

**« Dans le « piège de l'assistance » ?
Analyse des trajectoires au sortir d'un
dispositif de revenu minimum :
le cas des bénéficiaires de l'API au
cours des années 1990 et 2000 »**

Auteurs

Sabine Chaupain-Guillot, Olivier Guillot

Document de Travail n° 2025 –04

Janvier 2025

Bureau d'Économie
Théorique et Appliquée
BETA

www.beta-economics.fr

[@beta_economics](https://twitter.com/beta_economics)

Contact :
jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr

**Dans le « piège de l'assistance » ?
Analyse des trajectoires au sortir d'un dispositif de revenu minimum :
le cas des bénéficiaires de l'API au cours des années 1990 et 2000**

Sabine Chaupain-Guillot
Olivier Guillot *

Résumé

Avant la mise en place, en 2009, du Revenu de solidarité active (RSA), les mères se retrouvant seules pour élever leur(s) enfant(s) pouvaient se voir accorder le bénéfice de l'Allocation de parent isolé (API). Cette aide temporaire était versée, selon le cas, pendant 12 mois au plus (API courte) ou jusqu'au troisième anniversaire du plus jeune enfant (API longue). À partir de données longitudinales provenant d'un panel d'allocataires de la CAF de Meurthe-et-Moselle, cette étude se propose de revisiter la question du devenir des sortantes de l'API. Ce sont les trajectoires au cours des cinq premières années suivant la fin de l'épisode d'API qui sont analysées. On s'intéresse aux parcours d'emploi des mères et à leur présence dans les dispositifs de revenu minimum (passage au RMI et retour dans l'API). Différents éléments descriptifs sont d'abord fournis. On expose ensuite les résultats d'analyses de régression visant à identifier les déterminants de la trajectoire post-API. Ces résultats laissent entrevoir le rôle de facteurs tels que le niveau de diplôme et l'expérience professionnelle, les contraintes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, ou encore les stigmates associés à la perception de l'API et du RMI. Certaines des constatations de cette étude viennent contredire l'idée que les (ex-)bénéficiaires de l'API auraient eu massivement tendance à s'installer dans la dépendance à l'égard des prestations d'assistance.

Mots-clés : Allocation de parent isolé (API) ; familles monoparentales ; minima sociaux ; trajectoires des allocataires ; relais entre API et RMI ; récurrence des épisodes de perception.

Classification JEL : I38

* Bureau d'Economie Théorique et Appliquée (BETA) – UMR 7522
(CNRS, Université de Strasbourg, Université de Lorraine, INRAE et AgroParisTech)
E-mail : Sabine.Chaupain@univ-lorraine.fr, Olivier.Guillot@univ-lorraine.fr

In the “social assistance trap”?
Analysis of trajectories after leaving a minimum-income program:
the case of API recipients in the 1990s and 2000s

Abstract

In France, before the 2009 reform of the system of social minima, women who were left alone to bring up their child or children were eligible for a specific family benefit, called Allocation de parent isolé (API). This cash assistance was time-limited: it was granted either for 12 months at most or until the youngest child was 3. Using longitudinal data from a panel of recipients in the local administrative area of Meurthe-et-Moselle, this paper revisits the issue of the trajectories of mothers leaving API. We examine work pathways and patterns of social assistance receipt (transition from API to RMI; return to API) in the first five years following the exit from API. The first part of the paper provides a description of trajectories. Then, we present the results of regression analyses aiming at identifying the determinants of mothers' post-API pathways. These results suggest that factors like education level and work experience, work-family balance difficulties, or stigma associated with API/RMI receipt, may have played a significant role. Some findings of this study contradict the idea that most API leavers remained persistently dependent on social assistance.

Key words: Allocation de parent isolé (API); single-parent families; minimum-income benefits; trajectories of recipients; transition from API to RMI; recurrence of social assistance receipt.

JEL Classification: I38

1. Introduction

Avant la mise en place du *Revenu de solidarité active* (RSA), l'*Allocation de parent isolé* (API) était, en France, la principale prestation d'assistance s'adressant aux familles monoparentales. Instituée par la loi du 9 juillet 1976, cette prestation visait à garantir un revenu minimum aux personnes se retrouvant subitement seules pour élever leur(s) enfant(s). Il s'agissait d'une aide à caractère différentiel (son montant venant compléter les ressources personnelles de l'allocataire jusqu'à concurrence du revenu garanti), limitée dans le temps : selon le cas, l'API pouvait être versée pendant 12 mois au plus (API dite « courte », généralement accordée à la suite d'une séparation) ou jusqu'au troisième anniversaire du plus jeune enfant (API « longue », souvent perçue dès la grossesse). Fin 2008, soit quelques mois avant sa suppression – intervenue le 1^{er} juin 2009, date d'entrée en vigueur du RSA en France métropolitaine (ce dispositif s'étant substitué au *Revenu minimum d'insertion* (RMI) et à l'API –, on dénombrait plus de 200 000 bénéficiaires (dont 172 000 dans l'Hexagone), la quasi-totalité (98 %) étant des femmes (CNAF, 2009).

L'existence d'un tel dispositif a suscité des interrogations quant à ses effets éventuels sur les comportements des mères isolées : désincitation au travail et à la vie en couple, incitation à la fécondité. En effet, le niveau relativement élevé du revenu garanti¹ et l'application, jusqu'en 1999 (*i.e.* avant la mise en place de la mesure d'intéressement ; voir *infra*), d'un taux d'imposition implicite de 100 % sur les revenus d'activité (tout franc supplémentaire perçu en travaillant étant automatiquement déduit du montant de l'allocation) n'étaient pas de nature à encourager ces mères à rechercher un emploi (ou à passer du temps partiel au temps plein). De même, le bénéfice de cette allocation étant accordé sous condition d'isolement et pour une durée limitée, on pouvait légitimement se demander si celles-ci n'étaient pas incitées, au moins dans une certaine mesure, à retarder leur remise en couple ou/et à avoir un autre enfant, afin de maintenir ou prolonger leurs droits (Chaupain, 1998). De telles interrogations invitaient à se pencher sur les parcours de ces mères, non seulement au sein du dispositif, mais également après qu'elles en soient sorties.

Dans la littérature, l'attention s'est principalement focalisée sur la question de la durée effective de perception de l'API et des conditions de sortie du dispositif. Différents travaux menés au cours des années 1990 et 2000, s'inscrivant dans le droit fil de ceux de Ray *et al.* (1983), ont notamment permis de constater que les mères isolées, loin d'y rester massivement jusqu'à la fin de la durée légale, étaient nombreuses à quitter le dispositif avant l'épuisement de leurs droits. En effet, dans les cohortes étudiées, ce sont environ la moitié des bénéficiaires d'une API courte et plus des deux tiers des bénéficiaires d'une API longue qui étaient sorties de manière anticipée (Afsa, 1999 ; Guillot et Chaupain, 1998a ; Chaupain-Guillot et Guillot, 2000a). Toutefois, ces travaux ont également montré que les sorties vers le RMI étaient relativement fréquentes, entre un quart et un tiers des mères étant concernées (Afsa, 1999 ; Chaupain-Guillot et Guillot, 2000b)².

La question du devenir des sortantes de l'API a été moins explorée. Autant que l'on puisse en juger, les seules études quantitatives disponibles sont celles que l'on a pu conduire à partir du *Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle* (cf. Encadré 1). Les analyses ont porté sur les trajectoires au cours des 24 premiers mois (Guillot et Chaupain, 1998b) ou 36 premiers mois (Chaupain-Guillot et Guillot, 2003a et 2003b) suivant la fin de l'épisode d'API. Trois aspects ont principalement été envisagés : l'activité, la perception du RMI et le retour dans l'API.

C'est cette question des trajectoires post-API que l'on se propose de revisiter dans ce papier, et ce, en s'appuyant sur la même source statistique que dans les études précédemment menées, à savoir le panel d'allocataires de Meurthe-et-Moselle. Le principal apport de ce travail réside dans le choix d'une

¹ En 2009, pour une mère ayant deux enfants à charge, le revenu garanti était de 972,80 euros par mois, un montant assez proche du SMIC mensuel net pour un emploi à temps plein (1 037,53 euros).

² Parmi les allocataires quittant le dispositif au terme légal, cette proportion était d'une mère sur deux (Chaupain-Guillot et Guillot, 2000b ; Pla, 2007).

fenêtre d'observation sensiblement plus large que celles retenues jusque-là. En effet, ce que l'on analyse ici, ce sont les trajectoires au cours des cinq premières années suivant la sortie de l'API. En outre, la cohorte étudiée est de bien plus grande taille. Celle-ci comporte plus de 14 000 mères, soit sept fois plus que la cohorte ayant servi de base à l'étude sur 24 mois (environ 2 000 femmes) et quatre fois plus que celle utilisée dans les travaux plus récents (3 500 femmes). Ces 14 000 mères sont entrées dans le dispositif au cours des années 1991 à 2002 (pour plus de précisions sur le champ de l'étude, cf. Encadré 1).

Dans la première partie de ce papier, on présente différents éléments descriptifs sur les parcours des sortantes de l'API. Il s'agit notamment de répondre aux questions suivantes : le taux d'emploi de ces mères a-t-il progressé au fil des mois ? Sont-elles nombreuses à s'être retrouvées durablement au RMI ou/et à avoir connu un nouvel épisode d'API ? Cinq ans après la sortie, combien d'entre elles étaient encore dépendantes à l'égard du système d'assistance ? Dans la seconde partie, on expose les résultats obtenus à l'aide de modèles de régression. Ces modèles ont permis d'examiner les effets d'un certain nombre de facteurs sur la trajectoire post-API.

Encadré 1

La source statistique et le champ de l'étude

Les données utilisées ici proviennent du *Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle* ⁽¹⁾. Ce panel d'allocataires exhaustif est le fruit d'une longue collaboration entre la CAF de Meurthe-et-Moselle et une équipe de recherche – l'ADEPS (*Analyse dynamique des effets des politiques sociales*) –, aujourd'hui disparue, de la Faculté de Droit, Sciences économiques et Gestion de Nancy. De 1991 à 2009, le Service informatique de la CAF a procédé chaque mois à l'extraction de deux fichiers d'allocataires : le fichier des personnes percevant l'API et celui des allocataires ayant cessé d'y avoir droit (ou « fichier des exclus de l'API »). Ces fichiers de gestion, préalablement anonymisés, ont été transmis chaque trimestre à l'ADEPS. C'est à partir des données individuelles contenues dans ces fichiers que le panel de bénéficiaires et d'ex-bénéficiaires de l'API a progressivement pu être constitué, cette opération ayant pris fin en mai 2009, lors de la mise en place du RSA. Ce panel renseigne sur les caractéristiques et les parcours de plus de 26 000 parents isolés ayant perçu l'API, à un moment ou à un autre, entre juillet 1991 et mai 2009. La situation démo-économique de ces personnes est connue mois par mois, non seulement tout au long de l'épisode d'API, mais également, si elles sont restées allocataires de la CAF-54, 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 qu'à partir de janvier 1999 que les données relatives aux ressources trimestrielles ont été collectées.

L'étude proposée ici porte sur les mères ⁽²⁾ dont le premier épisode d'API connu a débuté entre juillet 1991 et décembre 2002. En sélectionnant cette cohorte, on a cherché à minimiser le nombre de cas où la durée d'observation à l'issue de ce premier épisode de perception est inférieure à 60 mois (cf. *infra*). Celle-ci comprend, au total, 14 820 allocataires : 6 345 d'entre elles ont perçu une API courte et 8 475 ont bénéficié d'une API longue.

Au moment où la collecte de données a été arrêtée (mai 2009), quelques-unes de ces femmes n'avaient toujours pas quitté le dispositif (cf. tableau A) ⁽³⁾. En d'autres termes, pour ces allocataires, l'épisode d'API de rang 1 est *censuré à droite*. Par ailleurs, à cette date, certaines mères isolées – des femmes ayant perçu une API longue, presque exclusivement – étaient sorties du dispositif depuis moins de cinq ans. Toutes ces mères encore bénéficiaires ou pour lesquelles la durée écoulée depuis la sortie était inférieure à 60 mois ont dû être écartées de l'échantillon.

L'autre problème qui s'est posé ici est celui de l'*attrition*. Pour de nombreuses mères, la trajectoire au cours des cinq premières années suivant la fin de l'épisode d'API n'est pas connue ou n'a pu être que partiellement reconstituée. Il s'agit de femmes qui, au sortir de l'API ou à un autre moment, ont cessé d'être allocataires de la CAF-54, certaines d'entre elles n'ayant plus droit à aucune prestation, d'autres ayant quitté le département de la Meurthe-et-Moselle ⁽⁴⁾. Pour ne pas introduire de biais dans l'analyse, on a fait le choix de ne pas les exclure de l'échantillon. On a donc été amené à supposer que ces mères n'ont perçu ni le RMI ni à nouveau l'API durant les mois où leur situation n'a pu être observée. S'agissant des femmes qui sont restées en Meurthe-et-Moselle, ce n'est évidemment pas une hypothèse forte : le RMI et l'API étant, dans la quasi-totalité des cas, versés par la CAF, si ces femmes en avaient été bénéficiaires à un moment ou à un autre, on en aurait trouvé trace dans les données. Plus problématique est le cas des mères ayant déménagé. On ne peut exclure, en effet, que certaines d'entre elles se soient vu accorder le RMI ou/et l'API dans leur nouveau département de résidence. Les proportions exactes de passages au RMI et de retours dans l'API, dans la cohorte étudiée ici, ne sont donc pas connues. Ce sont des proportions minimales qui ont été observées. Il en va de même pour les taux d'emploi.

Tableau A :

Décompte des cas de censure à droite, de sortie récente et d'attrition dans la cohorte d'allocataires

	API courte	API longue	Ensemble
Épisodes de rang 1 censurés à droite	2	34	36
Épisodes de rang 1 ayant pris fin depuis moins de 60 mois	20	550	570
Trajectoires au cours des 60 premiers mois suivant la fin du premier épisode ...			
... complètement reconstituées	4 444	5 542	9 986
... partiellement reconstituées	1 667	1 971	3 638
... totalement inobservées	212	378	590
Effectif total	6 345	8 475	14 820
Effectif retenu	6 323	7 891	14 214

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

(1) Sur ce panel, voir Chaupain-Guillot et Guillot (2012).

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

(3) 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.

(4) On perd aussi la trace de celles, sans doute très peu nombreuses, qui ne relevaient plus du régime général de Sécurité sociale.

2. Description des trajectoires post-API

Dans cette étude, une distinction a été opérée entre le cas des mères isolées ayant perçu une API courte et celui des ex-bénéficiaires d'une API longue. Ces deux sous-groupes d'allocataires présentaient, à l'entrée dans le dispositif, des profils sociodémographiques sensiblement différents. En effet, ce sont principalement des jeunes femmes de moins de 25 ans, célibataires, ayant un seul enfant à charge (ou à naître), qui se sont vu accorder une API longue. Dans l'autre sous-groupe, en revanche, figuraient surtout des mères âgées d'au moins 30 ans, séparées ou divorcées, ayant au moins deux enfants. Comme dans les études antérieures, on s'est intéressé aux parcours d'emploi des mères à l'issue de l'épisode d'API et à leur présence dans les dispositifs d'assistance (passage au RMI et retour dans l'API).

Un taux d'emploi en hausse, surtout lors des premiers mois

Différents travaux menés à partir du panel d'allocataires de Meurthe-et-Moselle ont montré qu'une proportion non négligeable de mères isolées sont entrées dans l'API en étant actives occupées (Guillot et Chaupain, 1998a ; Chaupain-Guillot et Guillot, 2000a et 2012). On le constate à nouveau ici. En effet, dans la cohorte retenue, 22,5 % des ex-bénéficiaires d'une API courte et 14,6 % des ex-bénéficiaires d'une API longue avaient un emploi lors du premier mois de perception. Par ailleurs, une partie des allocataires qui étaient initialement inactives ou au chômage ont pris ou repris une activité alors qu'elles se trouvaient toujours dans le dispositif. Au total, ce sont un tiers (33,4 %) des mères s'étant vu accorder une API courte et un peu plus d'un quart (26,8 %) de celles ayant obtenu le bénéfice d'une

API longue qui ont travaillé, constamment ou non, durant l'épisode de perception. Dans leur grande majorité, ces femmes ont continué à exercer une activité après leur sortie du dispositif³. Ce constat vaut aussi bien pour celles qui étaient en API courte que pour celles qui étaient en API longue. Ainsi, sur la période de suivi, 89,8 % des premières et 78,9 % des secondes ont été actives occupées pendant au moins un mois.

Qu'en est-il chez les mères qui sont restées inactives ou au chômage tout au long de leur épisode d'API ? Environ quatre sur dix (un peu plus chez celles ayant perçu une API courte : 47,5 %, contre 38,2 % dans l'autre sous-groupe) ont accédé à un emploi. Parmi ces femmes qui se sont (re)mises à travailler, beaucoup ont connu au moins un mois d'emploi dans l'année suivant la fin de l'épisode d'API. La proportion est de 46,6 % dans le cas de l'API courte et de 34,5 % pour l'API longue⁴. 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 actuarielle⁵, on s'aperçoit que ces mères n'avaient qu'un peu plus d'une chance sur deux 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 61,6 % des sortantes d'une API courte et 49,1 % des ex-bénéficiaires d'une API longue qui ont exercé une activité durant au moins un mois au cours des cinq premières années suivant la sortie. Les premières sont proportionnellement plus nombreuses à avoir été durablement en emploi : 26 % d'entre elles ont été actives occupées pendant au moins 36 mois, continûment ou en plusieurs épisodes successifs, contre seulement 14,3 % des sortantes d'une API longue⁶. La proportion de femmes ayant connu au moins deux épisodes d'emploi, parmi celles qui ont travaillé durant au moins un mois, est sensiblement la même dans les deux sous-groupes (autour de 45 %). En revanche, la durée cumulée d'emploi, au cours des cinq premières années suivant la sortie du dispositif, est en moyenne plus élevée chez les mères ayant bénéficié d'une API courte : 30,7 mois (avec un écart-type de 20 mois), contre 24,8 mois (écart-type : 18,4 mois) pour les autres sortantes.

L'examen de l'évolution du taux d'emploi sur la période de suivi, parmi les mères dont la situation à la date t est connue (et non pas parmi l'ensemble des sortantes), révèle que celles-ci étaient sensiblement plus nombreuses à être actives occupées en fin de période qu'au début. En effet, 60 mois après la sortie du dispositif, 42 % des ex-bénéficiaires d'une API courte et 30,1 % des ex-bénéficiaires d'une API longue avaient un emploi⁷, soit, dans l'un et l'autre cas, un taux supérieur de plus de 10 points à celui observé lors du premier mois (29,7 % et 18,9 %, respectivement). Toutefois, et ceci rejoint ce que l'on a indiqué plus haut, c'est dans les 12 premiers mois suivant la sortie que le taux d'emploi a le plus progressé. Entre le 24^e et le 60^e mois, ce taux ne s'est accru que de quelques points, les sorties d'emploi ayant été presque aussi nombreuses que les entrées dans l'emploi (cf. Figures 1 et 2).

³ On entend ici par « sortie du dispositif » la fin du premier épisode d'API observé.

⁴ Les durées médianes d'accès à l'emploi s'élèvent respectivement à 14 et 20 mois.

⁵ 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 (voir, par exemple, Allison, 1995). Comme on le verra dans la suite du texte, on a utilisé cette méthode à plusieurs reprises. Les résultats détaillés de ces différentes analyses (obtenus à l'aide de la procédure *Lifetest* du logiciel SAS) sont disponibles auprès des auteurs.

⁶ Comme précisé dans l'Encadré 1, dans le cas de l'API courte comme dans celui de l'API longue, ces chiffres correspondent à des proportions minimales, 30 % des trajectoires individuelles n'ayant pu être complètement reconstituées (en raison de l'attrition).

⁷ Ces proportions sont très légèrement différentes de celles ayant été reportées sur les figures 1 et 2, où le champ a été restreint aux mères dont on connaît à la fois la situation en t et la situation en $t-1$ (*i.e.* 6 mois avant).

De l'API au RMI

Au cours des cinq premières années suivant la sortie de l'API, la moitié des mères (un peu moins chez les ex-bénéficiaires d'une API longue : 46,9 %, contre 51,5 % dans l'autre sous-groupe) ont perçu le RMI durant au moins un mois. La plupart des femmes concernées en ont été allocataires dès la première année. Ainsi, 12 mois après la sortie, ce sont 42,9 % des ex-bénéficiaires d'une API courte et 33,8 % des ex-bénéficiaires d'une API longue qui s'étaient vu accorder le RMI (cf. Tableau 1).

Pour analyser la distribution des durées avant passage au RMI, la méthode actuarielle a de nouveau été utilisée. Cette méthode a permis d'estimer ici, d'une part, le risque d'entrée au RMI (« hazard », dans la terminologie anglo-saxonne), et, d'autre part, la probabilité de ne pas percevoir le RMI au moins jusqu'au trimestre t (ou « fonction de survie »). D'après les résultats obtenus, c'est lors du premier trimestre suivant la fin de l'épisode d'API que le risque d'entrée au RMI était le plus élevé. En d'autres termes, dans de nombreux cas, le RMI a directement pris le relais de l'API. Ce constat vaut pour les deux sous-groupes de sortantes. Si les passages au RMI ont encore été assez fréquents lors des 2^e, 3^e et 4^e trimestres, il n'en a plus été de même à partir de la deuxième année, le risque d'entrée dans le dispositif, bien plus faible qu'au sortir de l'API, n'ayant guère varié d'un trimestre à l'autre.

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 ayant quitté l'API à la fin de droits en étant sans emploi et toujours isolées qui étaient les plus susceptibles 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 que l'enchaînement API/RMI était le moins probable. Ainsi, chez les premières, le risque d'entrée au RMI lors du premier trimestre post-API était de 19 points (API courte) ou 23 points (API longue) plus élevé que chez les secondes. De façon symétrique, la probabilité de ne pas percevoir le RMI au moins jusqu'au 4^e trimestre était trois fois moindre pour ces mères.

En analysant, toujours à l'aide de la méthode actuarielle, la distribution des durées relatives au premier épisode de RMI observé (après la sortie 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 dépendaient guère du temps passé dans le dispositif (le risque estimé étant pour ainsi dire constant). Autre constatation : cet épisode de RMI était plutôt de longue durée. En effet, les mères entrant au RMI avaient plus d'une chance sur deux d'y rester au moins 12 mois.

Parmi les femmes s'étant vu accorder le RMI au cours de la période de suivi, un tiers (31,2 % dans le cas des sortantes d'une API courte et 34,3 % dans l'autre sous-groupe) se sont retrouvées dans ce dispositif à au moins deux reprises. Dans les deux sous-groupes, la durée cumulée moyenne des épisodes successifs de RMI s'élève à environ 26 mois. On notera que 34,1 % des sortantes d'une API courte et 29,7 % des ex-bénéficiaires d'une API longue ont connu, au total, au moins 36 mois de RMI.

Bien plus élevée chez les mères qui sont restées dans l'API jusqu'à la fin de droits (sept sur dix ayant fait l'expérience d'une telle transition, contre trois sur dix parmi celles qui en sont sorties de manière anticipée)⁸, la proportion de passages au RMI varie aussi selon certaines des caractéristiques des allocataires (cf. Tableau 2). Ainsi, on observe que les mères les moins jeunes (*i.e.* celles qui avaient, selon le cas, au moins 45 ans (API courte) ou au moins 35 ans (API longue) à la sortie de l'API) sont proportionnellement plus nombreuses à avoir perçu le RMI durant au moins un mois. Il en va de même pour les allocataires ne possédant pas la nationalité française et celles qui vivaient dans une commune d'au moins 10 000 habitants⁹. À l'inverse, chez les mères ayant un emploi à la sortie de l'API, le passage au RMI a été bien moins fréquent, une constatation qui rejoint celle faite plus haut.

⁸ L'écart est de 36 points dans le premier sous-groupe (68 % contre 31,9 %) et de 39 points dans le second (73,7 % contre 34,4 %).

⁹ C'est aussi le cas, dans le second sous-groupe, pour les mères dont le plus jeune enfant était âgé d'au moins 3 ans à la fin de l'épisode d'API. Bien évidemment, on retrouve ici l'incidence des conditions de sortie de l'API, la plupart de ces mères étant restées bénéficiaires jusqu'au terme légal.

Le retour dans l'API : plus fréquent chez les sortantes d'une API longue

Dans l'ensemble de la cohorte étudiée, un cinquième (20,7 %) des mères sont redevenues bénéficiaires de l'API. Cette proportion est cependant bien plus élevée parmi celles qui s'étaient vu accorder une API longue. En effet, 28,3 % d'entre elles sont retournées dans le dispositif, contre seulement 11,3 % des ex-bénéficiaires d'une API courte. Cet écart n'est guère surprenant. L'API longue étant souvent accordée dès la grossesse, c'est-à-dire pour une durée de plus de 36 mois (jusqu'aux trois ans de l'enfant), les mères concernées étaient plus susceptibles que les autres allocataires de perdre un temps le bénéfice de la prestation (suite à un dépassement du plafond de ressources ou à la reprise d'une vie de couple), puis d'être de nouveau éligibles, au cours de la même période de droits. C'est bien ce que l'on observe ici. Chez les ex-bénéficiaires d'une API longue, un peu plus de la moitié seulement des retours se sont produits après l'expiration de la période de droits initiale, alors que cette proportion s'élève à près de 90 % dans l'autre sous-groupe. Lorsqu'on examine la répartition de ces retours selon la nature du fait générateur, en se concentrant sur le cas des mères ayant ainsi bénéficié d'une nouvelle période de droits, on constate que la plupart de ces femmes sont réentrées dans l'API à la suite d'une séparation. Ceci vaut pour les deux sous-groupes. Chez les sortantes d'une API longue, toutefois, les retours liés à une grossesse ont été plus fréquents (34,5 % des cas, contre 25,9 % parmi les autres sortantes).

L'analyse des durées avant réentrée dans l'API (menée, là encore, à l'aide de la méthode actuarielle) montre que cet événement était plus probable en début qu'en fin de période, le risque de retour étant maximal lors du 3^e trimestre suivant la sortie¹⁰. Dans plus de la moitié des cas (52,7 % chez les ex-bénéficiaires d'une API courte et 63 % chez les ex-bénéficiaires d'une API longue), le retour dans le dispositif s'est produit dans les 24 mois suivant la sortie (cf. Tableau 1). Les mères qui ont connu un nouvel épisode d'API sont proportionnellement plus nombreuses à être aussi passées par le RMI : sept sur dix (dans les deux sous-groupes) l'ont perçu durant au moins un mois. Le plus souvent, l'entrée au RMI a précédé le retour dans l'API.

Pour les femmes qui sont redevenues bénéficiaires de l'API, on a comparé les durées moyennes des deux épisodes successivement observés. Chez les sortantes d'une API longue, ce nouveau séjour dans le dispositif a été plus bref que le précédent (15,2 mois, en moyenne, contre 18,5 mois pour le premier épisode)¹¹ ; dans l'autre sous-groupe, c'est l'inverse que l'on constate (13,4 mois contre 9 mois). Ceci peut s'expliquer, au moins en partie, par le fait que 44,4 % 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 un tiers (33,6 %) des sortantes d'une API courte qui se sont vu accorder une durée de droits supérieure à 12 mois.

Le retour dans l'API a été moins fréquent dans les classes d'âge les plus élevées, ce qui contraste avec ce que l'on a pu noter à propos de l'entrée au RMI (cf. Tableau 2). De même, les mères qui étaient actives occupées à la sortie du dispositif ont été un peu moins nombreuses à connaître un nouvel épisode de perception que celles qui étaient sans emploi. L'écart entre les taux observés est cependant bien plus réduit que dans le cas de la transition vers le RMI.

Cinq ans après la sortie, un cinquième des mères étaient au RMI ou à nouveau dans l'API

Si l'on s'intéresse maintenant à l'évolution mois par mois de la situation des sortantes, en considérant à la fois leur statut d'emploi et leur présence ou non dans les dispositifs d'assistance, on peut faire plusieurs constatations (cf. Figures 3 et 4). Tout d'abord, la majorité des entrées au RMI s'étant produites

¹⁰ 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 n'a pu survenir au cours des deux premiers trimestres.

¹¹ La durée moyenne du deuxième épisode est légèrement sous-estimée, 2,9 % des femmes concernées se trouvant encore dans le dispositif au moment où l'observation a pris fin.

lors des tout premiers mois, la proportion de mères se trouvant dans ce dispositif ne s'est pas accrue au fil du temps, bien au contraire. En effet, alors qu'au 6^e mois après la sortie de l'API, au moins 33 % des ex-bénéficiaires d'une API courte et 27,1 % des ex-bénéficiaires d'une API longue étaient allocataires du RMI, elles étaient presque deux fois moins nombreuses à être dans ce cas en fin de période (16,9 % et 15,5 %, respectivement). Deuxièmement, chez les ex-bénéficiaires d'une API longue, c'est autour du 24^e mois suivant la sortie que la proportion de mères se trouvant à nouveau dans l'API était la plus élevée, au moins 10 % de ces sortantes étant concernées. Entre le 24^e mois et le 60^e mois, cette proportion a diminué de plus de 3 points, ce qui tient sans doute au fait que, dans bien des cas, comme indiqué plus haut, la durée de droits associée à ce nouvel épisode d'API était bien plus courte que celle relative à l'épisode précédent. Dans l'autre sous-groupe, où les retours dans l'API ont été peu fréquents, la proportion observée n'a, en revanche, guère varié, et n'a jamais excédé 3 %. Troisièmement, si l'on cumule les taux de présence dans les deux dispositifs, ce sont un cinquième des mères qui percevaient le RMI ou à nouveau l'API lors du dernier mois de suivi, aussi bien chez les ex-bénéficiaires d'une API courte (19,5 %) que chez les ex-bénéficiaires d'une API longue (22,1 %), cette proportion étant inférieure d'au moins 10 points à celle enregistrée au 12^e mois. Quatrièmement, s'il apparaît, comme précédemment, que les mères étaient proportionnellement plus nombreuses à travailler en fin de période qu'au sortir de l'API (l'écart, dans les deux sous-groupes, étant d'environ 8 points : 33,1 % contre 24,7 % et 23 % contre 15,5 %)¹², la progression du taux d'emploi a été plus lente chez les ex-bénéficiaires d'une API longue que chez les ex-bénéficiaires d'une API courte. Au-delà du 16^e mois, c'est essentiellement parmi les premières que cette hausse s'est poursuivie. Enfin, on notera que la proportion de mères ayant perçu le RMI ou à nouveau l'API tout en exerçant une activité a été en légère progression lors des premiers mois, se stabilisant à 5 % chez les sortantes d'une API courte et 3 % chez les sortantes d'une API longue, avant de décroître.

3. Le devenir des sortantes de l'API : quels déterminants ?

La suite de l'étude a consisté à tenter d'identifier les facteurs associés au type de parcours observé à la sortie de l'API, toujours en opérant une distinction entre le cas des ex-bénéficiaires d'une API courte et celui des ex-bénéficiaires d'une API longue.

Dans un premier temps, les questions du passage au RMI et du retour dans l'API ont fait l'objet d'analyses séparées, menées à l'aide de modèles de durée. Plus précisément, ce sont des modèles à risque constant par morceaux (avec hétérogénéité Gamma), permettant d'examiner les effets des variables explicatives sur le risque de survenance de l'événement considéré (selon le cas, l'entrée au RMI ou la réentrée dans l'API, donc), qui ont été utilisés ici (cf. Encadré 2 ; Tableaux 3 et 4). Dans un second temps, pour mettre en évidence les déterminants de la probabilité de connaître tel type de trajectoire plutôt que tel autre, on s'est appuyé sur un modèle *logit* multinomial. La variable à expliquer a été construite en croisant trois éléments : la durée cumulée d'emploi, la durée cumulée de perception du RMI et le fait qu'un nouvel épisode d'API ait été observé ou non (cf. Encadré 2 ; Tableaux 5 et 6). Plutôt que de se pencher tour à tour sur les résultats obtenus à l'aide de chacun de ces modèles, on a opté ici pour une présentation transversale des effets mis en évidence, variable par variable¹³.

¹² Les proportions qui ont été reportées sur les figures 3 et 4 sont des proportions minimales, *i.e.* calculées parmi l'ensemble des sortantes de l'un et l'autre sous-groupe (que leur situation d'emploi ait été observée ou non).

¹³ Certaines constatations rejoignent celles que l'on a pu faire à partir de l'examen des statistiques descriptives, le recours à différents modèles ayant permis de raisonner ici « toutes choses égales par ailleurs ».

Encadré 2

Les modèles de régression utilisés

Le modèle à risque constant par morceaux

Dans un modèle de durée à risque constant par morceaux ⁽¹⁾, l'axe du temps est divisé en J intervalles $[a_{j-1}, a_j]$ (avec $a_0 = 0$ et $a_J = \infty$). À l'intérieur de chaque intervalle, le risque de connaître l'événement considéré (ici, l'entrée au RMI ou le retour dans l'API) est supposé constant ; d'un intervalle à l'autre, en revanche, celui-ci peut varier. En suivant Prentice et Gloeckler (1978), le modèle peut être spécifié comme suit :

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp[-\exp(X_{ij}\beta + \gamma_j)]$$

où $h_j(X_{ij})$ est le risque de survenance de l'événement dans l'intervalle j pour l'individu i , X_{ij} et β désignent, respectivement, le vecteur des variables explicatives et le vecteur des paramètres associés (à estimer), et γ_j est le risque de base (*i.e.* dans la situation correspondant aux modalités de référence des variables explicatives).

Afin de tenir compte de l'hétérogénéité liée aux facteurs individuels inobservés, on introduit un terme aléatoire, θ_i , supposé suivre une loi Gamma de moyenne 1 et de variance σ^2 , avec effet multiplicatif sur le risque de base (Meyer, 1990). Le modèle avec hétérogénéité inobservée s'écrit (Jenkins, 1997) :

$$h_j(X_{ij}) = 1 - \exp[-\exp(X_{ij}\beta + \gamma_j + \log(\theta_i))]$$

Pour l'analyse portant sur le passage au RMI comme pour celle s'intéressant au retour dans l'API, la période de 60 mois a été divisée en cinq intervalles de 12 mois. Les variables explicatives, communes aux deux analyses, sont les suivantes : la nationalité, l'âge, le fait de vivre en couple, le nombre d'enfants à charge, l'âge du plus jeune enfant, le statut d'activité, la taille de la commune de résidence, le taux de chômage local, ainsi qu'une variable codée 1 lorsque l'épisode d'API a débuté après la réforme de 1999 ⁽²⁾ (0 dans le cas contraire). Toutes (hormis cette dernière indicatrice) ont été traitées comme des variables qui varient au cours du temps, celles-ci étant mesurées au début de chaque intervalle temporel.

Les estimations ont été réalisées à l'aide du logiciel STATA. C'est la procédure *pgmhaz8*, développée par Jenkins (1997, 2004), qui a été utilisée. On trouvera, dans les Tableaux 3 et 4, non seulement les paramètres estimés du modèle avec composante d'hétérogénéité inobservée, mais également ceux du modèle sans hétérogénéité. S'agissant de l'analyse portant sur le retour dans l'API, on notera que l'estimation du modèle avec hétérogénéité n'a été possible, à l'aide de *pgmhaz8*, qu'après exclusion des indicatrices relatives aux intervalles temporels.

Le modèle *logit* multinomial

La variable décrivant la trajectoire au cours des cinq premières années suivant la sortie de l'API (notée Y_i), variable que l'on a cherché à expliquer ici, est une variable discrète à cinq modalités (non ordonnées) :

- $Y_i = 1$: durée cumulée d'emploi inférieure à 36 mois, durée cumulée de perception du RMI inférieure à 36 mois, pas de retour dans l'API ;
- $Y_i = 2$: au moins 36 mois d'emploi, durée cumulée de perception du RMI inférieure à 36 mois, pas de retour dans l'API ;
- $Y_i = 3$: au moins 36 mois de RMI, durée cumulée d'emploi inférieure à 36 mois, pas de retour dans l'API ;
- $Y_i = 4$: retour dans l'API (quelles que soient les durées d'emploi et de perception du RMI) ;
- $Y_i = 5$: trajectoire totalement inobservée ou n'ayant pu être reconstituée que de manière très partielle (*i.e.* sur moins de 36 mois).

Dans un modèle *logit* multinomial (ou modèle *logit* polytomique non ordonné) ⁽³⁾, lorsque la variable à expliquer 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, mais il n'existe que $J-1$ 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 ⁽⁴⁾.

Le modèle utilisé ici comporte dix équations, dont quatre équations indépendantes. En prenant $Y_i = 1$ comme trajectoire de référence, on a :

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

où Z_k désigne la k^e variable explicative, β_{jk} est le coefficient de Z_k dans l'équation j (à estimer) et α_j est la constante de l'équation j (à estimer).

On a retenu les variables explicatives suivantes : la nationalité, l'âge, le fait pour la mère d'être sortie de l'API en reprenant une vie de couple, le nombre d'enfants à charge, l'âge du plus jeune enfant (uniquement dans le cas de l'API courte), le statut d'activité durant l'épisode d'API, la durée de perception de l'API et la taille de la commune de résidence.

Les estimations ont été réalisées à l'aide du logiciel LIMDEP.

(1) Pour une introduction à ce type de modèle, voir Allison (1995), pp. 104-109.

(2) Cette réforme a consisté en la mise en place d'une mesure d'intéressement à la reprise d'activité (Chaupain-Guillot et Guillot, 2012).

(3) Sur ce modèle, voir, par exemple, DeMaris (1992).

(4) Les coefficients des autres équations peuvent être obtenus par simple soustraction, à partir des paramètres estimés des $J-1$ équations indépendantes.

Une plus forte probabilité d'être durablement au RMI pour les sortantes d'API courte de nationalité étrangère et pour les mères les moins jeunes

Chez les sortantes d'une API courte, il apparaît que les mères ne possédant pas la nationalité française étaient plus susceptibles que les autres de passer de l'API au RMI au cours de la période de suivi et de rester durablement dans ce dispositif (*i.e.* au moins 36 mois). Ces mères, en revanche, n'avaient pas une plus forte probabilité de connaître un nouvel épisode d'API. Le fait que celles-ci couraient davantage le risque de se retrouver au RMI laisse penser qu'elles étaient confrontées à de plus grandes difficultés d'insertion sur le marché du travail, plusieurs éléments pouvant entrer en jeu, dont l'obstacle de la langue (au moins pour une partie d'entre elles), mais aussi, et surtout, les pratiques discriminatoires de certains employeurs. Dans la première équation du modèle *logit* multinomial, celle qui oppose la modalité 2 de la variable expliquée (au moins 36 mois d'emploi) à la modalité 1 (moins de 36 mois d'emploi) (cf. Encadré 2), la variable de nationalité ne s'est pas révélée significative (au seuil de 5 %). Il ressort néanmoins de l'analyse que ces femmes avaient de plus faibles chances que les autres d'être durablement en emploi plutôt que durablement au RMI à l'issue de l'épisode d'API. Chez les sortantes d'une API longue, aucun effet associé à la nationalité n'a été observé (cette variable n'étant significative dans aucun des modèles estimés).

Les résultats font apparaître des différences de parcours selon l'âge. Ainsi, le risque de retour dans l'API était d'autant plus faible que les mères étaient plus âgées, ce qui semble avant tout lié aux comportements en matière de fécondité, les moins jeunes des sortantes étant sans doute moins susceptibles d'avoir un autre enfant et d'être ainsi à nouveau potentiellement éligibles à l'API. Ceci vaut pour les deux sous-groupes. À l'inverse, on observe un lien positif entre l'âge et la probabilité de connaître une trajectoire fortement marquée par le RMI¹⁴. À l'instar des sortantes n'ayant pas la nationalité française, les mères les moins jeunes avaient une plus faible probabilité de se trouver durablement en emploi plutôt que durablement au RMI¹⁵. Ces mères étaient peut-être proportionnellement plus nombreuses à être sorties du système éducatif sans aucun diplôme ou/et à n'avoir jusque-là jamais travaillé, ce qui expliquerait, au moins en partie, leur plus difficile insertion ou réinsertion professionnelle au sortir de l'API. Les données utilisées ne renseignent malheureusement pas sur ce point.

¹⁴ Dans le cas de l'API longue, le fait pour la mère d'être âgée d'au moins 25 ans est associé à un risque de passage au RMI significativement plus faible. Ce résultat, obtenu à partir du modèle à risque constant par morceaux, peut paraître en contradiction avec ce que l'on vient d'indiquer ici. On rappellera qu'à l'aide d'un tel modèle, c'est le fait de se retrouver ou non au RMI qui a été analysé, et non pas le temps passé dans ce dispositif.

¹⁵ Chez les sortantes d'une API longue, la probabilité d'être durablement en emploi tend à augmenter avec l'âge (cf. Tableau 6, colonne 1), mais moins fortement que la probabilité d'être durablement au RMI (cf. Tableau 6, colonne 2).

L'impact de la situation familiale

La reprise d'une vie de couple, s'accompagnant généralement d'un accroissement du niveau de ressources, a eu pour effet de réduire le risque de passage au RMI, aussi bien chez les sortantes d'une API courte que chez les sortantes d'une API longue. Dans ce cas de figure, et ce point mérite d'être souligné, le retour dans l'API était, en revanche, plus probable¹⁶. Pour certaines mères, la fin de l'isolement n'aura donc été que temporaire. On constate également que les allocataires ayant quitté le dispositif en reprenant une vie de couple avaient une plus faible probabilité d'être durablement en emploi au cours de la période de suivi. Les données ne permettent pas de déterminer si la présence d'un deuxième apporteur potentiel de revenus a pu désinciter ces mères (ou au moins une partie d'entre elles) à se porter sur le marché du travail ou si celles-ci, de par certaines caractéristiques individuelles inobservées, étaient à la fois plus enclines à mettre fin à leur isolement et plus susceptibles de rester constamment sans emploi.

Autres caractéristiques familiales ayant eu un impact significatif sur la trajectoire post-API, particulièrement chez les ex-bénéficiaires d'une API longue : le nombre d'enfants à charge et l'âge du plus jeune enfant. Les résultats indiquent que, dans les deux sous-groupes, le risque de retour dans l'API était plus élevé pour les mères ayant trois enfants ou plus que pour celles ayant un seul enfant. Chez les sortantes d'une API courte, ces mères étaient deux fois plus nombreuses à avoir quitté le dispositif en reprenant une vie de couple, ce qui, bien évidemment, les a exposées plus tôt au risque de connaître une nouvelle rupture (et donc de redevenir bénéficiaires de l'API). Dans le cas des sortantes d'une API longue, en revanche, on y voit avant tout le reflet des contraintes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Une autre constatation va d'ailleurs dans ce sens. En effet, il ressort également de l'analyse que les mères de trois enfants ou plus avaient, dans ce sous-groupe, une plus faible probabilité d'être durablement en emploi à l'issue de l'épisode d'API. Un résultat peut-être plus surprenant est la mise en évidence d'un lien négatif entre le fait d'avoir au moins trois enfants à charge et la probabilité de rester durablement au RMI, et ce, chez les sortantes d'une API courte comme chez les sortantes d'une API longue. Sans doute est-ce la perception de prestations familiales, d'un montant sensiblement plus élevé pour les familles d'au moins trois enfants, qui a joué ici (en rendant plus probable le dépassement du plafond de ressources du RMI). Quant aux différences de trajectoire selon l'âge du plus jeune enfant, c'est chez les sortantes d'une API longue qu'elles apparaissent le plus clairement. D'après les résultats des estimations, pour les mères dont le plus jeune enfant avait moins de 3 ans, le risque de retour dans l'API était plus élevé et le passage au RMI moins probable. Bien évidemment, parmi ces mères, figurent un certain nombre de femmes qui sont redevenues bénéficiaires de l'API à la suite d'une (nouvelle) grossesse. La très grande majorité de ces mères, toutefois, n'ont pas eu d'enfant au cours de la période de suivi. Il s'agit de sortantes qui avaient quitté le dispositif avant la fin de droits (l'API longue pouvant être versée jusqu'au troisième anniversaire du plus jeune enfant). En d'autres termes, ce que l'on appréhende ici, de manière indirecte, c'est avant tout l'impact de la durée des droits à l'API (ou, plus précisément, de la durée restante). Comme souligné plus haut, disposant d'un reliquat de droits, ces mères étaient par là même plus susceptibles que les autres de revenir dans l'API (sans qu'il soit besoin d'un nouveau fait générateur).

Un lien fort entre activité durant l'épisode d'API et parcours d'emploi à la sortie

Chez les sortantes d'une API courte comme chez les sortantes d'une API longue, le statut d'activité a été un élément déterminant. Comme on peut s'en douter, les mères ayant un emploi couraient moins le risque de passer de l'API au RMI que celles qui étaient inactives. Elles étaient également moins susceptibles de connaître un nouvel épisode d'API. Autre constatation : celles qui étaient au chômage avaient un risque plus élevé que les inactives de se retrouver au RMI ou (s'agissant des sortantes d'une API longue) de revenir dans l'API, ce qui semble témoigner de la faible employabilité de ces mères. Il convient toutefois de rester prudent dans l'interprétation. En effet, dans le cas des sortantes d'une API

¹⁶ Dans le modèle de durée portant sur les sortantes d'une API longue, cet effet n'est toutefois significatif qu'au seuil de 10 %.

courte tout au moins, les résultats du modèle *logit* multinomial montrent que les mères ayant recherché une activité professionnelle durant l'épisode d'API avaient une plus forte probabilité d'être durablement en emploi plutôt que durablement au RMI au cours de la période de suivi, comparativement à celles restées constamment inactives. Bien évidemment, s'agissant du statut d'activité pendant l'API, ce que les résultats mettent surtout en évidence, c'est le lien particulièrement fort entre le fait d'avoir été allocataire tout en travaillant et la probabilité de connaître, au total, au moins 36 mois d'emploi dans les cinq ans suivant la sortie du dispositif. Ce lien s'observe dans les deux sous-groupes.

Parmi les mères ayant travaillé, à un moment ou à un autre, au cours de l'épisode d'API, une distinction a été opérée, dans le modèle *logit* multinomial, entre celles qui étaient actives occupées à l'entrée dans le dispositif (*i.e.* dès le premier mois de perception) et celles ayant accédé ultérieurement à un emploi. On aurait tendance à penser que les premières avaient, à la sortie de l'API, de plus grandes chances d'insertion durable que les secondes, ces mères disposant peut-être d'une expérience professionnelle plus longue ou/et d'un niveau de formation plus élevé. Or, ce n'est pas ce qui ressort de l'analyse. En effet, chez les sortantes d'une API courte, on ne constate pas de différence de parcours entre les unes et les autres, du moins sous cet angle. Et dans l'autre sous-groupe, il apparaît, au contraire, que ce sont les mères ayant pris ou repris une activité après avoir obtenu l'API, et non pas celles entrées dans le dispositif en étant déjà actives occupées, qui étaient les plus susceptibles d'être durablement en emploi à l'issue de l'épisode de perception. Comme rappelé plus haut, dans ce sous-groupe, de nombreuses mères se sont vu accorder l'API alors qu'elles étaient enceintes. Le résultat obtenu ici suggère qu'une partie de celles qui avaient un emploi à cette date se sont arrêtées de travailler à la naissance de leur enfant et n'ont pas repris d'activité par la suite ou ont repris une activité, en moyenne, plus tardivement. Ces différentes constatations doivent cependant être considérées avec prudence, le statut d'activité durant l'épisode d'API étant une variable potentiellement endogène. En effet, des facteurs inobservés ont pu jouer à la fois sur les décisions d'activité lors de la perception de l'API et sur la trajectoire d'emploi au sortir du dispositif.

***Les mères résidant en milieu rural :
moins susceptibles de se retrouver au RMI ou de revenir dans l'API***

Sans surprise, l'analyse à l'aide du modèle *logit* multinomial fait apparaître, dans les deux sous-groupes, un lien positif entre la durée de l'épisode d'API et la probabilité de se retrouver durablement au RMI ou de se voir accorder à nouveau l'API au cours de la période de suivi. Là aussi, il est probable que ce lien positif reflète avant tout l'effet de facteurs non observés (influant à la fois sur la durée de l'épisode initial d'API et sur le maintien dans les dispositifs d'assistance).

Dans les modèles à risque constant par morceaux, une variable indicatrice a permis de faire la distinction entre le cas des mères qui sont entrées dans l'API à partir de janvier 1999, c'est-à-dire après la mise en place de la mesure d'intéressement à la reprise d'activité¹⁷, et celui des mères dont l'épisode de perception a débuté avant cette date. On constate que les premières étaient moins susceptibles de passer de l'API au RMI. Il est tentant d'y voir un effet de la réforme : si ces allocataires ont été plus nombreuses à (re)prendre un emploi, il n'est pas surprenant d'observer que le passage au RMI était, pour celles-ci, moins probable. Mais cette explication n'est pas suffisante. En effet, parmi les mères qui se sont vu accorder l'API à partir de 1999, le taux d'accès à l'emploi (en cours d'API) n'a été que légèrement plus élevé (aussi bien chez les bénéficiaires d'une API courte que chez les bénéficiaires d'une API longue). Il convient de rappeler que la situation du marché du travail s'était sensiblement améliorée au début des années 2000. Peut-être est-ce surtout l'impact de ce facteur qui est appréhendé ici, et ce, bien que le taux de chômage local ait été explicitement pris en compte dans l'analyse. S'agis-

¹⁷ C'est 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'un mécanisme d'intéressement a été introduit. Celui-ci permettait aux bénéficiaires de l'API ayant accédé à un emploi (ou à un stage de formation rémunéré) de cumuler temporairement tout ou partie de leurs revenus d'activité avec l'allocation perçue. Plus précisément, les règles étaient les suivantes : jusqu'à la première révision trimestrielle des droits, cumul intégral ; pendant les quatre trimestres suivants, application d'un abattement de 50 % sur les gains mensuels moyens du trimestre précédent. Ce mécanisme a été révisé en 2001 et en 2006 (Chaupain-Guillot et Guillot, 2012).

sant de cette dernière variable, comme attendu, les résultats montrent un effet positif sur le risque de passage au RMI, surtout chez les sortantes d'une API longue. En revanche, dans l'analyse portant sur le retour dans l'API, cette variable ne s'est pas révélée significative.

Dernier facteur pris en compte : la taille de la commune de résidence. D'après les résultats des estimations, les mères vivant dans de petites communes (*i.e.* de moins de 2 000 habitants) étaient moins susceptibles de se retrouver au RMI et de connaître un nouvel épisode d'API que celles résidant en milieu urbain, un constat qui vaut pour les deux sous-groupes. Pour ces mères, être allocataire de l'API ou du RMI était sans doute davantage perçu comme une situation stigmatisante, ce qui a pu inciter certaines d'entre elles à rechercher plus activement un emploi ou/et à reprendre plus durablement une vie de couple (rendant par là même moins probable le passage dans l'un ou l'autre dispositif au cours de la période de suivi).

Au-delà de l'impact des variables explicatives, les résultats des modèles de durée permettent de savoir comment évolue, au fil du temps, le risque de survenance de l'événement considéré. Dans les deux analyses menées ici, c'est un risque décroissant qui a été mis en évidence (le risque de passage au RMI diminuant bien plus fortement que le risque de retour dans l'API), confirmant ce qui a été observé plus haut¹⁸.

4. Conclusion

À partir des données du panel d'allocataires de Meurthe-et-Moselle, on s'est intéressé aux parcours des sortantes de l'API. Dans la première partie de ce papier, différents éléments descriptifs, portant sur la situation d'emploi de ces mères et leur présence dans les dispositifs d'assistance, ont été présentés. Il en ressort notamment que les retours dans l'API ont été bien moins fréquents que les passages au RMI. La seconde partie a été consacrée à l'exposé des résultats d'analyses de régression visant à identifier les facteurs ayant influé sur la trajectoire post-API. Ces résultats vont globalement dans le même sens que ceux précédemment obtenus (Chaupain-Guillot et Guillot, 2003a et 2003b). Derrière les liens statistiques mis en évidence se dessine le rôle de facteurs tels que le niveau de diplôme et l'expérience professionnelle, les contraintes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, ou encore les stigmates associés à la perception de l'API et du RMI.

Au terme de cette étude, doit-on conclure que pour la majorité des allocataires, l'arrêt du versement de l'API était loin de marquer la fin de la dépendance à l'égard des minima sociaux ? Ou, au contraire, peut-on considérer que la plupart de ces mères avaient de bonnes chances de sortir durablement du système d'assistance ? À première vue, les résultats ne permettent guère de trancher. En effet, si la moitié des sortantes ont travaillé à un moment ou à un autre, elles sont à peu près aussi nombreuses à avoir perçu le RMI ou/et à nouveau l'API. De même, les durées cumulées moyennes d'emploi et de perception du RMI sont assez comparables, aussi bien chez les sortantes d'une API courte que chez les sortantes d'une API longue. D'autres constats méritent toutefois d'être rappelés ici. Premièrement, à l'issue de leur épisode de perception, les allocataires de l'API ne se sont pas massivement mués en RMI^{stes} de longue durée. La moitié d'entre elles ont certes perçu le RMI à un moment ou à un autre, mais moins d'un cinquième en ont été bénéficiaires, au total, pendant au moins 36 mois. Deuxièmement, si la proportion de sortantes ayant à nouveau perçu l'API est loin d'être négligeable, le second épisode d'API observé a été, en moyenne, plus court que le premier, du moins chez les ex-bénéficiaires d'une API longue. Troisièmement, toujours en ce qui concerne les retours dans l'API, seule une petite minorité des allocataires (de l'ordre de 5 %) ont enchaîné deux périodes d'API longue liées à des grossesses successives (ce qui laisse penser que l'API n'a sans doute eu que peu d'effet sur les comportements de fécondité). Enfin, quatrièmement, l'examen de l'évolution mois par mois de la si-

¹⁸ On notera que, dans ces modèles, la variance du terme d'hétérogénéité (σ^2) est significativement différente de zéro, ce qui confirme l'existence d'un impact significatif des caractéristiques individuelles inobservées sur le risque de survenance de l'événement.

tuation des sortantes a montré que le taux de présence dans l'un ou l'autre dispositif (*i.e.* API et RMI confondus) a été en recul constant sur les trois dernières années de la période de suivi. Ces différents constats vont à l'encontre de l'image, souvent véhiculée, d'une installation quasi-systématique dans la dépendance à l'égard des prestations d'assistance.

Il serait intéressant de mener un travail similaire sur le cas des bénéficiaires du RSA. Autant que l'on puisse en juger, si la question du devenir de ces allocataires a fait l'objet d'un certain nombre d'études quantitatives (e.g. Fernandez et Domingo, 2013), aucun article ou rapport de recherche n'a examiné leurs parcours mois par mois sur une période de cinq ans ou plus (à l'entrée ou au sortir du dispositif). Les résultats d'un tel travail, centré sur les mères isolées, conduiraient peut-être à nuancer certaines des conclusions avancées ici.

Pour les mères qui jusque-là pouvaient prétendre au versement de l'API, la réforme de 2009 a mis en place un RSA dit majoré. Les conditions d'attribution de cette majoration pour isolement ont été calquées sur celles de l'API, la durée maximale de versement restant inchangée (12 mois ou jusqu'aux trois ans du plus jeune enfant, selon le cas). Lors de cette réforme, c'est avant tout le mécanisme d'intéressement à la reprise d'activité qui a été profondément modifié. Il était désormais possible pour les bénéficiaires de cumuler une partie de leurs revenus d'activité avec l'allocation de revenu minimum sans limitation de durée (Thibault, 2014)¹⁹. Selon l'étude menée par Simonnet et Danzin (2014), la création du RSA aurait eu un effet positif sur le taux de retour à l'emploi des mères isolées ayant de jeunes enfants à charge. Des analyses complémentaires pourraient chercher à déterminer si ces mères ont été plus nombreuses à se maintenir durablement dans l'emploi depuis cette réforme et dans quelle mesure leurs trajectoires au sein du système d'assistance ont été affectées.

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.
- 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), « Le passage de l'API au RMI : une analyse à partir des données du fichier longitudinal des bénéficiaires de Meurthe-et-Moselle », *Les Cahiers de Recherche de l'ADEPS*, n° 22, Nancy : ADEPS (CNRS et Université Nancy 2).
- Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2003a), « Analyse des trajectoires des sortantes de l'API : Activité, perception du RMI et retour dans le dispositif », *Les Cahiers de l'Unité EPS*, n° 2003-02, Nancy : EPS (CNRS et Université Nancy 2).
- Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2003b), « Analyse des trajectoires des sortantes de l'API », *Revue Economique*, vol. 54, n° 3, pp. 607-616.
- Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2012), « Le panel des bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle : bilan de l'expérience et nouveaux résultats », *Politiques Sociales et Familiales*, n° 110, pp. 45-63.
- CNAF (2009), *Prestations familiales 2008. Statistiques nationales*, Direction des statistiques, des études et de la recherche.

¹⁹ Le dispositif d'intéressement a de nouveau été révisé en janvier 2016, avec l'entrée en vigueur de la *Prime d'activité* (PA), remplaçant la composante « activité » du RSA et la *Prime pour l'emploi* (PPE).

- 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.
- Fernandez V., Domingo P. (2013), « Les trajectoires de perception du RSA », *Politiques Sociales et Familiales*, n° 113, pp. 33-46.
- Guillot O., Chaupain S. (1998a), « 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.
- Guillot O., Chaupain S. (1998b), « 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.
- Jenkins S.P. (1997), « sbe17. Discrete time proportional hazards regression », *STATA Technical Bulletin*, STB-39, pp. 22-32.
- Jenkins S.P. (2004), *PGMHZ8: Stata module to estimate discrete time (grouped data) proportional hazards models*, Statistical Software Components S438501, Boston College Department of Economics (revised 17 Sep 2004).
- Meyer B.D. (1990), « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, vol. 58, n° 4, pp. 757-782.
- Pla A. (2007), « Sortie des minima sociaux et accès à l'emploi. Premiers résultats de l'enquête de 2006 », *Etudes et Résultats*, n° 567.
- Prentice R.L., Gloeckler L.A. (1978), « Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data », *Biometrics*, vol. 34, n° 1, pp. 57-67.
- Ray J.-C., Carvoyeur L.-S., Liman Tinguiri K. (1983), « Allocation de parent isolé et désincitation au travail », *Rapport de recherche pour le Commissariat Général du Plan*, Nancy : LA.S.A.R.E., Faculté de droit et des sciences économiques, Université Nancy II, 259 p.
- Simonnet V., Danzin E. (2014), « L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants », *Économie et Statistique*, n° 467-468, pp. 91-116.
- Thibault F. (2014), « Ambitions et évaluation du Revenu de solidarité active », *Économie et Statistique*, n° 467-468, pp. 51-59.

Tableau 1 :

Proportions de passages au RMI et de retours dans l'API selon la durée écoulée depuis la sortie

En %

	12 mois après la sortie	24 mois après la sortie	36 mois après la sortie	48 mois après la sortie	60 mois après la sortie
Passages au RMI					
API courte	42,9	47,1	49,0	50,3	51,5
API longue	33,8	38,5	42,4	45,0	46,9
<i>Ensemble</i>	<i>37,8</i>	<i>42,3</i>	<i>45,4</i>	<i>47,4</i>	<i>49,0</i>
Retours dans l'API					
API courte	3,0	6,0	8,2	9,9	11,3
API longue	8,9	17,8	22,5	25,9	28,3
<i>Ensemble</i>	<i>6,3</i>	<i>12,5</i>	<i>16,2</i>	<i>18,8</i>	<i>20,7</i>

Lecture : 12 mois après la sortie, 42,9 % des ex-bénéficiaires d'une API courte avaient perçu le RMI (durant au moins 1 mois) et 3 % avaient de nouveau perçu l'API (durant au moins 1 mois).

Source : *Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle* (calculs des auteurs).

Tableau 2 :

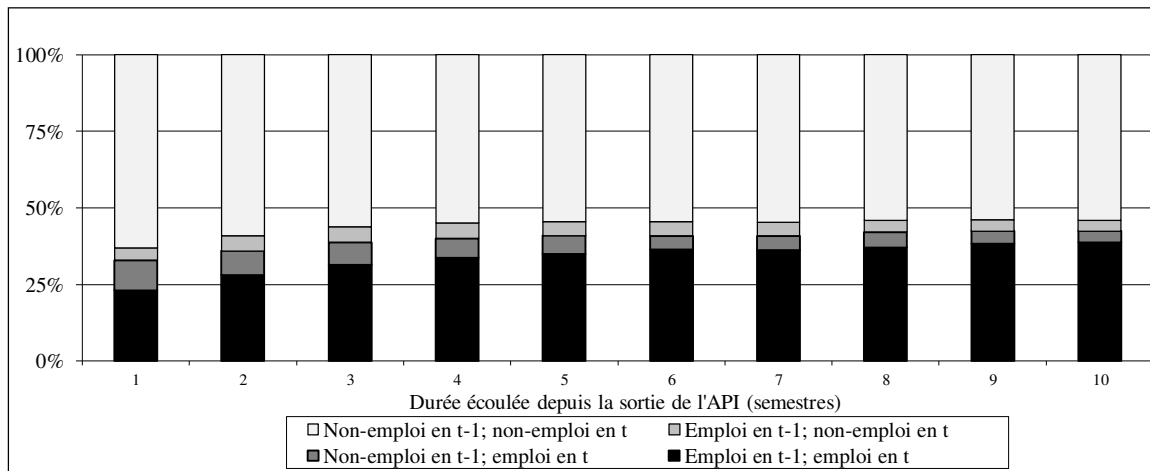
Taux de passage au RMI et taux de retour dans l'API selon les caractéristiques de l'allocataire à la sortie du dispositif

En %

	Taux de passage au RMI		Taux de retour dans l'API	
	API courte	API longue	API courte	API longue
Nationalité				
Française	50,6	46,6	11,3	28,6
Étrangère	64,1	51,7	11,8	23,5
Âge				
Moins de 25 ans	-	44,5	-	33,5
25 à 29 ans	-	47,4	-	25,4
30 à 34 ans	-	49,3	-	22,3
35 ans et plus	-	55,8	-	16,8
Moins de 35 ans	49,7	-	15,0	-
35 à 39 ans	48,4	-	9,7	-
40 à 44 ans	54,8	-	6,3	-
45 ans et plus	62,1	-	4,6	-
État matrimonial				
Célibataire – en rupture de concubinage : non	-	46,8	-	29,1
Célibataire – en rupture de concubinage : oui	-	48,6	-	31,9
Séparée ou divorcée	49,8	45,5	9,2	21,4
Veuve	37,5	-	3,3	-
Autres cas	57,9	48,2	17,6	36,4
Nombre d'enfants à charge				
1 enfant (ou aucun)	52,0	45,1	10,0	28,5
2 enfants	50,3	51,6	10,3	28,7
3 enfants ou plus	52,4	49,4	14,2	26,5
Âge du plus jeune enfant				
Moins de 3 ans	-	33,7	-	29,4
3 ans ou plus	-	78,0	-	25,6
Moins de 6 ans	49,5	-	15,1	-
6 ans ou plus	53,0	-	8,7	-
Statut d'activité				
Active occupée	30,9	31,7	7,4	23,7
Chômeuse	58,7	48,7	13,0	29,5
Inactive	59,4	50,4	12,7	29,1
Taille de la commune de résidence				
Moins de 2 000 habitants	41,4	36,1	9,2	23,5
2 000 à 10 000 habitants	51,6	44,7	10,8	27,7
10 000 habitants ou plus	55,3	51,4	12,6	30,0
<i>Ensemble</i>	<i>51,5</i>	<i>46,9</i>	<i>11,3</i>	<i>28,3</i>

Source : *Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle* (calculs des auteurs).

Figure 1 :
Évolution de la situation d'emploi des sortantes d'une API courte

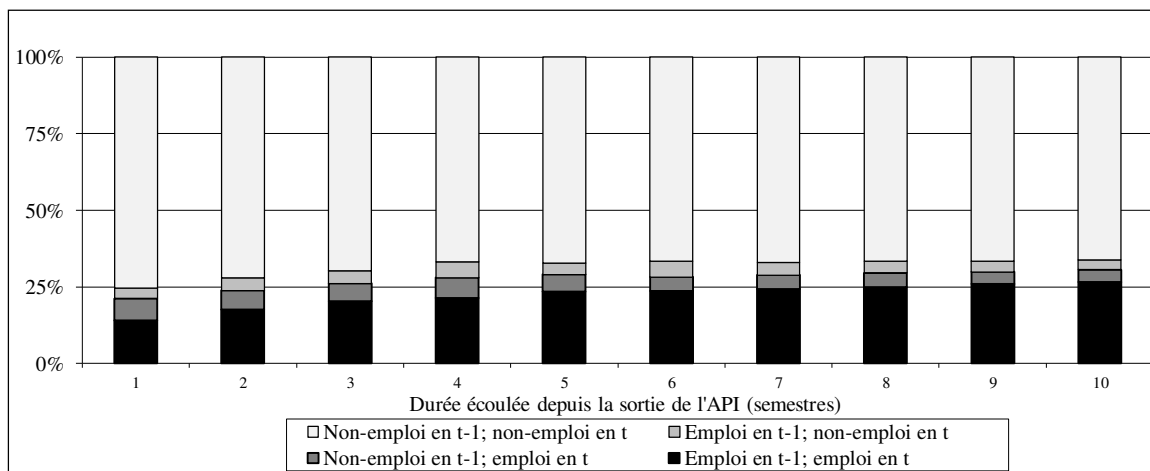


Note : La situation d'emploi à la date t a été croisée avec celle observée à la date $t-1$. Pour la première date considérée, la situation en $t-1$ correspond à la situation enregistrée lors du dernier mois d'API.

Lecture : 60 mois après la sortie de l'API, parmi les ex-bénéficiaires d'une API courte dont la situation est connue, le taux d'emploi s'élevait à 42,4 %. 38,7 % des mères étaient déjà actives occupées 6 mois auparavant et 3,7 % ont accédé à un emploi entre le 54^e mois et le 60^e mois.

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

Figure 2 :
Évolution de la situation d'emploi des sortantes d'une API longue

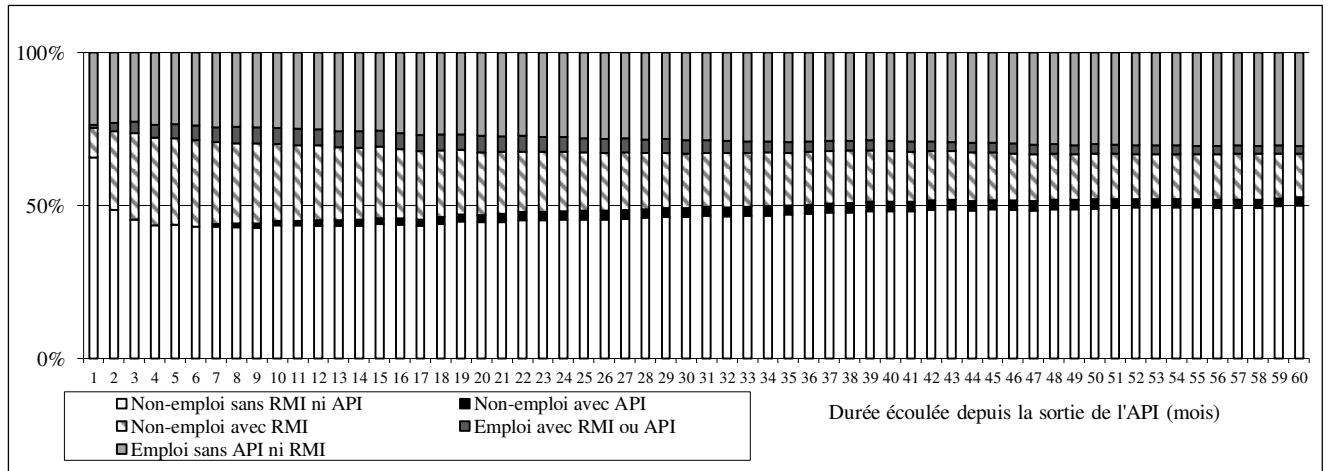


Note : La situation d'emploi à la date t a été croisée avec celle observée à la date $t-1$. Pour la première date considérée, la situation en $t-1$ correspond à la situation enregistrée lors du dernier mois d'API.

Lecture : 60 mois après la sortie de l'API, parmi les ex-bénéficiaires d'une API longue dont la situation est connue, le taux d'emploi s'élevait à 30,6 %. 26,6 % des mères étaient déjà actives occupées 6 mois auparavant et 4 % ont accédé à un emploi entre le 54^e mois et le 60^e mois.

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

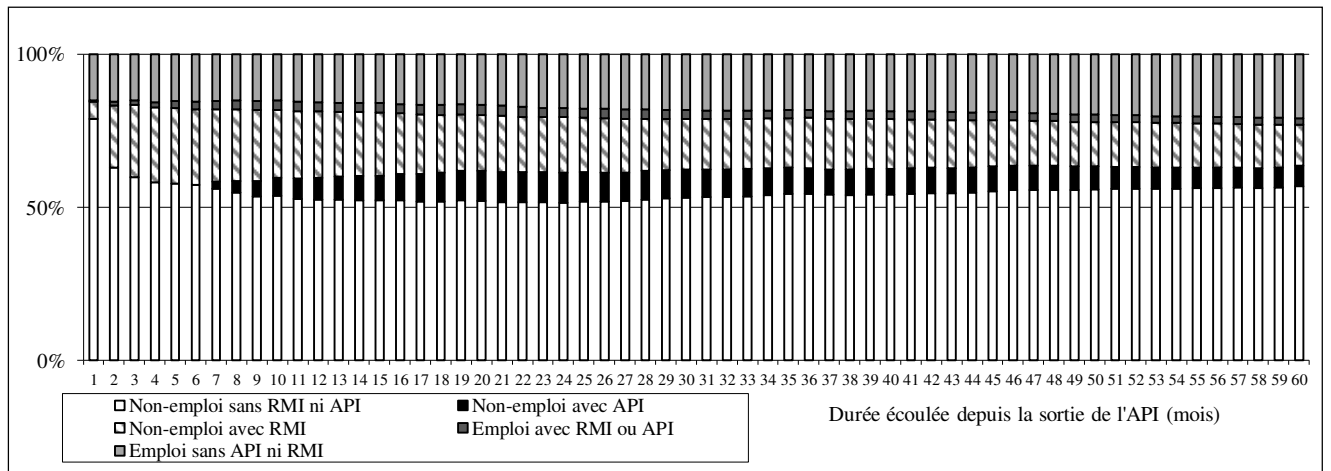
Figure 3 :
Situation d'emploi et perception du RMI ou de l'API selon la durée écoulée depuis la sortie – API courte



Lecture : 60 mois après la sortie de l'API, au moins 33,1 % des ex-bénéficiaires d'une API courte avaient un emploi. 14,2 % percevaient le RMI (en étant sans emploi) et 2,7 %, à nouveau, l'API.

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

Figure 4 :
Situation d'emploi et perception du RMI ou de l'API selon la durée écoulée depuis la sortie – API longue



Lecture : 60 mois après la sortie de l'API, au moins 23,1 % des ex-bénéficiaires d'une API longue avaient un emploi. 13,3 % percevaient le RMI (en étant sans emploi) et 6,6 %, à nouveau, l'API.

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

Tableau 3 :

Analyse du passage au RMI : paramètres estimés des modèles à risque constant par morceaux

	API courte		API longue	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Constante	- 0,533 *	- 0,465	- 0,950 ***	- 0,937 ***
Nationalité : étrangère	0,139 **	0,173 **	0,070	0,078
Âge				
Moins de 25 ans	-	-	Réf.	Réf.
25 à 29 ans	-	-	- 0,139 ***	- 0,144 ***
30 à 34 ans	-	-	- 0,372 ***	- 0,396 ***
35 ans et plus	-	-	- 0,243 ***	- 0,261 ***
Moins de 35 ans	Réf.	Réf.	-	-
35 à 39 ans	- 0,220 ***	- 0,249 ***	-	-
40 à 44 ans	- 0,062	- 0,090	-	-
45 ans et plus	0,029	0,045	-	-
En couple	- 0,742 ***	- 0,859 ***	- 0,490 ***	- 0,523 ***
Nombre d'enfants / âge du plus jeune enfant				
1 enfant (ou aucun)	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2 enfants < 3 ans	-	-	- 0,166 **	- 0,174 **
2 enfants ≥ 3 ans	-	-	0,926 ***	1,010 ***
3 enfants ou plus < 3 ans	-	-	- 0,192 **	- 0,202 **
3 enfants ou plus ≥ 3 ans	-	-	0,848 ***	0,935 ***
2 enfants < 6 ans	0,085	0,097	-	-
2 enfants ≥ 6 ans	0,006	- 0,000	-	-
3 enfants ou plus < 6 ans	- 0,056	- 0,096	-	-
3 enfants ou plus ≥ 6 ans	- 0,048	- 0,081	-	-
Statut d'activité				
Inactive	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Chômeuse	0,140 ***	0,153 ***	0,362 ***	0,401 ***
Active occupée	- 1,099 ***	- 1,236 ***	- 0,869 ***	- 0,918 ***
Taille de la commune de résidence				
Moins de 2 000 habitants	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2 000 à 10 000 habitants	0,226 ***	0,252 ***	0,308 ***	0,332 ***
10 000 habitants ou plus	0,339 ***	0,395 ***	0,509 ***	0,562 ***
Taux de chômage local	0,046	0,061 *	0,043 *	0,048 **
Épisode d'API ayant débuté après la réforme de 1999	- 0,187 ***	- 0,213 ***	- 0,420 ***	- 0,456 ***
Année post-sortie				
1 ^{ère}	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
2 ^e	- 1,795 ***	- 1,651 ***	- 1,586 ***	- 1,517 ***
3 ^e	- 2,426 ***	- 2,250 ***	- 1,881 ***	- 1,803 ***
4 ^e	- 2,942 ***	- 2,752 ***	- 2,444 ***	- 2,354 ***
5 ^e	- 2,983 ***	- 2,781 ***	- 2,760 ***	- 2,662 ***
σ^2	-	0,365 **	-	0,222 **
Logarithme de la vraisemblance	- 5 024,23	- 5 020,82	- 6 260,70	- 6 258,09
Nombre d'observations (femmes-années)	14 783	14 783	18 472	18 472

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) le risque de passage au RMI.

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.

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

Tableau 4 :
Analyse du retour dans l'API : paramètres estimés des modèles à risque constant par morceaux

	API courte		API longue	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Constante	- 3,713 ***	- 4,030 ***	- 2,299 ***	- 2,200 ***
Nationalité : étrangère	- 0,007	- 0,009	- 0,095	- 0,078
Âge				
Moins de 25 ans	-	-	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
25 à 29 ans	-	-	- 0,335 ***	- 0,452 ***
30 à 34 ans	-	-	- 0,605 ***	- 0,827 ***
35 ans et plus	-	-	- 0,958 ***	- 1,282 ***
Moins de 35 ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	-	-
35 à 39 ans	- 0,382 ***	- 0,452 ***	-	-
40 à 44 ans	- 0,650 ***	- 0,778 ***	-	-
45 ans et plus	- 1,158 ***	- 1,340 ***	-	-
En couple	1,154 ***	1,190 ***	0,097 *	0,118 *
Nombre d'enfants / âge du plus jeune enfant				
1 enfant (ou aucun)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2 enfants < 3 ans	-	-	0,594 ***	0,634 ***
>= 3 ans	-	-	- 0,015	- 0,027
3 enfants ou plus < 3 ans	-	-	0,786 ***	0,955 ***
>= 3 ans	-	-	0,305 ***	0,374 **
2 enfants < 6 ans	0,130	0,215	-	-
>= 6 ans	0,105	0,129	-	-
3 enfants ou plus < 6 ans	0,342 ***	0,439 ***	-	-
>= 6 ans	0,249 **	0,287 **	-	-
Statut d'activité				
Inactive	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Chômeuse	- 0,019	- 0,041	0,213 ***	0,225 ***
Active occupée	- 0,761 ***	- 0,825 ***	- 0,424 ***	- 0,473 ***
Taille de la commune de résidence				
Moins de 2 000 habitants	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2 000 à 10 000 habitants	0,250 **	0,289 **	0,171 **	0,196 **
10 000 habitants ou plus	0,483 ***	0,541 ***	0,277 ***	0,318 ***
Taux de chômage local	0,017	0,038	- 0,002	0,005
Épisode d'API ayant débuté après la réforme de 1999	0,036	0,052	- 0,017	- 0,017
Année post-sortie				
1 ^{ère}	<i>Réf.</i>	-	<i>Réf.</i>	-
2 ^e	- 0,045	-	0,066	-
3 ^e	- 0,259 **	-	- 0,420 ***	-
4 ^e	- 0,507 ***	-	- 0,624 ***	-
5 ^e	- 0,593 ***	-	- 0,925 ***	-
σ^2	-	1,106 **	-	1,697 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 2 752,70	- 2 765,76	- 6 727,78	- 6 782,97
Nombre d'observations (femmes-années)	23 593	23 593	26 189	26 189

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) le risque de retour dans l'API.

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; *Réf.* : catégorie de référence.

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

Tableau 5 :

Analyse de la trajectoire au sortir de l'API : paramètres estimés du modèle *logit* multinomial – API courte

	$Y_i = 2$ vs $Y_i = 1$	$Y_i = 3$ vs $Y_i = 1$	$Y_i = 4$ vs $Y_i = 1$	$Y_i = 5$ vs $Y_i = 1$
Constante	- 0,849 ***	- 1,371 ***	- 1,758 ***	0,326 **
Nationalité : étrangère	- 0,050	0,403 ***	0,106	- 0,122
Âge ^(a)				
<i>Moins de 35 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
35 à 39 ans	0,091	0,234 **	- 0,438 ***	- 0,665 ***
40 à 44 ans	0,051	0,682 ***	- 0,730 ***	- 0,674 ***
45 ans et plus	- 0,165	0,703 ***	- 1,049 ***	- 0,816 ***
Reprise d'une vie de couple	- 0,655 ***	- 0,833 ***	1,042 ***	- 0,825 ***
Nombre d'enfants à charge ^(a)				
1 enfant (ou aucun)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2 enfants	0,130	- 0,346 **	- 0,121	- 0,111
3 enfants ou plus	- 0,073	- 0,639 ***	0,045	- 0,097
Age du plus jeune enfant : < 6 ans ^(a)	- 0,136	- 0,011	0,191 *	- 0,072
Statut 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	0,464 ***	- 0,238 **	0,039	- 0,272 ***
Active occupée, constamment ou non				
Sans emploi lors du premier mois d'API	1,885 ***	- 1,273 ***	0,023	- 0,188
En emploi lors du premier mois d'API	1,911 ***	- 0,789 ***	0,316 **	0,388 ***
Durée de perception de l'API (en mois)	- 0,024 ***	0,062 ***	0,040 ***	- 0,067 ***
Taille de la commune de résidence ^(a)				
<i>Moins de 2 000 habitants</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2 000 à 10 000 habitants	- 0,088	0,202	0,144	- 0,188 *
10 000 habitants ou plus	- 0,169 *	0,368 ***	0,333 **	- 0,126
Logarithme de la vraisemblance :				- 8 680,65
Nombre d'observations :				6 323

^(a) A la sortie de l'API (*i.e.* lors du dernier mois de perception).

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) la probabilité de connaître la trajectoire considérée ($Y_i = 2, 3, 4$ ou 5) plutôt que la trajectoire de référence ($Y_i = 1$) (cf. Encadré 2).

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; *Réf.* : catégorie de référence.

Source : *Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle* (calculs des auteurs).

Tableau 6 :

Analyse de la trajectoire au sortir de l'API : paramètres estimés du modèle *logit* multinomial – API longue

	$Y_i = 2$ vs $Y_i = 1$	$Y_i = 3$ vs $Y_i = 1$	$Y_i = 4$ vs $Y_i = 1$	$Y_i = 5$ vs $Y_i = 1$
Constante	- 1,646 ***	- 2,426 ***	- 0,602 ***	0,084
Nationalité : étrangère	- 0,304 *	- 0,049	- 0,169	0,090
Âge ^(a)				
<i>Moins de 25 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
25 à 29 ans	0,309 ***	0,191 *	- 0,406 ***	- 0,362 ***
30 à 34 ans	0,454 ***	0,429 ***	- 0,631 ***	- 0,733 ***
35 ans et plus	0,604 ***	1,074 ***	- 0,847 ***	- 0,923 ***
Reprise d'une vie de couple	- 0,527 ***	- 0,566 ***	0,148 **	- 1,203 ***
Nombre d'enfants à charge ^(a)				
1 enfant (ou aucun)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
2 enfants	- 0,068	- 0,165	0,232 ***	0,149
3 enfants ou plus	- 0,625 ***	- 0,543 ***	0,211 **	0,224 *
Statut 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	0,112	- 0,178 *	0,035	- 0,140
Active occupée, constamment ou non				
Sans emploi lors du premier mois d'API	1,786 ***	- 0,512 ***	0,047	- 0,405 ***
En emploi lors du premier mois d'API	1,220 ***	- 0,188	0,221 **	0,177
Durée de perception de l'API (en mois)	- 0,000	0,044 ***	0,008 ***	- 0,033 ***
Taille de la commune de résidence ^(a)				
<i>Moins de 2 000 habitants</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>

2 000 à 10 000 habitants	0,122	0,186	0,279 ***	- 0,040
10 000 habitants ou plus	0,036	0,443 ***	0,465 ***	0,073
Logarithme de la vraisemblance :				- 10 865,02
Nombre d'observations :				7 891

^(a) À la sortie de l'API (*i.e.* lors du dernier mois de perception).

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) la probabilité de connaître la trajectoire considérée ($Y_i = 2, 3, 4$ ou 5) plutôt que la trajectoire de référence ($Y_i = 1$) (cf. Encadré 2).

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; *Réf.* : catégorie de référence.

Source : *Fichier longitudinal des bénéficiaires et ex-bénéficiaires de l'API en Meurthe-et-Moselle* (calculs des auteurs).