

Document d'études

direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques

DARES

Numéro 160

Mai 2011

Effet de la durée maximale d'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi et sur sa qualité

par

Thomas DEROYON
Thomas LE BARBANCHON
(Dares)

Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs et ne
représentent pas la position de la DARES



RÉPUBLIQUE FRANÇAISE

MINISTÈRE DU TRAVAIL,
DE L'EMPLOI
ET DE LA SANTÉ

Résumé

Selon les modèles standards de recherche d'emploi, des allocations chômage plus généreuses ralentissent les sorties du chômage et accroissent la qualité de l'emploi retrouvé. Cette étude teste empiriquement l'impact d'un allongement de la durée maximale d'indemnisation à l'assurance chômage en mobilisant une nouvelle source de données où sont appariées à un niveau individuel les listes de demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi et les déclarations d'emploi des entreprises, source dite FH-DADS. Cette nouvelle source permet de caractériser le temps passé en emploi avant l'épisode de chômage, de mieux repérer les reprises d'emploi parmi les sorties des listes de Pôle emploi et de mesurer la qualité de l'emploi retrouvé (stabilité et salaire versé).

L'effet de la durée maximale d'indemnisation est estimé en comparant le devenir de nouveaux allocataires des filières 2 et 3 de l'assurance chômage entre 2000 et 2002. Sur cette période, lorsqu'un nouvel allocataire avait travaillé entre 6 et 8 mois pendant l'année précédant son entrée au chômage, il était indemnisé pendant une durée maximale de 7 mois (filière 2). Lorsqu'il avait travaillé au-delà de 8 mois sur l'année précédente, il pouvait être indemnisé pendant 15 mois (filière 3). Les allocataires des filières 2 et 3 représentent 28 % des nouveaux allocataires sur la période 2000-2002. Ils sont plus jeunes, moins qualifiés et occupaient, avant leur inscription sur les listes, des emplois moins stables et moins rémunérateurs que la moyenne des nouveaux allocataires. L'estimation menée dans cette publication porte donc sur une population particulière des allocataires de l'assurance-chômage.

L'effet causal d'un doublement de la durée maximale d'indemnisation est estimé en comparant le devenir des allocataires de la filière 2 qui auraient été en filière 3 s'ils avaient travaillé un mois de plus (i.e. allocataires ayant travaillé entre 7 et 8 mois) et le devenir des allocataires de la filière 3 qui auraient été en filière 2 s'ils avaient travaillé un mois de moins (i.e. allocataires ayant travaillé entre 8 et 9 mois). Cette procédure d'estimation, connue sous le nom de « régression discontinue », suppose pour être valide que la répartition des allocataires autour du seuil de 8 mois puisse être considérée comme aléatoire. Elle suppose donc que les allocataires qui avaient travaillé entre 7 et 8 mois et entre 8 et 9 mois aient des caractéristiques observables proches (en termes de sexe, âge, niveau de formation, emplois antérieurs...), ce qui est vérifié ici. Elle suppose aussi que les allocataires de la filière 3 n'ont pas cherché à travailler davantage pour atteindre exactement le seuil d'éligibilité de la filière la plus généreuse. Si ce type de comportement était fréquent, le nombre d'allocataires ayant travaillé un peu plus de 8 mois serait sensiblement supérieur au nombre d'allocataires ayant travaillé un peu moins de 8 mois, ce qui n'est pas le cas.

Les résultats de l'estimation montrent que lorsque la durée d'indemnisation est portée de 7 à 15 mois :

- la part d'allocataires qui ont repris un emploi pendant les 10 premiers mois de chômage diminue de l'ordre de 6 points,
- la stabilité de l'emploi retrouvé n'est pas significativement améliorée,
- la perte de salaire lors de la reprise d'emploi par rapport au salaire perçu avant l'inscription sur les listes est atténuée de 13 points.

L'impact de l'allongement de la durée maximale d'indemnisation sur le retour à l'emploi se décompose en un effet constant sur toute la période de chômage et un effet concentré avant l'expiration des droits.

Mots clefs

indemnisation du chômage, durée du chômage, durée de l'emploi, qualité de l'appariement, régression discontinue, FH-DADS.

The effect of potential unemployment benefits duration on unemployment exits to work and on job quality.

Thomas Deroyon

Thomas Le Barbanchon

May 9, 2011

Abstract

According to standard job search theory, generous unemployment benefits tend to slow down exits from unemployment and to increase job quality of new matches. In our study, we query those effects in a new French data set, merging both unemployment and employment registers. This new data set enables us to construct good measures of exit to employment and job quality and observe past employment duration. In the French system, if past employment duration is under or over certain thresholds, the unemployed may receive benefits over a shorter or longer period. We exploit those discontinuities in the French eligibility system in a regression discontinuity design. We verify that the unemployed do not seem to precisely manipulate this forcing variable and we find a causal effect of unemployment benefits duration on the exit rate to employment and on starting wages, but only a moderate effect on subsequent employment duration.

Keywords : unemployment benefits, job match quality, regression discontinuity
JEL codes : J64 J65 C41

1 Introduction

Unemployment benefits have a double objective: to insure workers against the loss of revenue due to job separation and to give them adequate financial means to look for another job. Nevertheless, as with any insurance, unemployment insurance is subject to moral hazard issues: too generous unemployment benefits may discourage the unemployed from searching for jobs and/or from accepting reasonable jobs. Thus, understanding the effect of unemployment insurance generosity on job finding rates and on the quality of jobs is of prime concern. When unemployment insurance is more generous, is job search activity less intensive? More productive? Does a more generous unemployment insurance lead to better jobs?

According to standard job search theory, a more generous unemployment insurance increases the reservation wage of the unemployed. This induces the unemployed to be more selective among job offers. They stay unemployed longer and the distribution of jobs accepted should be of better quality. Apart from this effect on labor supply, generous unemployment insurance may give the unemployed the opportunity to take advantage of increasing returns in job search. At the beginning of an unemployment spell, it certainly takes time for the unemployed person to think through his job project and to start searching in the right employer pool. Of course, we also expect job search activity to feature decreasing returns when enough time has been devoted to searching.

However other mechanisms, when they are not fully internalized by the unemployed, may lead to a negative link between unemployment insurance generosity and job quality. If the benefit recipient stays unemployed for too long, his or her human capital may depreciate. This depreciation induces a negative link between unemployment duration and job quality.

The time spent unemployed may also be a screening device for the employers. This also induces a negative link between unemployment duration and job quality, and thus a negative link between unemployment insurance generosity and job quality. As theory is ambiguous about the effect of unemployment insurance on job quality, we need to query this effect from an empirical point of view.

We expect the effect of unemployment insurance generosity on job quality to be linked to the lengthening of unemployment duration. According to numerous empirical studies (see van Ours and Vodopivec (2006a) for a survey), there is a positive link between unemployment insurance generosity and unemployment duration. In more recent studies, authors focus on identifying a causal relationship through difference in difference methods (van Ours and Vodopivec (2006a) ; Lalive, Ours, and Zweimüller (2006)) or through regression discontinuities (Lalive (2008); Caliendo, Tatsiramos, and Uhlendorff (2009)).

Moreover, the effect of unemployment benefits on the job finding rate is not homogenous over the unemployment spell. Meyer (1990) finds spikes in the unemployment exit rate just before the exhaustion of unemployment benefits. This is evidence that the unemployed react to financial incentives. The expected profile of unemployment benefits conditions the search behavior of the unemployed. So changes in this profile are informative about the link between unemployment benefits and unemployment duration. Building on this idea, Dormont, Fougere, and Prieto (2001) also verify the existence of spikes at the exhaustion of unemployment benefits in France. Spikes are especially large when estimated on unemployed persons who were well paid before their unemployment spell. Evidence on spikes at exhaustion has recently been criticized by Card, Chetty, and Weber (2008): it is usually based on data in which destinations of unemployment exits are only correctly observed before the exhaustion. Using a richer Austrian data set, they show that spikes disappear. Our data set is robust to that criticism¹.

Evidence on the effect of unemployment insurance generosity and employment quality is scarce and contrasting (see the review in Addison and Blackburn (2000)). Addison and Blackburn (2000) and Card, Chetty, and Weber (2007) find limited effects on post unemployment earnings, whereas Ehrenberg and Oaxaca (1976) find positive effects. Tatsiramos (2006), and Caliendo, Tatsiramos, and Uhlendorff (2009) find positive effects on job stability, whereas van Ours and Vodopivec (2006b) and Belzil (2001) find limited effects. More precisely, Caliendo, Tatsiramos, and Uhlendorff (2009) find that unemployed persons who find jobs just before their unemployment benefits run out accept less stable jobs than comparable unemployed persons who benefit from longer entitlement.

In this paper, we estimate the causal impact of potential benefit duration on unemployment exits to work and on subsequent employment duration and wage. Our main contribution is to identify this impact through a new regression discontinuity design inspired by Card, Chetty, and Weber (2007) and Card, Chetty, and Weber (2008). We exploit discontinuities in the eligibility rules of the French unemployment insurance system in 2000-2002. Depending on their past employment experience, the unemployed fall into different benefit categories, each category defined by a specific maximal benefit duration. Thus, when job-seekers' past employment duration crosses eligibility thresholds, they are entitled to longer unemployment benefit duration. More precisely, we will focus on unemployed persons who work around 8 months during the year before their unemployment spell starts. Working between 6 and 8 months makes workers entitled to 7 months of unemployment benefits, whereas working between 8 and 12 months opens up 15 months of benefits. Crossing the 8 month threshold doubles the generosity of unemployment insurance.

Our empirical objective relies on an original French data set which merges, at the individual level, unemployment spells recorded at the French Employment Agency, and employment spells reported by employers to the French administration for fiscal purposes. This new administrative data set gives unique information on the destination of unemployment exits

¹See Boone and van Ours (2009) for another example

and on the quality of exit jobs. It also gives unique information on past employment experience, which is crucial to our identification strategy. In this new data set, we observe past employment durations, information which is not precisely recorded in unemployment registers.

Our paper starts with a complete description of our sample selection. In the second part, we motivate our regression discontinuity design. In the third part, we show that extended benefit duration tends to slow down unemployment exits. We also present evidence of spikes at benefits exhaustion. In a fourth part, we show that extended benefit duration tends to increase post-unemployment wage, but does not have any strong effect on job stability. These last results are less robust as selection bias among reemployed workers is not seriously corrected.

2 Sample selection and measurement issues

Our sample is selected from a new French matched unemployment-employment registers data set (a complete description can be found in appendix A). These data give unique information on the prior and posterior employment spells of benefit recipients. This information is crucial to implementing our regression discontinuity design and to inspecting post unemployment job quality.

We select a flow of new unemployment benefit recipients who enter the Employment Agency from 2000 to 2002². To avoid identification problems caused by the specific policies aimed at senior job seekers, we exclude from our sample people 50 years old and more³.

Between January 2000 and December 2002, new unemployment benefit recipients might enter into one out of 4 categories, called *filières*. Each *filière* has a specific maximal benefit duration which depends on past employment duration over a reference period. Because *filière 2* and *filière 3* share the same reference period, they can easily be compared in a regression discontinuity design. We will thus focus on those 2 categories. Jobs seekers in *filière 2* are entitled to 7 months of unemployment benefits; they will be referred to as short benefit duration job seekers. Those in *filière 3* will be referred to as extended benefit duration job seekers; they are entitled to 15 month benefits. In both categories, job seekers benefit from the same replacement rate. The replacement rate rule changed in July 2001. Between January 2000 and June 2001, the replacement rate was smoothly decreasing with time elapsed in unemployment.⁴ After July 2001, it was constant during the whole benefit duration.

Short and extended benefit duration job seekers represent 28% of all new unemployment benefit recipients. The majority (63%) of recipients are entitled to 30 month benefits (*filière 5*). Those recipients were employed during at least 14 months before registering as unemployed, i.e. a longer period than recipients in our sample of interest. Thus we will identify the impact of maximal benefit duration on recipients with relatively low employability. Table 10 in appendix A shows the job seekers' characteristics for different *filières*. Job-seekers entering in *filière 2* and *filière 3* (first column) are younger and have lower education and qualification than those entering *filière 5* (second column). The proportions of women and foreigners are higher. Their previous job position was less stable and less rewarding : only 14% had a permanent contract before their job separation, and their daily wage was 25%

²We only retain new unemployment benefit recipients, meaning they do not have any residual benefits left from a former unemployment spell. Therefore, their potential benefit durations are directly linked with their employment spells since their last unemployment spell. When benefit recipients have residual benefits, a complicated rule extends their residual benefits according to their last employment spells.

³We also drop from our sample job seekers entitled to very specific insurance rules (recurrent temporary workers, artists, technicians working in the culture sector...).

⁴After 4 months, recipients were to lose around 15% of their benefits; after 10 months, there was a further 15 % decrease. Decreasing replacement rates make the difference in generosity between categories less important before than after July 2001. This difference turns out to be minor and does not induce great change in estimated effects.

lower than in the broader group. Finally, they had spent almost a year unemployed during the last 3 years.

We further restrict our sample to recipients with "consistent" employment records in the employment registers. More precisely, we drop recipients whose past job spells, as recorded in the employment registers, are not consistent with their maximal benefit duration recorded in the unemployment registers (43%)⁵. This restriction is crucial for our regression discontinuity design : we need to observe the pre-unemployment job spells⁶. As displayed in table 10 in appendix A, "consistent" job seekers have a stronger relationship to work than the unrestricted sample : they are more often qualified men, with high levels of education, higher former wages and longer past tenure lengths, and they have been less often registered as unemployed in the past three years. This is no surprise as stable jobs are better reported in the employment registers. We also verified that unemployed persons looking for a job in the agriculture or in the care sectors are more likely to have inconsistent employment records. Their former employers, probably in the same sector, are not covered by the employment registers.

Despite those inconsistencies, adding employment registers information to unemployment registers clearly increases the quality of measurement of unemployment exits to work. In our sample, 35% of the unemployed leave the Employment Agency reporting they have found a job. However, 29% of the unemployed leave the Employment Agency without reporting their new situation to their caseworkers, and the Employment Agency drops 9% of the unemployed for administrative reasons (not showing up for counselling...). Those benefit recipients may also have found a job. Indeed, 41% of the unemployed leaving the Employment Agency start a job recorded in the employment registers around their exit date⁷.

Measuring jobs in employment registers not only increases the levels of exits to jobs, it also alters their timing. The lack of information due to missing job seekers' reports usually blurs the variations of exit rates to employment at benefit exhaustion and casts doubts on the existence of spikes at that time. The exit rate to jobs, as reported to the Employment Agency, does indeed rise and decline before benefit exhaustion (see the second graph in panel 1). However the exit rate to jobs, as recorded in the employment registers, rises before the end of benefit exhaustion and reaches a spike just after it (see the first graph in panel 1). This certainly highlights a change in the reporting behavior of job seekers at benefit exhaustion.

The unemployment registers do not contain any information about the exit jobs of benefit recipients. The employment registers help us to describe the employment duration of newly employed workers, their wages, and thus the part of their former wages they were able to recover.

In our sample, the median employment duration is 6 months⁸. The monthly job separation rate shows spikes at the usual temporary contracts durations : 6, 12 and 24 months (see the first graph in panel 2). Former job seekers with extended benefit duration stay longer in their new jobs than those with short benefit duration : the median of employment duration increases by 1 month between the two groups.

Half of job seekers lose more than 9 % of their former real daily wages when they start a new job⁹. The wage loss is lower for the extended benefit duration job seekers (see the second graph in panel 2) : whereas half of workers from the short benefit duration category

⁵29% have no employment spell recorded in employment registers, before unemployment.

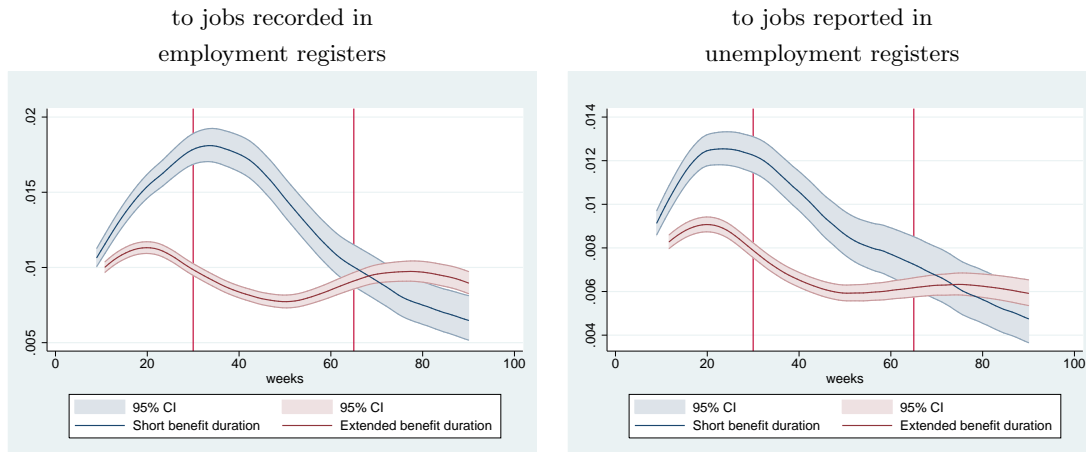
⁶The past employment duration recorded in unemployment registers is not precise. When the unemployed claim their benefits, caseworkers manually enter past employment duration in the information system of the French Employment Agency. They usually enter the minimal past employment duration that makes the unemployed person eligible in his *filière*. There is no requirement to record the exact past employment duration, nor automatic control.

⁷The corresponding employment spell should begin at most sixty days before or after the actual exit date and it should not end before it.

⁸Note that 14 % of new jobs spells are censored at the end of the data set (December 2004).

⁹Wage loss is computed as the ratio of starting wage over pre-unemployment wage. We take as the latter the wage computed by the unemployment insurance administration in order to pay benefits, i.e. the average daily wage the unemployed person earned during the year before losing his job.

Table 1: *Weekly unemployment register exit rates*



Reading: vertical lines represent dates of benefit exhaustion for short benefit duration (*filière 2*) and extended benefit duration (*filière 3*).

Table 2: *Subsequent job quality*



Reading: on the left graphics, vertical lines represent typical temporary contracts durations (6 months, 1 year, 2 years).

lose more than 12 % of their former wages, the median wage loss rate is less than 7 % among extended duration job seekers.

The previous descriptive statistics show that job-seekers entitled to longer benefits take more time to find a new job (see panel 1). Their new jobs last longer and are more rewarding. Those differences shed some light on the link between unemployment generosity and return to work and job quality. However they could reflect the fact that recipients with extended benefit duration have worked during a longer period before becoming unemployed. They could have both observable and unobservable characteristics which make them less effective in job search, but more productive in their new jobs. In the following, our comparisons will be robust to this endogeneity bias : we use a regression discontinuity design.

3 Regression discontinuity

Comparing individuals who have been randomly assigned extended potential benefit duration is the ideal design to estimate its causal effect. In a regression discontinuity framework (see Imbens and Lemieux (2008)), assignment to the extended benefit duration is locally random around the threshold of one forcing variable, here past employment duration. Then any difference in outcomes between recipients who are just below and just above the threshold can be attributed to the effect of extended potential benefit duration. The randomness assumption is impossible to test. However we first explain its credibility in our case. Then we test whether recipients just below and just above the threshold have similar observable characteristics.

3.1 Is employment duration precisely manipulated?

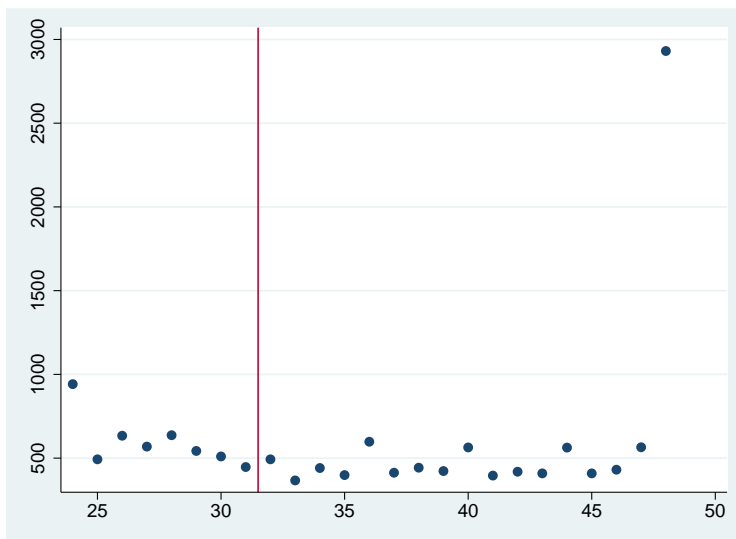
Local randomness of the forcing variable is not verified if some benefit recipients are able to precisely manipulate their employment duration. If that were the case, those individuals who manipulate employment duration would be just above the threshold, and the comparison of benefits recipients just below and just above the threshold would be biased. Actually, individuals who manipulate their employment duration are likely to have special characteristics highly correlated with unemployment exit rates, subsequent employment duration and wages.

Manipulation could occur at different stages : at benefit registration, when employer and employee separate, or when they first meet. Our measure of past employment is robust to fraud at benefit registration. We observe past employment from an external source, not from administrative recordings at benefit registration, and we drop observations with inconsistent past employment history. By the way, our sample excludes workers whose past employment certificates shown at benefit registration are more often erroneous, namely recurrent temporary workers and technicians working in the culture sector (see recent reports from the French *Cour des comptes*). Because most of the job seekers in our sample separate from temporary contracts, we believe that manipulation at job separation is less a concern than in the general case. The use of temporary contracts, and their extensions, is highly regulated in France. However we cannot exclude that employer and employee collude when they first meet, and set the contract duration so that it exactly extends the worker's past employment duration to meet the eligibility criteria to extended duration. The only argument which could limit the prevalence of collusion is that the employment prospects of our sample are structurally small. They are less educated and less qualified than the typical French worker. This should limit their ability to bargain such a trade off.

Turning to statistical argument, forcing variable manipulation can be checked by inspecting the population density around the eligibility threshold. If employment duration were precisely manipulated, recipients would accumulate just above 8 months (32 "weeks"¹⁰). We do not see any discontinuity on the graph in figure 1. This is confirmed by a formal discontinuity test (see the appendix B). The test has been augmented to account for the fixed term job duration periodicity. Most of the contracts are actually written in months.

¹⁰In the employment registers, time is scaled such that each month has 30 days, each year has 360 days. Hence, we define an employment "week", as one fourth of a month.

Figure 1: *Benefit recipients density along the past employment duration in weeks (forcing variable)*



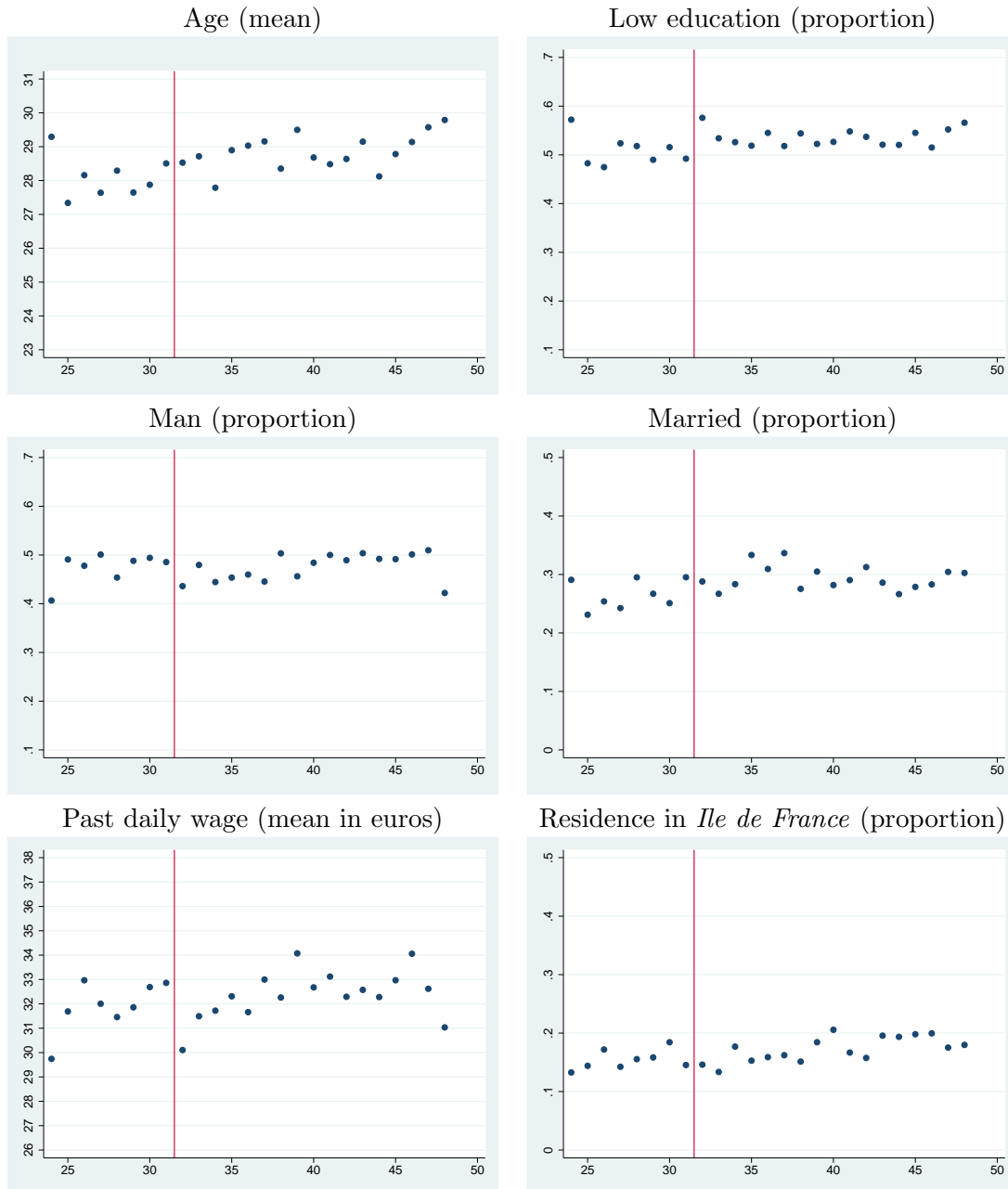
Reading: on the x axis, we report past employment duration in "weeks"; it starts from 6 months (24 "weeks"), this is the minimum employment duration to enter *filière 2*. The vertical line represents the threshold between short and extended benefit duration. Mass points are found at typical contract duration (6 and 12 months).

3.2 Covariates around the threshold

Further evidence of the forcing variable exogeneity can be found by inspecting recipients' characteristics around the threshold. There should be no discontinuities in the proportion of men, low qualified workers... This is illustrated by the graphics in tables 3 and 4. We can see moderate discontinuities in education (upper right graphics in table 3) and the type of contract before unemployment (lower right graphics in table 4).

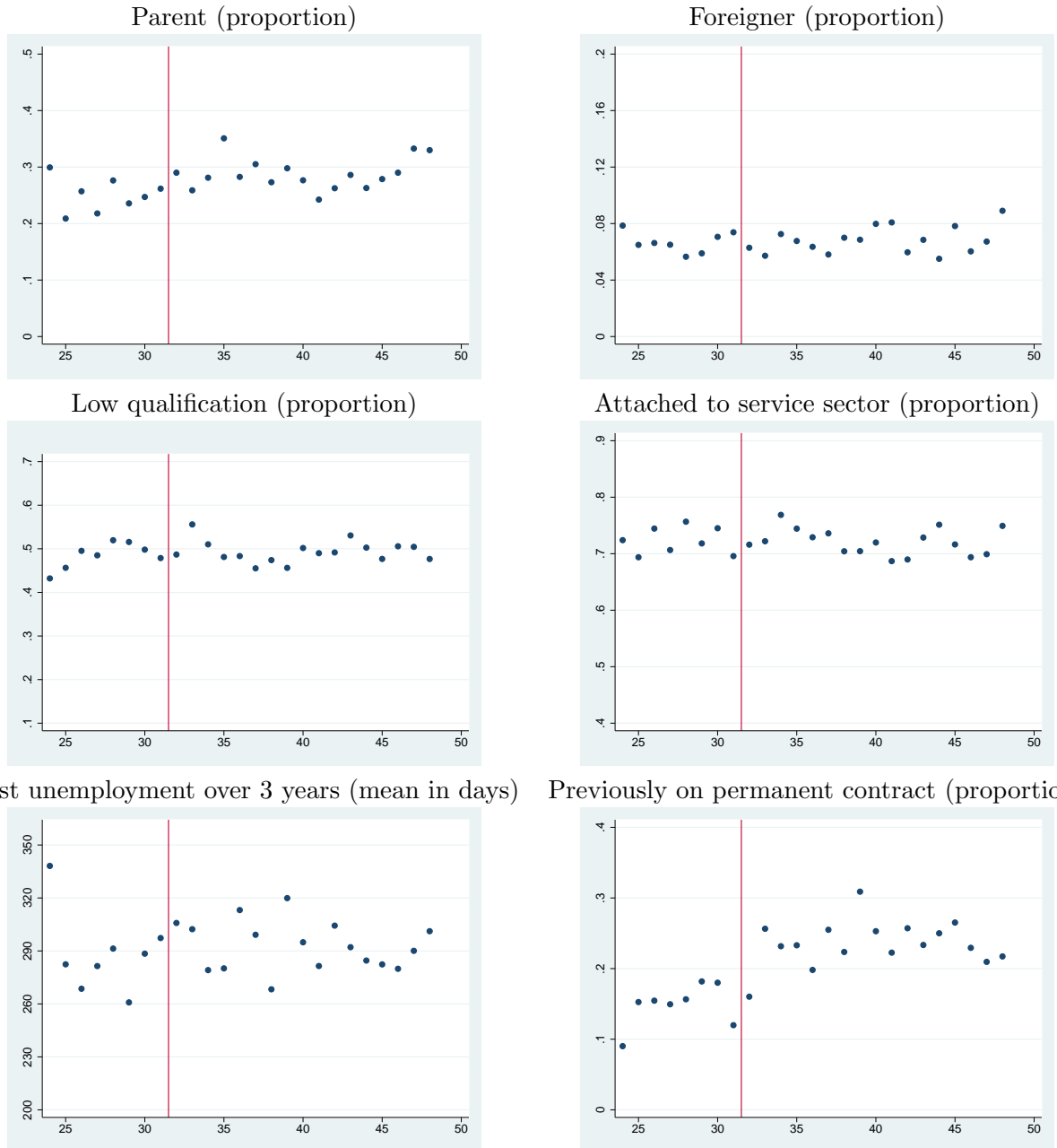
To test for discontinuity we run several linear regression discontinuity estimations on different windows around the threshold. Results are reported in table 11 in appendix B. We confirm significant discontinuities in the education level; the result of the test is robust to varying the window around the threshold down to 1 month. We also confirm moderate discontinuities in the type of the previous contract. We find moderate discontinuities in gender and in the separation date seasonality (no graphics shown). For all the other covariates, the formal tests show no discontinuities when the width of the window around the threshold is less than 2 months. A conservative conclusion would be that 4 out of 14 dimensions tested show discontinuities. We can thus be confident with our "no manipulation" assumption, but we will verify that our regression discontinuities results are robust to covariates controls.

Table 3: *Covariates distribution and past employment duration in weeks (forcing variable) (I)*



Reading: on the x axis, we report past employment duration in "weeks"; it starts from 6 months (24 "weeks"), this is the minimum employment duration to enter *filière 2*. The vertical line represents the threshold between short and extended benefit duration.

Table 4: *Covariates distribution and past employment duration in weeks (forcing variable) (II)*

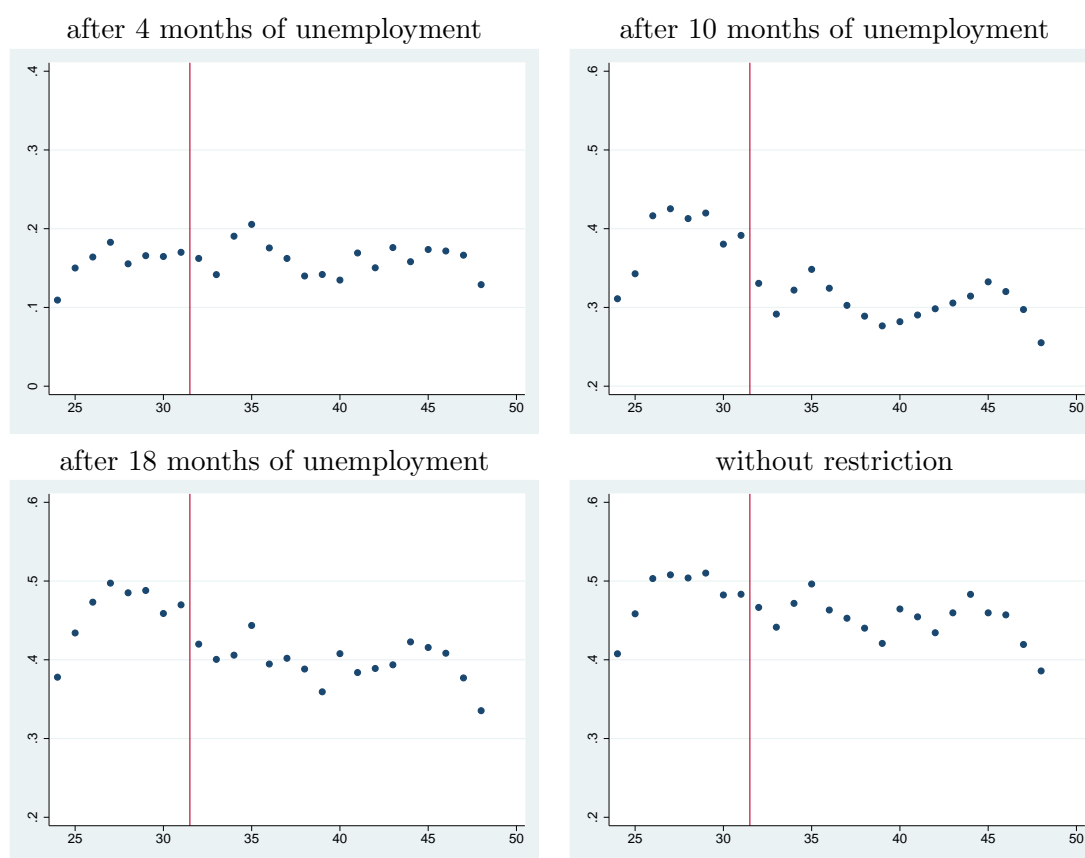


Reading: on the x axis, we report past employment duration in "weeks"; it starts from 6 months (24 "weeks"), this is the minimum employment duration to enter *filière 2*. The vertical line represents the threshold between short and extended benefit duration.

4 Effect of potential benefit duration on exits to work

The effect of potential benefit duration on exits to work is first estimated using standard regression discontinuity linear models. Estimation confirms what can be inferred from graphics in table 5: there is a strong effect of extended benefit duration on the job finding rate around the short duration benefit exhaustion date (7 months). Before exhaustion, for example 4 months since registration, the share of benefit recipients who have found a job seems to be continuous while crossing the threshold of the forcing variable. After exhaustion, for example 10 months since registration, it jumps while crossing the threshold. In a second step, we model job finding rate *à la* Card, Chetty, and Weber (2008). This model takes into account censoring and spikes at benefit exhaustion.

Table 5: *Unemployment register exits to jobs and past employment duration in weeks (forcing variable)*



Reading: on the x axis, we report past employment duration in "weeks"; it starts from 6 months (24 "weeks"), this is the minimum employment duration to enter *filière 2*. The vertical line represents the threshold between short and extended benefit duration.

4.1 Exits to work during the first 4, 10 and 18 months after registration

In the following we consider job finding during periods of 4, 10 and 18 months after registration. Those dates are representative of different periods in the recipient history. At 4 months, unemployed in both categories receive benefits. At 10 months, only unemployed in the extended duration category receive benefits. At 18 months, all benefits have expired. The linear regression discontinuity model we estimate is the following:

$$S_m = \alpha + \delta I(d \geq \bar{d}) + (d - \bar{d}) (\delta_{-1} I(d < \bar{d}) + \delta_1 I(d \geq \bar{d})) + \gamma X + u \quad (1)$$

where S_m is equal to 1 if the unemployed person finds a job during the first m months after registration¹¹, d is the past employment duration, \bar{d} is the eligibility threshold to extended benefits (8 months), X is a set of covariates. $I(d \geq \bar{d})$ indicates treatment. When past employment (d) crosses the eligibility threshold (\bar{d}), job seekers are entitled to extended benefit duration. Thus our parameter of interest is δ , whose estimates are reported in table 6. δ_{-1} and δ_1 capture any linear dependencies of the outcome to past employment duration, which can be different before and after the threshold.

In the first column of table 6, there is no window restriction to select recipients. We find no effects of extended benefit duration on unemployment exits during the first 4 months. However, as soon as the outcome is observed after the short benefit duration (7 months), receiving benefits for an extended duration is associated with reduced job finding. After 10 months the share of unemployed who have deregistered to start a new job is 10 points lower in the extended benefit duration category. This is a substantial decrease of 25 % on unemployment exits share.

In the other columns of table 12, we report estimation results on narrower windows. For example, in column 2, the estimation sample is restricted to job seekers in a 4 month window around the 8 month threshold : their past employment duration is thus between 6 and 10 months. Those restrictions make populations above and below the threshold more and more similar. Results are then more robust to misspecification errors (covariates, linear dependency of the distance to the threshold). This advantage comes at the price of precision loss. Indeed, no effect is significant when the window is one month wide (15 days below and 15 days above the threshold, column 4).

When the window is gradually narrowed from 4 to 2 months, there is still an effect of extended benefit duration, especially when destination is observed after 10 months. When the window is 2 months wide, the share of unemployed who have deregistered during the 10 first months to start a new job is 6 points lower in the extended duration category. This effect is significant at the 5% level. When the window is 4 months wide, short benefit duration recipients find jobs faster (7 points significant at the 5% level). In appendix C, estimations are conducted without controls; results are robust.¹²

4.2 Spikes at benefit exhaustion?

The previous linear regression model does not explain precisely when the effect of benefit duration is felt. Neither does it model unemployment spells censoring. The following Cox model solves those shortcomings; it is inspired from Card, Chetty, and Weber (2008). Namely, this Cox model tests for spikes at benefit exhaustion. Formally, the job finding rate at time t after registration (θ_t) depends on a baseline hazard rate (h_t), on benefit duration category, on time to benefit exhaustion and on covariates as follows:

$$\theta_t = h_t \exp \left(I(d < \bar{d}) \left(\delta + \sum_{k=-2..2} \delta_k I(t \in I_k) \right) + \gamma X \right) \quad (2)$$

where all notations have already been defined except I_k which represents time before or after exhaustion (7 months after registration for short duration benefits). I_0 marks if the observation is in the exhaustion week, I_1 if it is in the 2 following weeks after exhaustion

¹¹Unemployed persons find a job if they quit the unemployment registers and start a new job reported in social security data at almost the same date. The effects have also been estimated on the competing definition of job finding: jobs reported by the unemployed to the Unemployment Agency. As the descriptive statistics suggest, the timing of the effect is different.

¹²Estimations with higher polynomial degrees ($(d - \bar{d})^2$ and $(d - \bar{d})^3$) have also been conducted. Results are robust when the polynoms are cubic. They are less important when the polynoms are quadratic.

Table 6: *Effect of extending potential benefit duration with covariate controls.*

Exits to work	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
After 4 months	-.005 (.013)	.008 (.016)	-.015 (.023)	.015 (.032)
After 10 months	-.102*** (.017)	-.074*** (.021)	-.059** (.030)	-.031 (.041)
After 18 months	-.085*** (.018)	-.058*** (.022)	-.045 (.031)	-.028 (.043)
Without restriction	-.044** (.018)	-.025 (.022)	-.019 (.031)	.014 (.043)

Standard errors are robust to White heteroscedasticity, as in all the following regressions. All covariates tested in the previous section are included : gender, nationality, age, education, parent, married, residence in Parisian region, qualification, past wage, past employment history, preferred sector, seasonality and time dummy.

week, I_{-1} in the 2 previous weeks before exhaustion week... One parameter of interest is again δ . Note that contrary to the previous estimation, it captures the effect of shortening unemployment benefits duration ($I(d < \bar{d})$). δ corresponds to a global effect, constant all over the unemployment spell. All the other δ s ($\delta_0, \delta_1...$) capture the local effects of shortening benefit duration concentrated within 2 months around benefit exhaustion.

Estimation results in table 7 confirm the existence of local effects at short duration benefit exhaustion (spikes at benefit exhaustion). As above, each column reports the estimation results on a specific subsample of job seekers whose past employment duration is concentrated around the 8 month eligibility threshold. Above a constant effect all over the unemployment spell (δ), the unemployment exit rate 2 months around the exhaustion week is between 50 % and 130 % higher for short duration benefit recipients than for extended duration benefit recipients who have been working between 8 and 10 months (column 2). The spikes are still large when the comparison is restricted to a 2 month window around the eligibility threshold (column 3). However, spikes just after potential benefit exhaustion are no longer significant. As found in the previous section, effects diminish in the 1 month window estimation; whatever the time around the exhaustion week, spikes are not significant (in column 4). The broad picture is the same should we exclude covariates from the regression (see table 7 in appendix C).

Spikes are quite widespread around the potential exhaustion week. There are two reasons for this. Firstly, unemployment deregistration is not "continuous", as the Employment Agency controls job search on a monthly basis. Then, some unemployed may find a job exactly during the exhaustion week, but they may be deregistered a few weeks later. Secondly, 7 month benefit duration is not calendar tested. French unemployment insurance rules feature schemes giving claimants incentives to work : "reduced activity". When benefit recipients find low-paid part-time jobs, they can cumulate their wages and benefits. Such schemes delay the exhaustion week. For example, consider a claimant who works 15 days with the same wage rate as in his former job. His exhaustion week will be 2 weeks later than 7 months since registration. "Reduced activity" concerns more than one third of claimants in our sample. It is difficult to control for, because benefit duration may also have an impact on the "reduced activity" take-up. In the previous estimation, we consider potential exhaustion week, i.e. 7 months since registration. This should imply conservative spikes estimates.

Spikes at benefit exhaustion do not capture the entire effect of shortening benefit duration. In table 7, we estimate a large global effect (δ in line 1). Thoses estimates are more conservative than local effects : shortening benefit duration increases job finding rate by 15% all along the unemployment spell (column 3, taken to be representative of line 1). Effects are even significant when the comparison is restricted to benefit recipients who worked between 7 months and a half and 8 months and a half (one month window, column 4).

Table 7: *Effect of shortening potential benefit duration on unemployment exit rate with covariate controls.*

	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
Short duration benefit (δ)	1.137*** (.031)	1.113*** (.039)	1.155*** (.059)	1.255*** (.094)
3-4 weeks before exhaustion week (δ_{-2})	1.559*** (.232)	1.924*** (.427)	1.898** (.601)	1.663 (.830)
1-2 weeks before exhaustion week (δ_{-1})	1.469*** (.205)	1.648** (.328)	1.618* (.467)	.986 (.389)
short duration benefit exhaustion week (δ_0)	1.704*** (.352)	1.836** (.543)	1.589 (.732)	1.583 (1.126)
1-2 weeks after exhaustion week (δ_1)	1.787*** (.276)	1.496** (.304)	1.573 (.472)	.598 (.267)
3-4 weeks after exhaustion week (δ_2)	2.023*** (.320)	2.271*** (.530)	1.760* (.538)	1.441 (.647)
Subjects	16692	8352	3837	1817
Log-likelihood	-67126.58	-31824.18	-13687.92	-5654.558

All covariates tested in the previous section are included : gender, nationality, age, education, parent, married, residence in Parisian region, qualification, past wage, past employment history, preferred sector, seasonality and time dummy.

5 Effect of potential benefit duration on job quality

Job quality is by definition observed for the job seekers who find a job. From now on, our population of interest is restricted to unemployed persons who exit unemployment registers to start a new job. As before, we compare employment durations and starting wages of job seekers in short and extended duration categories. Because the comparison is now on job finders, it may suffer from a selection bias into employment which we do not take into account in this paper. Indeed the job seekers induced to exit unemployment because of shorter benefits duration may be a very special population with intrinsic characteristics that make them work in different jobs. Then comparing characteristics of jobs found after short and extended benefit duration unemployment spells results in comparing individual characteristics rather than measuring the causal impact of benefit length. Anyway, some evidence shows that this bias may not be so dramatic: the fraction of job seekers who find a job during the maximum observation time after registration is the same across benefits duration categories (see bottom right corner graphics in panel 5).

We divide employment spells after unemployment exits into two broad categories : those lasting strictly less than 8 months and those lasting more than 8 months. We thus separate jobs into typical short temporary contracts and more stable employment relations (panel 2). 8 months is an interesting threshold : it is indeed the extended benefit duration eligibility threshold. Then former job seekers who find a job lasting more than 8 months are entitled to extended benefit duration. Were they already in this category, 8 months can be understood as a renewal threshold. The effect on this binary variable is estimated using a linear regression discontinuity model¹³ (equivalent to model 1).

When we compare job seekers who worked between 6 and 10 months (column 2 in table 8), extended benefit duration seems to have a positive effect on employment duration. Extending benefit duration increases the proportion of jobs lasting more than 8 months by 8 points.

¹³We can abstract from censoring issues : there are virtually no employment spells censored before 8 months.

However, when the window is less than 2 months, the effect of extended benefit duration on employment duration is lower and not significant (columns 3 and 4). As a consequence, there is no evidence of a causal impact of extended benefit duration on employment duration. This conclusion is robust, when covariates are excluded (see appendix C).

Table 8: *Effect of extending potential benefit duration on employment duration with covariate controls.*

	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
Extended benefit duration benefit	.039 (.026)	.076** (.033)	.020 (.045)	.017 (.063)
Obs.	7537	3872	1835	845

All covariates tested in the previous section are included : gender, nationality, age, education, parent, married, residence in Parisian region, qualification, past wage, past employment history, preferred sector, seasonality and time dummy.

The effect on starting wage is also estimated using a linear regression discontinuity model (equivalent to model 1). Real starting wage is normalized by past employment wage. Our outcome of interest is thus the logarithm of the ratio between real daily starting wage and real past employment wage. Differences highlighted by the descriptive statistics in graph are confirmed in the regression discontinuity estimation (table 9). The estimated effect is greater than 8 points, whatever the restriction imposed on past employment duration and whether controls are added or not. It is also significant in all estimations but one (see appendix C).

Table 9: *Effect of extending potential benefit duration on wage ratio with covariate controls.*

	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
Extended benefit duration benefit	.126*** (.039)	.107** (.051)	.130* (.071)	.214** (.096)
Obs.	7537	3872	1835	845

All covariates tested in the previous section are included : gender, nationality, age, education, parent, married, residence in Parisian region, qualification, past wage, past employment history, preferred sector, seasonality and time dummy.

6 Conclusion

In the French case, merging unemployment registers and employment administrative data sources certainly improves observation of unemployment exits to jobs and job seekers' past employment history. Contrary to Card, Chetty, and Weber (2008), spikes at the unemployment benefit exhaustion date are still observed when destinations of unemployment exits are observed independently from unemployment registers.

In a regression discontinuity design inspired by Card, Chetty, and Weber (2008), we find that potential unemployment benefit duration has a significant large impact on unemployment exits to work. When job-seekers are entitled to 15 months of benefits instead of 7 months, only because they cross the 8 months past employment threshold, their exits to jobs are slowed down by 6 points during the first 10 months of unemployment.

There is also evidence of a causal impact of unemployment benefits on starting wages. Extending benefits duration leads to about 13 points higher wage gains. There is however no significant evidence of longer employment spells due to extended benefits duration. Those 2 last results are more fragile, because subject to selection bias into employment.

Acknowledgements

We thank Pierre Cahuc, Bruno Crépon, Marc Gurgand, Thierry Kamionka, Guy Laroque, Etienne Lehmann Roland Rathelot, Konstantinos Tatsiramos and Petra Todd for helpful remarks. We thank the DARES (Ministry of Labor), the French Employment Agency (Pôle emploi) and the French Statistical Institute (Insee) for providing the data.

References

- ADDISON, J. T., AND M. L. BLACKBURN (2000): “The effects of unemployment insurance on postunemployment earnings,” *Labour Economics*, 7(1), 21–53.
- BELZIL, C. (2001): “Unemployment insurance and subsequent job duration: job matching versus unobserved heterogeneity,” *Journal of Applied Econometrics*, 16(5), 619–636.
- BOONE, J., AND J. C. VAN OURS (2009): “Why is there a spike in the job finding rate at benefit exhaustion?,” CEPR Discussion Papers 7525, C.E.P.R. Discussion Papers.
- CALIENDO, M., K. TATSIRAMOS, AND A. UHLENDORFF (2009): “Benefit Duration, Unemployment Duration and Job Match Quality: A Regression-Discontinuity Approach,” IZA Discussion Papers 4670, Institute for the Study of Labor (IZA).
- CARD, CHETTY, AND WEBER (2007): “Cash-on-Hand and Competing Models of Intertemporal Behavior: New Evidence from the Labor Market,” *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1511–1560.
- (2008): “The spike at benefit exhaustion : Leaving the unemployment system or starting a new job ?,” *American Economic Review*, 97(2), 113–118.
- DORMONT, B., D. FOUGERE, AND A. PRIETO (2001): “L’effet de l’allocation unique degressive sur la reprise d’emploi,” *Economie et Statistique*, (343).
- EHRENBERG, R. G., AND R. L. OAXACA (1976): “Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain,” *American Economic Review*, 66(5), 754–66.
- IMBENS, G. W., AND T. LEMIEUX (2008): “Regression discontinuity designs: A guide to practice,” *Journal of Econometrics*, 142(2), 615–635.
- LALIVE, R. (2008): “How do extended benefits affect unemployment duration A regression discontinuity approach,” *Journal of Econometrics*, 142(2), 785–806.
- LALIVE, R., J. V. OURS, AND J. ZWEIMÜLLER (2006): “How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment,” *Review of Economic Studies*, 73(4), 1009–1038.
- MEYER, B. D. (1990): “Unemployment Insurance and Unemployment Spells,” *Econometrica*, 58(4), 757–82.
- TATSIRAMOS, K. (2006): “Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability,” IZA Discussion Papers 2280, Institute for the Study of Labor (IZA).
- VAN OURS, J. C., AND M. VODOPIVEC (2006a): “How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Affects the Duration of Unemployment: Evidence from a Natural Experiment,” *Journal of Labor Economics*, 24(2), 351–350.
- (2006b): “Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Does Not Affect the Quality of Post-Unemployment Jobs: Evidence from a Natural Experiment,” IZA Discussion Papers 2171, Institute for the Study of Labor (IZA).

A Sample selection.

Our data set is based on the matching of the *Fichier historique* of the French Public Employment Agency (ANPE), which records unemployment spells on a daily basis, and the employment registers or *Déclarations Administratives de Données Sociales* (DADS), which record employment spells for 85% of French workers. It is a 1/24th sample of unemployed who registered at the Employment Agency between 1999 and 2004. Spells before 1999 are included, but they are all censored in December 2004.

Table 10: *Effects of sample selection on covariates*

	Short or extended benefit duration <i>filières 2 and 3</i>	Long benefit duration <i>filière 5</i>	Final sample restricted <i>filières 2 and 3</i>
Man	0.46	0.49	0.48
Foreigner	0.09	0.06	0.07
Age	29.58	32.28	28.75
Lower secondary education	0.21	0.14	0.15
Professionnal degree	0.38	0.42	0.37
Upper secondary education	0.19	0.18	0.21
Superior education	0.19	0.24	0.24
Parent	0.34	0.43	0.28
Married	0.33	0.46	0.29
Residence in Parisian region	0.16	0.20	0.17
No qualification	0.31	0.20	0.27
Low qualification	0.47	0.50	0.49
Intermediate profession	0.07	0.10	0.09
Management	0.04	0.08	0.05
Previous daily real wage	33.08	44.09	35.69
Days unemployed during last 3 years	311.67	106.19	286.40
Attached to the service sector	0.71	0.72	0.72
Previously on permanent contract	0.14	0.40	0.15
Job separation during first quarter	0.24	0.23	0.24
Job separation during second quarter	0.21	0.20	0.20
Job separation during third quarter	0.28	0.31	0.28
Job separation during fourth quarter	0.27	0.26	0.29
Job separation before July 2001	0.49	0.55	0.51
Observations	31945.00	71184.00	16692.00

B Discontinuity tests on population density and covariates

To test for the discontinuity in the population density, we estimate the following model :

$$N_d = \alpha + \delta I(d \geq \bar{d}) + (d - \bar{d}) (\delta_{-1} I(d < \bar{d}) + \delta_1 I(d \geq \bar{d})) + v \quad (3)$$

where d is pre-unemployment employment duration (in "weeks"), N_d the population size of recipients with pre-unemployment employment duration d , \bar{d} the threshold. We test whether there is a discontinuity, i.e. δ is equal to 0. We estimate $\hat{\delta} = 34$ with standard error 83. The test is accepted. In this baseline estimation, the last point in graphic 1 corresponding to jobs seekers who have worked one year before job separation has been discarded. The result of the test is robust to its inclusion. It is also robust to controlling for any "entire month" effect and for polynoms of past employment duration with higher degree.

To test for the discontinuity in the covariates distribution around the threshold, we estimate linear regression discontinuity models :

$$Y = \alpha + \delta I(d \geq \bar{d}) + (d - \bar{d}) (\delta_{-1} I(d < \bar{d}) + \delta_1 I(d \geq \bar{d})) + v \quad (4)$$

where Y is our covariate of interest and all other notations defined as above. In table 11, the estimate of δ is reported for different populations around the threshold.

Table 11: *Covariates discontinuity test on different windows around the threshold*

	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
Man	-.074*** (.018)	-.062*** (.022)	-.054* (.032)	-.042 (.044)
Foreigner	.001 (.009)	-.00006 (.011)	-.019 (.016)	-.013 (.022)
Age (log)	.031*** (.009)	.020* (.012)	.009 (.017)	-.0008 (.023)
Lower secondary education	.065*** (.013)	.057*** (.016)	.024 (.022)	.039 (.030)
Professionnal degree	.005 (.018)	.016 (.022)	.055* (.031)	.080* (.043)
Upper secondary education	-.022 (.015)	-.014 (.019)	-.016 (.026)	-.014 (.036)
Superior education	-.042*** (.015)	-.058*** (.019)	-.055** (.027)	-.088** (.037)
Parent	.055*** (.016)	.050** (.020)	.016 (.029)	.021 (.039)
Married	.028* (.016)	.015 (.020)	-.001 (.029)	-.021 (.040)
Residence in Parisian region	-.022* (.013)	-.025 (.016)	-.020 (.023)	.016 (.030)
No qualification	.050*** (.016)	.043** (.020)	.015 (.029)	.033 (.039)
Low qualification	-.032* (.018)	-.004 (.023)	.041 (.032)	.018 (.044)
Intermediate profession	-.024** (.010)	-.027** (.013)	-.017 (.018)	-.026 (.026)
Management	-.012 (.008)	-.015* (.009)	-.016 (.013)	-.016 (.018)
Previous real wage	-3.034*** (.782)	-3.184*** (.956)	-2.026 (1.372)	-2.513 (1.790)
Days unemployed during last 3 years	48.513*** (11.166)	30.094** (13.817)	19.879 (19.748)	12.293 (27.572)
Attached to the service sector	.003 (.016)	.013 (.020)	.011 (.029)	.012 (.040)
Previously on permanent contract	.025** (.012)	.010 (.015)	.031 (.020)	.048* (.025)
Job separation during first quarter	-.015 (.015)	-.033* (.019)	-.020 (.027)	-.098*** (.037)
Job separation during second quarter	-.024 (.015)	-.006 (.018)	-.048* (.026)	.003 (.035)
Job separation during third quarter	.062*** (.016)	.082*** (.020)	.091*** (.028)	.073* (.038)
Job separation during fourth quarter	-.023 (.017)	-.043** (.021)	-.024 (.029)	.022 (.040)
Job separation before July 2001	.067*** (.018)	.054** (.023)	.037 (.032)	-.002 (.044)
Number of observations	16 692	8352	3 837	1817

C Robustness : regression discontinuity without covariates controls

Table 12: *Effect of extending potential benefit duration.*

Exits to work	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
After 4 months	-.029** (.013)	-.010 (.017)	-.028 (.024)	-.0003 (.032)
After 10 months	-.139*** (.017)	-.102*** (.021)	-.073** (.031)	-.044 (.042)
After 18 months	-.120*** (.018)	-.084*** (.022)	-.056* (.032)	-.040 (.043)
Without restriction	-.078*** (.018)	-.049** (.023)	-.028 (.032)	.005 (.044)
Observations	16 692	8352	3 837	1817

Table 13: *Effect of shortening potential benefit duration on unemployment exit rate.*

	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
Short duration benefit (δ)	1.185*** (.032)	1.161*** (.040)	1.226*** (.062)	1.338*** (.099)
3-4 weeks before exhaustion week (δ_{-2})	1.596*** (.237)	1.963*** (.436)	1.923** (.609)	1.663 (.830)
1-2 weeks before exhaustion week (δ_{-1})	1.502*** (.210)	1.682*** (.334)	1.628* (.469)	.987 (.389)
short duration benefit exhaustion week (δ_0)	1.746*** (.361)	1.868** (.553)	1.594 (.734)	1.583 (1.125)
1-2 weeks after exhaustion week (δ_1)	1.829*** (.282)	1.523** (.309)	1.577 (.473)	.600 (.268)
3-4 weeks after exhaustion week (δ_2)	2.074*** (.328)	2.307*** (.538)	1.759* (.538)	1.442 (.648)
Subjects	16692	8352	3837	1817
Log-likelihood	-68152.81	-32256.6	-13883.82	-5741.443

Table 14: *Effect of extending potential benefit duration on employment duration.*

	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
Extended benefit duration benefit	.044* (.026)	.075** (.033)	.026 (.046)	.017 (.063)
Obs.	7537	3872	1835	845

Table 15: *Effect of extending potential benefit duration on wage ratio.*

	Window around the threshold			
	All	4 months	2 months	1 month
Extended benefit duration benefit	.096** (.041)	.086 (.053)	.122* (.074)	.184* (.099)
Obs.	7537	3872	1835	845

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÊNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTE, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLÉY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université du Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004.
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriam MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005.
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Mcihèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÈMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selari ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CGS), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérangère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLET (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DEROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.
- N° 130 *Revue de littérature : organisations patronales en France et en Europe* par Marion RABIER (ENS/EHESS - Dares), décembre 2007.
- N° 131 *The social multiplier and labour market, participation of mothers*, par Eric MAURIN (PSE) et Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 132 *L'influence causale du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur l'activité des mères : une revue de la littérature*, par Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 133 *Conséquences des fusions-acquisitions sur la gestion de la main-d'oeuvre : une analyse empirique sur les données françaises pour la vague de la fin des années 1990*, par Matthieu BUNEL (CEE, Université de technologie de Belfort-Montbéliard), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée), Lucie GONZALEZ (Dares-MAE), janvier 2008.
- N° 134 *Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ?*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, janvier 2008.
- N° 135 *Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005*, par Oana CALAVREZO (LEO et CEE), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée) et Emmanuelle WALKOWIAK (LEO et CEE), février 2008.
- N° 136 *Enquête auprès des chômeurs créateurs ou repreneurs d'entreprise ayant bénéficié de l'Accre en 2004*, par Catherine DANIEL, février 2008.
- N° 137 *Les élections aux comités d'entreprise de 1989 à 2004 : une étude de l'évolution des implantations et des audiences syndicales*, par Olivier JACOD avec la collaboration de Rim BEN DHAOU (EnsaE), avril 2008.

- N° 138 **Les disparités spatiales de sortie du chômage : vingt-deux analyses régionales**, par Emmanuel DUGUET, Yannick L'HORTY (Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, Centre d'études de l'emploi et TEPP), André WISSLER (Centre d'études de l'emploi et TEPP), Florent SARI (Université de Paris-Est, OEP, Centre d'études de l'emploi et TEPP), Jonathan BOUGARD et Luc GOUPIL (Centre d'études de l'emploi), mai 2008.
- N° 139 **Mesurer les grèves dans les entreprises : des données administratives aux données d'enquêtes**, par Alexandre CARLIER, août 2008.
- N° 140 **Evaluation de la loi du 4 mai 2004 sur la négociation d'accords dérogatoires dans les entreprises**, par O. MERRIAUX (Sciences-Po Recherche, IEP Grenoble), J-Y KERBOURC'H (Université de Haute-Alsace) et C. SEILER (Cabinet Circé Consultants), août 2008.
- N° 141 **Les modèles de projections d'emploi par métier à moyen terme. Panorama des expériences menées dans différents pays**, par Laure OMALEK, octobre 2008.
- N° 142 **Retour sur l'évolution du nombre de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE en 2005 et 2006 : une estimation révisée de l'impact des modifications de la gestion et du suivi des demandeurs d'emploi sur le nombre d'inscrits à l'ANPE, en tenant compte de l'indemnisation**, par E. DEBAUCHE (Insee), Thomas DEROYON et Fanny MIKOL (Dares), décembre 2008.
- N° 143 **Enquête sur trois secteurs : La Poste, sous-traitance pétrochimique et restauration rapide. Le syndicalisme face aux différentes formes de la flexibilité**, par P. BOUFFARTIGUE et J.-R. PENDARIES (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), F. PEROUMAL (Université René Descartes-Paris V), E. PERRIN (consultante associée au LEST), avec la participation de J. BOUTREILLER, B. FRIBOURG et T. SAMZUN (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), S. CONTREPOIS (GTM-CNRS), R. JEAN et E. ORBAN (ASPT-CNRS), décembre 2008.
- N° 144 **Flexibilité et action collective. Salariés précaires et représentation syndicale**, par C. DUFOUR, A. HEGE, J.-M. PERNOT (IRES), S. BEROU (Université Lyon2-Triangle-CNRS), J.-M. DENIS (Université de Marne-la-Vallée - CEE-CNRS), décembre 2008.
- N° 145 **Les retournements de l'improbable. Les conditions de la mobilisation collective des intermittents du spectacle et des salariés de grandes librairies et de centres d'appel**, par A. COLLOVALD (Université de Nantes), L. MATHIEU (CRPS), décembre 2008.
- N° 146 **La nouvelle méthode d'échantillonnage de l'enquête trimestrielle ACEMO depuis 2006. Amélioration de l'allocation de Neyman**, par Malik KOUBI et Sandrine MATHERN, février 2009.
- N° 147 **L'aide spécifique au secteur Hôtels-cafés-restaurants : quels effets sur l'emploi et la productivité ?**, par Fanny MIKOL et Juliette PONCEAU, avril 2009.
- N° 148 **L'effet du RSA sur l'équilibre du marché du travail**, par Fanny MIKOL et Véronique REMY (Dares), juin 2009.
- N° 149 **Évaluation de la réforme des retraites de 1993 : nouvelles estimations à partir des données de l'EIR et de l'EIC**, par Antoine BOZIO (Institute for fiscal studies - London et Cepremap - Paris), juin 2009.
- N° 150 **Les indicateurs Accidents du travail de la Dares : conception, champ et interprétation**, par Damien EUZENAT, juillet 2009.
- N° 151 **Les tensions sur le marché du travail par familles professionnelles de 1998 à 2008**, par M. MERON, N. TABET et X. VINEY (Dares), J.-L. ZANDA (Pôle emploi), octobre 2009.
- N° 152 **Trajectoire d'une cohorte de nouveaux inscrits à l'ANPE selon le FH-DADS**, par Thomas LE BARBANCHON, Augustin VICARD, décembre 2009.
- N° 153 **Quels effets attendre du RSA sur l'offre de travail et les salaires ? Un bilan des travaux sur l'EITC et le WFTC**, par F. MIKOL et V. REMY, janvier 2010.
- N° 154 **La sous-mobilisation de l'aide aux chômeurs créateurs ou repreneurs d'entreprise en Ile-de-France. Étude conjointe DRTEFP Ile-de-France - Dares en collaboration avec la DRANPE d'Ile-de-France**, par Catherine DANIEL (Dares), Chloé MANDELBLAT (DRTEFP Ile-de-France), juin 2010.
- N° 155 **La dépense nationale pour la formation professionnelle continue et l'apprentissage. Guide méthodologique, validité 2007**, par A. DELORT et T. MAINAUD, octobre 2010.
- N° 156 **Les trajectoires salariales des individus payés au voisinage du Smic entre 1995 et 2007**, par S. ANANIAN et O. CALAVREZO, novembre 2010.
- N° 157 **Les accords collectifs d'entreprise et plans d'action en faveur de l'emploi des salariés âgés : une analyse de 116 textes**, par C. CLAISSE, C. DANIEL et A. NABOULET, février 2011.
- N° 158 **Séries longues d'emploi par métier et par secteur d'activité à partir des enquêtes Emploi de l'Insee**, par Nicolas LE RU, mars 2001.
- N° 159 **Évolution mensuelle de l'emploi salarié des secteurs marchands : expertise de l'indicateur fondé sur les déclarations de mouvements de main-d'œuvre**, par J. LOQUET et J. PONCEAU, mai 2011.
- N° 160 **Effet de la durée maximale d'indemnisation du chômage sur le retour à l'emploi et sur sa qualité**, par T. DEROYON et T. LE BARBANCHON, mai 2011.