



HAL
open science

L'Alsace-Moselle peut-elle décider des 35 heures ?

Olivier Godechot

► **To cite this version:**

Olivier Godechot. L'Alsace-Moselle peut-elle décider des 35 heures? : Commentaires sur l'article de Matthieu Chemin et Etienne Wasmer, *Journal of Labor Economics*, 2009. 2009. hal-01391560

HAL Id: hal-01391560

<https://sciencespo.hal.science/hal-01391560>

Submitted on 3 Nov 2016

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

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

Notes & Documents de l'OSC

n° 2016-04 Octobre 2016
Série Débats & Controverses

L'Alsace-Moselle peut-elle décider des 35 heures ?

Commentaires sur l'article de Matthieu Chemin et Étienne Wasmer
« Using Alsace-Moselle Local Laws to Build a Difference-in-Differences Estimation Strategy of the Employment Effects
of the 35-Hour Workweek Regulation in France »,
Journal of Labor Economics, 2009, vol. 27, n°4, p. 487-524

Olivier Godechot Sciences Po - MaxPo et OSC

Ce numéro de la collection des *Notes & Documents de l'OSC* est le premier de la série *Débats & Controverses*.

Il enrichit la diversité des articles proposés depuis 2007 au lecteur. Doctorants comme chercheurs confirmés, quantitativistes comme qualitativistes, tenants des différentes approches composant la sociologie contemporaine trouvent place dans ces colonnes pour rendre compte de leurs travaux, en prise directe avec les questions de société.

L'Alsace-Moselle peut-elle décider des 35 heures ?

Commentaire provisoire sur l'article de Matthieu Chemin et Étienne Wasmer « Using Alsace-Moselle Local Laws to Build a Difference-in-Differences Estimation Strategy of the Employment Effects of the 35-Hour Workweek Regulation in France », *Journal of Labor Economics*, 2009, vol. 27, n°4, p. 487-524.¹

Olivier Godechot
Sciences Po, MaxPo et OSC-CNRS

Ce commentaire est une version préliminaire. Il n'a pas encore été validé par les pairs, ni par la revue Journal of Labor Economics. Il a été soumis aux auteurs qui y ont apporté une réponse argumentée. Nous invitons le lecteur à en prendre également connaissance.

<https://sites.google.com/site/etiennewasmer/home/debats-sur-les-35h>

9 octobre 2016

Résumé : L'article de Chemin et Wasmer (2009) tente d'établir l'inefficacité de la politique de réduction du temps de travail dite des « 35 heures » en matière d'emploi en exploitant une expérience naturelle : l'Alsace-Moselle a subi une réduction du temps de travail de moindre ampleur que le reste de la métropole car elle a pu intégrer dans son calcul deux jours fériés additionnels qui existaient pour des raisons historiques. L'article de 2009 propose pour cela de montrer d'une part que les salariés de ces trois départements ont connu une réduction de la semaine de travail significativement moindre que ceux du reste de la France et d'autre part que cette différence n'a pas été accompagnée par plus de chômage ou moins de créations d'emploi. Lors d'une réplique de cet article, nous avons découvert une erreur de code informatique dans la définition des entreprises de plus de vingt salariés qui fausse sensiblement les résultats. Sa correction ainsi qu'une meilleure prise en compte du caractère frontalier de la région concernée infirment les hypothèses de l'article. La réduction du temps de travail, telle qu'elle est mesurée par l'enquête *Emploi*, a été aussi importante en Alsace-Moselle que dans le reste de la France. Ainsi, notre propre travail jette des doutes sur la validité de cette expérience naturelle pour évaluer les effets de la réduction du temps de travail sur l'emploi.

¹ Nous remercions très vivement Matthieu Chemin et Étienne Wasmer d'avoir répondu à toutes nos questions et – conformément à la [charte sur les données](#) du *Journal of Labor Economics* datant de février 2009 – d'avoir partagé de manière loyale et exemplaire leurs données et leurs programmes informatiques. Nous remercions aussi les collègues, amis et parents qui ont relu ce texte pour leurs conseils et leurs suggestions. Nous restons toutefois seul responsable des imperfections de notre travail. Les programmes de traitement statistique – sous SAS, Stata ou R – permettant de reproduire les tableaux des pages qui suivent peuvent être trouvés ici : http://olivier.godechot.free.fr/hoprubrique.php?id_rub=97#688.

L'article de Mathieu Chemin (auteur correspondant) et Étienne Wasmer, intitulé « [Using Alsace-Moselle Local Laws to Build a Difference-in-Differences Estimation Strategy of the Employment Effects of the 35-Hour Workweek Regulation in France](#) » et publié en 2009 dans le *Journal of Labor Economics*, cherche à évaluer l'effet de la réduction du temps de travail (RTT) en France en comparant sa mise en œuvre en Alsace-Moselle et dans le reste de la France. En effet, les départements de la Moselle (57), du Bas-Rhin (67) et du Haut-Rhin (68) conservent une législation spécifique héritée de leur appartenance entre 1871 et 1918 à l'Empire Allemand, notamment deux jours fériés supplémentaires : le Vendredi Saint et la Saint Étienne (26 décembre). Lors de la mise en œuvre de la réduction du temps de travail consécutive aux Lois Aubry I (1998) et Aubry II (2000), les entreprises installées en Alsace-Moselle pouvaient intégrer ces deux jours (soit 16 heures) dans le décompte de la réduction du temps de travail. Ainsi, dans cette région, le temps de travail annuel de référence pouvait être aligné après la réforme sur celui du reste du territoire (1596 heures) mais en partant d'un point de départ avant-réforme moins élevé : 1763 heures au lieu de 1778 heures. Ou pour le dire autrement, en comptant ces deux jours fériés comme « deux jours RTT », les entreprises pouvaient ne réduire la semaine de travail qu'à 35 heures et 21 minutes au lieu de 35 heures. Le 23 Octobre 2002, les Prud'hommes de Metz saisis par des salariés ont interdit cette pratique. L'article fait l'hypothèse que pendant une courte période, du début de l'année 2000 – date à laquelle la semaine de 35 heures devient la durée légale de référence dans les entreprises de plus de vingt salariés – à son invalidation par le tribunal des Prud'hommes à la fin de l'année 2002, la réduction du temps de travail consécutive au passage aux 35 heures a été moindre en Alsace-Moselle que dans le reste de la France. Si cette hypothèse est correcte, et si les entreprises de part et d'autres des limites des trois départements ne diffèrent sous aucun autre rapport que celui de l'évolution du temps de travail, alors il s'agit d'une expérience naturelle permettant d'évaluer les effets des lois Aubry en matière d'emploi.

Pour prouver cette hypothèse cruciale, l'article analyse, à l'aide de l'enquête *Emploi*, la différence d'évolution du temps de travail entre l'Alsace-Moselle et le reste de la France au sein des groupes de salariés les plus susceptibles d'être affectés par la différence de règle de mise en œuvre de la réduction du temps de travail. Il distingue ainsi quatre groupes : 1) les catégories socioprofessionnelles (CS) affectées par les trente-cinq heures, à savoir les CS de salariés à l'exception des enseignants, du clergé et du personnel de service aux particuliers² ; 2) les actifs travaillant dans les entreprises de plus vingt salariés pour lesquels les 35 heures deviennent la référence horaire légale dès le 1er janvier 2000 et constituent le nouveau seuil de déclenchement des heures supplémentaires majorées ; 3) les actifs de quatre secteurs (*métallurgie et transformation des métaux, construction, commerce de détail et réparations, hôtels et restaurants*) où les conventions collectives départementales ou régionales d'Alsace-Moselle ne men-

² La liste des professions et catégories socioprofessionnelles affectées par la RTT publiée dans la note 6 p. 503 est inexacte et ne correspond pas à la sélection opérée dans les tableaux de l'article. Il ne s'agit pas de l'ensemble des CS salariés (CS 33 à CS 69).

Le programme informatique et la Table 3 p. 28 du document de travail de 2007 montre en effet qu'à cet ensemble sont retranchés les *Professeurs et professions scientifiques* (CS 34), les *Instituteurs et assimilés* (CS 42), le *Clergé et les religieux* (CS 44) et les *Personnels des services directs aux particuliers* (CS 56). Ces quatre catégories n'étant pas affectées par la réduction du temps de travail, il est effectivement tout à fait logique de les retrouver dans le groupe des catégories non-affectées.

tionnent pas explicitement que ces deux jours sont effectivement des jours fériés et où, par conséquent, les salariés pourraient méconnaître leur droit à ce jour chômé ; et enfin 4) les « individus affectés », définis comme l'intersection des trois groupes qui précèdent. L'article établit que la réduction du temps de travail a été significativement moindre en Alsace-Moselle que dans le reste de la France au sein de ces quatre groupes et ceci toutes choses égales par ailleurs – c'est à dire en contrôlant pour l'année, le département de résidence, la CS, l'âge, le diplôme, le sexe et la taille du ménage (*Table 1*, modèles 1 et 4 et *Table A2*, modèles 1 et 4). Entre la période de référence 1996-1998 précédant la réforme et la période 2001-2002, le temps de travail hebdomadaire a diminué en Alsace-Moselle de 0,38 heure (23 minutes) de moins que sur le reste du territoire tant au sein des catégories socioprofessionnelles que des entreprises affectées par la réduction du temps de travail, de 0,54 heure de moins dans les secteurs affectés et de 0,96 heure de moins dans le sous-groupe des individus les plus affectés par la version Alsacienne-Mosellane de la réduction du temps de travail.

La méthode qui précède, intitulée *différence de différence* ou *double différence* (*i.e.* différences spatiales de différences de périodes – ou *vice-versa*), permet d'identifier correctement la différence d'évolution de temps de travail liée à la particularité réglementaire sous l'hypothèse que les deux zones ne connaissent pas d'évolutions spécifiques dues à d'autres facteurs telles qu'une évolution différenciée de l'activité économique. Afin de se prémunir des effets du voisinage avec l'Allemagne, alors en récession, l'article la complète par la méthode des triples différences (différences catégorielles de différences spatiales de différences de périodes). Le raisonnement est le suivant : si, d'une part, la double différence de temps de travail au sein des groupes non-affectés par la réduction du temps de travail permet d'estimer l'évolution locale de temps de travail liée aux facteurs économiques locaux et si, d'autre part, cette évolution peut être aussi considérée comme représentative de ces facteurs locaux pour l'ensemble des actifs de la zone considérée, alors l'écart de différence d'évolution entre groupe affecté et groupe non-affecté (*i.e.* la *triple différence*) permet d'estimer le véritable effet de la version Alsacienne-Mosellane de la réduction du temps de travail. L'article reprend donc l'analyse à l'aide des quatre variables définies précédemment (catégories sociales, effectif de l'entreprise, secteurs, et intersection des trois). Ces triples différences sont toutes significatives et positives et s'élèvent en Alsace-Moselle à +0,31 heure de travail pour les entreprises affectées, à +0,46 heure pour les secteurs affectés et à +0,75 heure pour les catégories socioprofessionnelles ou les « individus » affectés (*Table 1*, modèles 3 et 6 et *Table A2*, modèles 3 et 6).

Au terme de cet octuple test, l'article considère alors que la réduction du temps de travail a bien été moindre en Alsace-Moselle et ce uniquement en raison de la différence de législation qui permettait de déduire les deux jours fériés dans le calcul de la réduction du temps de travail.

Une fois établie la différence de réduction du temps de travail de part et d'autre des limites départementales, l'article examine avec les mêmes méthodes la variation de la probabilité d'être en emploi (*Table 2*) ou au chômage (*Table 3*). Faute de pouvoir assigner un secteur et une taille d'entreprise aux personnes sans emploi, l'article réduit l'étude à l'évolution de l'emploi et du chômage au sein des catégories socioprofessionnelles affectées par la réduction du temps de travail. L'article montre qu'il n'y a pas eu de diminution relative significative de l'emploi ni d'augmentation relative significative du chômage en Alsace-Moselle.

En conclusion, même si l'article reste prudent en soulignant que l'estimation des effets de la réduction du temps de travail reste compatible avec une création d'emplois, de l'ordre de 155 000 en France, il considère que la non-significativité des résultats « jette des doutes sur l'efficacité de cette régulation » (p. 487).

Cette étude a été récemment mise en avant par plusieurs chercheurs comme une preuve de l'inefficacité des trente-cinq heures (Assemblée nationale, 2014 ; Cahuc et Zylberberg, 2016). Elle invaliderait les travaux précédents (Gubian et al., 2003 ; Askenazy, 2013 pour une synthèse) lesquels trouvaient avec des méthodes différentes un effet positif de la réduction du temps de travail de l'ordre de 300 à 400 000 emplois.

Une erreur de code informatique et sa rectification

Intéressé par les résultats de l'article et afin de les transposer sur d'autres bases de données, qui peut-être auraient permis de mesurer plus précisément l'effet en matière d'emploi, nous avons d'abord répliqué ses modèles sur l'enquête *Emploi* pour en comprendre plus finement les mécanismes³. Suite à l'impossibilité de reproduire certains résultats, nous avons contacté les auteurs qui ont très aimablement partagé avec nous leurs programmes et la base de données utilisée.

Ce rapprochement a permis de mettre au jour une erreur de programmation portant sur la définition des actifs travaillant dans des entreprises de plus de vingt salariés. Le code informatique du type *grande_entreprise=(effectif >20)* utilisé pour l'article avec le logiciel Stata classe par défaut les valeurs manquantes de la variable effectif dans la catégorie des entreprises de plus de vingt salariés⁴, en particulier les valeurs manquantes des quatre années (1996, 1997, 1999, 2000) pour lesquelles la variable effectif est absente des fichiers. Il génère donc à la fois un biais de surreprésentation – 84% des actifs sont au final classés dans les entreprises de plus de vingt salariés (Table A1) au lieu de 70%⁵ – mais aussi un biais d'inconsistance temporelle, avec quatre années où 100% des actifs sont classés dans cette catégorie. Ce double biais sur une variable de définition des

³ Nous avons utilisé la dernière version de l'enquête *Emploi* pour les années 1996-2003 distribuée par le réseau Quételet (<https://quetelet.casd.eu/fr/utilisateur/connexion>) que nous avons téléchargée le 23 septembre 2016. Il y a quelques différences entre la base de données utilisée pour l'article et celle que nous avons utilisée, notamment pour l'année 2003. Nous avons utilisé la version FPR qui contient le département de résidence et celui de travail. L'article repose sur l'enquête *Emploi* 2003 version standard laquelle contenait à l'époque seulement le département de travail. Les statistiques descriptives et l'effectif diffèrent un peu, mais ce n'est pas de nature à modifier les résultats.

⁴ Le logiciel de statistique Stata place les valeurs manquantes (i.e. . ou NA) dans une relation d'ordre après $+\infty$ (i.e. $+\infty < .$). Aussi la définition de la variable dichotomique $y=(x>20)$ sans correction supplémentaire conduit le programme à affecter toutes les valeurs manquantes $x=.$ dans la catégorie des grandes entreprises (i.e. $y=1$). Les différents logiciels font des choix différents en matière de gestion des valeurs manquantes ce qui facilite les erreurs. Pour le logiciel SAS, les valeurs manquantes sont classées avant $-\infty$ (i.e. $. < -\infty$) et la clause $y=(x>20)$ affecte les valeurs manquantes dans le groupe des petites entreprises (i.e. $y=0$). Pour le logiciel R enfin, la clause $y=(x>20)$ crée une variable dichotomique dont les valeurs sont manquantes lorsque la valeur de x est manquante.

⁵ En 1985 comme en 2006, 70 à 71% des salariés du privé travaillaient dans des entreprises de plus de vingt salariés (Cottet, 2010). La prise en compte des indépendants qui travaillent presque tous dans des entreprises de moins de vingt salariés et des salariés du secteur public que nous pouvons considérer comme travaillant tous dans des entreprises de plus de vingt salariés ne modifie guère cette proportion.

groupes de traitement et de contrôle de l'expérience naturelle est susceptible de fausser les résultats.

Avant de proposer une correction, examinons l'information disponible dans l'enquête *Emploi*. Elle comporte plusieurs variables sur les effectifs des entreprises⁶ : EFEN, TN et en 2003 NBSALB (tableau G1).

La variable EFEN, utilisée pour l'article de 2009, est d'après la documentation de l'enquête *Emploi* une « variable récupérée dans SIRENE (répertoire des établissements) ». Dans les fichiers standards diffusés par le réseau Quêtelet⁷, cette variable n'est présente que pour les années 1998 et 2003. L'article s'appuie sur une version enrichie de l'enquête *Emploi* où cette variable est aussi présente en 2000 et 2001. Nous pouvons présumer que c'est une variable de bonne qualité sous réserve que l'Insee identifie correctement les informations données par l'enquêté sur son entreprise. Cependant, cette difficulté d'identification conduit à un quart de valeurs manquantes pour la série 1998-2002 et 43% en 2003 pour la nouvelle série de l'enquête *Emploi*, dont la méthode de collecte – désormais en continu – change alors sensiblement (Goux 2004). Il est probable que l'INSEE arrive mieux à identifier les grandes entreprises que les petites entreprises.

L'enquête *Emploi* propose une deuxième variable, TN, l'effectif de l'entreprise en tranche (10 tranches)⁸, laquelle est présente de 1996 à 2002. L'INSEE décrit avec prudence son mode de calcul, en rappelant dans le dictionnaire des codes qu'elle « n'est pas vraiment calculée mais codifiée d'après les programmes automatiques de la CS, profession, secteur d'activité... ou après l'apurement manuel en directions régionales ». Lorsque ces deux variables sont présentes, la correspondance est très bonne, ce qui laisse présager de sa fiabilité lorsqu'elle est renseignée⁹. On constate toutefois une anomalie pour les années 1996 et 1997 avec un taux de valeurs manquantes très faible et un taux d'actifs dans les établissements sans salarié très surestimé par rapport au poids de la population des indépendants (environ 10%). En revanche, la combinaison des valeurs manquantes et des établissements sans salariés constituent un ensemble stable de 24 à 28% des actifs sur l'ensemble de la période, ce qui peut justifier un regroupement des deux modalités lors d'un premier test de la variable.

Enfin, NBSALB, une dernière variable en tranche (9 tranches) renseignée par l'enquêté et présente uniquement en 2003 permet éventuellement de compléter l'information manquante pour cette année-là. Cette variable subjective est sans doute moins fiable qu'une information administrative issue du fichier

⁶ Il existe aussi en 1996 et 1997 la variable EFEN_S mais celle-ci est inutilisable car elle est nulle pour quasiment tout l'échantillon.

⁷ Le réseau Quêtelet est le portail de diffusion des données issues de la statistique publique : <http://www.reseau-quetelet.cnrs.fr/spip/>.

⁸ Notons que la limite de tranche entre la tranche 4 « de 10 à 19 salariés » et la tranche 5 de « 50 à 99 salariés » ne recoupe pas exactement le seuil légal de la loi Aubry (définissant les petites entreprises comme les « entreprises de vingt salariés ou moins »). En outre, en 2003, la variable EFEN semble avoir été en partie constituée à partir d'une variable en tranche : les valeurs 10 et 20 très surreprésentées signifient probablement de 10 à 19 pour la première et de 20 à 49 pour la seconde. Par cohérence et par nécessité, nous utilisons dans notre travail le seuil modifié >19 (plutôt que >20) pour définir les grandes entreprises. Nous avons vérifié, pour les années où cela était possible, que ce choix ne modifiait pas les résultats.

⁹ En 1998, 99,8% des actifs travaillant dans des entreprises de vingt salariés et plus selon la variable EFEN appartiennent au même groupe d'après la variable TN. La variable TN permet en plus un classement de la moitié des 22 % de valeurs manquantes de la variable EFEN.

SIRENE. Mais il est probable que les enquêtés ne se trompent guère lorsqu'ils disent travailler dans une entreprise de plus (ou de moins) de vingt salariés.

Tableau G1. Variables disponibles sur les effectifs des entreprises dans l'enquête *Emploi*

Variable	Année	Moyenne	Écart-type	Non renseigné	Effectif \geq 20	$Eff. \geq 20$ (<i>n.r.</i> exclus)	Nombre d'observations
EFEN (A) (<i>fichiers enrichis</i>)	1998	5 094,44	24 132,22	23%	50%	64%	49 273
	2001	4 675,12	21 815,84	24%	49%	64%	51 997
	2002	4 818,48	22 857,74	25%	49%	65%	51 181
	2003	4 684,50	21 790,33	43%	35%	61%	104 896
EFEN (B) (<i>fichiers standards</i>)	1998	5 085,77	24 110,67	23%	50%	64%	49 382
	2003	4 651,72	21 405,06	46%	33%	61%	112 591
Champ		Valeurs non renseignées (<i>n.r.</i>) exclus			Ensemble	<i>n.r.</i> exclus	Ensemble

	Non renseigné	Aucun salarié	<i>n.r.</i> ou aucun salarié	Effectif \geq 20	$Eff. \geq 20$ (<i>n.r.</i> ou aucun exclus)		
TN (B)	1996	1%	25%	26%	53%	72%	51 460
	1997	0%	27%	27%	52%	72%	49 298
	1998	11%	14%	24%	55%	73%	49 382
	1999	16%	11%	27%	53%	73%	49 495
	2000	17%	11%	28%	52%	72%	51 381
	2001	18%	11%	28%	52%	72%	52 073
	2002	18%	10%	28%	52%	73%	51 247
	NBSALB (B)	2003	29%	7%	36%	46%	64%
Champ		Ensemble			<i>n.r.</i> ou 'aucun' exclus	Ensemble	

Lecture : En 1998, l'effectif moyen de l'entreprise dans laquelle un actif travaille est de 5085,77 salariés. La variable effectif des entreprises n'est pas renseignée pour 23% des actifs. La proportion des actifs travaillant dans une entreprise de vingt salariés et plus est de 50% si nous incluons les valeurs manquantes dans le champ et de 64% si nous les excluons.

EFEN : *Effectif salarié de l'entreprise* (d'après le dictionnaire des codes, « variable récupérée dans SIRENE (répertoire des établissements) »).

TN : *Tranche d'effectif* (« Cette variable n'est pas vraiment calculée mais codifiée d'après les programmes automatiques de la CS, profession, secteur d'activité... ou après l'apurement manuel en directions régionales »)

NBSALB : *Nombre de salariés dans l'entreprise de l'emploi actuel* (Réponse à « B31. Combien de salariés travaillent dans l'entreprise ? »). Cette variable en tranche est renseignée par l'enquête.

Champ : Actifs, travaillant à temps complet, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide. Statistiques descriptives non pondérées.

Source : (A) Extrait de l'enquête *Emploi* utilisée pour l'article de 2009. (B) Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quêtelet, téléchargée le 23 septembre 2016.

Comment tenir compte de ces valeurs manquantes ? La question se pose surtout pour les années pour lesquelles la variable effectif des entreprises existe (dans le cas inverse, on peut légitimement exclure l'année d'enquête). Nous pouvons alors opter pour trois solutions. La première option consiste, en l'absence d'information complémentaire, à exclure les valeurs manquantes du champ de l'étude. C'est l'option agnostique que nous privilégierons par la suite. La seconde option est de les regrouper avec les petites entreprises. À l'appui de cette solution, on pourra avancer que les entreprises que l'Insee peine à identifier sont vraisemblablement des petites entreprises moins connues¹⁰. La dernière option consiste à les regrouper au contraire, à titre d'exercice contrefactuel, avec les grandes entreprises. Avant de construire notre propre variable, nous répliquons l'analyse de l'article (*Table A2*, modèles 1 à 3) en appliquant ces trois méthodes pour les deux principales variables dont nous disposons : EFEN pour les années 1998, 2001, 2002 et 2003 et TN (*tableau G2*) pour les années 1996-2002.

¹⁰ Ainsi, entre 1998 et 2002, les valeurs manquantes de TN sont sous-représentées au sein des CS les plus représentées au sein des entreprises d'effectif supérieur à 20 (à savoir les CS 37, 38, 43, 46-48, 52, 54, 62, 64, 65, 67). On en trouve 14% dans ce groupe contre 19% pour les autres CS.

Tableau G2. Examen des différentes options pour définir l'effectif des entreprises et ventiler les non-réponses afin de répliquer la *Table A2* (modèles 1 à 3)

Panel A (Effectif d'entreprise=EFEN)	Variable dépendante : Nombre d'heures habituellement travaillées							
	DD	DD	DD	DDD	DDD	DD	DDD	
	entreprises affectées	entreprises non-affectées	entreprises non-renseignées	entreprises (Eff.=. in exclus)	entreprises (Eff.=. in non-affectés)	entr. aff. (Eff.=. in affectés)	entreprises (Eff.=. in affectées)	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)		
Alsace-Moselle×(2003)	-0,4673*	-0,1974	-1,0340***	-0,1967	-0,6344***	-0,7462***	-0,1939	
	[0,247]	[0,227]	[0,265]	[0,226]	[0,214]	[0,206]	[0,228]	
Alsace-Moselle×(2001,2002)	-0,4011**	0,1250	0,7136**	0,1030	0,3644**	0,0206	0,1049	
	[0,164]	[0,194]	[0,292]	[0,203]	[0,157]	[0,192]	[0,200]	
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(2003)				-0,2569	0,1888		-0,5465**	
				[0,297]	[0,278]		[0,251]	
Groupe affecté×Alsace-Moselle× (2001,2002)				-0,5020***	-0,7603***		-0,0827	
				[0,119]	[0,173]		[0,129]	
Effets fixes année (4) : 1998, 2001, 2002, 2003	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Variables de contrôle (14) : Diplôme (7), Âge (5), Taille du ménage, Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Groupe affecté × Effets fixes année (4)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	
Observations	111 231	64 593	81 523	175 824	257 347	192 754	257 347	
R2	0,222	0,389	0,357	0,365	0,360	0,317	0,359	
Champ	EFEN ≥ 20	0 ≤ EFEN < 20	EFEN = .	EFEN ≠ .	Ensemble	EFEN ≥ 20 ou EFEN = .	Ensemble	

Panel B (Effectif d'entreprise=TN)	DD	DD	DD	DDD	DDD	DD	DDD
	entreprises affectées	entreprises non-affectées	entreprises n.r. ou Eff.=0	entreprises (Eff.= (0,.) exclus)	entreprises (Eff.= (0,.) in non-affectés)	entr. aff. (Eff.= (0,.) in affectés)	entreprises (Eff.= (0,.) in affectés)
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Alsace-Moselle×(2001,2002)	-0,2025*	0,4357***	0,5703**	0,4308***	0,5655***	0,1619	0,4362***
	[0,117]	[0,139]	[0,287]	[0,143]	[0,172]	[0,264]	[0,139]
Alsace-Moselle×(1999,2000)	-0,1605	0,2912	0,2850	0,2991	0,3258	-0,0007	0,2973
	[0,169]	[0,262]	[0,405]	[0,271]	[0,311]	[0,249]	[0,267]
Groupe affecté×Alsace-Moselle× (2001,2002)				-0,6302***	-0,7671***		-0,2715
				[0,125]	[0,278]		[0,265]
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(1999,2000)				-0,4507***	-0,4712*		-0,2954***
				[0,149]	[0,278]		[0,093]
Effets fixes année (7) : 1996-2002	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes année (7)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui
Observations	187 472	71 030	95 834	258 502	354 336	283 306	354 336
R2	0,224	0,393	0,398	0,344	0,370	0,341	0,364
Champ	TN ≥ 20	0 < TN < 20	TN in (0, .)	TN ≠ (0, .)	Ensemble	TN ≥ 20 ou TN in (0, .)	Ensemble

Note : Moindres carrés ordinaires pondérés. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Erreurs-types robustes clusterisées par département entre crochets. Les paramètres d'intérêt sont en gras. Nous utilisons comme variables de contrôle le diplôme (7 modalités), l'âge (5 modalités), la taille du ménage (continue, plafonnée à 5) et le sexe. Les modalités sont détaillées dans le *tableau GA1* en annexes. Dans les modèles 1, 2, 4, 8, 9 et 11, les valeurs manquantes de la variable effectif de l'entreprise sont exclues du champ. Dans les modèles 5 et 12, elles sont regroupées avec les petites entreprises. Dans les modèles 6, 7, 13 et 14, elles sont regroupées avec les grandes entreprises.

Lecture : Dans le modèle 1, le paramètre de différence de différence (DD) -0,4011 est significatif au seuil de 5% et se lit ainsi : entre l'année 1998 et la période 2001-2002, le temps de travail hebdomadaire au sein des entreprises affectées par la RTT (i.e. de plus de vingt salariés) a diminué en Alsace-Moselle de 0,4 heure de plus que sur le reste du territoire. Dans le modèle 4, le paramètre de triple différence (DDD) -0,5020 est significatif au seuil de 1% et s'interprète ainsi : le temps de travail hebdomadaire en Alsace-Moselle a diminué relativement au reste du territoire de 0,5 heure de plus dans les grandes entreprises que dans les petites entreprises.

Champ : Actifs, travaillant à temps complet, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : (A) Extrait de l'enquête *Emploi* utilisée pour l'article de 2009. (B) Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quêtelet, téléchargée le 23 septembre 2016.

Contrairement aux résultats de l'article, notre analyse montre d'une part que le temps de travail a significativement plus baissé en Alsace-Moselle que dans le reste de la France dans les grandes entreprises (-0,4 heure de temps de travail avec EFEN dans le modèle 1, -0,2 heure avec TN dans le modèle 8) et d'autre part que le différentiel de temps de travail entre grandes et petites entreprises s'y est plus accru qu'ailleurs (-0,5 à -0,75 heures de travail pour les grandes entreprises selon la variable choisie et l'inclusion ou non des valeurs manquantes dans le champ – modèles 4, 5, 10 et 11). Même lorsque l'on fait le choix discuté de regrouper les actifs pour lesquels l'effectif de l'entreprise est manquant avec les actifs des grandes entreprises, on mesure alors au mieux dans les entreprises de vingt salariés un différentiel d'évolution du temps de travail en Alsace-Lorraine faiblement positif et non significatif (modèles 6, 7, 13 et 14).

Ainsi, sous réserve que l'on écarte bien les années pour lesquelles l'effectif des entreprises est absent, quelle que soit la variable choisie et l'option de ventilation des valeurs manquantes, on ne constate pas pour les entreprises de plus de vingt salariés – qui constituent, comme l'indique l'article, l'essentiel des entreprises réduisant le temps de travail – de moindre diminution du temps de travail en Alsace-Moselle.

Pour la suite, nous créons une variable *entreprises de vingt salariés et plus* pour toute la période en combinant les différentes variables disponibles. Nous la définissons de la façon suivante. Pour la période 1996-2002, nous utilisons la variable TN ; pour l'année 2003, la variable EFEN et si celle-ci est manquante, nous utilisons alors NBSALB. Enfin, nous affectons systématiquement les salariés du public au groupe des entreprises de vingt salariés et plus¹¹. Les indépendants travaillant dans une entreprise dont l'effectif n'est pas connu sont affectés au groupe des entreprises de moins de vingt salariés¹². Enfin, les valeurs manquantes restantes (ainsi que les salariés de 1996 et 1997 classés dans des entreprises ayant « aucun salarié ») sont exclues du champ. Notre nouvelle variable codant les entreprises de vingt salariés et plus s'élève à 71% des actifs (tableau GA2 en annexes). Elle est stable entre 1996 et 2003, variant entre 71 et 73%.

Avec cette variable, nous répliquons alors dans le tableau G3 les Table 1 et Table A2 de l'article, lesquelles servent à prouver que la baisse du temps de travail a été moindre en Alsace-Moselle¹³.

¹¹ Il semble en effet que l'Insee utilise pour les fonctionnaires l'effectif de l'établissement (le lycée, l'hôpital, etc.), et non l'effectif de l'administration centrale.

¹² Entre 1998 et 2002, 97% des indépendants travaillant dans des entreprises dont l'effectif est connu (TN) travaillent dans des entreprises de moins de vingt salariés.

¹³ Nous avons essayé de répliquer de la manière la plus exacte le champ, le programme et la méthode utilisés pour l'article de 2009. Des petites différences d'effectif, sans conséquence, viennent de la différence de version de l'enquête *Emploi*. Outre la correction de l'erreur sur l'effectif des entreprises, nous introduisons trois changements dans les variables utilisées. Nous utilisons en 2003 le département de résidence, désormais disponible dans la version 2003 « FPR », et non le département de travail. Ceci permet de mettre en cohérence l'année 2003 avec le choix effectué dans l'article pour les années qui précèdent. Nous créons un âge en tranche à partir de l'âge en continu pour éviter le problème en 2003 du changement de définition des tranches de la variable AG5. La numérisation de la variable département avait conduit à l'exclusion du champ de l'article des actifs corses, peu nombreux, dont le département avait été codé par le code « 2A » ou « 2B ». Nous les rétablissons dans notre réplique. Nous avons vérifié que tant la différence de version de la base de données que ces trois dernières modifications n'introduisaient pas de différences substantielles.

Tableau G3. Réplication des *Table 1* et *Table A2* après correction finale de l'effectif des entreprises

Panel A : Réplication de <i>Table 1</i>	Variable dépendante : Nombre d'heures habituellement travaillées						
	DD CS affectées	DD CS non-affectées	DDD CS	DD indivi- dus affectés	DD indivi- dus non affectés	DDD individus	DD ind. affectés (+frontière)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Alsace-Moselle×(2003)	-0,0690 [0,401]	-0,9870 [0,652]	-0,9433 [0,695]	-0,1473 [0,651]	-0,2195 [0,361]	-0,2189 [0,361]	-0,0921 [0,664]
Alsace-Moselle×(2001,2002)	0,3838** [0,192]	-0,4535* [0,233]	-0,3864 [0,279]	0,0727 [0,284]	-0,1436 [0,097]	-0,1435 [0,098]	0,0831 [0,286]
Alsace-Moselle×(1999,2000)	0,1304 [0,167]	-0,2579 [0,619]	-0,2246 [0,628]	-0,1498 [0,357]	-0,0651 [0,226]	-0,0656 [0,227]	-0,1701 [0,359]
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(2003)			0,8749 [0,889]			0,1016 [0,597]	
Groupe affecté×Alsace-Moselle× (2001,2002)			0,7768*** [0,205]			0,2284 [0,245]	
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(1999,2000)			0,3621 [0,486]			-0,0191 [0,173]	
Départements frontières × Croissance PIB							0,0282 [0,065]
Effets fixes année (8)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes année (8)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Observations	376 367	90 560	466 927	36 904	390 098	427 002	36 904
R2	0,166	0,390	0,359	0,279	0,366	0,365	0,265
Champ	CS affectées	CS non-affectées	Ensemble	Individus affectés	Ind. non-affectés	Eff. entr. ≠n.r.	Individus affectés

Panel B : Réplication de <i>Table A2</i>	DD entreprises affectées	DD entrep. non-affectées	DDD entreprises	DD sec- teurs affectés	DD sec- teurs non affectés	DDD secteurs
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
	Alsace-Moselle×(2003)	-0,1928 [0,340]	-0,2905 [0,406]	-0,2087 [0,434]	-0,2937 [0,200]	-0,3402 [0,423]
Alsace-Moselle×(2001,2002)	-0,2407* [0,139]	0,1889 [0,269]	0,2024 [0,276]	0,4995** [0,244]	0,0986 [0,221]	0,0983 [0,222]
Alsace-Moselle×(1999,2000)	-0,2310 [0,141]	0,2789 [0,357]	0,2862 [0,381]	0,1955 [0,242]	0,0192 [0,240]	0,0192 [0,241]
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(2003)			0,0263 [0,226]			0,0597 [0,448]
Groupe affecté×Alsace-Moselle× (2001,2002)			-0,4336 [0,354]			0,4040 [0,283]
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(1999,2000)			-0,5038* [0,261]			0,1922** [0,092]
Effets fixes année (8)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes année (8)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Observations	304 195	122 807	427 002	87 969	378 958	466 927
R2	0,198	0,382	0,373	0,432	0,330	0,360
Champ	Eff. entr. ≥20	Eff. entr. <20	Eff. entr. ≠n.r.	Secteurs affectés	Sect. non-affectés	Ensemble

Note : Moindres carrés ordinaires pondérés. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Erreurs-types robustes clusterisées par département entre crochets. Les paramètres d'intérêt sont en gras. Les CS affectées regroupent les CS 33, 35-38, 43, 45-55, 62-69 ; les CS non-affectées, les CS 10-31, 34, 42, 44, 56. Les secteurs affectés (variable NAFG36) comptent les secteurs *F5-métallurgie et transformation des métaux*, *H0-construction*, *J3-commerce de détail et réparations*, *P1-hôtels et restaurants*. Les individus affectés sont des actifs des CS affectées qui travaillent dans les secteurs et les entreprises affectés (vingt salariés et plus). Nous utilisons comme variables de contrôle le diplôme (7 modalités), l'âge (5 modalités), la taille du ménage (continue, plafonnée à 5) et le sexe. Les modalités sont détaillées dans le [tableau GA1](#) en annexes.

Lecture : Dans le modèle 1, le paramètre de différence de différence (DD) 0,3838 est significatif au seuil de 5% et se lit ainsi : entre la période 1996-1998 et la période 2001-2002, le temps de travail hebdomadaire au sein des CS affectées par la RTT a diminué en Alsace-Moselle de 0,38 heure de moins que sur le reste du territoire. Dans le modèle 3, le paramètre de triple différence (DDD) 0,7768 est significatif au seuil de 1% et s'interprète ainsi : le temps de travail hebdomadaire en Alsace-Moselle a diminué relativement au reste du territoire de 0,8 heure de moins dans les CS affectées que dans les CS non affectées.

Champ : Actifs, travaillant à temps complet, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quételet, téléchargée le 23 septembre 2016.

Cette rectification conduit à des résultats bien plus contrastés que ceux de l'article. Nous retrouvons comme celui-ci que le temps de travail a significativement moins baissé en Alsace-Moselle pour les catégories socioprofessionnelles affectées par la réduction du temps de travail (+0,38 heure de travail par semaine en 2001-2002) ainsi que dans les secteurs où les salariés seraient moins conscients de leur droit aux jours fériés Alsaciens-Mosellans (+0,5 heure de travail par semaine). En outre, dans cette région, le différentiel de temps entre les CS affectées par la réduction du temps de travail et celles qui ne le sont pas évoluent plus défavorablement – et ce de manière significative – que dans le reste de la France (+0,75 heure de travail en plus).

En revanche, comme dans notre précédent [tableau G2](#), le temps de travail des entreprises affectées par la réduction du temps de travail diminue plus fortement en Alsace-Moselle que dans le reste de la France et le différentiel de temps de travail grandes-petites entreprises s'y accroît un peu plus. L'intersection des trois groupes – entreprises, occupations et secteurs affectés – donne alors des résultats très atténués par rapport à la [Table 1](#) de l'article et non significatifs.

Que croire ? La rectification de l'erreur de codage conduit ici à des résultats mitigés et ne permet pas encore de trancher dans un sens ou dans l'autre.

Mieux prendre en compte la frontière

Pour mieux comprendre ces résultats contradictoires, nous proposons de tenir compte du fait que l'Alsace-Moselle n'a pas comme seule caractéristique d'être soumise à un régime réglementaire dérogatoire mais aussi qu'elle se situe le long de la frontière avec le Luxembourg, l'Allemagne et la Suisse. La dimension frontalière n'a pas échappé à l'article et celui-ci introduit, principale innovation par rapport au document de travail ([Chemin et Wasmer, 2007](#)), une variable de contrôle *actif travaillant dans un département frontalier × croissance du PIB du pays voisin* pour contrôler d'un éventuel effet de l'activité économique des pays voisins sur l'évolution du temps de travail local. Cette variable ne modifie pas les estimations.

Cependant la variable suppose que les pays frontaliers impactent – à taux de croissance égale – de la même façon l'économie des départements frontaliers. Or les frontières nationales de la France sont des limites de nature très hétérogène ([Daudet 2014](#)). Dans les Alpes et les Pyrénées, la frontière suit presque intégralement la ligne de partage des eaux sur le fil des arêtes de montagnes difficiles à franchir. Les quelques cols carrossables sont généralement bloqués tout l'hiver par la neige et les tunnels sont plus rares encore et souvent payants. Dans le Nord-est de la France, le Rhin, enjambé de nombreux ponts, n'est plus vraiment un obstacle et la frontière n'est plus qu'une ligne symbolique arbitraire héritée de l'histoire. Dans le nouvel Espace Schengen né en 1995, elle ne gêne guère la circulation des marchandises – et, moins encore, des personnes.

En effet, les départements frontaliers diffèrent notamment par l'importance des travailleurs frontaliers ([Aubry, 1984](#), [Cahuc et Carcillo, 2014](#)). Ce phénomène a pris de l'importance à proximité de la Suisse, de l'Allemagne ou du Luxembourg. L'Alsace concentre ainsi un quart des travailleurs frontaliers résidant en France et ce groupe constitue 8,5% de la population active de la région dans le recensement de 1999 ([Buxeda, 2003](#)). Elle réside notamment dans les

communes frontalières à proximité de Karlsruhe dans le Bas-Rhin et de Bâle dans le Haut-Rhin.

Le **tableau G4** montre la répartition des actifs frontaliers d'après l'enquête *Emploi*. L'Alsace-Moselle a ainsi la spécificité de concentrer la moitié des frontaliers de France et ceux-ci y constituent dans cette région 12,4% de la population active. 44% de ces frontaliers travaillent en Allemagne, 27% au Luxembourg et 27% en Suisse. Or ces salariés travaillant à l'étranger n'ont pas subi la réduction du temps de travail. Dans une revue de littérature portant sur l'évaluation des 35 heures, Philippe Askenazy suggérait ainsi que les travailleurs frontaliers, ainsi que les entreprises allemandes fortement implantées dans la région, pouvaient affecter les résultats (Askenazy, 2013). Que se passe-t-il quand nous tenons compte de cette particularité de la population active ?

Tableau G4. Proportion d'actifs vivant en France et déclarant travailler à l'étranger en fonction du département

Département de résidence frontalier	Pays limitrophes	Fréquence	Observations
59. Nord		1,83%	18 016
02. Aisne	Belgique	0,31%	4 806
08. Ardennes		0,58%	2 936
55. Meuse		1,96%	1 532
54. Meurthe-et-Moselle	Belgique et Luxembourg	3,10%	5 039
57. Moselle	Luxembourg et Allemagne	20,15%	7 592
67. Bas-Rhin	Allemagne	5,64%	10 689
68. Haut-Rhin	Allemagne et Suisse	14,08%	7 409
90. Territoire de Belfort		4,33%	2 611
25. Doubs	Suisse	5,11%	7 773
39. Jura		1,75%	3 704
01. Ain		10,69%	3 378
74. Haute-Savoie	Suisse et Italie	16,54%	5 005
73. Savoie		0,04%	2 504
05. Hautes-Alpes	Italie	0,00%	871
04. Alpes-de-Haute-Provence		0,17%	577
06. Alpes-Maritimes		8,92%	6 119
66. Pyrénées-Orientales		0,05%	2 218
09. Ariège	Espagne et Andorre	0,00%	713
31. Haute-Garonne		0,21%	7 041
65. Hautes-Pyrénées		0,00%	734
64. Pyrénées-Atlantiques		0,83%	3 723
Alsace-Moselle		12,36%	25 690
Autres départements frontaliers		3,67%	79 300
Départements non-frontaliers		0,08%	361 937
France entière		1,37%	466 927

Lecture : En Moselle (57), 20,15% des 7592 actifs résidant travaillent à l'étranger.

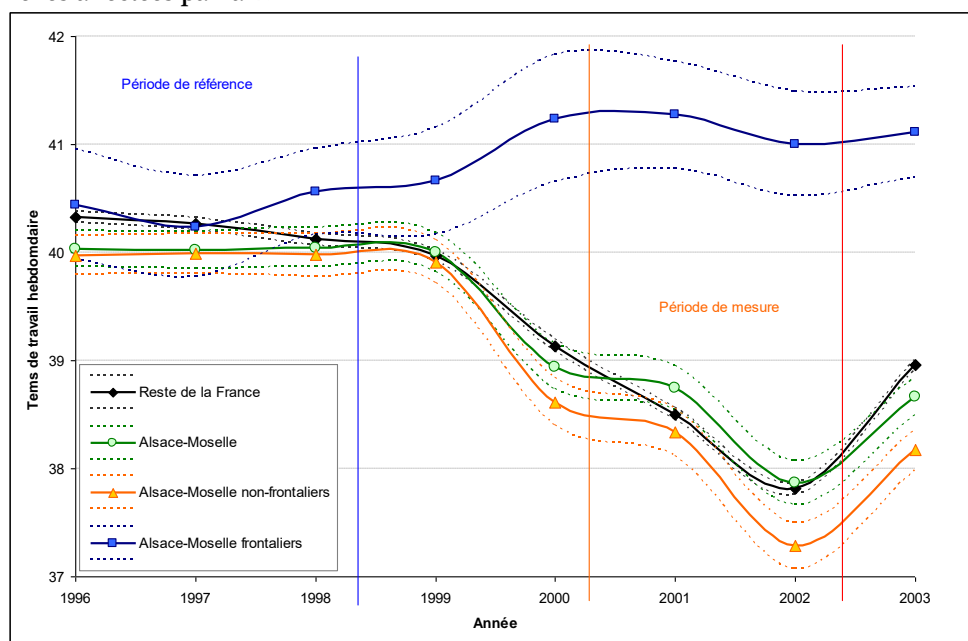
Champ : Actifs, travaillant à temps complet, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quêtelet, téléchargée le 23 septembre 2016.

La **figure G1** montre l'évolution du temps de travail sur la période pour les « catégories socioprofessionnelles affectées » en Alsace-Moselle et dans le reste de la France et décompose pour les trois départements concordataires l'évolution du temps de travail des frontaliers et des non-frontaliers. Le temps de travail des frontaliers apparaît clairement à contre-conjoncture, augmentant de 40,4 heures pour la période 1996-1998 à 41,1 heures pour la période 2001-2002. Lorsque l'on compare la baisse du temps de travail en 2001-2002 par

rapport à la moyenne de la période 1996-1998, on voit effectivement qu'elle a été moins importante en Alsace-Moselle que dans le reste de la France si l'on inclut les frontaliers (courbe verte) mais qu'elle est plus importante que dans le reste de la France si on exclut les frontaliers du champ de calcul (courbe orange). Le contraste entre les figures GA2 et GA3 en annexes montre aussi comment l'Alsace-Moselle améliore sa position dans la hiérarchie régionale des réductions du temps de travail dès lors que l'on exclut les travailleurs frontaliers du champ : elle passe de la deuxième plus faible à une position médiane (12 sur 21).

Figure G1. Évolution du temps de travail en Alsace-Moselle (ensemble, frontaliers et non frontaliers) et dans le reste de la France au sein des catégories socioprofessionnelles affectées par la RTT



Lecture : Le temps de travail moyen des salariés non-frontaliers d'Alsace-Moselle passe de 40 heures en 1998 à 37,3 heures en 2002. Les intervalles de confiance à 95% des moyennes de temps de travail sont délimités par les courbes en pointillé.

Champ : Actifs, travaillant à temps complet, dans les catégories socioprofessionnelles affectées par la RTT (CS 33, 35-38, 43, 45-55, 62-69), dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quételet, téléchargée le 23 septembre 2016.

Ce premier graphe descriptif suggère donc que la réduction du temps de travail a pu être moins forte en Alsace-Moselle non pas du fait de sa réglementation spécifique concernant deux jours fériés et de leur intégration possible dans les accords de réduction du temps de travail mais tout simplement parce que l'Alsace-Moselle comporte une fraction très importante de travailleurs frontaliers qui par définition n'ont pas été directement impactés par l'expérience française de réduction du temps de travail.

Pour s'en assurer, nous proposons dans le [tableau G5](#) de répliquer notre précédent [tableau G3](#) en excluant désormais les travailleurs frontaliers du champ. L'effet négatif constaté précédemment pour les entreprises de plus de vingt salariés se maintient. Qui plus est, l'augmentation relative du temps de travail en Alsace-Moselle en 2001-2002 dans les catégories socioprofessionnelles ou les secteurs affectés par la réduction du temps de travail est très fortement réduite, voire s'inverse et perd toute significativité.

Tableau G5. Réplication de Table 1 et Table A2 après correction de l'effectif des entreprises et exclusion des travailleurs frontaliers

	Variable dépendante : Nombre d'heures habituellement travaillées						
	DD CS affectées	DD CS non-affectées	DDD CS	DD individus affectés	DD individus non affectés	DDD individus	DD ind. affectés (+frontière)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A : Réplication de <i>Table 1</i>							
Alsace-Moselle×(2003)	-0,3927 [0,384]	-1,0643* [0,616]	-1,0430 [0,658]	-0,6343 [0,760]	-0,4877* [0,260]	-0,4882* [0,260]	-0,5510 [0,769]
Alsace-Moselle×(2001,2002)	-0,0607 [0,082]	-0,5835*** [0,202]	-0,5232** [0,235]	0,0866 [0,363]	-0,1686 [0,105]	-0,1685 [0,106]	0,1018 [0,364]
Alsace-Moselle × (1999,2000)	0,0073 [0,164]	-0,2422 [0,624]	-0,2231 [0,632]	-0,0687 [0,413]	-0,0172 [0,256]	-0,0177 [0,256]	-0,0994 [0,414]
Groupe affecté × Alsace-Moselle×(2003)			0,6604 [0,934]			-0,0986 [0,746]	
Groupe affecté × Alsace-Moselle × (2001,2002)			0,4736** [0,200]			0,2728 [0,309]	
Groupe affecté × Alsace-Moselle × (1999,2000)			0,2402 [0,490]			0,0187 [0,207]	
Départements frontières × Croissance PIB							0,0425 [0,063]
Effets fixes année (8)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes année (8)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Observations	370 414	90 135	460 549	36 613	388 156	424 769	36 613
R2	0,168	0,391	0,362	0,282	0,368	0,366	0,268
Champ	CS affectées	CS non-affectées	Ensemble	Individus affectés	Ind. non-affectés	Eff. entr. ≠ n.r.	Individus affectés
Panel B : Réplication de <i>Table A2</i>							
	DD entreprises affectées	DD entrep. non-affectées	DDD entreprises	DD sec- teurs affectés	DD sec- teurs non affectés	DDD secteurs	DDD entreprises CS affectées
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Alsace-Moselle×(2003)	-0,4855* [0,251]	-0,5373* [0,294]	-0,4979 [0,334]	-0,4368 [0,291]	-0,6190 [0,374]	-0,6215 [0,374]	-0,5058 [0,6274]
Alsace-Moselle×(2001,2002)	-0,2755** [0,125]	0,1580 [0,277]	0,1719 [0,288]	0,0806 [0,214]	-0,2560* [0,140]	-0,2581* [0,141]	0,2459* [0,128]
Alsace-Moselle×(1999,2000)	-0,1994 [0,165]	0,3258 [0,403]	0,3404 [0,431]	0,2058 [0,302]	-0,0965 [0,231]	-0,0968 [0,232]	0,2967* [0,168]
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(2003)			0,0305 [0,231]			0,1854 [0,462]	0,1869 [0,3418]
Groupe affecté×Alsace-Moselle× (2001,2002)			-0,4358 [0,316]			0,3354 [0,280]	-0,4235** [0,208]
Groupe affecté×Alsace-Moselle×(1999,2000)			-0,5256* [0,278]			0,3116** [0,121]	-0,4032*** [0,1202]
Effets fixes année (8)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes année (8)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Observations	302 543	122 226	424 769	86 347	374 202	460 549	341 117
R2	0,199	0,383	0,375	0,435	0,332	0,362	0,1915
Champ	Eff. entr. ≥20	Eff. entr. <20	Eff. entr. ≠ n.r.	Secteurs affectés	Sect. non-affectés	Ensemble	CS affect. & Eff. ≠ n.r.

Note : Moindres carrés ordinaires pondérés. Erreurs-types robustes clusterisées par département entre crochets. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les paramètres d'intérêt sont en gras. Les CS affectées regroupent les CS 33, 35-38, 43, 45-55, 62-69 ; les CS non-affectées, les CS 10-31, 34, 42, 44, 56. Les secteurs affectés (variable NAFG36) comptent les secteurs *F5-métallurgie et transformation des métaux*, *H0-construction*, *J3-commerce de détail et réparations*, *P1-hôtels et restaurants*. Les individus affectés sont des actifs des CS affectées qui travaillent dans les secteurs et les entreprises affectés (vingt salariés et plus). Nous utilisons comme variables de contrôle le diplôme (7 modalités), l'âge (5 modalités), la taille du ménage (continue, plafonnée à 5) et le sexe. Les modalités sont détaillées dans le [tableau GA1](#) en annexes.

Lecture : Dans le modèle 1, le paramètre de différence de différence (DD) -0,0607 est non significatif. Il se lit ainsi : entre la période 1996-1998 et la période 2001-2002, le temps de travail hebdomadaire au sein des CS affectées par la RTT a diminué en Alsace-Moselle de 0,06 heure de plus que sur le reste du territoire. Dans le modèle 3, le paramètre de triple différence (DDD) 0,4736 est significatif au seuil de 5% et s'interprète ainsi : le temps de travail hebdomadaire en Alsace-Moselle a diminué relativement au reste du territoire de 0,5 heure de moins dans les CS affectées que dans les CS non affectées.

Champ : Actifs, travaillant à temps complet sur le territoire français, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quételet, téléchargée le 23 septembre 2016.

Certes, nous constatons toujours un effet significatif en triple différence de +0,47 heures pour les catégories socioprofessionnelles affectées. Peut-on le rapporter à la différence légale de mise en œuvre de la réduction du temps de travail en Alsace-Moselle ? Plusieurs raisons permettent d'en douter. La première tient à l'absence d'effet en double différence : le paramètre de 0,47 doit avant tout à l'évolution du temps de travail des CS non affectées, en particulier des indépendants qui sont confrontées à des conditions économiques locales très différentes des salariés. Rien n'assure qu'en l'absence de réforme, les évolutions relatives, au sein d'une région donnée, des temps de travail des CS affectées et non-affectées soient restées similaires. En outre, ce différentiel semble devoir aux petites entreprises moins affectées par la réduction du temps de travail (Panel B : modèle 14). Enfin, lorsque nous remplaçons l'Alsace-Moselle par une autre région servant de placebo, par exemple l'Aquitaine, nous obtenons aussi un effet significatif plus élevé encore.

Éléments d'interprétation

Contrairement à l'article, nous ne pouvons donc mettre en évidence une réduction du temps de travail moins importante en Alsace-Moselle que dans le reste du territoire à l'aide de l'enquête *Emploi*. Quatre raisons peuvent expliquer ce résultat négatif.

La première raison tient à l'hétérogénéité du territoire. Les différentes régions françaises ont des spécialisations économiques différentes et sont soumises à des chocs spécifiques qui conduisent à des évolutions divergentes du temps de travail, comme le montrent ainsi les figures GA1 à GA3 en annexes. Ainsi, à remplacer la variable Alsace-Moselle par des variables dichotomiques pour l'ensemble des régions dans le modèle 1 du tableau G5, nous obtenons une dispersion non négligeable des paramètres. Le différentiel de réduction du temps de travail entre la période 1996-1998 et la période 2001-2002 par rapport à la région de référence (PACA & Corse) varie ainsi de -0,41 (Basse Normandie) à +0,33 (Haute-Normandie), soit trois quart d'heures d'écart (significatif) entre ces deux régions voisines dans la mise en œuvre de la réduction du temps de travail effectif – ce que montre déjà le graphique descriptif GA3.

La deuxième raison tient aux caractéristiques de l'enregistrement statistique. Jusqu'en 2002, la variable *nombre d'heures habituelles* est enregistrée sous forme d'entier naturel. Si l'enquêté déclare 35 heures et 21 minutes, l'enquêteur arrondira à l'entier, probablement le plus proche. Ainsi dans les cas où la réduction du temps de travail se fait exclusivement par une réduction hebdomadaire stricte de la semaine de travail, la spécificité Alsacienne-Mosellane pourrait ne pas apparaître dans les données. Le jeu des heures supplémentaires, des sur- et des sous-déclarations peut certes rétablir en partie le différentiel, mais l'indicateur manque quelque peu de précision.

La troisième raison tient aux limites des variables subjectives pour étudier l'évolution du temps de travail. L'enquête *Emploi* pose la question suivante : « Quel nombre d'heures de travail <M...> effectue-t-il habituellement par semaine ? ». La question en apparence simple est potentiellement ambiguë et peut recevoir plusieurs types de réponses selon que l'enquêté déduit ou non les jours fériés, les jours ou les heures RTT, les heures supplémentaires rémunérées, les heures supplémentaires non rémunérées. Qui plus est, la réduction du temps de travail a sensiblement modifié la conscience du temps de travail (Pélisse, 2003) et en a fait une notion très hétérogène selon que celui-ci reste

prévisible ou devienne au contraire modulable et imprévisible, selon ce qui est compté ou déduit (temps de pause, temps d'habillage, temps de transport, etc.), ou selon que la réduction du temps de travail s'opère en minutes journalières, en heures hebdomadaires, en demi-journées ou journées ponctuelles ou encore en semaines supplémentaires de congé (Estrade et Ulrich, 2002). Une interprétation stricte de la formulation de la question de l'enquête *Emploi* invite plutôt à considérer la semaine de travail modale (*i.e.* la plus fréquente) plutôt que la semaine de travail moyenne (où l'enquêté annualiserait son temps de travail et le diviserait par 45,6). Cette interprétation exclut la prise en compte des jours fériés ou des heures et des journées RTT irrégulières. L'évolution comparée du temps de travail des cadres et des non-cadres entre 1998 et 2002 dans les entreprises de plus de vingt salariés valide plutôt cette interprétation. Alors que les cadres ont largement bénéficié d'une réduction du temps de travail sous forme de jours ou de semaines de congé supplémentaires et sont finalement le groupe le plus satisfait de cette mesure (Estrade et Ulrich, 2002 ; Méda et Orain, 2002), ils déclarent une baisse de l'horaire hebdomadaire habituel de seulement 0,4 heures contre 2,4 heures chez les non-cadres. Si notre interprétation de la question est correcte, l'enquêté d'Alsace-Moselle ne décompte pas les jours fériés supplémentaires dont il bénéficie de son horaire hebdomadaire. Il ne répercute leur inclusion dans le calcul de la réduction du temps de travail que si cela se manifeste par une modification régulière de la semaine de travail.

Enfin, dernièrement, nous ne savons rien de la généralité de l'intégration du Vendredi Saint et de la Saint Étienne dans le calcul des RTT. L'article oscille sur ce point. Tantôt il considère que toutes les entreprises ont adopté cette stratégie (comme le montrent le test d'égalité du paramètre au paramètre théorique de 0,35 ou le calcul d'extrapolation de l'effet emploi à la France entière). Tantôt il souligne qu'une partie seulement des entreprises ne l'a fait : les entreprises opportunistes dans les secteurs où les salariés n'ont pas connaissance de leurs droits. En outre, les exemples singuliers collectés dans la presse ou les accords de réduction du temps de travail que nous avons consultés suggèrent que de nombreuses entreprises ont préféré entériner les avantages acquis¹⁴. Nous pouvons penser qu'une proportion p des salariés d'Alsace-Moselle correspond bien au cas envisagé par l'article. L'effet global sur le temps de travail d'Alsace-Moselle est $p \times 0,35$. 0,35 est l'effet maximum que l'on obtiendrait si toutes les entreprises, qui n'en avaient pas l'obligation, intégraient les deux jours dans leur décompte. Nous n'avons pour l'instant aucune idée de la valeur de p . Imaginons que $p=20\%$ (par exemple l'intégralité des quatre secteurs suspects d'opportunisme), ce qui serait déjà beaucoup, l'effet agrégé pour les trois départements serait de seulement 0,07 heure, soit 4 minutes. Cet effet

¹⁴ Par exemple, la branche *aide à domicile* reconnaît ainsi dans son accord de réduction du temps de travail que les salariés d'Alsace Moselle bénéficient de deux jours de congé supplémentaires cf. <http://legimobile.fr/fr/cc/idcc/562/5686118/>. Au sein du ministère de la Justice, les instructions relatives à la mise en œuvre de la RTT précisent « que les jours fériés légaux dans un ressort géographique donné (la Saint-Etienne (26 décembre) et le Vendredi saint en Alsace-Moselle, le jour de commémoration de l'abolition de l'esclavage dans les départements de Guadeloupe (27 mai), de Guyane (10 juin), de Martinique (22 mai) et de la Réunion (20 décembre), ainsi que dans la collectivité territoriale de Mayotte (27 avril)) viennent également en déduction de la durée annuelle de 1 600 heures » (cf. *Bulletin officiel du Ministère de la Justice n° 85, 1er janvier - 31 mars 2002*). Notons par ailleurs qu'au Crédit-Agricole d'Alsace, l'inclusion des deux jours fériés dans le décompte de la RTT a provoqué une grève d'une semaine des agences de la banque : Cf. Reuters, « *Le Crédit agricole paralysé par une grève en Alsace* », 2 mai 2000.

serait très difficile à mesurer avec un outil comme l'enquête *Emploi*, dont nous avons souligné les limites.

Les enquêtes *Temps de travail 1995* et *Durée du travail 2001* complémentaires à l'enquête *Emploi* permettent de progresser quelque peu dans l'évaluation de cette proportion. Sur un effectif certes plus resserré (21 000 actifs enquêtés), elles ont l'avantage par rapport à l'enquête *Emploi* de proposer sur la base d'un semainier très détaillé une estimation beaucoup plus précise de la durée modale de travail hebdomadaire (Afsa et Biscourp, 2003 ; Afsa et Biscourp, 2004). Nous pouvons montrer, là aussi, que cette durée a évolué de la même façon en Alsace-Moselle que dans le reste de la France (Cf. [tableau GA3](#) en annexes). Cette durée, moins entachée des biais d'appréciation, de déclaration, de calcul et d'enregistrement que celle enregistrée dans l'enquête *Emploi*, n'inclut toutefois pas la réduction de la durée du travail obtenue sous forme d'heures et de journées irrégulières RTT (Afsa et Biscourp, 2003). Même s'il n'est pas possible de mesurer une évolution globale du temps de travail depuis 1995 qui tienne compte de l'ensemble des formes de réduction du temps de travail, l'enquête de 2001 contient néanmoins un volet sur celles-ci qui nous permet d'étudier les modalités de leur réalisation. Dans l'ensemble, la mise en place de la réduction du temps de travail semble s'être réalisée sous des formes similaires dans les trois départements et sur le reste du territoire ([tableau G6](#)). Lorsque la réduction du temps de travail se fait sous la forme d'une réduction de la journée ou de la semaine de travail, on ne trouve aucune trace d'une spécificité Alsacienne-Mosellane.

Tableau G6. La RTT en Alsace-Moselle et dans le reste de la France

Variables	Alsace-Moselle		Reste de la France		Différentiel	
	Moyenne	Obs.	Moyenne	Obs.	Brut	Net
Panel A. Ensemble des actifs à temps complet (travailleurs frontaliers exclus)						
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine déclarées dans l'enquête <i>Emploi</i> 1995	41,47 (8,50)	909	41,50 (9,10)	14 776	-0,03 [0,31]	0,19 [0,22]
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine déclarées dans l'enquête <i>Emploi</i> 2001	39,14 (8,33)	922	39,83 (8,87)	15 736	-0,69** [0,30]	-0,09 [0,11]
Évolution 1995-2001	-2,32*** [0,39]		-1,66*** [0,10]		-0,66 [0,43]	-0,36* [0,19]
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine calculées à partir du semainier 1995	40,45 (9,53)	629	41,3 (11,02)	10 743	-0,85* [0,45]	-0,73** [0,30]
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine calculées à partir du semainier 2001	39,1 (10,39)	856	40,07 (10,5)	13 929	-0,98*** [0,37]	-0,22 [0,25]
Évolution 1995-2001	-1,35*** [0,53]		-1,23*** [0,14]		-0,12 [0,58]	0,44 [0,42]
<i>Accord de RTT</i> dans l'établissement en 2001 (en %)	48,8	922	40,0	15 736	8,8*** [1,66]	7,14*** [1,57]
<i>Enquête concerné par la RTT</i> en 2001 (en %)	44,9	922	36,3	15 736	8,56*** [1,63]	7,20*** [1,90]
Panel B. Actifs à temps complet ayant bénéficié d'un accord de RTT (travailleurs frontaliers exclus)						
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine déclarées dans l'enquête <i>Emploi</i>	36,70 (4,36)	414	37,09 (4,32)	5 718	-0,39* [0,22]	-0,20 [0,18]
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine calculées à partir du semainier	36,95 (6,81)	398	37,95 (6,7)	5 387	-1,00*** [0,35]	-0,72** [0,34]
<i>Modalités de la RTT</i> (plusieurs réponses possible)						
1. Réduction de la durée quotidienne (journées de travail plus courtes) (en %)	34,1	414	27,4	5 718	6,64*** [2,28]	5,18 [3,55]
2. Réduction d'une demi-journée par semaine ou une journée tous les quinze jours (en %)	27,5	414	24,4	5 718	3,16 [2,19]	2,57 [2,07]
3. Jours de congé supplémentaires	30,4	414	37,7	5 718	-7,28*** [2,46]	-4,46 [4,77]
dont nombre de jours de congé obtenus	12,82 (5,94)	126	13,40 (7,81)	2 154	-0,58 [0,71]	-0,47 [0,59]
dont entre 1 et 13 jours de congé obtenus (en %)	61,9	126	62,3	2 156	-0,39 [4,44]	-2,11 [2,97]
dont entre 14 et 20 jours de congé obtenus (en %)	32,5	126	22,0	2 156	10,51*** [3,83]	12,04*** [1,80]
dont entre plus de 21 jours de congé obtenus (en %)	5,6	126	15,6	2 156	-10,02*** [3,27]	-9,82*** [1,81]
4. Mise en place d'un compte épargne-temps, capital temps, de compensation (en %)	10,9	414	7,8	5 718	3,12** [1,38]	3,26 [2,99]
5. Prêtrétraite progressive suite à la RTT (plus de 55 ans) (en %)	0,2	414	0,002	5 718	0,22** [0,09]	0,29 [0,25]
6. Modulation, annualisation (baisse de la durée pendant certaines périodes, augmentation à d'autres périodes) (en %)	7,0	414	7,5	5 718	-0,50 [1,34]	-1,60 [2,62]
7. Nombre forfaitaires de jours sur l'année (en %)	9,9	414	8,5	5 718	1,45 [1,42]	2,21*** [0,83]
8. Autre forme de réduction (en %)	3,6	414	4,1	5 718	-0,49 [1,01]	-0,98 [2,06]
Constate une réduction effective du temps de travail – si la modalité de RTT <i>in</i> (1,4,5,6,7,8) (en %).	70,4	243	60,5	2 922	9,83*** [3,25]	10,74*** [3,23]
Pas le choix des demi-journées ou des journées de RTT – si la modalité de RTT <i>in</i> (2,3) (en %).	34,9	235	27,7	3 446	7,23** [3,03]	3,27* [1,93]
<i>Usage du temps libéré</i> par la RTT (plusieurs réponses possible)						
1. Vous n'avez pas plus de temps libre (en %)	10,1	414	9,5	5 718	0,63 [1,50]	0,82 [1,01]
2. Vous vous reposez (en %)	30,0	414	32,9	5 718	-2,91 [2,39]	-2,72 [3,79]
3. Vous avez des occupations personnelles (en %)	55,6	414	56,6	5 718	-1,05 [2,52]	-0,48 [2,3]
4. Vous avez une autre activité rémunérée (en %)	0,2	414	0,4	5 718	-0,14 [0,31]	-0,18 [0,22]
5. Vous suivez des cours, une formation (en %)	1,0	414	0,9	5 718	0,11 [0,47]	0,000 [0,19]
6. Vous vous investissez dans une association (en %)	3,6	414	3,1	5 718	0,52 [0,89]	0,45 [0,86]
7. Vous vous investissez dans la vie sociale (en %)	1,9	414	1,3	5 718	0,62 [0,59]	0,59 [0,99]
8. Non réponse à la question du temps libéré (en %)	17,6	414	18,4	5 718	-0,73 [1,97]	-1,58 [3,28]
Travail pour récupérer les heures des jours fériés non travaillés (en %)	5,8	414	6,0	5 718	-0,22 [1,21]	-0,38 [1,52]

Note : Dans les colonnes 2 à 5, nous présentons les moyennes ou les proportions et les effectifs des variables décrites dans la première colonne. Si la variable est continue, nous affichons aussi l'écart-type entre parenthèses. Dans l'avant-dernière colonne, nous calculons la différence de moyennes ou de proportions entre l'Alsace-Moselle et le reste de la France (erreur-type commune entre crochets), dont nous testons la

significativité avec un test de Student simple. Dans la dernière colonne, nous calculons un différentiel net à l'aide du modèle des moindres carrés ordinaires pondérés en utilisant comme variables de contrôle la PCS (31 modalités), le diplôme (7 modalités), l'âge (5 modalités), la taille du ménage (continue, plafonnée à 5) et le sexe. Les modalités sont détaillées dans le [tableau GA1](#) en annexes. Chaque ligne correspond à un modèle différent, la variable dépendante étant indiquée dans la première colonne. Nous avons par ailleurs vérifié pour les variables dépendantes dichotomiques que les modèles de probabilité linéaires utilisés ici donnent les mêmes résultats qualitatifs que des modèles de régression logistique. Erreurs-types robustes clusterisées par département entre crochets. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Lecture : En Alsace-Moselle, 45% des actifs à temps complet sont concernés par la RTT contre 36% sur le reste du territoire. Le différentiel brut est de 8,5 points de pourcentage et il est significatif au seuil de 1%. Le différentiel net, « toutes choses égales par ailleurs », est de 7,2 points de pourcentage et il est significatif au seuil de 1%.

Champ : Actifs, travaillant à temps complet sur le territoire français, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* 1995 et 2001 ; Enquête complémentaire *Emploi : durée du travail - 2001* et Enquête complémentaire *Emploi : temps de travail - 1995*, distribuées par le réseau Quêtelet, téléchargées le 23 et le 30 septembre 2016.

En revanche, on retrouve la particularité réglementaire lorsque la réduction du temps de travail se matérialise sous forme de jours – irréguliers – de congé supplémentaires. En Alsace-Moselle, les actifs concernés par la mesure déclarent significativement plus souvent entre 14 et 20 jours de congé (33% en Alsace-Moselle versus 22% ailleurs) et significativement moins souvent 21 jours et plus (6% versus 16%). Une grande partie de ce différentiel tient à la moindre fréquence de la réponse 22 jours RTT, soit le nombre de jours RTT annuels auquel une semaine de travail de 40 heures donne droit : 1% déclarent ce nombre exact de jours dans les trois départements contre 4% de l'autre côté des limites départementales. Assez logiquement, on y déclare aussi beaucoup plus souvent 20 jours supplémentaires (8% contre 4% sur le reste du territoire), différentiel qui renvoie vraisemblablement à l'inclusion des deux jours fériés dans le décompte. Même si la faiblesse de l'effectif concernée par ce type de réduction du temps de travail invite à la prudence, on pourra reconnaître dans cet écart de distribution l'effet du Vendredi Saint et de la Saint Etienne. Toutefois, la comparaison des distributions du nombre de jours de congé suggère aussi qu'il ne concerne que 12%¹⁵ des salariés des trois départements bénéficiant de RTT sous forme de jours de congé (et partant 4% des salariés bénéficiant d'un accord de réduction du temps de travail de cette région). Peut-être un même mécanisme est-il à l'œuvre pour la réduction du temps de travail sous les formes – surreprésentées en Alsace-Moselle – d'un compte épargne-temps ou pour les salariés cadres au forfait. Mais même en incluant ces personnes, la proportion des salariés soumise à une version réduite de la réduction du temps de travail semble devoir rester modeste.

Même si l'intégration de deux jours fériés dans le calcul de la réduction du temps de travail n'a concerné qu'une part limitée des salariés d'Alsace-Moselle, cette possibilité légale n'en reste pas moins une expérience naturelle valable pour évaluer les effets de la réduction du temps de travail sur l'emploi. Toutefois pour pouvoir l'exploiter, il faudrait réunir les conditions suivantes : établir précisément la proportion des entreprises ayant exploité ce vide juridique, avoir des éléments sur les déterminants de ce choix pour traiter les éventuels biais de sélection, tenir compte plus précisément des évolutions liées à la conjoncture économique locale, connaître plus précisément les modalités de mise en œuvre de la réduction du temps de travail (minutes, heures régulières, jours), disposer d'un outil de mesure des heures travaillées plus précis et, enfin, mesurer à un

¹⁵ On obtient ce chiffre à partir des régressions du [Tableau G6](#) (dernière colonne). Les différences significatives « toutes choses égales par ailleurs » de +12 points de probabilité d'avoir 14 à 20 jours de congé et de -10 points d'avoir 21 jours suggèrent qu'un déplacement de 12% des Alsaciens-Mosellans de la catégorie de 14 à 20 jours vers celle de 21 jours et plus suffirait à rendre la distribution des jours de congé et donc les modalités de RTT équivalentes à celles en vigueur sur le reste du territoire.

niveau très précis, avec suffisamment de puissance statistique, les effets sur l'emploi. Il n'est pas sûr qu'il soit possible, à l'heure actuelle, de réunir un tel jeu de données.

Conclusion

Au terme de ce travail, il apparaît que la réduction du temps de travail – mesurée par l'Enquête *Emploi* – a été moindre en Alsace-Moselle non parce que 100% des salariés ont connu une réduction du temps de travail 9% inférieure mais plutôt parce que 12% des salariés (les frontaliers) y ont connu une réduction du temps de travail 100% inférieure.

Nous trouvons comme dans l'article de 2009 que l'Alsace-Moselle n'a pas connu significativement plus de chômage que le reste de la France. Mais on ne peut rien conclure de ce résultat puisque la réduction du temps de travail y a été équivalente¹⁶. Pourrait-on utiliser le phénomène frontalier comme expérience de rechange ? Cela pourrait être une voie de recherche future, mais elle semble a priori très étroite. La limite départementale dans le dispositif pensé par l'article avait l'avantage de cibler la seule variation quantitative de mise en œuvre de la réduction du temps de travail, toutes autres choses pouvant être considérées comme restant égales. La frontière nationale sépare des économies et des systèmes institutionnels très différents. On ne sait pas très bien ce qui serait en définitive identifié. Aussi, il paraît difficile d'utiliser l'Alsace-Moselle comme expérience naturelle pour évaluer l'effet des lois Aubry sur la création d'emploi.

¹⁶ Notons que si nous estimons en double différence l'évolution de l'emploi des salariés peu diplômés (bac et moins) au sein des CS affectées par la réforme, nous constatons que l'Alsace-Moselle a créé significativement moins d'emploi (l'article teste cet effet dans la [Table 2](#) mais uniquement en triple différence laquelle produit, comme dans notre réplique, un paramètre négatif non-significatif – dans l'article, les colonnes qualifiés et non-qualifiés ont été inversées). Toutefois, nous ne pouvons pas conclure de ce résultat que les 35 heures auraient créé de l'emploi au sein des salariés non-qualifiés, car, précisément, la limite départementale ne constitue pas ici une expérience naturelle susceptible d'identifier les effets des variations quantitatives de la réduction du temps de travail.

Annexes

Tableau GA1. Statistiques descriptives

	Alsace-Moselle			Reste de la France		
	Moyen- ne	Écart- type	Obs.	Moyen- ne	Écart- type	Obs.
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine (ensemble des actifs) ^a	37,0	10,2	30 783	37,5	11,2	533 726
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine (actifs travaillant à temps plein)	39,9	7,7	25 690	40,5	9,1	441 237
Nombre moyen d'heures travaillées lors de la semaine précédant l'enquête (temps plein)	36,7	13,6	24 991	37,4	14,2	426 199
Nombre moyen d'heures travaillées par semaine (actifs travaillant à temps plein) ^b	40,7	9,1	218	40,9	10,0	4 134
Nombre moyen d'heures travaillées lors de la semaine précédant l'enquête (temps plein) ^b	28,4	15,9	169	35,5	13,5	3 072
Proportion d'actifs dans les entreprises affectées par la RTT (≥ 20 salariés) (en %)	73,5	44,1	22 597	71,1	45,3	404 405
Proportion d'actifs dans les secteurs affectés par la RTT (en %)	21,7	41,2	25 690	18,7	39,0	441 237
Proportion d'actifs dans les catégories socioprofessionnelles (CS) affectées par la RTT (%)	84,1	36,6	25 690	80,4	39,7	441 237
Proportion d'individus affectés (<i>i.e.</i> dans les firmes, les secteurs et les CS affectés) (en %)	10,8	31,0	22 597	8,5	27,9	404 405
Âge : 15–24 ans (en %)	9,3	29,0	25 690	7,2	25,9	441 237
25–39 ans (en %)	43,6	49,6	25 690	41,5	49,3	441 237
40–49 ans (en %)	28,9	45,3	25 690	29,8	45,7	441 237
50–59 ans (en %)	16,9	37,5	25 690	19,9	39,9	441 237
60 ans & plus (en %)	1,3	11,2	25 690	1,6	12,6	441 237
Sexe (0=femme, 1=homme) (en %)	63,8	48,1	25 690	60,5	48,9	441 237
Taille du ménage	3,0	1,2	25 690	3,0	1,2	441 237
Diplôme : Baccalauréat +3 ans et plus (en %)	9,9	29,8	25 690	12,2	32,7	441 237
Baccalauréat + 2 ans (en %)	12,4	33,0	25 690	12,5	33,1	441 237
Baccalauréat ou équivalent (en %)	14,1	34,8	25 690	14,1	34,8	441 237
CAP, BEP ou équivalent (en %)	37,2	48,3	25 690	30,9	46,2	441 237
BEPC seul (en %)	4,8	21,3	25 690	7,3	26,0	441 237
Aucun diplôme ou CEP (en %)	21,6	41,2	25 690	23,0	42,1	441 237
Diplôme non renseigné (en %)	0,01	1,1	25 690	0,01	1,1	441 237
En emploi (1 si en emploi, 0 sinon) (en %) ^c	46,6	49,9	71 146	43,5	49,6	1 377 076
Au chômage (1 si au chômage, 0 si en emploi) (en %) ^d	8,0	27,1	36 011	10,4	30,6	668 063
Salaire horaire (en francs)	60,7	43,6	20 665	60,7	114,1	334 103
Logarithme du salaire horaire en francs	4,0	48,2	20 665	4,0	50,0	334 103

Lecture : En Alsace-Moselle, les actifs travaillent en moyenne 37 heures. 64,7% d'entre eux travaillent dans des entreprises affectées par la RTT (≥ 20 salariés).

Champ : Cas général : Actifs, travaillant à temps complet, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide. Cas particuliers : a) Ensemble des actifs (occupés ou chômeurs) ; b) Actifs travaillant à temps complet ayant répondu en 2003 lors de la semaine qui suit le Vendredi Saint ou la Saint-Étienne ; c) Actifs ou inactifs ; d) Actifs (occupés ou inoccupés).

Source : Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quételet, téléchargée le 23 septembre 2016.

Tableau GA2. Distribution de notre variable effectif des entreprises

Année	Effectif de l'entreprise non renseignée	Effectif < 20	Effectif ≥ 20	Effectif ≥ 20 (n.r. exclus du champ)	Observations
1996	11%	25%	65%	72%	51 460
1997	11%	24%	64%	73%	49 298
1998	6%	28%	66%	70%	49 382
1999	10%	26%	64%	71%	49 495
2000	10%	26%	64%	71%	51 381
2001	11%	26%	63%	71%	52 073
2002	11%	25%	64%	71%	51 247
2003	4%	28%	68%	71%	112 591
Ensemble	9%	26%	65%	71%	466 927

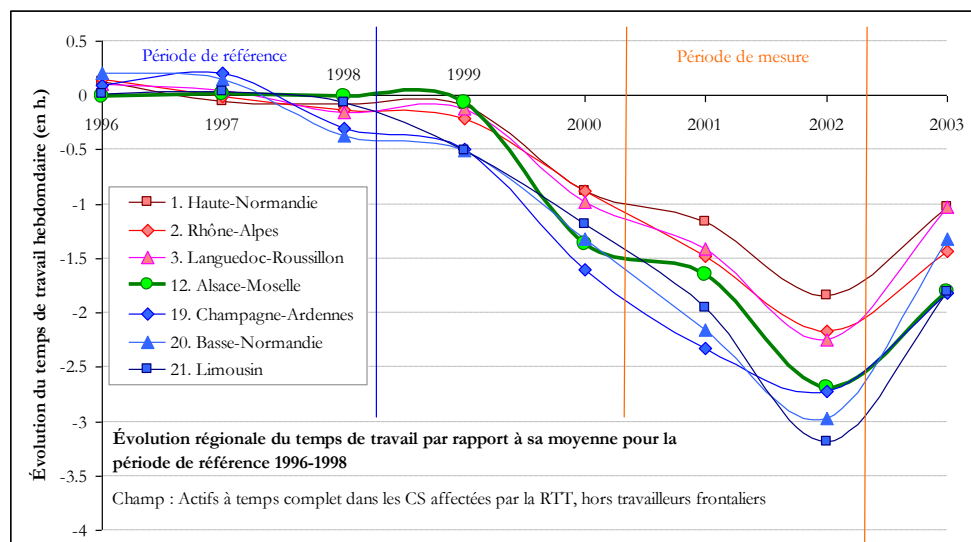
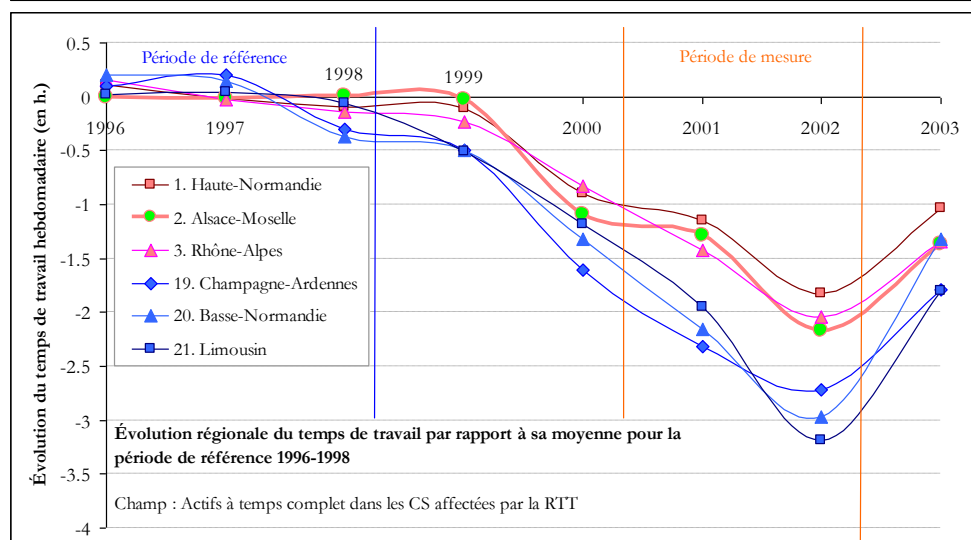
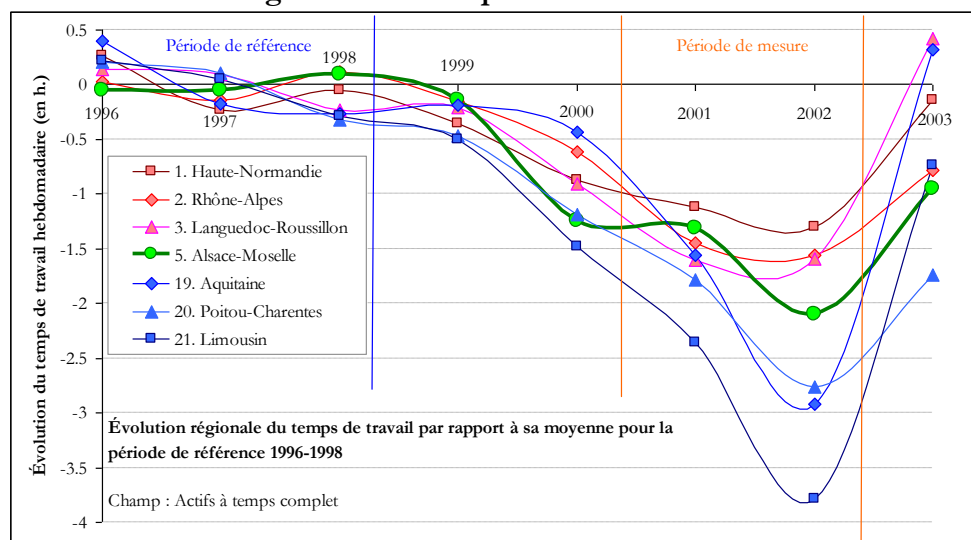
Lecture : 11% des actifs en 1996 travaillent dans une entreprise dont l'effectif n'est pas renseigné. 65% travaillent dans une entreprise de vingt salariés ou plus. Lorsqu'on exclut les valeurs manquantes du champ, ce taux s'élève à 72%.

Note : Nous reconstruisons la variable effectif des entreprises de la façon suivante. Pour la période 1996-2002, nous utilisons la variable TN ; pour l'année 2003, la variable EFEN et si celle-ci est manquante, nous utilisons alors NBSALB. Enfin, nous affectons systématiquement les salariés du public au groupe des entreprises de vingt salariés et plus. Les indépendants travaillant dans une entreprise dont l'effectif n'est pas connu sont affectés au groupe des entreprises de moins de vingt salariés. Enfin, les valeurs manquantes restantes (ainsi que les réponses « aucun salarié » en 1996 et 1997 qui semblent surestimées) sont exclues du champ.

Champ : Cas général : Actifs, travaillant à temps complet, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quételet, téléchargée le 23 septembre 2016.

Figures GA1-GA3. L'Alsace-Moselle versus les plus faibles et les plus fortes réductions régionales du temps de travail entre 1996-98 et 2001-02.



Lecture : Le temps de travail hebdomadaire moyen des actifs à temps complet de Haute-Normandie a baissé d'une heure en 2001 par rapport à sa moyenne pour la période 1996-1998. En rouge-rose, les trois plus faibles réductions (1 à 3) sur 21 régions (Corse regroupée avec PACA, Moselle regroupée avec Alsace et Lorraine diminuée de la Moselle) entre 1996-1998 et 2001-2002, trois plus fortes en bleu (19 à 21). Champ : Actifs à temps complet, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* (1996-2002 et 2003 (FPR)) distribuée par le réseau Quételet.

Tableau GA3. Réplication de *Table 1* et *Table A2* à partir de des enquêtes complémentaires à l'enquête *Emploi* portant sur la durée du travail (après correction de l'effectif des entreprises et exclusion des travailleurs frontaliers)

Panel A : Réplication de <i>Table 1</i>	Variable dépendante : Durée hebdomadaire calculée avec le semainier					
	DD CS affectées	DD CS non-affectées	DDD CS	DD indivi- dus affectés	DD indivi- dus non affectés	DDD individus
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Alsace-Moselle× 2001	-0,042	2,798	2,987	0,739	0,513	0,506
	[0,296]	[1,845]	[1,849]	[1,506]	[0,612]	[0,613]
Groupe affecté × Alsace-Moselle × 2001			-3,005			0,125
			[1,819]			[1,874]
Effets fixes année (2) : 1995 et 2001	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes année (2)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Observations	20 774	5 383	26 157	1 996	21 861	23 857
R2	0,113	0,442	0,326	0,198	0,339	0,3346
Champ	CS affectées	CS non-affectées	Ensemble	Individus affectés	Ind. non-affectés	Eff. entr. ≠n.r.

Panel B : Réplication de <i>Table A2</i>	DD entreprises affectées	DD entrep. non-affectées	DDD entreprises	DD secteurs affectés	DD secteurs non affectés	DDD secteurs
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Alsace-Moselle× 2001	0,062	1,497	1,595	0,651	0,405
	[0,518]	[1,386]	[1,369]	[0,817]	[0,661]	[0,670]
Groupe affecté×Alsace-Moselle× 2001			-1,530			0,264
			[1,491]			[1,355]
Effets fixes année (2) : 1995 et 2001	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes département de résidence (95)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle (14)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes CS (31)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Groupe affecté × Effets fixes année (2)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes département (95)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Groupe affecté × Effets fixes CS (31)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
Observations	16 677	7 180	23 857	5 060	21 097	26 157
R2	0,228	0,3214	0,347	0,317	0,317	0,332
Champ	Eff. entr. ≥20	Eff. entr. <20	Eff. entr. ≠n.r.	Secteurs affectés	Sect. non-affectés	Ensemble

Note : Moindres carrés ordinaires pondérés. Erreurs-types robustes clusterisées par département entre crochets. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les CS affectées regroupent les CS 33, 35-38, 43, 45-55, 62-69 ; les CS non-affectées, les CS 10-31, 34, 42, 44, 56. Les secteurs affectés (variable NAFG36) comptent les secteurs *F5-métallurgie et transformation des métaux*, *H0-construction*, *J3-commerce de détail et réparations*, *P1-hôtels et restaurants*. Les individus affectés sont des actifs des CS affectées qui travaillent dans les secteurs et les entreprises affectés (vingt salariés et plus). Nous utilisons comme variables de contrôle le diplôme (7 modalités), l'âge (5 modalités), la taille du ménage (continue, plafonnée à 5) et le sexe. Les modalités sont détaillées dans le tableau GA1 en annexes.

Lecture : Dans le modèle 1, le paramètre de différence de différence (DD) -0,042 est non significatif. Il se lit ainsi : entre 1995 et la 2001, le temps de travail hebdomadaire au sein des CS affectées par la RTT a diminué en Alsace-Moselle de 0,04 heure de plus que sur le reste du territoire. Dans le modèle 3, le paramètre de triple différence (DDD) -3,005 n'est pas significatif. Il s'interprète ainsi : le temps de travail hebdomadaire en Alsace-Moselle a diminué relativement au reste du territoire de trois heures de plus dans les CS affectées que dans les CS non affectées.

Champ : Actifs, travaillant à temps complet sur le territoire français, dont la CS, la taille du ménage, le diplôme et l'âge sont renseignés et la pondération non nulle et non vide.

Source : Enquête *Emploi* 1995 et 2001 ; *Enquête complémentaire Emploi : durée du travail - 2001* et *Enquête complémentaire Emploi : temps de travail - 1995*, distribuées par le réseau Quêtelet, téléchargées le 30 septembre 2016.

Bibliographie

- Askenazy, Philippe, 2013, « [Working time regulation in France from 1996 to 2012](#) », *Cambridge Journal of Economics*, doi: 10.1093/cje/bes084.
- Afsa, Cédric, et Pierre Biscourp, 2003, « [La baisse de la durée du travail entre 1995 et 2001](#) », *Insee Première*, 881.
- Afsa, Cédric, et Pierre Biscourp, 2004, « [L'évolution des rythmes de travail entre 1995 et 2001: quel impact des 35 heures?](#) », *Économie et statistique* 376(1) : 173-198.
- Assemblée nationale, 2014, *Rapport fait au nom de la commission d'enquête sur l'impact sociétal, social, économique et financier de la réduction progressive du temps de travail - Comptes rendus des auditions*, N°2436.
- Aubry, Bernard, 1984, « [100 000 travailleurs frontaliers](#) », *Économie et statistique* 170(1): 13-23.
- Buxeda, Cécile, 2003, « [Évolution et diffusion spatiale du travail frontalier en Alsace \(1968-1999\)](#) », *Cybergeo : European Journal of Geography*, URL : <http://cybergeo.revues.org/4110>.
- Cahuc, Pierre et André Zylberberg, 2016, *Le Négationnisme économique. Et comment s'en débarrasser*, Paris : Flammarion.
- Cahuc, Pierre et Stéphane Carcillo, 2014, « [The detaxation of overtime hours: lessons from the French experiment](#) », *Journal of Labor Economics*, 32(2): 361-400.
- Chemin, Matthieu et Étienne Wasmer, 2007, *Using Alsace&Moselle local laws to build a difference-in-differences estimation strategy of the employment effects of the 35&hour workweek regulation in France!*, Research Gate Working Paper, téléchargé le 24 septembre 2016.
- Chemin, Matthieu et Étienne Wasmer, 2009, « [Using Alsace - Moselle Local Laws to Build a Difference - in - Differences Estimation Strategy of the Employment Effects of the 35 - Hour Workweek Regulation in France](#) » *Journal of Labor Economics*, 27(4): 487-524.
- Cottet, Vincent, 2010, « [Depuis trente ans, les grandes entreprises concentrent de plus en plus d'emplois](#) », *Insee Première*, 1289.
- Daudet, Lionel, 2014, *Le tour de la France, exactement*, Paris : Stock.
- Estrade, Marc-Antoine et Valérie Ulrich, 2002, « [La réorganisation des temps travaillés et les 35 heures: un renforcement de la segmentation du marché du travail](#) », *Travail et emploi*, 92 : 71-94.
- Goux, Dominique, 2003, « [Une histoire de l'enquête Emploi](#) », *Économie et statistique*, 362(1) : 41-57.
- Gubian, Alain, Stéphane Jugnot, Frédéric Lerais et Vladimir Passeron, 2004, « [Les effets de la RTT sur l'emploi: des estimations ex ante aux évaluations ex post](#) », *Économie et statistique*, 376(1) : 25-54.
- Méda, Dominique et Renaud Orain, 2002, « [Transformations du travail et du hors travail: le jugement des salariés sur la réduction du temps de travail.](#) » *Travail et emploi*, 90 : 23-39.
- Pélisse, Jérôme, 2003, « [Conscience du temps et conscience du droit chez des salariés à 35h](#) », *Droit et sociétés*, 2 (59): 163-184.

- 2016-05 - M. Bouchet-Valat, C. Peugny, L.-A. Vallet, *Inequality of educational returns in France: some evidence of change in the relative importance of the effect of education and social background on occupational careers*
- 2016-03 - E. Recchi, C. Barone, G. Assirelli, *Graduate Migration Out of Italy: Predictors and Pay-Offs*
- 2016-02 - A. Christin, P. Coulangeon, O. Donnat, *Cultural participation, cohort effects and higher education (1981-2012)*
- 2016-01 - C. Peugny, *L'évolution de la structure sociale dans quinze pays européens (1993-2013) : quelques éléments sur la polarisation de l'emploi*

- 2015-06 - C. Beauchemin et M. Safi, *From trans-migrants to trans-borders: Insights from the comparison of cross-border activities across three categories of migrants in France*
- 2015-05 - M. Dominguez Folgueras et al., *The division of domestic work in Spain: is undoing gender possible?*
- 2015-04 - E. Ferragina, Mark Tomlinson, Robert Walker, *Poverty and Participation in 21st Century Britain*
- 2015-03 - C. Cosquer, *La « société » contre la « cité » : la construction des « tournantes » comme problème racial*
- 2015-02 - H. Lagrange, *Globalization and Unrest on Both Sides of Mediterranean*
- 2015-01 - J. Galonnier, *When 'White Devils' join the Deen. White Americans converts to Islam and the experience of Non-normative Whiteness*

- 2014-02 - C. Cosquer, *Cinéma, sexualité et racialisation : «le cas des tournantes»*
- 2014-01 - L. Lesnard, *Using Optimal Matching Analysis in Sociology: Cost Setting and Sociology of Time*

- 2013-06 - N. Le Donné, *Comparer les résultats des systèmes éducatifs nationaux : les défis méthodologiques des enquêtes PISA*
- 2013-05 - N. Herpin, *Souhaits et projets personnels dans la classe moyenne*
- 2013-04 - H. Lagrange, *Pratique religieuse et religiosité parmi les immigrés et les descendants d'immigrés du Maghreb, d'Afrique sub-saharienne et de Turquie en France*
- 2013-03 - P. Coulangeon, *The Omnivore and the 'Class Defector'. Musical Taste and Social Mobility in Contemporary France*
- 2013-02 - R. Rathelot, M. Safi, *Measuring the Effect of the Local Ethnic Composition on Natives' and Immigrants' Geographic Mobility in France. Evidence from Panel Data (1982-1999)*
- 2013-01 - C. Rivière, *Le recours au téléphone mobile dans l'encadrement parental des pratiques urbaines infantiles*

- 2012-02 - H. Lagrange, *La Réussite éducative en primaire à Mantes-la-Jolie*
- 2012-01 - R. Galbiati, *Francesco Drago, Deterrent effects of imprisonment*

- 2011-03 - M. Duru-Bellat, *La diversité : esquisse de critique sociologique*
- 2011-02 - M. Oberti, *Ségrégation, sélectivité et «diversité» dans les lycées publics de Chicago et de Paris*
- 2011-01 - K. Kesler et M. Safi, *Immigrant/Native Labor Market Inequalities: A Portrait of Patterns and Trends in France and the United Kingdom, 1990-2007*

- 2010-04 - L. Lesnard et al., *Do Transitions to Adulthood Converge in Europe? An Optimal Matching Analysis of Work-Family Trajectories of Young Adults from 20 European Countries*
- 2010-03 - M. Bergström, *Sites de rencontres et champs des possibles*
- 2010-02 - M. Duru-Bellat et E. Tenret, *Meritocracy: A Widespread Ideology Due to School Socialization?*
- 2010-01 - A.-S. Cousteaux, *Représentations de la santé et cycle de vie. De la recherche du bien-être au maintien des capacités*

- 2009-05 - H. Draelants et B. Darchy-Koechlin, *Afficher ses titres de noblesse scolaire ? Stratégies de présentation de soi des élèves nationaux et internationaux dans les grandes écoles françaises*
- 2009-04 - M. Duru-Bellat, *Appréhender les inégalités dans et par l'enseignement supérieur : spécificités des mesures, spécificité des processus*
- 2009-03 - L. Lesnard, *Cost Setting in Optimal Matching to Uncover Contemporaneous Socio-Temporal Patterns*
- 2009-02 - M. Plessz, *Les ouvriers en Europe centrale : la dissolution d'une catégorie sociale dans les statistiques*
- 2009-01 - M. Duru-Bellat, *La question du déclassement (mesure, faits, interprétation)...*

- 2008-05 - A. Chenu, *From paths of glory to celebrity boulevards: Sociology of Paris Match covers, 1949-2005*
- 2008-04 - M.-C. Le Pape, *La famille risquogène ? Enjeux de recherche en sciences humaines et sociales. Une revue de littérature pluridisciplinaire*
- 2008-03 - N. Jonas, *Rencontrer sa belle-famille. Étude des fréquentations avec les beaux-parents*

Résumé

L'article de Chemin et Wasmer (2009) tente d'établir l'inefficacité de la politique de réduction du temps de travail dite des « 35 heures » en matière d'emploi en exploitant une expérience naturelle : l'Alsace-Moselle a subi une réduction du temps de travail de moindre ampleur que le reste de la métropole car elle a pu intégrer dans son calcul deux jours fériés additionnels qui existaient pour des raisons historiques. L'article de 2009 propose pour cela de montrer d'une part que les salariés de ces trois départements ont connu une réduction de la semaine de travail significativement moindre que ceux du reste de la France et d'autre part que cette différence n'a pas été accompagnée par plus de chômage ou moins de créations d'emploi. Lors d'une réplique de cet article, nous avons découvert une erreur de code informatique dans la définition des entreprises de plus de vingt salariés qui fausse sensiblement les résultats. Sa correction ainsi qu'une meilleure prise en compte du caractère frontalier de la région concernée infirment les hypothèses de l'article. La réduction du temps de travail, telle qu'elle est mesurée par l'enquête Emploi, a été aussi importante en Alsace-Moselle que dans le reste de la France. Ainsi, notre propre travail jette des doutes sur la validité de cette expérience naturelle pour évaluer les effets de la réduction du temps de travail sur l'emploi.

Mots clés

temps de travail, 35 heures, emploi, expérience naturelle

Abstract

Chemin and Wasmer's article (2009) tries to prove the inefficiency of the "35 hours" reduction in working time policy on employment by exploiting a natural experiment: three French departments ("Alsace-Moselle") enforced a reduction in working time of smaller magnitude because in this region firms could integrate in their calculation two additional public holidays that exist there for historical reasons. The 2009 article shows first that employees of this region endured indeed a smaller reduction in working time and second that this smaller reduction in working time was not followed by more unemployment or less job creation. While replicating this article, I discovered a coding error in the definition of firms' size that seriously undermines the results. Moreover, the article did not take into account the important fraction of trans-border workers in the region that were not directly subject to the reduction in working time. Correcting for the error in firm definition and excluding the trans-border workers from the sample leads to calling into question the main hypothesis of the article. Reduction in working time, as measured with the French Labor Force Survey, was of similar magnitude in Alsace-Moselle as in the rest of France. Hence my replication cast doubts on the validity of this natural experiment for properly evaluating the impact of the reduction in working time policy on employment.

Keywords

working-time, 35 hours, employment, natural experiment

Contact auteur

olivier.godechot@sciencespo.fr

Version électronique, en ligne / On-line version

<http://www.sciencespo.fr/osc/fr/content/notes-documents-de-l-osc>

Également disponible sur SPIRE, l'archive ouverte de Sciences Po. <https://spire.sciencespo.fr/web/>

Pour citer cet article

Olivier Godechot,
« L'Alsace-Moselle peut-elle décider des 35 heures ? », *Notes et Documents de l'OSC*, n° 2016-4, octobre 2016.

Edition de ce numéro / Editorial board

Bernard Corminboeuf (valorisation de la recherche, OSC-CNRS).
bernard.corminboeuf@sciencespo.fr

Observatoire Sociologique du Changement

27 rue Saint-Guillaume
75337 Paris cedex 07
01 45 49 54 50

<http://www.sciencespo.fr/osc/fr/>

Responsable de la publication :
Marco Oberti



OSC 2016