



HAL
open science

Analyse des trajectoires au sortir de l'API : Activité, perception du RMI et retour dans le dispositif

Sabine Chaupain-Guillot, Olivier Guillot

► **To cite this version:**

Sabine Chaupain-Guillot, Olivier Guillot. Analyse des trajectoires au sortir de l'API : Activité, perception du RMI et retour dans le dispositif. 2003. <hal-05460635>

HAL Id: hal-05460635

<https://hal.science/hal-05460635v1>

Preprint submitted on 15 Jan 2026

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



HAL Authorization

Analyse des trajectoires au sortir de l'API : Activité, perception du RMI et retour dans le dispositif

Sabine Chaupain-Guillot * et Olivier Guillot **

Résumé

A partir de données longitudinales provenant d'un panel d'allocataires de la CAF de Meurthe-et-Moselle, on s'intéresse aux trajectoires des sortantes de l'Allocation de parent isolé (API). L'étude est menée en distinguant le cas des femmes ayant perçu une API courte et celui des ex-bénéficiaires d'une API longue. Trois aspects sont envisagés : l'activité, la perception du RMI et le retour dans l'API. L'approche est d'abord descriptive, puis économétrique. Dans la partie économétrique, différents modèles sont utilisés pour analyser les effets des caractéristiques individuelles sur le risque de passage au RMI, sur la durée de séjour dans ce dispositif et sur la probabilité de connaître, au sortir de l'API, tel type de trajectoire plutôt que tel autre. Les résultats des estimations font notamment ressortir le rôle du statut d'activité durant l'épisode d'API.

Mots-clés : API, RMI, activité féminine

Classification JEL : I38

* Université Charles-de-Gaulle - Lille 3 et ADEPS

** ADEPS – EPS (CNRS et Université Nancy 2)

ADEPS - 4, Rue de la Ravinelle - C.O. n° 26 - 54 035 Nancy Cedex

Tél. : 03.83.19.28.00 Fax : 03.83.19.28.07

E-mail : Sabine.Chaupain@univ-nancy2.fr, Olivier.Guillot@univ-nancy2.fr

Cette étude s'inscrit dans le prolongement d'une recherche menée pour le compte de la Direction de la Prévision (Guillot et Chaupain, 1998a).

Instituée par la loi du 9 juillet 1976, l'*Allocation de parent isolé* (API) vise à garantir un revenu minimum aux personnes qui se retrouvent seules pour élever leur(s) enfant(s)¹. Il s'agit d'une aide temporaire : selon le cas, l'API peut être versée pendant douze mois au plus (API que l'on qualifiera de « courte ») ou jusqu'au troisième anniversaire du plus jeune enfant (API « longue »)². A la fin de l'année 2000, près de 170 000 familles monoparentales en étaient bénéficiaires (tous régimes confondus, départements d'outre-mer inclus) ; dans plus de 98 % des cas, l'allocataire est une femme.

L'une des questions qui se posent, au sujet de l'API, est celle des effets éventuels d'un tel dispositif sur les comportements des mères isolées : désincitation au travail³, à la vie en couple, incitation à la fécondité (Chaupain, 1998). Une autre interrogation, liée à la précédente, porte sur le devenir des sortantes du dispositif. C'est ce second point que l'on aborde dans le présent papier. Plus précisément, ce que l'on cherche à analyser ici, ce sont les trajectoires individuelles au cours des 36 premiers mois suivant la fin de l'épisode d'API. Trois aspects sont envisagés : l'activité, la perception du RMI et le retour dans l'API.

Différents travaux ont été menés, durant les années quatre-vingt (Ray et Carvoyeur, 1987 ; Ray *et alii*, 1983 et 1986) et plus récemment (Afsa, 1999 ; Chaupain-Guillot et Guillot, 2000a ; Guillot et Chaupain, 1998b), sur la question de la durée de séjour dans l'API et des conditions de sortie de ce dispositif. Il en ressort notamment que de nombreuses mères isolées quittent l'API avant la fin de droits, et souvent dès les premiers mois. Les études s'intéressant aux trajectoires à la sortie de l'API, en revanche, sont encore rares. Autant que l'on puisse en juger, les seules analyses quantitatives sur ce thème sont celles –à caractère exploratoire– que l'on a précédemment pu conduire (Chaupain-Guillot et Guillot, 2000b, 2000c et 2001)⁴. Dans la littérature sur la question du devenir des bénéficiaires de revenus minima, c'est surtout le cas des mères isolées ayant perçu l'*Aid to Families with Dependent Children* (AFDC), aux Etats-Unis, qui a été étudié⁵.

Ce papier comporte quatre parties. Dans la première partie, on présente la source que l'on exploite, ainsi que le champ de l'étude. Dans la deuxième partie, on expose quelques résultats descriptifs, avant de présenter, dans la troisième partie, les modèles que l'on utilise. Les résultats de ces modèles sont commentés dans la quatrième et dernière partie.

¹ Les femmes enceintes sans enfant à charge peuvent également y avoir droit. Pour celles-ci, le revenu garanti est de 521,52 € par mois. Pour les personnes isolées avec enfant(s), s'ajoutent, à ce montant de base, 173,84 € par enfant à charge (barème au 1^{er} janvier 2003). L'API est une prestation différentielle : le montant effectivement versé est égal à la différence entre le revenu garanti et la moyenne mensuelle des ressources de l'allocataire au cours du trimestre précédent (les droits étant révisés trimestriellement).

² Dans 90 % des cas, le fait générateur de l'API courte est une séparation ; quant à l'API longue, elle est souvent perçue à la suite d'une grossesse.

³ Le niveau du revenu garanti par l'API est relativement élevé. En outre, l'API a longtemps été caractérisée par un taux d'imposition implicite uniformément égal à 100 %. Ce n'est qu'en janvier 1999, en application de l'article 9 de la loi d'orientation *relative à la lutte contre les exclusions* (loi n° 98-657 du 29 juillet 1998), qu'une mesure d'intéressement a été introduite. Cette mesure consiste à ne prendre en compte qu'une partie des revenus d'activité dans l'évaluation des ressources du parent isolé, lorsque celui-ci accède à un emploi (ou à un stage de formation rémunéré) au cours de la période de droits. Avant sa récente modification (survenue en décembre 2001), le dispositif était le suivant : jusqu'à la première révision trimestrielle des droits, les bénéficiaires peuvent cumuler intégralement leurs revenus d'activité avec l'allocation qu'ils perçoivent ; pendant les quatre trimestres suivants, un abattement de 50 % est appliqué sur les gains mensuels moyens du trimestre précédent (sauf si la reprise d'activité s'effectue dans le cadre d'un Contrat emploi-solidarité, auquel cas c'est un abattement forfaitaire qui s'applique –pour plus de détails, voir le décret n° 98-1070 du 27 novembre 1998 *relatif aux modalités de cumul de certains minima sociaux avec des revenus d'activité*). En décembre 2001, la durée maximale de cumul intégral a été portée de un à deux trimestres. Pour une analyse de l'impact de l'intéressement sur le revenu disponible des allocataires (à l'aide de cas types), voir Hagneré et Trannoy (2001).

⁴ Aucune de ces analyses n'a porté simultanément sur les trois aspects cités plus haut. En outre, la période d'observation, à l'issue de l'épisode d'API, avait dû être limitée à 24 mois (excepté pour l'étude la plus récente).

⁵ Voir, notamment, Blank et Ruggles (1994), Brandon (1995), Cancian *et alii* (1999) et Harris (1996).

1. La source statistique et le champ de l'étude

Les données proviennent du *fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle*. Il s'agit d'un panel d'allocataires exhaustif, qui a progressivement été constitué par l'ADEPS (EPS – CNRS et Université Nancy 2) à partir des données individuelles contenues dans les fichiers de gestion de la Caisse d'allocations familiales (CAF) de Meurthe-et-Moselle (données préalablement anonymisées et transmises chaque trimestre, depuis 1991, à l'ADEPS). Au moment de la réalisation de la présente étude, ce panel renseignait sur les trajectoires de plus de 14 000 parents isolés ayant obtenu le bénéfice de l'API, à un moment ou à un autre, entre juillet 1991 et juin 2000. La situation démo-économique du parent isolé est connue mois par mois, non seulement tout au long de l'épisode d'API, mais également, si celui-ci est resté allocataire de la CAF de Meurthe-et-Moselle (et tant qu'il l'est resté), après la sortie du dispositif.

Les informations individuelles dont on dispose sont les suivantes : le sexe, la nationalité, l'âge, l'état matrimonial, le nombre et l'âge des enfants à charge, le revenu hors prestations, le montant des différentes prestations familiales perçues, le fait générateur de l'API (séparation, déclaration de grossesse, etc.), la date du fait générateur, la date de demande de l'API, la position vis-à-vis du marché du travail, et la taille de la commune de résidence. En revanche, ces éléments n'étant pas nécessaires à la liquidation des droits, ni le niveau de formation ou de diplôme, ni le parcours professionnel antérieur ne sont connus. S'agissant du revenu provenant d'autres sources que les prestations (salaire, indemnités de chômage, pension alimentaire, etc.), pour la période allant de juillet 1991 à décembre 1998, seule l'information fournie par l'allocataire lors de la déclaration annuelle de ressources est disponible ; en effet, ce n'est que depuis janvier 1999 que le fichier renseigne sur le montant des ressources trimestrielles.

La présente étude porte sur les mères isolées⁶ dont le premier épisode d'API observé a débuté entre juillet 1991 et juin 1994. Le choix de cette cohorte (comprenant, au total, 3 532 allocataires)⁷ a été guidé par le souci de pouvoir reconstituer sur une période suffisamment longue les trajectoires individuelles à l'issue de ce premier épisode de perception.

Comme on l'a déjà indiqué, ce que l'on a cherché à étudier ici, ce sont les trajectoires *au cours des 36 premiers mois suivant la fin du premier épisode observé*. L'analyse a été menée en faisant la distinction entre le cas des femmes qui se sont vu accorder l'API (lors du premier épisode observé) pour une durée maximale de 12 mois (1 516 femmes) et celui des bénéficiaires d'une API longue (2 016 femmes). Les caractéristiques socio-démographiques de ces deux sous-groupes sont assez différentes : ce sont principalement des jeunes femmes de moins de 25 ans, encore célibataires pour beaucoup d'entre elles, avec un seul enfant à charge, qui ont perçu une API longue ; dans l'autre sous-groupe, en revanche, on trouve surtout des mères âgées de 30 ans ou plus, séparées ou divorcées, ayant au moins deux enfants.

Pour toutes les mères isolées ayant obtenu le bénéfice d'une API courte, la fin du premier épisode de perception a pu être observée⁸. En d'autres termes, dans ce sous-groupe, aucun épisode de rang 1 n'est *censuré à droite*. Il n'en va pas de même chez les bénéficiaires d'une API longue. En effet, au moment où l'observation a pris fin (*i.e.* en juin 2000), quelques-unes de ces femmes n'avaient toujours pas quitté le dispositif (cf. tableau 1). Par ailleurs, à cette date, certaines mères isolées –des femmes ayant perçu une API longue, presque exclusivement– étaient sorties depuis moins de trois ans. Pour la présente analyse, tous ces cas de censure à droite ou de sortie récente ont dû être écartés.

⁶ Compte tenu du très faible pourcentage d'hommes parmi les bénéficiaires, on a jugé préférable de centrer l'analyse sur les mères isolées.

⁷ L'effectif initial de cette cohorte était de 3 560 femmes. On a exclu 28 cas de valeurs manquantes ou incohérentes.

⁸ On considère que l'épisode d'API a pris fin dès lors que l'allocataire n'a plus perçu cette prestation durant au moins six mois consécutifs.

Autrement plus délicate est la question de l'*attrition*. Dans de nombreux cas, en effet, la trajectoire individuelle au cours des 36 premiers mois suivant la fin du premier épisode d'API n'est pas connue ou n'a pu être complètement reconstituée. Il s'agit de femmes qui ne sont pas restées allocataires de la CAF de Meurthe-et-Moselle tout au long de ces 36 mois, soit parce qu'elles n'avaient plus droit à aucune prestation, soit parce qu'elles ont changé de département (ou encore, mais ce cas est sans doute assez rare, parce qu'elles ne relèvent plus du régime général de sécurité sociale). Plutôt que de les exclure du champ de l'analyse (et de s'appuyer sur des échantillons cylindrés), on a fait l'hypothèse que ces mères n'ont pas bénéficié du RMI, ni perçu à nouveau l'API, durant les mois où elles n'ont pu être suivies. On a la quasi-certitude qu'il en a bien été ainsi pour celles d'entre elles qui n'ont pas quitté la Meurthe-et-Moselle⁹. En revanche, parmi celles qui ont déménagé, certaines ont fort bien pu se voir accorder le RMI ou/et redevenir bénéficiaires de l'API dans leur nouveau département de résidence. Par suite, les proportions de passages au RMI et de retours dans l'API, enregistrées ici, sont sans doute quelque peu sous-estimées. De même, dans la cohorte étudiée, le pourcentage exact de femmes ayant été actives occupées à un moment ou à un autre, après la sortie de l'API, n'est pas connu ; c'est une proportion minimale qui a été observée.

Tableau 1 :

Décompte des cas de censure à droite, de sortie récente et d'attrition dans les deux sous-échantillons

	Sortantes d'une API courte	Sortantes d'une API longue
Episodes d'API censurés à droite	0	16
Episodes d'API ayant pris fin depuis moins de 36 mois	5	69
Trajectoires au cours des 36 premiers mois suivant la sortie de l'API ...		
... complètement reconstituées	915	1 092
... partiellement reconstituées	482	620
... totalement inobservées	114	219
<i>N</i>	<i>1 516</i>	<i>2 016</i>

Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

⁹ En effet, dans la quasi-totalité des cas, le RMI et l'API sont versés par la CAF.

Tableau 2 :
Caractéristiques des mères isolées ayant bénéficié de l'API

	Sortantes d'une API courte		Sortantes d'une API longue	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Nationalité étrangère (en %)	5,6	7,3	7,2	8,9
Age (en %)				
Moins de 20 ans	-	-	11,1	1,3
20 à 24 ans	-	-	41,8	37,2
25 à 29 ans	-	-	25,9	31,5
30 ans ou plus	-	-	21,1	30,0
Moins de 30 ans	31,6	30,9	-	-
30 à 34 ans	28,1	26,1	-	-
35 à 39 ans	19,7	18,7	-	-
40 ans ou plus	20,6	24,3	-	-
Etat matrimonial (en %)				
Célibataire	-	0,9	43,3	39,7
Concubine abandonnée	9,3	12,6	7,6	12,6
Séparée ou divorcée	78,5	81,6	40,8	45,7
Veuve	5,9	4,9	-	2,0
Autres cas	6,3	-	8,3	-
Nombre d'enfants à charge (en %)				
Aucun	0,1	3,6	8,3	2,7
1	34,1	34,1	56,9	59,8
2	33,8	33,2	17,7	22,4
3 ou plus	32,0	29,1	17,1	15,1
Age du plus jeune enfant : < 6 ans (en %)	47,4	46,1	-	-
Trajectoire d'activité au cours de l'épisode d'API (en %)				
Constamment inactive	47,0	51,3	43,1	38,2
Active, constamment ou non ; jamais en emploi	20,1	22,8	26,5	29,8
Active occupée, constamment ou non, ...				
... sans emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	9,5	7,6	9,8	11,1
... en emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	23,4	18,3	20,6	20,9
Durée moyenne de perception de l'API ^a (en mois)	8,4 (5,2)	9,9 (4,7)	18,1 (13,5)	26,6 (13,3)
Sortie de l'API au terme légal (ou après prolongation de la période de droits)	55,9	68,8	32,2	77,9
Taille de la commune de résidence (en %)				
Moins de 2 000 habitants	15,7	14,3	13,8	9,2
2 000 à 10 000 habitants	38,5	39,3	36,2	35,9
10 000 habitants ou plus	45,8	46,4	50,0	54,9

N

1 511

674

1 931

597

^a Ecart-type entre parenthèses.

(1) : Ensemble des allocataires sorties de l'API depuis au moins 36 mois – *caractéristiques à la sortie de l'API* (dernier mois du premier épisode de perception observé)

(2) : Allocataires ayant connu au moins un épisode de RMI au cours des 36 premiers mois suivant la fin de perception de l'API, isolées à l'entrée dans le RMI – *caractéristiques à l'entrée dans le RMI* (premier mois du premier épisode de RMI)

Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

2. Approche descriptive

Avant d'en venir à l'analyse économétrique, on présente différents résultats descriptifs. Trois points sont successivement abordés : l'accès à l'emploi, la perception du RMI et le retour dans l'API.

2.1. L'accès à l'emploi

Lorsqu'on examine les trajectoires individuelles d'activité depuis l'entrée dans l'API, on constate que 32,9 % des mères isolées qui se sont vu accorder une API courte et 30,4 % de celles qui ont obtenu le bénéfice d'une API longue ont été actives occupées, constamment ou non, durant leur épisode de perception (cf. tableau 2). La plupart de ces femmes ont poursuivi leur activité au cours des 36 premiers mois suivant la sortie de l'API : la proportion de celles qui ont travaillé pendant au moins un mois est de 84,3 % chez les premières et de 72,8 % chez les secondes.

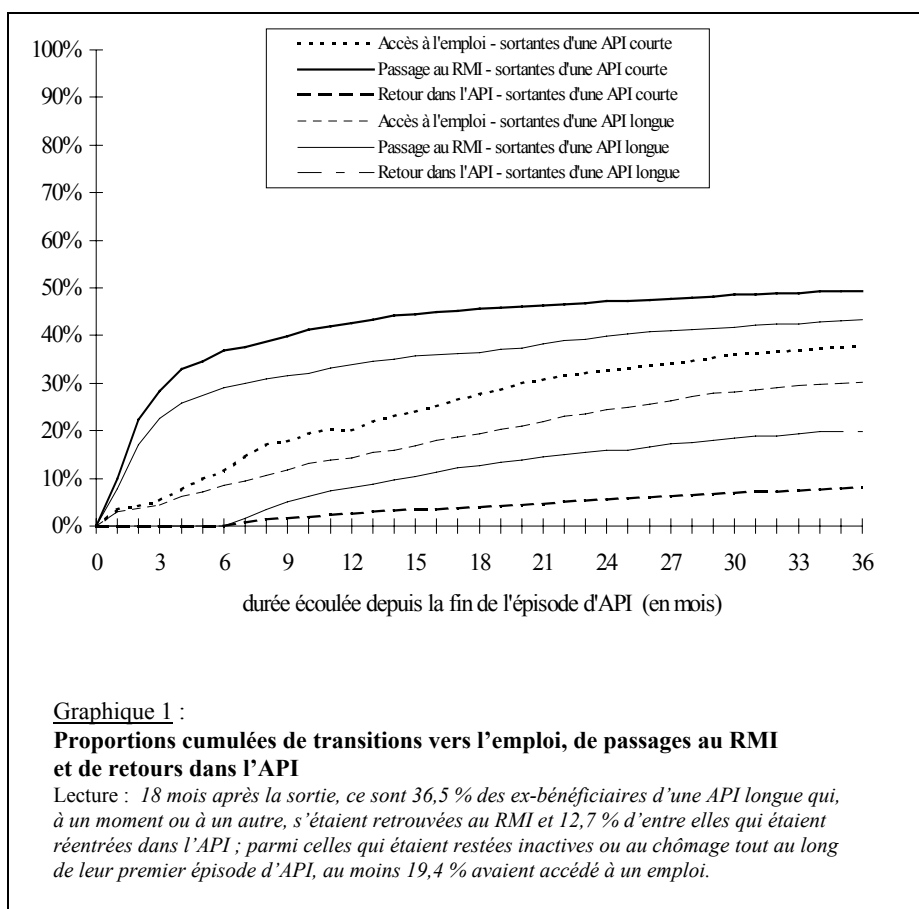
Parmi les mères qui sont restées inactives ou au chômage tout au long de leur épisode d'API, environ un tiers (un peu plus chez les sortantes d'une API courte : 37,9 %, contre 30,1 % dans l'autre sous-groupe) ont accédé ultérieurement à un emploi (cf. graphique 1). Ces femmes qui se sont (re)mises à travailler l'ont fait plutôt rapidement : la durée médiane d'accès à l'emploi est de 10 mois chez celles d'entre elles qui ont bénéficié d'une API courte et de 13 mois dans le cas des autres ex-bénéficiaires. Bien que la source ne renseigne pas directement sur ce point, il semble que nombre de ces femmes n'aient pu obtenir qu'un emploi précaire (contrat à durée déterminée ou emploi « aidé »). En effet, en analysant la distribution des durées observées pour le premier épisode d'emploi, à l'aide de la méthode actuarielle¹⁰, on s'aperçoit que ces mères n'avaient que six chances sur dix de rester actives occupées plus de 12 mois et seulement trois chances sur dix de l'être encore au bout de 24 mois, un constat qui vaut pour l'un et l'autre sous-groupe.

Au total, si l'on ne fait plus la distinction entre celles qui ont perçu l'API tout en travaillant et celles qui sont demeurées inactives ou au chômage durant leur épisode de perception, ce sont 53,1 % des sortantes d'une API courte et 43,1 % des ex-bénéficiaires d'une API longue qui ont occupé un emploi durant au moins un mois au cours des 36 premiers mois suivant la sortie. Les premières sont plus nombreuses à avoir été durablement actives occupées : 27,2 % d'entre elles ont travaillé pendant au moins 18 mois, continûment ou en plusieurs épisodes successifs, alors que seulement 16,9 % des sortantes d'une API longue sont dans ce cas¹¹.

La proportion de femmes ayant connu au moins deux épisodes d'emploi, parmi celles qui ont exercé une activité durant au moins un mois, est sensiblement la même dans les deux sous-groupes (autour de 25 %). En revanche, la durée cumulée d'emploi, au cours des 36 premiers mois suivant la sortie du dispositif, est en moyenne plus élevée chez les mères ayant bénéficié d'une API courte : 19,1 mois (avec un écart-type de 11,5 mois), contre 15,8 mois (écart-type : 10,7 mois) pour les autres sortantes.

¹⁰ La méthode actuarielle consiste à distinguer $k+1$ intervalles temporels $[t_{i-1}, t_i]$, et à compter dans chaque intervalle, d'une part, le nombre d'individus ayant connu l'événement d'intérêt (ici, la fin de l'épisode d'emploi), et, d'autre part, le nombre d'observations censurées à droite. Sur la méthode actuarielle, voir les ouvrages suivants : Allison (1995), Courgeau et Lelièvre (1989), Cox et Oakes (1984).

¹¹ Comme on l'a précisé plus haut, dans le cas de l'API courte comme dans celui de l'API longue, ces chiffres correspondent à des proportions minimales, 40 % des trajectoires individuelles n'ayant pu être complètement reconstituées (en raison de l'attrition).



Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

2.2. La perception du RMI

Au cours des 36 premiers mois suivant la sortie de l'API, 49,4 % des ex-bénéficiaires d'une API courte et 43,2 % des sortantes d'une API longue ont perçu le RMI durant au moins un mois.

Pour analyser le passage au RMI, la méthode actuarielle a de nouveau été utilisée. Cette méthode a permis d'estimer ici, d'une part, le taux d'entrée au RMI (ou *risque*)¹², et, d'autre part, la probabilité de ne pas percevoir le RMI au moins jusqu'au mois t (ou *fonction de survie*).

Dans l'un et l'autre sous-groupe, c'est lors des trois premiers mois que le taux d'entrée au RMI est le plus élevé (cf. graphique 2 ; voir également le graphique 1), ce qui signifie que le passage *direct* de l'API au RMI est un phénomène relativement fréquent. Au-delà du 6^e mois, ce taux ne varie guère (oscillant entre 1 et 2 %). Par ailleurs, on constate que l'entrée dans le dispositif survient, en moyenne, un peu plus tôt chez les ex-bénéficiaires d'une API courte (la probabilité de ne pas percevoir le RMI au cours des 12 premiers mois étant de 0,58 pour celles-ci, contre 0,67 pour les autres sortantes)¹³.

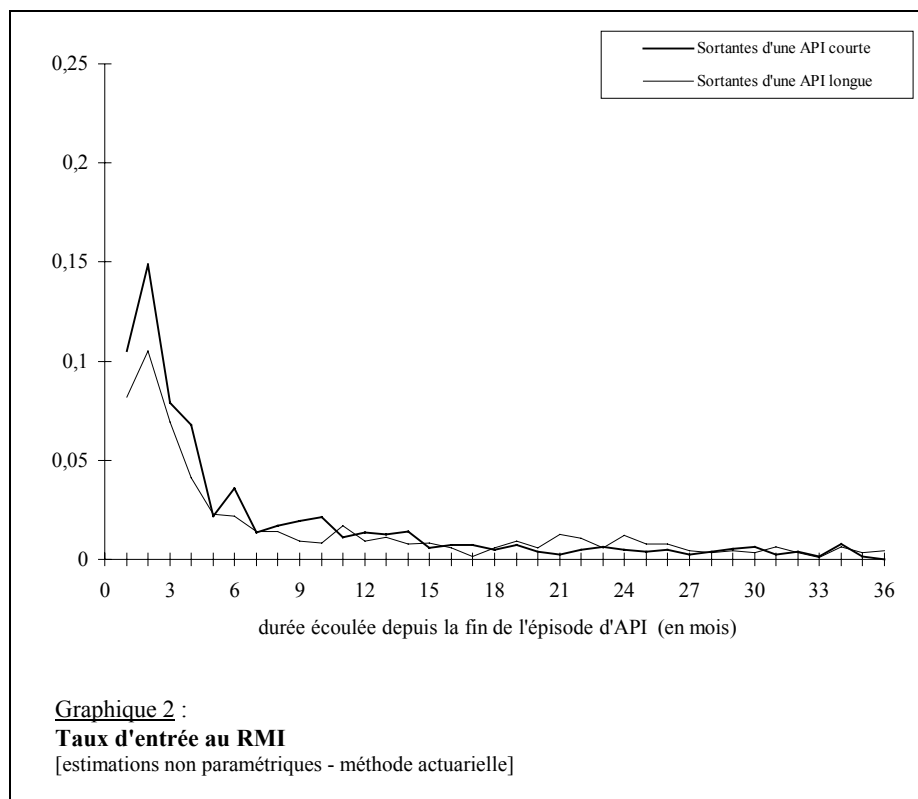
¹² Le risque (« *hazard* », dans la terminologie anglo-saxonne) s'interprète comme une probabilité conditionnelle : en temps discret, c'est la probabilité que l'événement d'intérêt survienne dans l'intervalle $[t_{i-1}, t_i]$, sachant que cet événement ne s'est pas produit avant la date t_{i-1} . Dans cette analyse, dite non paramétrique, on ne fait aucune hypothèse sur la forme de la fonction de risque (*i.e.* quant à la façon dont le risque évolue au fil du temps).

¹³ D'après les résultats des tests du Log-Rank, de Wilcoxon et du rapport de vraisemblance, les fonctions de survie sont significativement différentes.

Lorsqu'on introduit une distinction selon le mode de sortie de l'API, il apparaît, comme on pouvait s'y attendre, que ce sont les mères qui ont quitté le dispositif à la fin de droits en étant sans emploi et toujours isolées qui risquent le plus de se retrouver rapidement au RMI ; à l'inverse, c'est pour celles qui sont sorties de l'API avant la fin de la durée légale en étant actives occupées et toujours isolées (ou, mais uniquement chez les ex-bénéficiaires d'une API courte, en reprenant une vie de couple¹⁴) que ce risque est le plus faible : ainsi, les premières ont deux fois moins de chances (API courte), voire quatre fois moins (API longue), que les secondes de ne pas percevoir le RMI au moins jusqu'au 12^e mois (cf. graphiques 3 et 4).

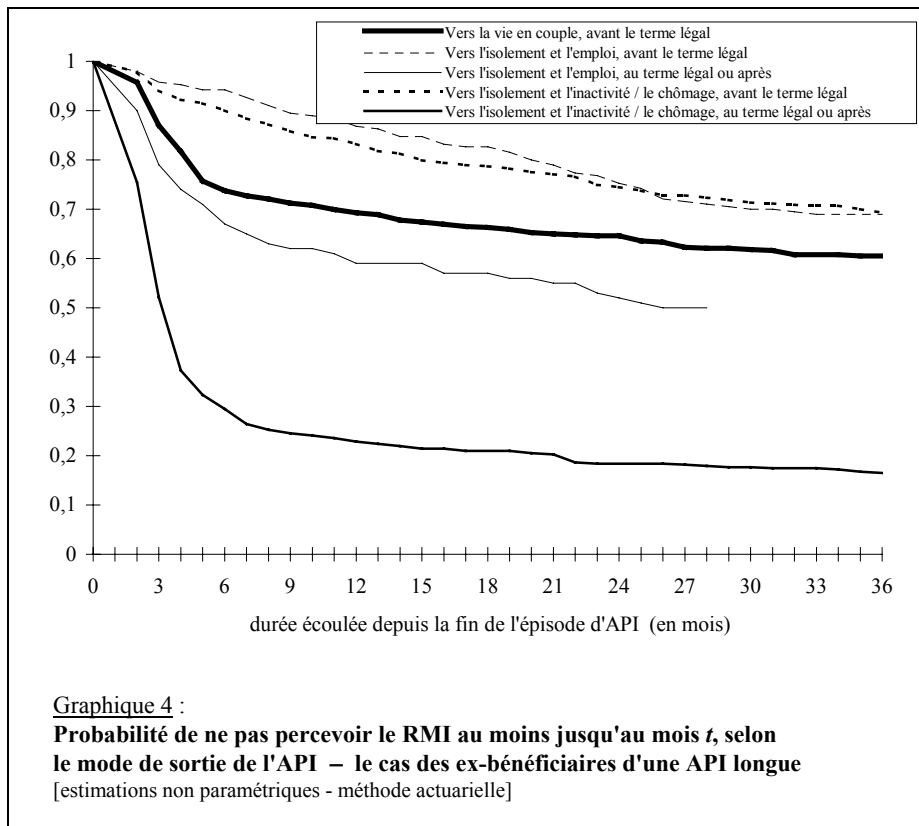
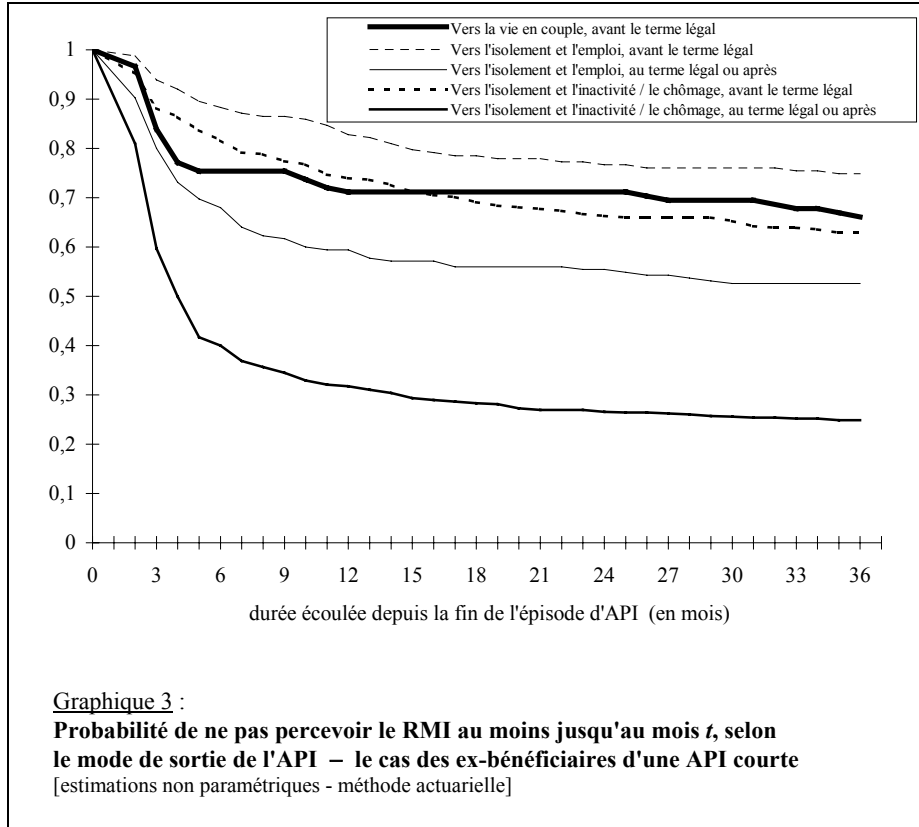
Lorsqu'on analyse, toujours à l'aide de la méthode actuarielle, la distribution des durées de perception relatives au premier épisode de RMI observé (à l'issue de l'API), on remarque, et ce point mérite d'être souligné, que les chances de sortie du RMI, dans les deux sous-groupes, ne semblent guère dépendre du temps passé dans le dispositif (le risque estimé étant relativement constant ; cf. graphique 5). Autre constatation : le premier épisode de RMI est plutôt de longue durée. En effet, les mères qui entrent au RMI ont une chance sur deux d'y rester au moins 12 mois.

Parmi les femmes ayant bénéficié du RMI durant au moins un mois au cours de la période d'observation, un cinquième (22,3 % dans le cas des sortantes d'une API courte et 19,9 % dans l'autre sous-groupe) ont connu au moins deux épisodes de perception. Dans les deux sous-groupes, la durée cumulée moyenne de perception s'élève à 17 mois. Toutefois, celles qui sont sorties d'une API courte sont un peu plus nombreuses à être restées durablement dans le dispositif : 54,4 % d'entre elles se sont trouvées au RMI, au total, pendant 18 mois ou plus, contre 47,2 % des autres sortantes.

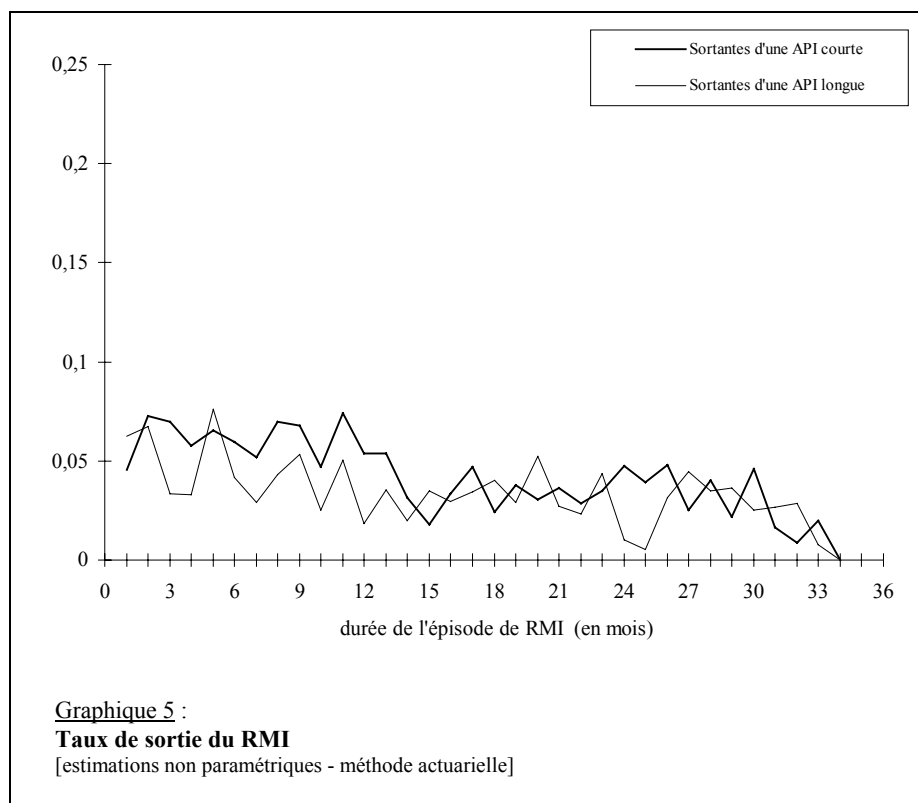


Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

¹⁴ Parmi les femmes qui ont mis fin à leur isolement avant le terme légal, bien peu avaient un emploi à la sortie de l'API. C'est pourquoi le statut d'activité n'a pu être pris en compte dans ce cas de figure.



Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)



Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

2.3. Le retour dans l'API

La proportion de sortantes qui sont redevenues bénéficiaires de l'API, au cours des 36 premiers mois suivant la fin du premier épisode de perception observé, est deux fois plus élevée parmi celles qui s'étaient vu accorder une API longue. En effet, ce sont 19,9 % d'entre elles qui sont réentrées dans le dispositif, contre 8,1 % des ex-bénéficiaires d'une API courte¹⁵. Ce constat n'est pas très surprenant. En effet, les premières sont plus susceptibles de se trouver de nouveau éligibles après une courte interruption, sans qu'il soit besoin d'un nouveau fait générateur, un dépassement temporaire du plafond de ressources (ou une reprise passagère de la vie de couple) au cours de la période de droits étant plus probable dans le cas de l'API longue.

C'est bien ce que l'on observe lorsqu'on se penche sur les raisons de la réentrée dans l'API. Chez les ex-bénéficiaires d'une API longue, un peu plus de la moitié seulement des retours se sont produits à la suite d'un nouveau fait générateur, alors que cette proportion s'élève à 77 % chez les autres sortantes (cf. tableau 3). La répartition des retours selon la nature de ce fait générateur est, en revanche, sensiblement la même dans les deux sous-groupes : parmi les mères isolées qui ont ainsi obtenu le bénéfice d'une nouvelle période de droits, les deux tiers sont réentrées à cause d'une séparation et près de 30 % parce qu'elles se sont trouvées enceintes (la prise en charge d'un enfant étant un fait générateur assez marginal).

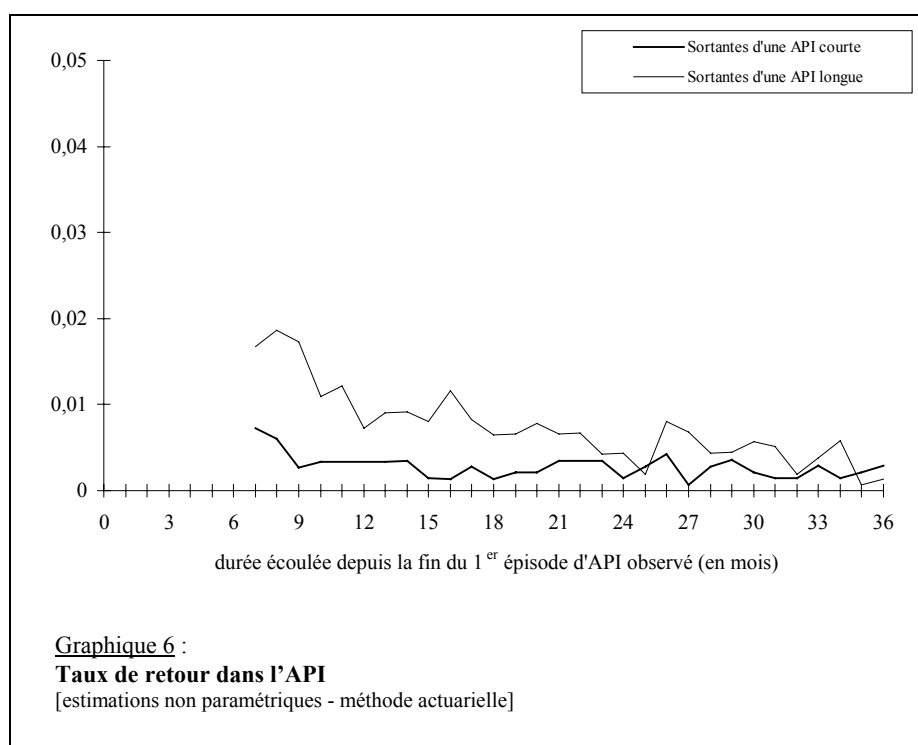
Dans l'un et l'autre sous-groupe, les femmes qui ont connu un nouvel épisode d'API sont proportionnellement plus nombreuses à être passées préalablement par le RMI (dans 59,8 % des cas, contre

¹⁵ L'estimation du taux de retour dans l'API varie sensiblement selon la définition de la sortie que l'on retient. Si l'on considère que l'épisode d'API a pris fin dès lors qu'*au moins trois mois consécutifs de non-perception* (et non plus six mois) ont été observés, ce sont 32 % des bénéficiaires d'une API longue qui ont connu un nouvel épisode au cours des 36 premiers mois suivant la sortie, contre 16 % des autres allocataires (Chaupain-Guillot et Guillot, 2001).

48,4 % parmi les autres, s'agissant des sortantes d'une API courte ; 52,1 % contre 40,4 %, dans l'autre sous-groupe).

Le recours à la méthode actuarielle a permis de renseigner sur la façon dont le risque de retour dans l'API évolue au fil du temps (cf. graphique 6). Il apparaît que ce risque est pour ainsi dire constant, et particulièrement faible (l'échelle du graphique 6 étant quelque peu trompeuse). Les chances de redevenir bénéficiaire sont toutefois un peu plus grandes lors du troisième trimestre suivant la fin de perception¹⁶. Ainsi, pour près de 20 % des ex-bénéficiaires d'une API courte et un quart des ex-bénéficiaires d'une API longue ayant connu un nouvel épisode de perception, le retour dans le dispositif s'est produit dans les neuf mois suivant la sortie.

Pour les femmes qui sont redevenues bénéficiaires de l'API, on a comparé les durées moyennes des premier et deuxième épisodes enregistrés. Chez les sortantes d'une API longue, ce nouveau séjour dans le dispositif a été plus bref que le précédent (13 mois, en moyenne, contre 16 mois pour le premier épisode) ; dans l'autre sous-groupe, c'est l'inverse que l'on observe (13,9 mois contre 8,4 mois)¹⁷. Ceci peut s'expliquer, au moins en partie, par le fait que 45,3 % des ex-bénéficiaires d'une API longue sont réentrées dans le dispositif avec une durée de droits inférieure ou égale à 12 mois (nouvelle période de droits –*i.e.* période de droits associée à un nouveau fait générateur– ou reliquat de la période précédente) ; symétriquement, ce sont plus d'un tiers (38,5 %) des sortantes d'une API courte qui se sont vu accorder une durée de droits supérieure à 12 mois.



Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

¹⁶ Compte tenu de la définition de la sortie (*i.e.* au moins six mois consécutifs de non-perception), est-il besoin de le préciser, aucune réentrée ne peut survenir au cours des deux premiers trimestres.

¹⁷ La durée moyenne du deuxième épisode est légèrement sous-estimée, certaines femmes se trouvant encore dans le dispositif au moment où l'observation a pris fin (3,3 % des cas chez les sortantes d'une API courte et 6,3 % chez les ex-bénéficiaires d'une API longue).

Tableau 3 :
Raisons du retour dans l'API

	En %	
	Sortantes d'une API courte	Sortantes d'une API longue
Nouveau fait générateur dont	77,0	53,9
Séparation	50,8	38,3
Grossesse	23,0	14,6
Prise en charge d'un enfant	3,2	1,0
Retour au cours de la période de droits relative au premier épisode	23,0	46,1
<i>N</i>	122	384

Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

3. Les modèles

L'analyse économétrique a porté sur les trois aspects suivants : le passage au RMI, la durée du premier épisode de RMI et le type de trajectoire au sortir de l'API. Pour aborder les deux premiers aspects, on a utilisé deux modèles de durée : un modèle à risques proportionnels semi-paramétrique, ou modèle de Cox, et un modèle de durée log-linéaire. Quant à l'étude de la trajectoire au sortir de l'API, elle a été menée à l'aide d'un modèle Logit polytomique non ordonné¹⁸.

Dans les développements qui suivent, quelques éléments relatifs aux modèles de durée sont d'abord fournis. On présente ensuite le modèle Logit polytomique.

3.1. Les deux modèles de durée

Le modèle de Cox s'écrit :

$$h(t; Z) = h_0(t) \exp(Z'\beta)$$

où

$h(t; Z)$ est le taux instantané de transition (d'un état i vers un état j) ou risque (ici, risque de passage au RMI ou risque de sortie du RMI, selon le cas)

Z et β désignent, respectivement, la matrice des variables explicatives et le vecteur des paramètres correspondants à estimer

$h_0(t)$ est la fonction de risque aux valeurs nulles des variables Z , ou fonction de risque de base

Cette fonction de risque de base n'est pas spécifiée (et demeure inconnue) : la méthode de la vraisemblance partielle, introduite par Cox (1972), permet d'estimer le vecteur de paramètres β en ne faisant aucune hypothèse sur la forme de $h_0(t)$, *i.e.* quant à la façon dont le risque évolue au fil du temps. Les variables Z ont pour effet de multiplier le risque de base par un facteur qui ne dépend pas de t : le rapport des risques (*risk ratio*), pour deux individus donnés a et b , est supposé constant au cours du temps (c'est pourquoi on parle de risques proportionnels).

¹⁸ Sur les modèles de durée, on pourra consulter les ouvrages suivants : Allison (1995), Courgeau et Lelièvre (1989), Cox et Oakes (1984) et Kalbfleisch et Prentice (1980). Sur le modèle Logit polytomique, voir DeMaris (1992) et Liao (1994).

Le second modèle est de la forme :

$$\text{Log } T = \alpha + Z'\beta + \sigma\varepsilon$$

où

T est une variable aléatoire représentant la durée avant survenance de l'événement d'intérêt (ici, durée avant passage au RMI ou durée de séjour dans le RMI, selon le cas –durée en mois, éventuellement censurée à droite)

α désigne la constante du modèle, à estimer

σ est un paramètre d'échelle, à estimer

ε est un terme d'erreur, distribué selon une loi connue

Z et β ont été définis plus haut

Dans ce modèle, que l'on estime par la méthode du maximum de vraisemblance, les variables explicatives ont un effet multiplicatif sur la durée (ou un effet additif sur le logarithme de la durée), et non plus sur le risque (d'où l'inversion des signes par rapport au modèle précédent) : un coefficient positif signifie que l'on est en présence d'un facteur qui retarde l'événement d'intérêt ; un coefficient négatif, qu'il s'agit d'un facteur favorisant la survenance de cet événement.

La distribution de probabilité de la variable T doit être spécifiée. Il faut supposer, en effet, que les durées des épisodes individuels se distribuent selon telle ou telle loi statistique ; ce qui revient à formuler une hypothèse précise quant à la forme de la fonction de risque.

Dans le cas de la transition vers le RMI, sur la base des résultats de l'analyse non paramétrique (cf. *supra*, graphique 2), ce sont deux lois de distribution des durées que l'on a successivement retenues : la loi exponentielle et la loi de Weibull¹⁹. Sous la première spécification, le risque est constant ; en d'autres termes, la probabilité d'entrer au RMI est supposée ne pas dépendre du temps. Quant à la loi de Weibull (qui est une généralisation de la loi exponentielle), elle est caractérisée par la fonction de risque suivante : $h(t) = hp(ht)^{p-1}$. Sous cette seconde spécification, le risque est monotone croissant lorsque le paramètre p est supérieur à l'unité et monotone décroissant lorsque p est inférieur à l'unité. Lorsque $p = 1$, on retrouve le cas de la loi exponentielle ($h(t) = h$). On s'attend ici à ce que p soit inférieur ou égal à 1.

Dans ces deux premières versions du modèle log-linéaire, comme dans le modèle de Cox, l'effet éventuel de l'hétérogénéité individuelle non observée n'est pas contrôlé. Pour tenter d'appréhender cet effet, une troisième spécification a été testée. Il s'agit d'un modèle exponentiel, avec composante d'hétérogénéité distribuée selon une loi Gamma de moyenne 1 et de variance θ ²⁰.

Pour l'étude de la durée de l'épisode de RMI, en se fondant, là encore, sur les estimations non paramétriques de la fonction de risque (cf. *supra*, graphique 5), on a choisi une distribution exponentielle. Comme dans le cas précédent, le modèle a d'abord été estimé sans tenir compte de l'hétérogénéité non observée, puis en introduisant une composante d'hétérogénéité de forme Gamma²¹.

¹⁹ A noter que lorsque T suit une loi exponentielle ou une loi de Weibull, ε (ou $\text{Log } T$) se distribue selon une loi des valeurs extrêmes.

²⁰ Pour plus de détails sur cette spécification, voir Greene (1993), p. 724.

²¹ On a également cherché à tenir compte de l'existence éventuelle d'un biais de sélection, cette analyse s'appuyant sur le sous-échantillon des seules ex-bénéficiaires qui sont entrées au RMI au cours des 36 mois. On a commencé par estimer, pour l'un et l'autre sous-groupe (API courte et API longue), une équation de sélection, de type Probit, dont la variable expliquée est codée 1 lorsque la personne a perçu le RMI (0 sinon), et ce, afin de calculer, pour chaque femme, *l'inverse du ratio de Mills*. A titre exploratoire, en s'inspirant de la procédure en deux étapes de Heckman (1979), ce coefficient a ensuite été introduit parmi les régresseurs dans le modèle de durée log-linéaire. L'effet de sélection ne s'est révélé significatif que dans le cas de l'API longue, les conclusions de l'analyse n'étant pas remises en cause (résultats disponibles auprès des auteurs).

3.2. Le modèle Logit polytomique non ordonné

Pour caractériser la trajectoire au sortir de l'API, trois éléments ont été pris en compte : la durée cumulée d'emploi, la durée cumulée de perception du RMI et le fait que la mère soit retournée ou non dans l'API.

La variable dépendante du modèle Logit polytomique non ordonné, notée Y , est une variable discrète à cinq modalités :

- $Y = 1$: au cours des 36 premiers mois suivant la fin de l'épisode d'API, la mère est restée constamment sans emploi ou a été active occupée, au total, pendant une durée inférieure à 18 mois ; celle-ci n'a perçu à aucun moment le RMI, ou si elle a en bénéficié, c'est, au total, pendant une durée inférieure à 18 mois, et elle n'est pas réentrée dans l'API ;
- $Y = 2$: la mère a été active occupée, au total, pendant au moins 18 mois ; la durée cumulée de perception du RMI est inférieure à 18 mois, et il n'y a pas eu de retour dans l'API ;
- $Y = 3$: la mère a perçu le RMI, au total, pendant au moins 18 mois ; la durée cumulée d'emploi est inférieure ou égale à 18 mois, et il n'y a pas eu de retour dans l'API ;
- $Y = 4$: la mère s'est vu de nouveau accorder l'API, à un moment ou à un autre (quelles que soient les durées d'emploi et de perception du RMI) ;
- $Y = 5$: la trajectoire au sortir de l'API est totalement inconnue ou n'a pu être reconstituée que de manière très partielle (*i.e.* sur moins de 18 mois) (attrition).

Dans le cadre d'un modèle Logit polytomique non ordonné, lorsque la variable expliquée comprend J catégories j ($j = 1, \dots, J$; $J \geq 3$), on peut former, au total, $J(J-1)/2$ équations pour opposer deux à deux ces J catégories. Il existe seulement $J-1$ équations indépendantes (*i.e.* $J-1$ ensembles de paramètres non redondants à estimer) : l'une des catégories j étant prise comme référence, les équations indépendantes sont celles qui opposent séparément chacune des autres catégories à cette modalité de référence. Les coefficients des autres équations peuvent être obtenus par simple soustraction, à partir des paramètres estimés de ces $J-1$ équations indépendantes.

Dans le cas présent, le modèle comporte dix équations, dont quatre équations indépendantes. En choisissant comme référence le premier type de trajectoire (*i.e.* $Y = 1$), on a :

$$\text{Log} \left[\frac{\text{Pr}(Y=j)}{\text{Pr}(Y=1)} \right] = \alpha_j + \sum_{k=1}^K \beta_{jk} Z_k \quad j = 2, \dots, 5$$

où

Z_k représente la k^e variable explicative

β_{jk} est le coefficient de Z_k dans l'équation j (à estimer)

α_j est la constante de l'équation j (à estimer).

Ce que l'on a donc pu analyser, à l'aide d'un tel modèle (qui a été estimé par la méthode du maximum de vraisemblance), ce sont les effets des variables exogènes sur la probabilité de connaître, à la sortie de l'API, tel type de trajectoire plutôt que tel autre.

4. Les résultats de l'analyse économétrique

Dans cette partie, on présente les résultats des modèles relatifs à l'entrée au RMI, à la durée du premier épisode de RMI et au type de trajectoire.

4.1. Les déterminants du passage au RMI

Dans les modèles portant sur le passage au RMI, les caractéristiques individuelles qui ont été introduites comme variables explicatives sont les suivantes : la nationalité, l'âge, l'état matrimonial, le nombre d'enfants à charge, l'âge du plus jeune enfant (uniquement dans le cas des sortantes d'une API courte), la trajectoire d'activité durant l'épisode d'API, la durée de perception de l'API et la taille de la commune de résidence. Il s'agit des caractéristiques observées à la sortie de l'API (dernier mois de perception).

Les résultats des estimations, très peu différents d'un modèle ou d'une spécification à l'autre, ont été reportés dans les tableaux 4 (API courte) et 5 (API longue). La prise en compte de l'effet de l'hétérogénéité individuelle non observée, effet qui s'est révélé significatif (le paramètre θ étant largement supérieur à 0), ne change pas les conclusions de l'analyse²².

S'agissant du modèle de durée log-linéaire, si l'on s'en tient aux deux premières spécifications (où l'effet de l'hétérogénéité non observée n'est pas contrôlé), on peut dire, en comparant les logarithmes des vraisemblances, que la distribution de Weibull est la plus appropriée, et ce, dans les deux sous-groupes. Le paramètre d'échelle de cette loi est inférieur à l'unité (0,54 chez les ex-bénéficiaires d'une API courte et 0,58 pour les sortantes d'une API longue)²³, ce qui signifie que la fonction de risque est décroissante : au fil du temps, pour les femmes qui ne sont pas encore entrées dans ce dispositif, le passage au RMI deviendrait donc de moins en moins probable.

4.1.1. Le cas des sortantes d'une API courte

Chez les sortantes du premier sous-groupe, la trajectoire d'activité durant l'épisode d'API a clairement un rôle déterminant. Comme on pouvait s'en douter, lorsqu'elles ont perçu l'API tout en occupant un emploi (constamment ou non), ces femmes courent moins le risque d'entrer au RMI (par rapport à la situation de référence, *i.e.* l'inactivité tout au long de l'épisode d'API).

Parmi les femmes qui ont travaillé, à un moment ou à un autre, au cours de l'épisode d'API, une distinction a été faite entre celles qui étaient actives occupées lors du premier mois de perception et celles qui ont accédé à un emploi ultérieurement (durant l'épisode). On pourrait s'attendre à ce que les premières aient de plus grandes chances que les secondes de ne pas se retrouver au RMI, et ce, de par certaines caractéristiques individuelles qui n'ont pu être prises en compte ici (ces informations n'étant pas disponibles dans la source utilisée) : notamment, une plus longue expérience professionnelle que les autres, en moyenne, ou/et un niveau de formation plus élevé, pouvant permettre une insertion plus durable sur le marché du travail à la sortie de l'API. Or, les résultats de la présente analyse montrent qu'il n'en est rien : les unes et les autres ne sont pas caractérisées par des risques de passage au RMI significativement différents.

Deux autres facteurs ont pour effet de retarder l'entrée au RMI : le fait d'être veuve et la présence d'au moins trois enfants à charge (à l'issue de l'épisode d'API). Dans ces deux cas de figure, peut-être est-ce, avant tout, la perception de ressources autres que les revenus d'activité – l'Allocation veuvage dans

²² Seules quelques variables cessent d'être significatives au seuil de 5 % : les indicatrices « veuve » et « ex-concubine » dans le cas des sortantes d'une API courte et l'indicatrice « 25-29 ans » chez les autres ex-bénéficiaires.

²³ Le modèle ayant été testé sous sa forme log-linéaire, le paramètre estimé qui figure au bas des tableaux 4 et 5 est égal à l'inverse du paramètre d'échelle p de la loi de Weibull. Sur ce point, voir Kalbfleisch et Prentice (1980), pp. 21-28.

le premier cas ; les prestations familiales, d'un montant sensiblement plus élevé pour les familles de trois enfants, dans le second cas– qui explique que le passage au RMI soit moins probable.

A l'inverse, le risque d'entrée au RMI est significativement plus élevé pour les femmes qui sont restées le plus longtemps bénéficiaires de l'API. Ces femmes sont peut-être celles qui ont le plus de difficultés à s'insérer ou à se réinsérer sur le marché du travail. Le passage au RMI est également plus rapide, en moyenne, pour les sortantes d'une API courte qui n'ont pas la nationalité française, ainsi que pour celles qui vivaient en concubinage juste avant l'entrée dans l'API (*i.e.* les « ex-concubines »), ce dernier résultat étant difficile à interpréter.

4.1.2. Le cas des sortantes d'une API longue

Si l'on examine maintenant le cas des ex-bénéficiaires d'une API longue, on s'aperçoit, et ce, contre toute attente, que les femmes qui avaient un emploi au début de leur épisode d'API ne courent pas moins le risque d'entrer au RMI, au cours des 36 premiers mois suivant la fin de perception, que celles qui sont restées constamment inactives. En revanche, celles qui se sont mises à travailler ultérieurement durant leur épisode d'API ont bien de plus grandes chances que ces dernières –et donc que celles qui avaient un emploi lors du premier mois, contrairement à ce que l'on pourrait penser– de ne pas se retrouver au RMI. Parmi les allocataires qui travaillaient à l'entrée dans l'API, beaucoup ont perdu ou quitté leur emploi avant la fin de l'épisode de perception : ainsi, lors du dernier mois d'API, la moitié d'entre elles seulement étaient actives occupées, contre plus de 80 % de celles qui ont accédé plus tardivement à un emploi. Les difficultés du retour sur le marché du travail, après une période d'inactivité plus ou moins longue, pourraient expliquer que le risque de passage au RMI, à l'issue de l'épisode d'API, soit significativement plus élevé pour les premières.

Comme chez les sortantes d'une API courte, avoir au moins trois enfants à charge est un facteur qui retarde le passage au RMI. De même, mais pour une raison qui reste indéterminée, les célibataires risquent moins de se retrouver dans ce dispositif. Sous l'angle du mode de sortie de l'API (*i.e.* vers la vie en couple ou non, vers l'emploi ou non), ces femmes ne se distinguent guère des autres ex-bénéficiaires du sous-groupe. En revanche, lorsqu'on s'intéresse aux circonstances d'entrée, on constate que 90 % d'entre elles se sont vu accorder l'API à la suite d'une grossesse, alors que ce fait générateur ne se rencontre que chez un cinquième des autres allocataires. On peut se demander si l'effet mis en évidence ici n'est pas dû à l'existence de certaines caractéristiques inobservées, associées à la survenance d'un tel événement.

Le passage au RMI est également moins probable dans les communes comptant moins de 2 000 habitants. Cela tient sans doute au fait que les mères vivant dans ces communes ont de plus grandes chances de sortir de l'API en reprenant une vie de couple (Chaupain-Guillot et Guillot, 2000a) et, par là même, d'accéder à un niveau de revenu leur permettant d'échapper au RMI (grâce à l'apport de ressources du conjoint).

A l'inverse, il ressort de cette analyse que les femmes les plus jeunes (*i.e.* celles qui avaient moins de 20 ans à la sortie de l'API) et les plus âgées (30 ans ou plus) connaissent plus tôt le RMI que les mères d'âge intermédiaire. Les premières sont sans doute celles qui ont, en moyenne, le moins d'expérience professionnelle et dont le niveau de formation ou de diplôme est le plus faible (beaucoup d'entre elles, encore mineures au moment de l'entrée dans l'API, ayant peut-être quitté le système scolaire sans achever leur cycle d'études). Quant aux plus âgées, elles ont une plus faible probabilité de mettre fin à leur isolement (et donc, de voir leur niveau de vie s'améliorer lors d'un tel changement de situation). Enfin, comme dans l'autre sous-groupe, on observe une relation positive (*resp.* négative) entre la durée de l'épisode d'API et le risque de passage au RMI (*resp.* la durée d'accès au RMI).

Tableau 4 :

Le passage au RMI : paramètres estimés des modèles de durée – le cas des sortantes d'une API courte

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-	3,9480 *** (0,1379)	4,4327 *** (0,2554)	3,8804 *** (0,3114)
Nationalité : étrangère	0,4668 *** (0,1447)	-0,6139 *** (0,1467)	-0,9783 *** (0,2693)	-0,8375 ** (0,3970)
Age				
<i>Moins de 30 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
30 à 34 ans	-0,1218 (0,1046)	0,1127 (0,1048)	0,2185 (0,1929)	0,1406 (0,2248)
35 à 39 ans	-0,1716 (0,1213)	0,1991 (0,1216)	0,3299 (0,2237)	0,3451 (0,2499)
40 ans ou plus	0,0902 (0,1219)	-0,1567 (0,1220)	-0,2239 (0,2246)	-0,0339 (0,2666)
Etat matrimonial				
<i>Séparée ou divorcée</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Ex-concubine	0,3208 *** (0,1174)	-0,3958 *** (0,1190)	-0,6270 *** (0,2180)	-0,5222 * (0,2902)
Veuve	-0,5476 *** (0,1884)	0,6816 *** (0,1883)	1,1153 *** (0,3483)	0,5432 * (0,3281)
Autres cas	0,2739 * (0,1484)	-0,3403 ** (0,1491)	-0,5558 ** (0,2743)	-0,9042 *** (0,3398)
Nombre d'enfants				
1	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2	-0,0436 (0,0922)	0,0488 (0,0926)	0,0911 (0,1702)	0,1385 (0,2031)
3 ou plus	-0,2857 *** (0,1013)	0,3396 *** (0,1029)	0,5638 *** (0,1884)	0,7038 *** (0,2238)
Age du benjamin : < 6 ans	0,0547 (0,0900)	-0,0787 (0,0898)	-0,1210 (0,1655)	-0,1366 (0,1874)
Trajectoire d'activité durant l'épisode d'API				
<i>Constamment inactive</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Active, constamment ou non ; jamais en emploi	-0,0739 (0,0962)	0,0581 (0,0967)	0,1328 (0,1776)	0,2283 (0,2267)
Active occupée, constamment ou non, ...				
... sans emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	-0,4547 *** (0,1440)	0,5284 *** (0,1443)	0,8962 *** (0,2668)	0,9188 *** (0,2808)
... en emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	-0,6068 *** (0,1053)	0,6853 *** (0,1058)	1,1677 *** (0,1968)	1,1389 *** (0,2171)
Durée de perception de l'API (en mois)	0,0435 *** (0,0046)	-0,0510 *** (0,0043)	-0,0864 *** (0,0086)	-0,2359 *** (0,0196)
Taille de la commune de résidence				
Moins de 2 000 habitants	-0,0593 (0,1120)	0,0759 (0,1125)	0,1232 (0,2069)	-0,0715 (0,2305)
2 000 à 10 000 habitants	0,0616 (0,0803)	-0,0947 (0,0806)	-0,1394 (0,1482)	-0,1015 (0,1798)
10 000 habitants ou plus	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Paramètre d'échelle	-	1	1,8444 *** (0,0595)	1
θ	-	-	-	3,2891 *** (0,2574)
Logarithme de la vraisemblance :	-5 189,45	-2 526,00	-2 293,31	-2 122,0
Nombre d'observations : 1 511 (nombre d'observations non censurées : 746)				

Note : les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Seuils de signification : *** 1 % ** 5 % * 10 %

(1) Modèle de Cox

(2) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel

(3) Modèle de durée log-linéaire – Weibull

(4) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel, avec hétérogénéité Gamma

Tableau 5 :

Le passage au RMI : paramètres estimés des modèles de durée – le cas des sortantes d'une API longue

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-	4,7256 *** (0,1261)	5,5925 *** (0,2263)	4,2703 *** (0,2351)
Nationalité : étrangère	0,1092 (0,1259)	-0,1527 (0,1259)	-0,2287 (0,2156)	-0,1160 (0,2709)
Age				
<i>Moins de 20 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
20 à 24 ans	-0,2804 ** (0,1241)	0,3462 *** (0,1248)	0,5286 ** (0,2134)	0,4852 ** (0,2374)
25 à 29 ans	-0,3233 ** (0,1399)	0,4217 *** (0,1407)	0,6291 *** (0,2406)	0,3426 (0,2629)
30 ans ou plus	-0,1223 (0,1503)	0,1507 (0,1507)	0,2492 (0,2578)	0,2389 (0,2892)
Etat matrimonial				
<i>Célibataire</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Séparée ou divorcée	0,2918 *** (0,0905)	-0,3280 *** (0,0899)	-0,5232 *** (0,1549)	-0,6082 *** (0,1738)
Ex-concubine	0,3478 ** (0,1386)	-0,3914 ** (0,1391)	-0,6194 *** (0,2380)	-0,8327 *** (0,2684)
Autres cas	0,5609 *** (0,1360)	-0,6255 *** (0,1348)	-1,0047 *** (0,2335)	-1,4192 *** (0,2625)
Nombre d'enfants				
<i>Aucun ou 1</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2	0,0559 (0,0959)	-0,0291 (0,0961)	-0,0817 (0,1643)	-0,1877 (0,2033)
3 ou plus	-0,3175 *** (0,1178)	0,3862 *** (0,1177)	0,5735 *** (0,2019)	0,5872 *** (0,2190)
Trajectoire d'activité durant l'épisode d'API				
<i>Constamment inactive</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Active, constamment ou non ; jamais en emploi	0,1146 (0,0847)	-0,1380 (0,0849)	-0,1988 (0,1453)	-0,0984 (0,1715)
Active occupée, constamment ou non, ...				
... sans emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	-0,4990 *** (0,1319)	0,6006 *** (0,1322)	0,9166 *** (0,2271)	1,0951 *** (0,2500)
... en emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	-0,1210 (0,0971)	0,1439 (0,0973)	0,2253 (0,1666)	0,3355 * (0,1848)
Durée de perception de l'API (en mois)	0,0431 *** (0,0027)	-0,0515 *** (0,0027)	-0,0788 *** (0,0049)	-0,0854 *** (0,0066)
Taille de la commune de résidence				
Moins de 2 000 habitants	-0,4347 *** (0,1195)	0,5279 *** (0,1199)	0,8029 *** (0,2057)	0,5883 *** (0,1952)
2 000 à 10 000 habitants	-0,0857 (0,0756)	0,0842 (0,0757)	0,1398 (0,1296)	0,1019 (0,1466)
10 000 habitants ou plus	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Paramètre d'échelle	-	1	1,7133 *** (0,0522)	1
θ	-	-	-	3,1618 *** (0,2563)
Logarithme de la vraisemblance :	-5 973,62	-2 789,35	-2 593,78	-2 462,3
Nombre d'observations : 1 931 (nombre d'observations non censurées : 835)				

Note : les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Seuils de signification : *** 1 % ** 5 % * 10 %

(1) Modèle de Cox

(2) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel

(3) Modèle de durée log-linéaire – Weibull

(4) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel, avec hétérogénéité Gamma

4.2. Les déterminants de la durée du premier épisode de RMI

On s'est plus particulièrement intéressé ici à l'impact éventuel du différentiel de ressources entre API et RMI, le champ de l'analyse étant restreint aux allocataires qui étaient isolées au moment de l'entrée dans ce dispositif (soit 674 femmes ayant perçu une API courte et 597 sortantes d'une API longue –pour une description des caractéristiques de ces allocataires, voir le tableau 2). Deux variables ont simultanément été introduites :

- la différence entre le montant mensuel moyen du revenu garanti par l'API lors du dernier trimestre de perception et le montant mensuel moyen garanti par le RMI au début de l'épisode, d'une part ;
- la différence entre le montant mensuel moyen des ressources personnelles de l'allocataire²⁴ à la fin de l'épisode d'API (dernier trimestre de perception) et ce même montant à l'entrée dans le RMI (premier trimestre), d'autre part²⁵.

Le revenu garanti par le RMI est presque toujours inférieur au niveau de ressources qui était assuré par l'API (cf. tableau 6)²⁶. Quant à l'écart observé entre le montant des ressources personnelles en fin d'API et le montant de ces ressources à l'entrée dans le RMI, chez les ex-bénéficiaires d'une API courte, il est presque aussi souvent positif que négatif. En d'autres termes, les femmes ayant vu leurs ressources diminuer sont à peu près aussi nombreuses que celles qui ont bénéficié d'un accroissement de revenu. Dans l'autre sous-groupe, en revanche, les cas de baisse ont été bien plus fréquents (près de huit femmes sur dix étant concernées). Le premier facteur devrait avoir pour effet d'accélérer la sortie du RMI. A l'inverse, plus l'écart entre les montants des ressources personnelles de l'allocataire (à la sortie de l'API et au début de l'épisode de RMI) est important, plus la durée de séjour dans le RMI devrait être longue, *ceteris paribus*. Dans le premier cas, on suppose qu'une forte baisse du revenu garanti est de nature à inciter l'allocataire à quitter plus vite le dispositif (incitation à la reprise d'une activité ou, ce qui serait moins souhaitable, au retour dans l'API). Dans le second cas, c'est un effet « différentiel » que l'on s'attend à observer, le dépassement du plafond du RMI étant d'autant moins probable que les ressources du foyer sont plus faibles.

Les autres variables explicatives sont sensiblement les mêmes que précédemment. Toutefois, c'est la situation observée à l'entrée dans le RMI (et non plus à la sortie de l'API) qui a été, cette fois, prise en compte. Les résultats des modèles sont présentés dans les tableaux 7 (API courte) et 8 (API longue). L'effet de l'hétérogénéité non observée est, là encore, significatif ; mais, comme précédemment, lorsque cet effet est contrôlé, les conclusions de l'analyse restent inchangées.

4.2.1. Le cas des sortantes d'une API courte

Chez les sortantes d'une API courte, la durée de séjour dans le RMI est significativement plus longue pour les femmes les plus âgées (*i.e.* celles qui avaient 40 ans ou plus au début de leur épisode de perception), peut-être parce que l'insertion (ou la réinsertion) de ces mères sur le marché du travail est plus difficile. Celles qui ont perçu l'API jusqu'à la fin de la durée légale restent également plus longtemps bénéficiaires. A l'inverse, la sortie du RMI est plus rapide lorsqu'il y a deux enfants à charge ou, surtout, trois enfants ou plus (le dépassement du plafond de ressources étant sans doute plus probable dans ce cas de figure, en raison du montant plus élevé des prestations familiales).

Le statut d'activité au cours de l'épisode d'API est, là encore, un élément déterminant. Avoir perçu l'API tout en occupant un emploi (constamment ou non) a pour effet d'accélérer la sortie du RMI. Toutefois, les femmes qui étaient actives occupées dès le premier mois de perception ne restent pas moins longtemps bénéficiaires du RMI que celles qui se sont (re)mises à travailler ultérieurement, une constatation qui rejoint celle qui a pu être faite dans la précédente analyse.

²⁴ Il s'agit des ressources prises en compte dans le calcul du montant de l'allocation différentielle d'API ou de RMI.

²⁵ Le coefficient de corrélation partielle entre ces deux variables (les autres caractéristiques, y compris le nombre d'enfants à charge, étant maintenues constantes) est de 0,36 dans le cas de l'API courte et de 0,37 dans le cas de l'API longue.

²⁶ Dans un petit nombre de cas, sans doute est-ce en raison de la prise en charge d'un (ou de plusieurs) enfant(s) que le niveau de ressources garanti par le RMI est plus élevé.

Contrairement à l'hypothèse avancée plus haut, il n'y a pas de relation significative entre la variation du niveau de revenu garanti et la durée de séjour dans le RMI. Seule la variation des ressources personnelles de l'allocataire (entre la fin de l'épisode d'API et l'accès au RMI) joue un rôle, et ce, dans le sens attendu : toutes choses égales par ailleurs, plus la situation financière s'est détériorée, moins la sortie du RMI s'effectue rapidement (*i.e.* plus la probabilité d'un dépassement du plafond de ressources est faible).

4.2.2. Le cas des sortantes d'une API longue

Les résultats des estimations pour les sortantes d'une API longue sont très proches de ceux qui ont été obtenus pour l'autre sous-groupe. Ainsi, comme chez les ex-bénéficiaires d'une API courte, la durée de l'épisode de RMI augmente avec l'âge de la mère –ici, ce sont les femmes de 30 ans ou plus qui restent, en moyenne, le plus longtemps dans le dispositif. De même, lorsque l'allocataire a perçu l'API jusqu'à la fin de droits, la sortie du RMI est moins rapide.

L'effet du nombre d'enfants à charge s'est également révélé significatif. Là encore, on constate que le risque de sortie est plus élevé pour les femmes ayant au moins deux enfants. S'agissant de la trajectoire d'activité antérieure, cette analyse montre que les mères isolées ayant (re)pris un emploi durant l'API quittent plus rapidement le RMI que celles qui étaient restées constamment inactives. Pour celles qui étaient actives occupées à l'entrée dans l'API, la durée de séjour dans le RMI est également un peu plus courte, mais l'effet estimé n'est significatif qu'au seuil de 10 %. Ce résultat est à rapprocher du constat précédent, à propos de la transition vers le RMI.

Comme dans l'autre sous-groupe, la variation du niveau de revenu garanti, liée au passage de l'API au RMI, ne semble pas intervenir²⁷. En revanche, on constate que la sortie du RMI est plus difficile, toutes choses égales par ailleurs, pour les mères isolées dont les ressources personnelles ont le plus baissé (depuis la fin de l'épisode d'API).

Tableau 6 :

Caractéristiques des distributions des variables relatives à l'écart de ressources entre API et RMI

	Sortantes d'une API courte	Sortantes d'une API longue
Ecart entre les montants garantis par l'API et le RMI		
Moyenne	958 F	757 F
Ecart-type	460 F	410 F
1 ^{er} quartile	649 F	581 F
Médiane	937 F	649 F
3 ^e quartile	1 045 F	948 F
Proportion de valeurs strictement positives	99,4 %	98,2 %
Ecart entre le montant des ressources personnelles de l'allocataire en fin d'API et le montant de ces ressources à l'entrée au RMI		
Moyenne	102 F	541 F
Ecart-type	1 249 F	1 010 F
1 ^{er} quartile	- 701 F	64 F
Médiane	- 123 F	386 F
3 ^e quartile	895 F	1 102 F
Proportion de valeurs strictement positives	46,7 %	77,2 %
<i>N</i>	674	597

Source : Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle (ADEPS)

²⁷ L'écart entre les montants garantis par l'API et le RMI varie, bien évidemment, selon le nombre d'enfants à charge. Ainsi, chez les sortantes d'une API courte, cet écart s'élève en moyenne à 805 F pour les femmes ayant au plus un enfant, à 977 F pour celles qui en ont deux et à 1 133 F pour les mères de trois enfants ou plus ; chez les autres ex-bénéficiaires, les moyennes observées sont de 631 F, 883 F et 1 092 F, respectivement. Tenant compte du fait que ces deux facteurs sont quelque peu corrélés, on a réestimé les modèles en ne faisant plus figurer le nombre d'enfants parmi les variables explicatives. Dans cette version, la variable relative à l'écart entre les niveaux de ressources garantis s'est révélée significative, mais au seuil de 10 % seulement et uniquement chez les sortantes d'une API courte.

Tableau 7 :
La durée du premier épisode de RMI : paramètres estimés des modèles de durée
– le cas des sortantes d'une API courte

	(1)	(2)	(3)
Constante	-	2,8960 *** (0,1931)	2,7536 *** (0,2425)
Nationalité : étrangère	-0,2518 (0,1915)	0,2723 (0,1916)	0,2878 (0,2088)
Age			
<i>Moins de 30 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
30 à 34 ans	-0,0073 (0,1210)	0,0145 (0,1208)	0,0174 (0,1474)
35 à 39 ans	-0,3391 ** (0,1490)	0,3642 ** (0,1488)	0,3804 ** (0,1694)
40 ans ou plus	-0,6098 *** (0,1503)	0,6570 *** (0,1496)	0,7187 *** (0,1698)
Nombre d'enfants			
1	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2	0,2801 ** (0,1177)	-0,3155 *** (0,1175)	-0,3144 ** (0,1350)
3 ou plus	0,5296 *** (0,1291)	-0,5960 *** (0,1282)	-0,6327 *** (0,1448)
Age du benjamin : < 6 ans	-0,1126 (0,1027)	0,1233 (0,1024)	0,1506 (0,1188)
Trajectoire d'activité durant l'épisode d'API			
<i>Constamment inactive</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Active, constamment ou non ; jamais en emploi	0,1605 (0,1191)	-0,1745 (0,1191)	-0,1944 (0,1379)
Active occupée, constamment ou non, ...			
... sans emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	0,3611 ** (0,1719)	-0,3882 ** (0,1719)	-0,4583 ** (0,1994)
... en emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	0,3948 *** (0,1301)	-0,4278 *** (0,1300)	-0,4785 *** (0,1531)
Sortie de l'API au terme légal (ou après)	-0,3135 *** (0,1142)	0,3879 *** (0,1136)	0,3794 *** (0,1358)
Ecart entre les montants garantis par l'API et le RMI	0,0960 (0,1303)	-0,1149 (0,1303)	-0,1202 (0,1405)
Ecart entre le montant des ressources personnelles en fin d'API et le montant de ces ressources à l'entrée au RMI	-0,1284 *** (0,0433)	0,1387 *** (0,0436)	0,1457 *** (0,0495)
Taille de la commune de résidence			
Moins de 2 000 habitants	-0,0644 (0,1417)	0,0836 (0,1418)	0,0672 (0,1584)
2 000 à 10 000 habitants	-0,1016 (0,1001)	0,1116 (0,1002)	0,1112 (0,1172)
10 000 habitants ou plus	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Paramètre d'échelle	-	1	1
θ	-	-	0,2662 ** (0,1089)
Logarithme de la vraisemblance :	-2 866,75	-976,59	-972,37
Nombre d'observations : 674		(nombre d'observations non censurées : 486)	

Note : les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Seuils de signification : *** 1 % ** 5 % * 10 %

(1) Modèle de Cox

(2) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel

(3) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel, avec hétérogénéité Gamma

Tableau 8 :
La durée du premier épisode de RMI : paramètres estimés des modèles de durée
– le cas des sortantes d'une API longue

	(1)	(2)	(3)
Constante	-	2,6319 *** (0,1815)	2,4473 *** (0,2213)
Nationalité : étrangère	-0,2067 (0,2009)	0,2094 (0,2013)	0,2800 (0,2432)
Age			
<i>Moins de 25 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
25 à 29 ans	-0,2834 ** (0,1347)	0,3076 ** (0,1350)	0,3138 * (0,1640)
30 ans ou plus	-0,5808 *** (0,1487)	0,6266 *** (0,1481)	0,6564 *** (0,1789)
Nombre d'enfants			
<i>Aucun ou 1</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2	0,3743 *** (0,1350)	-0,4062 *** (0,1346)	-0,4737 *** (0,1691)
3 ou plus	0,4148 ** (0,1775)	-0,4547 ** (0,1766)	-0,5169 ** (0,2097)
Trajectoire d'activité durant l'épisode d'API			
<i>Constamment inactive</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Active, constamment ou non ; jamais en emploi	0,1496 (0,1324)	-0,1568 (0,1326)	-0,1382 (0,1612)
Active occupée, constamment ou non, ...			
... sans emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	0,3555 ** (0,1819)	-0,3927 ** (0,1818)	-0,4297 ** (0,2171)
... en emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	0,2589 * (0,1467)	-0,2825 * (0,1464)	-0,2901 * (0,1756)
Sortie de l'API au terme légal (ou après)	-0,7588 *** (0,1166)	0,8645 *** (0,1135)	0,9325 *** (0,1355)
Ecart entre les montants garantis par l'API et le RMI	0,0300 (0,1644)	-0,0067 (0,1650)	-0,0721 (0,1677)
Ecart entre le montant des ressources personnelles en fin d'API et le montant de ces ressources à l'entrée au RMI	-0,1421 ** (0,0574)	0,1530 *** (0,0579)	0,1804 *** (0,0696)
Taille de la commune de résidence			
Moins de 2 000 habitants	-0,1317 (0,1955)	0,1469 (0,1958)	0,1324 (0,2255)
2 000 à 10 000 habitants	0,1641 (0,1120)	-0,1745 (0,1120)	-0,2288 * (0,1334)
10 000 habitants ou plus	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Paramètre d'échelle	-	1	1
θ	-	-	0,4229 *** (0,1618)
Logarithme de la vraisemblance :	-2 169,55	-826,98	-821,98
Nombre d'observations : 597	(nombre d'observations non censurées : 374)		

Note : les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Seuils de signification : *** 1 % ** 5 % * 10 %

(1) Modèle de Cox

(2) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel

(3) Modèle de durée log-linéaire – Exponentiel, avec hétérogénéité Gamma

4.3. Le type de trajectoire au sortir de l'API et ses déterminants

Comme pour l'étude du passage au RMI, dans ce dernier modèle, ce sont les caractéristiques individuelles à la sortie de l'API qui ont été introduites comme variables explicatives. Le fait d'avoir repris ou non une vie de couple, au cours du premier semestre suivant la fin de l'épisode d'API, est le seul facteur qui n'ait pas été pris en compte jusqu'à présent. Les résultats sont résumés dans les tableaux 9 (API courte) et 10 (API longue)²⁸.

4.3.1. Le cas des sortantes d'une API courte

Si l'on s'intéresse tout d'abord au cas des ex-bénéficiaires d'une API courte, on constate, comme on pouvait s'y attendre, que le statut d'activité durant l'épisode d'API est l'un des principaux déterminants de la trajectoire individuelle au sortir du dispositif. Toutes choses égales par ailleurs, lorsqu'elles ont perçu l'API tout en ayant un emploi, constamment ou non, ces femmes ont de bien plus grandes chances d'être actives occupées durant au moins 18 mois au cours des 36 premiers mois suivant la fin de l'épisode de perception, et elles risquent moins de connaître une trajectoire fortement marquée par le RMI. Toutefois, et ce résultat est cohérent avec ceux des modèles précédents, les mères qui travaillaient lors du premier mois d'API n'ont pas une plus forte probabilité d'être durablement en emploi, à la sortie du dispositif, que celles dont l'activité a débuté ultérieurement. De surcroît, ce n'est pas pour les premières, mais pour les secondes, que le risque de connaître un long épisode de RMI est le plus faible. Par ailleurs, on s'aperçoit que les femmes ayant été à la recherche d'un emploi durant l'API ont également une plus forte probabilité de s'insérer à la sortie que celles qui sont restées constamment inactives. En revanche, assez curieusement, le fait d'avoir travaillé ou non durant l'épisode d'API ne semble avoir aucune incidence sur la probabilité de réintégrer dans le dispositif.

Il n'y a pas non plus de relation significative entre la durée de séjour dans l'API (durée relative au premier épisode observé) et le risque de retour, ce qui, de prime abord, est assez surprenant. On se serait attendu, en effet, à ce que les mères qui sont restées dans le dispositif jusqu'à la fin de la durée légale aient une plus forte probabilité d'y réintégrer. Ce n'est donc apparemment pas le cas. Du reste, comme on l'a vu plus haut, les résultats de l'analyse descriptive montrent qu'une proportion non négligeable de réentrées se produisent au cours de la même période de droits (donc, après un premier épisode de perception relativement court). En revanche, pour ces mères, le risque de se retrouver durablement au RMI est significativement plus élevé.

Lorsque l'allocataire a mis fin à son isolement (au cours du premier semestre suivant la sortie), le retour dans l'API est plus probable. La reprise d'une vie de couple, chez les sortantes d'une API courte, déboucherait donc fréquemment, et à brève échéance, sur une nouvelle séparation. Par ailleurs, dans ce cas de figure, la probabilité d'emploi durable apparaît plus faible.

Les femmes les plus âgées courent moins le risque de réintégrer dans l'API, peut-être parce qu'elles sont moins susceptibles d'avoir un autre enfant et de se trouver à nouveau éligibles. Par contre, celles-ci ont une plus forte probabilité de rester longtemps au RMI. On aurait tendance à penser que ces mères rencontrent de plus grandes difficultés sur le marché du travail. Pourtant, à en juger d'après les résultats de ce modèle, elles auraient autant de chances que les autres d'être durablement actives occupées au cours des trois premières années suivant la fin de l'épisode d'API.

Avoir au moins trois enfants à charge a pour conséquence de réduire à la fois le risque de séjour durable dans le RMI et le risque de retour dans l'API. Dans le premier cas, il s'agit sans doute d'un effet « différentiel », déjà mis en évidence plus haut. Quant à l'impact négatif sur le risque de réentrée dans l'API, il pourrait s'expliquer par une plus faible probabilité d'avoir un autre enfant.

²⁸ Seuls les paramètres estimés des quatre équations indépendantes (cf. *supra*) ont été reportés ici. Les résultats relatifs à l'attribution (colonne 4 des tableaux 9 et 10) ne seront pas commentés.

Une dernière variable s'est révélée significative : il s'agit de l'âge du plus jeune enfant. Lorsque celui-ci est âgé de moins de 6 ans, la probabilité de tomber durablement au RMI est significativement plus élevée. Dans ce cas de figure, les contraintes liées à la garde peuvent être encore fortes, ce qui rendrait plus difficile l'accès à l'emploi. On notera toutefois que ce facteur n'a aucun impact sur la probabilité d'emploi durable.

4.3.2. Le cas des sortantes d'une API longue

Chez les ex-bénéficiaires d'une API longue, comme dans l'autre sous-groupe, les résultats des estimations mettent clairement en évidence le rôle central du statut d'activité au cours de l'épisode d'API. Là encore, on constate que les allocataires ayant perçu l'API tout en travaillant, constamment ou non, ont une plus forte probabilité d'être durablement actives occupées au cours des 36 premiers mois suivant la sortie (par rapport à celles qui sont restées inactives tout au long de l'épisode d'API). Parmi ces mères, celles qui avaient un emploi dès le premier mois d'API se distinguent très nettement de celles qui se sont mises à travailler ultérieurement au cours de l'épisode de perception. Ainsi, contre toute attente, ce ne sont pas les premières, mais les secondes, qui ont les plus grandes chances d'être durablement en emploi à la sortie du dispositif. De même, pour les premières, le risque de connaître une trajectoire fortement marquée par le RMI n'est pas moins élevé. Enfin, et ce résultat est particulièrement surprenant, ces allocataires qui travaillaient lors du premier mois d'API ont une plus forte probabilité que les autres (y compris celles qui sont restées constamment inactives) de réintégrer dans le dispositif. Autre constatation, toujours à propos du statut d'activité : le fait d'avoir recherché un emploi durant l'épisode de perception est un facteur qui augmente également les chances d'insertion à la sortie (mais dans une moindre mesure), et qui tend à réduire le risque d'enlèvement dans le RMI.

Comme chez les autres sortantes, la probabilité de retour dans l'API ne dépend pas de la durée du premier épisode de perception. Par contre, on observe une relation positive entre cette durée et le risque, pour l'allocataire, de rester longtemps au RMI.

La reprise d'une vie de couple, à l'issue de l'épisode d'API, a clairement un rôle déterminant. En effet, les allocataires ayant mis fin à leur isolement ont de plus grandes chances de ne pas tomber durablement au RMI, ni de réintégrer dans l'API. Chez les ex-bénéficiaires d'une API longue, la sortie de l'isolement paraît donc moins éphémère que dans l'autre sous-groupe (où, comme on l'a vu, ce facteur est, au contraire, associé à un risque de retour plus élevé). Dans le même temps, ces femmes courent davantage le risque de rester constamment inactives ou de ne connaître qu'une courte période d'emploi. Cette plus faible probabilité d'emploi durable, également observée chez celles qui ont perçu une API courte, peut certes trouver son origine dans l'existence de caractéristiques individuelles inobservées (jouant sur l'employabilité ou/et traduisant une préférence plus marquée pour le travail domestique). Toutefois, on peut se demander si ces sortantes qui reprennent une vie de couple ne sont pas moins incitées à tenter d'accéder à l'indépendance financière (en se portant sur le marché du travail), et ce, alors même qu'elles ont récemment connu une rupture.

Pour les mères les moins jeunes (*i.e.* celles qui avaient au moins 25 ans à la sortie de l'API), le risque de retour dans le dispositif est significativement plus faible, une nouvelle grossesse étant sans doute moins probable.

Lorsqu'elles ont au moins trois enfants à charge, les ex-bénéficiaires d'une API longue ont de moins grandes chances d'être durablement en emploi au cours des trois premières années suivant leur sortie du dispositif. Dans ce cas de figure, la probabilité de connaître une trajectoire fortement marquée par le RMI est également moins élevée. En revanche, contrairement à ce que l'on a pu observer chez les autres sortantes, les mères de trois enfants ou plus ne courent pas moins le risque de percevoir à nouveau l'API.

Enfin, on constate que les femmes n'ayant pas la nationalité française, dans leur ensemble, ont une plus forte probabilité de se retrouver durablement au RMI.

Tableau 9 :

La trajectoire au sortir de l'API : paramètres estimés du modèle Logit polytomique non ordonné
– le cas des sortantes d'une API courte

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-0,6832 ** (0,3164)	-0,8408 ** (0,3344)	-1,0260 ** (0,4060)	0,7936 *** (0,2927)
Nationalité : étrangère	-0,2397 (0,3319)	0,0599 (0,3434)	-0,0482 (0,4545)	-0,4887 (0,3453)
Age				
<i>Moins de 30 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
30 à 34 ans	0,1262 (0,2220)	0,1202 (0,2589)	-0,2303 (0,2846)	0,0359 (0,2072)
35 à 39 ans	-0,1189 (0,2443)	0,0586 (0,2811)	-0,6775 ** (0,3320)	-0,7068 *** (0,2409)
40 ans ou plus	0,2125 (0,2591)	0,9471 *** (0,2804)	-1,0019 ** (0,4104)	-0,6066 ** (0,2579)
Reprise de la vie en couple (au cours du premier semestre suivant la sortie de l'API)	-0,8674 *** (0,2819)	-0,5384 * (0,3036)	1,0300 *** (0,2629)	-1,0534 *** (0,2735)
Nombre d'enfants				
1	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2	-0,0972 (0,1961)	-0,5747 *** (0,2220)	-0,5250 * (0,2819)	-0,4142 ** (0,1924)
3 ou plus	-0,3627 * (0,2119)	-1,0845 *** (0,2347)	-0,5639 ** (0,2873)	-0,7452 *** (0,2048)
Age du benjamin : < 6 ans	0,1034 (0,1833)	0,6473 *** (0,2115)	0,2512 (0,2513)	0,1746 (0,1762)
Trajectoire d'activité durant l'épisode d'API				
<i>Constamment inactive</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Active, constamment ou non ; jamais en emploi	0,6306 *** (0,2120)	-0,4201 * (0,2226)	0,0238 (0,2773)	-0,1229 (0,1982)
Active occupée, constamment ou non, ...				
... sans emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	2,2357 *** (0,2778)	-1,4811 *** (0,5615)	0,1310 (0,4486)	0,3753 (0,3095)
... en emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	1,9530 *** (0,2126)	-0,6923 ** (0,2872)	0,4081 (0,3133)	0,6420 *** (0,2108)
Durée de perception de l'API (en mois)	-0,0250 (0,0176)	0,0669 *** (0,0159)	0,0257 (0,0210)	-0,0357 ** (0,0177)
Taille de la commune de résidence				
Moins de 2 000 habitants	0,1518 (0,2325)	-0,1452 (0,2637)	0,0823 (0,3108)	0,2645 (0,2161)
2 000 à 10 000 habitants	0,3052 * (0,1692)	-0,0639 (0,1890)	-0,1486 (0,2360)	-0,0789 (0,1667)
10 000 habitants ou plus	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Logarithme de la vraisemblance : -2 082,3				
Nombre d'observations : 1 511				

Note : les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Seuils de signification : *** 1 % ** 5 % * 10 %

Variable dépendante : trajectoire au cours des 36 premiers mois suivant la sortie de l'API

(1) Durée cumulée d'emploi ≥ 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

(2) Durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI ≥ 18 mois et pas de retour dans l'API

vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

(3) Retour dans l'API vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

(4) Attrition vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

Tableau 10 :

La trajectoire au sortir de l'API : paramètres estimés du modèle Logit polytomique non ordonné
– le cas des sortantes d'une API longue

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-1,4515 *** (0,3699)	-1,0811 *** (0,3062)	0,3259 (0,2469)	1,2724 *** (0,2418)
Nationalité : étrangère	0,1423 (0,3498)	0,7121 ** (0,2965)	0,4195 (0,2936)	0,2038 (0,2851)
Age				
<i>Moins de 20 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
20 à 24 ans	0,6109 * (0,3414)	-0,0081 (0,2856)	0,0776 (0,2254)	0,0888 (0,2322)
25 à 29 ans	0,6845 * (0,3650)	-0,0001 (0,3157)	-0,7149 *** (0,2684)	-0,0747 (0,2583)
30 ans ou plus	0,6386 (0,3893)	0,0041 (0,3353)	-1,0221 *** (0,3002)	-0,7178 ** (0,2876)
Reprise de la vie en couple (au cours du premier semestre suivant la sortie de l'API)	-1,1307 *** (0,2007)	-0,6189 *** (0,1848)	-0,5689 *** (0,1527)	-2,1285 *** (0,1752)
Nombre d'enfants				
1	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2	-0,1634 (0,2391)	0,2395 (0,2227)	0,3613 * (0,2111)	0,3634 * (0,1995)
3 ou plus	-0,9912 *** (0,2923)	-0,6116 ** (0,2554)	0,1417 (0,2318)	-0,0404 (0,2121)
Trajectoire d'activité durant l'épisode d'API				
<i>Constamment inactive</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Active, constamment ou non ; jamais en emploi	0,5033 ** (0,2404)	-0,4435 ** (0,1918)	0,2712 (0,1704)	-0,3928 ** (0,1668)
Active occupée, constamment ou non, ...				
... sans emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	2,2921 *** (0,2841)	-0,9564 *** (0,3477)	0,2169 (0,2948)	-0,3412 (0,2831)
... en emploi lors du 1 ^{er} mois d'API	1,6793 *** (0,2381)	-0,2775 (0,2298)	0,5806 *** (0,1980)	-0,0600 (0,1945)
Durée de perception de l'API (en mois)	-0,0064 (0,0066)	0,0531 *** (0,0062)	-0,0094 (0,0058)	-0,0232 *** (0,0056)
Taille de la commune de résidence				
Moins de 2 000 habitants	0,1397 (0,2561)	-0,2325 (0,2555)	-0,0773 (0,2174)	0,2712 (0,2051)
2 000 à 10 000 habitants	0,0167 (0,1785)	-0,1591 (0,1728)	-0,2563 * (0,1548)	-0,0848 (0,1487)
10 000 habitants ou plus	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Logarithme de la vraisemblance : -2 698,6				
Nombre d'observations : 1 931				

Note : les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

Seuils de signification : *** 1 % ** 5 % * 10 %

Variable dépendante : trajectoire au cours des 36 premiers mois suivant la sortie de l'API

(1) Durée cumulée d'emploi ≥ 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

(2) Durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI ≥ 18 mois et pas de retour dans l'API

vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

(3) Retour dans l'API vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

(4) Attrition vs durée cumulée d'emploi < 18 mois, durée cumulée de perception du RMI < 18 mois et pas de retour dans l'API

Conclusion

L'objet de ce papier était d'analyser les trajectoires individuelles des sortantes de l'API (au cours des 36 premiers mois suivant la fin de l'épisode de perception). Trois aspects ont été envisagés : l'activité, la perception du RMI et le retour dans l'API. L'étude, qui s'appuie sur les données du *fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle*, a été menée en distinguant le cas des femmes ayant perçu une API courte et celui des sortantes d'une API longue.

Il ressort de la partie descriptive que les ex-bénéficiaires d'une API courte sont un peu plus nombreuses à être durablement actives occupées au sortir du dispositif : ainsi, dans la cohorte étudiée, ce sont plus d'un quart d'entre elles, contre 17 % des sortantes d'une API longue, qui ont travaillé, au total, pendant au moins 18 mois au cours des trois premières années suivant la fin de l'épisode d'API. Chez les unes comme chez les autres, la perception du RMI est un phénomène relativement fréquent : près de la moitié des ex-bénéficiaires d'une API courte et plus de 40 % des sortantes d'une API longue ont connu au moins un épisode de RMI. Enfin, il apparaît que le taux de retour dans l'API est deux fois plus élevé parmi les mères isolées qui ont obtenu le bénéfice d'une API longue (20 %, contre 8 % chez celles qui s'étaient vu accorder une API courte).

Les résultats des différents modèles que l'on a pu estimer montrent, comme on pouvait s'y attendre, que le statut d'activité durant l'épisode d'API est l'un des principaux déterminants de la trajectoire au sortir du dispositif, et ce, pour les deux sous-groupes. Il est en revanche plus surprenant de constater que les mères isolées qui avaient un emploi lors du premier mois d'API n'ont pas de plus grandes chances d'être durablement actives occupées, au cours des trois premières années suivant la sortie, que celles qui se sont mises à travailler ultérieurement durant l'épisode de perception. Qui plus est, par rapport à ces dernières, les femmes qui travaillaient à l'entrée dans l'API ne courent pas moins le risque de se retrouver au RMI, et d'y rester durablement, bien au contraire. Chez les ex-bénéficiaires d'une API longue, ces mères ont même une plus forte probabilité de réintégrer dans l'API.

La mesure d'intéressement qui a été introduite en janvier 1999 vise à inciter un plus grand nombre de bénéficiaires de l'API à (re)prendre un emploi, en permettant à celles-ci de cumuler –d'abord intégralement, puis partiellement– leurs gains avec l'allocation qu'elles perçoivent²⁹. A l'heure actuelle, pour les mères isolées qui entrent dans le dispositif en étant déjà actives occupées, cette mesure ne s'applique pas³⁰ : leurs revenus du travail restent imposés au taux implicite de 100 %. Au vu des résultats de la présente étude, si l'objectif est bien de favoriser l'insertion durable à la sortie de l'API, la question de l'extension de la mesure d'intéressement à ces allocataires mériterait peut-être d'être envisagée.

Ces résultats doivent toutefois être interprétés avec prudence. Outre le fait que l'on s'appuie sur une source locale³¹, il convient, en effet, de souligner qu'un certain nombre de facteurs *a priori* déterminants n'ont pu être pris en compte ici. On songe, bien évidemment, au niveau de formation ou de diplôme de la femme, aux conditions locales du marché du travail, mais également (pour les sortantes d'une API longue, tout au moins) aux contraintes liées à l'offre de services de garde d'enfants. Autre limite importante : l'éventuelle endogénéité de certaines variables explicatives, et notamment de la trajectoire d'activité durant l'épisode d'API.

²⁹ Avant l'entrée en vigueur de cette mesure, si l'on se fonde sur les données du panel d'allocataires de la CAF de Meurthe-et-Moselle, on peut estimer que ce sont environ 10 % des mères isolées qui accédaient à un emploi au cours de leur épisode d'API (dans le cas de l'API courte comme dans celui de l'API longue).

³⁰ Excepté dans le cas particulier des allocataires qui en bénéficiaient en étant auparavant au RMI, et dont les droits au cumul (non épuisés) sont maintenus lors du passage du RMI à l'API.

³¹ Les caractéristiques des bénéficiaires dépendant de la seule CAF de Meurthe-et-Moselle semblent cependant peu différentes de celles de l'ensemble des APIstes. La distribution des durées de perception de l'API, chez ces allocataires, est également assez proche de celle que l'on observe au niveau national. Sur ce dernier point, voir Afsa (1999) et Chaupain-Guillot et Guillot (2000a).

Dans le prolongement de cette étude, il conviendrait de s'intéresser au devenir à plus long terme des sortantes de l'API. Cinq ans après la fin de l'épisode d'API (par exemple), quelle est la proportion de mères isolées qui sont durablement sorties du système d'assistance en s'insérant sur le marché du travail ou/et en reprenant une vie de couple ? Les retours dans l'API, assez peu fréquents durant les 36 premiers mois, ne tendent-ils pas à s'accélérer par la suite, surtout chez les femmes qui sont passées de l'API au RMI ?

Références bibliographiques

Afsa C. (1999), « L'Allocation de parent isolé : une prestation sous influences. Une analyse de la durée de perception », *Economie et Prévision*, n° 137, pp. 13-31.

Allison P.D. (1995), *Survival Analysis Using the SAS® System : A Practical Guide*, Cary, NC : SAS Institute, 292 p.

Blank R., Ruggles P. (1994), « Short-Term Recidivism Among Public-Assistance Recipients », *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, vol. 84, n° 2, pp. 49-53.

Brandon P.D. (1995), « Vulnerability to Future Dependence among Former AFDC Mothers », *IRP Discussion Paper*, n° 1055-95, Madison, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, 26 p.

Cancian M., Haveman R., Kaplan T., Wolfe B., Barone S., Ross D. (1999), « Post-Exit Earnings and Benefit Receipt among Those Who Left AFDC in Wisconsin », *IRP Special Report*, n° 75, Madison, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, 95 p.

Chaupain S. (1998), « Analyse microéconomique des comportements des bénéficiaires de l'Allocation de parent isolé (API). Comportements de cohabitation, d'offre de travail et de fécondité face à une prestation à durée limitée », *Thèse de Doctorat de Sciences économiques*, Université Nancy 2, 659 p.

Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2000a), « Durée effective de perception et modes de sortie de l'API. Une analyse à partir d'un panel d'allocataires de Meurthe-et-Moselle », *Recherches et Prévisions*, n° 62, pp. 83-103

Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2000b), « Les trajectoires d'activité des sortantes de l'API », in Bertrand H. *et alii* (Eds), *Trajectoires d'emploi et conditions d'existence des individus*, Document n° 148, Série Séminaires, Marseille : CEREQ, pp. 253-265.

Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2000c), « Dependence on Social Assistance among Lone Mothers in France : An Empirical Analysis of the Transition from API to RMI », *Les Cahiers de Recherche de l'ADEPS*, n° 23, Nancy : ADEPS (CNRS et Université Nancy 2), 28 p.

Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2001), « Analyse de la durée effective de perception de l'Allocation de parent isolé (API) : la question des épisodes multiples », in Dervaux B. *et alii* (Eds.) *Intégration européenne et économie sociale*, tome 1, Paris : L'Harmattan, Coll. Logiques économiques, pp. 191-205.

Courgeau D., Lelièvre E. (1989), *Analyse démographique des biographies*, Paris : Editions de l'INED, 268 p.

Cox D.R. (1972), « Regression Models and Life Tables », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 34, pp. 187-202.

Cox D.R., Oakes D. (1984), *Analysis of Survival Data*, London : Chapman & Hall, 201 p.

DeMaris A. (1992), « Logit Modeling : Practical Applications », *Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences*, n° 86, Newbury Park, CA : Sage, 87 p.

Greene W. H. (1993), *Econometric Analysis (Second Edition)*, New York : Macmillan Publishing Company, 791 p.

Guillot O., Chaupain S. (1998a), « Les trajectoires des sortantes de l'Allocation de parent isolé (API). Activité, vie en couple et perception du RMI au cours des 24 premiers mois suivant la fin de l'épisode d'API », *Rapport de recherche pour le compte de la Direction de la Prévision du Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie*, Nancy : ADEPS (CNRS et Université Nancy 2), 114 p.

Guillot O., Chaupain S. (1998b), « Les trajectoires individuelles des bénéficiaires de l'Allocation de parent isolé. Conditions d'entrée dans le dispositif, durées de séjour et modes de sortie », *Rapport de recherche pour le compte de la Caisse nationale des allocations familiales*, Nancy : ADEPS (CNRS et Université Nancy 2), 128 p.

Hagneré C., Trannoy A. (2001), « L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité », *Economie et Statistique*, n° 346-347, pp. 161-185.

Harris K.M. (1996), « Life after Welfare : Women, Work, and Repeat Dependency », *American Sociological Review*, vol. 61, n° 3, pp. 407-426.

Heckman J.J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.

Kalbfleisch J.D., Prentice R.L. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New-York : Wiley, 321 p.

Liao T.F. (1994), « Interpreting Probability Models : Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models », *Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences*, n° 101, Thousand Oaks, CA : Sage, 88 p.

Ray J.-C., Carvoyeur L.-S. (1987), « Api et réinsertion professionnelle », *Rapport de recherche pour la Caisse d'allocations familiales de Meurthe-et-Moselle*, Nancy : ADEPS (CNRS et Université de Nancy II), 2 volumes de 147 p. et 191 p.

Ray J.-C., Carvoyeur L.-S., Jeandidier B. (1986), « Transferts sociaux et modes de cohabitation. Le cas des femmes ayant des enfants à charge », *Rapport de recherche pour le Commissariat Général du Plan et la MIRE*, Nancy : ADEPS (CNRS et Université de Nancy II), 377 p.

Ray J.-C., Carvoyeur L.-S., Liman Tinguiri M.K. (1983), « API et désincitation au travail », *Rapport de recherche pour le Commissariat Général du Plan*, Nancy : LASARE, Université de Nancy II, 259 p.