter tout effet nataliste, elles sont modulées selon le rang de l'enfant : jusqu'au quatrième enfant elles

¹⁸ Secrétariat d'État aux départements et territoires d'outre-mer. La politique sociale dans les départements d'outre-mer. Paris, multigr., 1976, p. 17.

¹⁹ Loi du 27 décembre 1960

²⁰ Dans le cadre la « *parité globale* », 45 % du montant des allocations servaient à financer le FASSO et, également, à partir de 1967, la planification des naissances.

²¹ Les autres domaines d'intervention ont été pris en charge par les ministères concernés.

sont diminuées de 12 % par rapport au montant servi en métropole, puis de 35 % pour le quatrième, et de 50 % pour les enfants suivants²².

1969 Extension aux exploitants agricoles du droit aux allocations familiales²³.

1972 Création des Caisses d'allocations familiales dans les Dom.

À cette date, dans les DOM, les allocations familiales demeurent toujours liées à l'activité professionnelle. Elles sont attribuées en fonction du nombre de journées de travail et sur présentation du bulletin de présence délivré par l'employeur. Les paiements se font en espèces au guichet du siège et par tournée en communes²⁴. Les bénéficiaires sont en majorité des familles de deux enfants, essentiellement celles des salariées du commerce et de l'industrie.

1975 Extension de la notion « *d'enfants à charge* » sans lien juridique de parenté et versement des allocations familiales aux « *personnes ayant la garde d'enfants qui ne sont pas les leurs* »²⁵. Versement des allocations également aux « *femmes isolées et sans activité professionnelle ayant au moins deux enfants à charge* »²⁶, et maintien aux « *travailleurs involontairement privés d'emploi* »²⁷.

1978 Extension de l'allocation parent isolé (loi du 9 juillet 1976 et décret du 28 décembre 1977).

1980 Mensualisation des allocations familiales à toute personne ayant travaillé au moins 90 jours dans l'année.

1985 Le système des allocations familiales est simplifié en métropole (loi du 4 janvier 1985), mais le nouveau dispositif n'est pas étendu aux DOM²⁸.

1986 Suppression de la condition d'activité pour l'allocation logement.

1988 Suppression du critère d'activité professionnelle pour les seules allocations familiales (10 ans après la métropole). Il est maintenu pour d'autres prestations : le complément familial, le supplément de revenu familial, l'allocation d'éducation spéciale et l'allocation de soutien de famille. De plus, les travailleurs indépendants et les employeurs sont exclus de la mesure, sauf s'ils vivent en couple et que l'un d'eux est inactif²⁹.

1989 Extension (création) du « RMI-DOM », d'un montant inférieur à celui de la métropole³⁰.

1989 Premières dispositions en vue d'une véritable « *égalité sociale* » (Rapport Rippert).

1991 La loi DMOS du 31 juillet 1991 prévoit l'application aux DOM de la même base mensuelle des allocations familiales qu'en métropole. Le calcul des prestations s'effectue enfin dans les mêmes conditions, avec des montants mensuels identiques. Cette mesure ne deviendra effective que deux ans plus tard.

²² Assemblée nationale. Rapport de Pierre BAS, n° 2050, 3 oct. 66.

²³ Loi du 27 décembre 1969.

²⁴ Il faut attendre l'informatisation du traitement des prestations en 1976 pour passer au paiement par chèque Sévigné.

²⁵ Décret du 4 juillet 1975.

²⁶ Décret du 6 juin 1975.

²⁷ Décret du 4 juillet 1975

²⁸ Accrocs au principe adopté d'extension automatique des nouvelles prestations aux DOM : le versement de « *l'allocation au jeune enfant* » est différée dans l'attente de décret établissant les conditions de son « adaptation » aux DOM.

²⁹ CAF Guadeloupe, 1988, note 09/28

³⁰ Loi du 1^{er} décembre 1998 et décret du 1^{er} janvier 1989. Son montant sera aligné sur celui de l'hexagone seulement en 2002.

1993 Mise en application le 1^{er} juillet 1993 des dispositions de la loi Dmos du 31 juillet 1991 qui imposait une égalité des montants de prestations avec la métropole.

Cette date marque la fin de la « parité sociale globale ». Elle s'accompagne de la disparition effective du Faso, qui en avait été le symbole, remplacé par la Pars (Prestation d'accueil et restauration scolaire). Cette prestation spécifique aux Dom a été maintenue à leur demande, pour servir aux enfants scolarisés des repas quotidiens équilibrés et une hygiène alimentaire.

1994 Alignement du montant des allocations familiales versées aux familles de deux enfants et plus, sur celui de la métropole.

1995 Alignement sur le niveau métropole du Montant de l'allocation de soutien. Extension de toutes les prestations liées à la garde des jeunes enfants (1995/1996). Disparition du chèque Sévigné, les allocataires peuvent enfin être payés par virement.

1996 Alignement complet du montant Smic local sur le niveau métropolitain au 1^{er} janvier.

2000 Entrée en vigueur de la CMU, à la même date qu'en métropole (Loi du 27 juillet 1999).

2000 Création du RSO dans les DOM par la Loi d'orientation pour l'outre-mer.

2002 Alignement du RMI-DOM et de l'Allocation de parent isolé sur les montants de la métropole, selon les dispositions de la Loi d'orientation pour l'outre-mer.

2006 Extension du libre choix de l'allocataire (disparition de la notion de chef de famille).

2007 Harmonisation finale du montant de l'allocation de parent isolé sur celui de l'hexagone (elle a débuté en janvier 2001 comme pour le RMI).

2010 Création de la PSU (Prestation de service unique).

2011 Création du RSA (Revenu de solidarité active) en remplacement du RMI et l'API (Allocation parent isolé).