



Choc de l'énergie, prix du carbone et emploi : une analyse sur données individuelles

François Fontaine, Paris School of Economics et CAE

Carole Marullaz, Université de Zürich

Les objectifs de transition énergétique et les augmentations anticipées du niveau du prix du carbone soulèvent la question de l'impact économique de cette transition. Si les résultats présentés dans la *Note* du CAE auquel ce *Focus* est associé permettent de saisir les effets limités d'une hausse du prix du carbone sur l'emploi à un niveau agrégé, il importe également de pouvoir éclairer la question à un niveau plus microéconomique. Car, en effet, il existe de fortes hétérogénéités au sein des secteurs d'activité en termes d'efficacité, de mix énergétique et donc d'émissions.

L'objet de ce *Focus* est de mieux apprécier l'impact de la décarbonation en partant de données individuelles d'entreprises qui montrent que, au sein d'un même secteur d'activité, les entreprises ne sont pas égales devant la tâche à accomplir. Nous estimons ainsi, sur données françaises, l'effet d'une hausse du prix unitaire de l'énergie en prenant en compte à la fois les problèmes d'endogénéité et la distinction entre chocs transitoires et chocs permanents. Nous trouvons que les firmes réagissent de manière plus importante aux chocs permanents et que l'emploi baisse en moyenne de 0,3 % à la suite d'une hausse permanente de 1 % du prix de l'énergie. Sur la base de ces estimations et après avoir calculé les émissions en 2019 de chaque établissement, nous mesurons l'effet d'une augmentation de 100 euros du prix de la tonne de carbone. En prenant en compte le fait que certains établissements voient leurs coûts diminuer par rapport à leurs concurrents, l'effet agrégé sur l'emploi est de l'ordre de -1,5 %. Au-delà de cet effet agrégé, on note qu'au sein de chaque secteur, une hausse du prix du carbone engendre des perdants mais aussi des gagnants. Cela signifie que d'importantes réallocations intrasectorielles sont à attendre, qui, en volume, sont plus importantes que les réallocations entre secteurs.

Données

Nous apparions trois sources de données. D'une part l'EACEI qui documente, pour le secteur manufacturier, les consommations d'énergies en volume et en valeur, ainsi que l'emploi. Le champ concerne les établissements de plus de 20 salariés (10 avant 2013); la méthode de sondage est exhaustive pour les établissements de plus de 250 salariés et se fait par sondage en deçà. Environ 8 500 établissements sont interrogés chaque année. De manière générale, la source sur-représente les grands établissements même si des poids permettent de redonner une représentativité à l'ensemble. Les énergies considérées ici sont l'électricité, la vapeur, le gaz naturel, le butane et le propane, les autres gaz de réseau, la houille, la lignite-charbon pauvre, le coke de houille, le coke de pétrole, le fioul lourd et le fioul domestique. On notera qu'*in fine* ces différentes sources d'énergie peuvent être ramenées à un équivalent commun (tonne équivalent pétrole ou kWh) qui sert alors à calculer un prix unitaire pour l'énergie. Enfin, pour imputer à chaque établissement un niveau d'émission, on utilise les facteurs d'émissions proposés par l'Ademe¹.

Nous enrichissons cette source avec des données issues des DADS-Postes, base administrative employeur-employés. Couvrant l'ensemble des salariés, elle permet de mesurer les heures, les salaires et la composition de la main-d'œuvre pour chaque établissement. À celle-ci s'adjoignent des données issues du FARE qui permettent d'imputer à chaque établissement, proportionnellement à sa taille (nombre de salariés) dans l'entreprise, un revenu et une valeur ajoutée.

Stratégie empirique

Nous cherchons à estimer les effets d'une variation du prix unitaire de l'énergie sur la consommation d'énergie, les émissions et l'emploi. Notre stratégie est double : elle vise à la fois à traiter du problème d'endogénéité des variations de prix et à identifier séparément les chocs transitoires de chocs permanents.

Dans un premier temps, nous instrumentons le prix unitaire de l'énergie par un prix contrefactuel calculé, pour chaque établissement et année, comme

$$p_{jt}^{IV} = \sum_e \phi_{ejo} p_{ejt}$$

Avec ϕ_{ejo} la part de l'énergie, e pour l'établissement j à l'année 0, et p_{ejt} le prix moyen de l'énergie e en t , la moyenne étant calculée sur l'ensemble des établissements en excluant l'établissement j . L'idée est que les entreprises sont exposées de manière hétérogène aux variations agrégées de prix en fonction de leur mix énergétique passé, celui-ci étant lent à s'ajuster. Cette stratégie, de type *shift-share*, repose notamment sur l'hypothèse d'exogénéité des parts aux chocs futurs de prix, conditionnellement à un ensemble de tendances (de secteur, par type d'établissement ou par zone d'emploi). Un ensemble d'articles récents portant sur les chocs énergétiques adoptent une stratégie similaire². On notera que si l'année 0, qui sert pour le calcul des parts, correspond à la première année d'observation, dans le panel, nous excluons ensuite les trois premières années des estimations.

Dans un second temps, nous décomposons les prix instrumentés en supposant qu'ils sont l'addition d'un effet fixe, d'une composante « transitoire » et d'une composante « permanente ». Les prix étant *in fine* pris en différence, nous ne traitons pas explicitement de l'effet fixe. La composante transitoire est supposée suivre une moyenne mobile d'ordre 1³, tandis que la composante permanente correspond à une marche aléatoire. Sous cette dernière hypothèse, tout choc de prix est permanent en espérance. Formellement :

$$p_{jt} = \mu_j + u_{jt} + w_{jt}$$

¹ Nous prenons les coefficients 2022 soit, en t. CO₂ par kWh, 0,055 pour l'électricité, 0,305 pour la vapeur, 0,240 pour le gaz naturel de réseau, 0,469 pour les gaz de réseau autres que le gaz naturel, 0,465 pour la houille, 0,391 pour la lignite, 0,421 pour le coke de houille, 0,394 pour le coke de pétrole, 0,271 pour le butane ou le propane, 0,328 pour le fioul lourd et 0,347 pour le fioul domestique.

² On pourra citer, par exemple, Marin G. et Vona F. (2021) : « The impact of energy prices on socioeconomic and environmental performance: Evidence from French manufacturing establishments, 1997–2015 », *European Economic Review*, vol. 135(C) ; Bretschger L. et Jo A. (2021), *Economics Working Paper Series 21/364*, ETH Zurich. (en cours de publication), « Complementarity between Labor and Energy: A Firm-Level Analysis » ; Fontagné L. Martin P. et Orefice G. (2023) : « The Many Channels of Firm's Adjustment to Energy Shocks: Evidence from France », *CESifo Working Paper n° 0548*.

³ En théorie, plusieurs ordres pourraient être testés. Une difficulté étant que plus l'ordre est élevé et plus les écarts de périodes dans les variations qui nous servent d'instruments sont élevés, contraignant le nombre d'observations par établissement.

Choc de l'énergie, prix du carbone et emploi

On suppose ensuite que ces composantes peuvent affecter de manière différente les variables d'intérêt

$$v_{jt} = \lambda\mu_j + \alpha u_{jt} + \beta w_{jt} + \xi_{jt}$$

α correspondant au paramètre d'élasticité aux chocs permanent et β aux chocs transitoires (pour des prix et variables dépendantes en logarithme).

Sous ces hypothèses, il est possible de construire des instruments orthogonaux aux chocs transitoires ou aux chocs permanents et donc d'identifier séparément chaque type de choc. Dans chaque cas, il existe plusieurs instruments possibles et nous choisissons les plus forts au sens statistique (voir les détails sur les hypothèses dans l'[annexe 1](#)). L'intuition est que des variations longues reflètent les chocs permanents sans être affectées par les chocs transitoires contemporains. À l'inverse, en considérant uniquement des variations de prix passées, on inclut les chocs transitoires puisqu'ils sont persistants, mais pas les chocs permanents *contemporains*. Cette stratégie rappelle celle employée dans la littérature sur les chocs de valeur ajoutée/revenu ou dans celle portant sur les chocs de revenu et la consommation⁴.

Échantillon

Si l'on se concentre sur les établissements pour lesquels on dispose d'informations sur les consommations d'énergie, les comptes financiers et l'emploi, nous disposons d'un panel de 27 345 établissements sur la période 2008-2019. Cependant, nous excluons les trois premières années de chaque établissement, si ce n'est pour calculer le mix énergétique initial. Le nombre d'établissements et d'observations servant à l'estimation est donc réduit.

Nous disposons ainsi de 15 959 établissements distincts (56 048 observations) lorsque nous implémentons la stratégie *shift-share* simple, c'est-à-dire sans séparer les chocs transitoires des chocs permanents. Ce nombre se réduit à 5 110 établissements (17 233 observations) lorsque nous estimons l'effet des chocs transitoires et à 2 688 pour les chocs permanents (6 488 observations). Dans un document de travail, nous discutons cette sélection qui conduit à surpondérer les établissements les plus grands et les plus stables dans notre échantillon. En estimant nos modèles sur un sous-échantillon d'établissements pour lesquels les trois instruments peuvent être utilisés, nous montrons que cette sélection ne tire pas nos résultats⁵ et que la différence entre chocs transitoires et permanents reste importante.

Résultats

Nous étudions tout d'abord les effets d'un choc de prix sur les consommations, les émissions, le revenu et la valeur ajoutée (Tableau 1). La première ligne « IV-SS » donne les résultats d'une estimation où les prix ne sont pas décomposés (comme le proposent, par exemple, Marin et Vona, 2021). La deuxième partie du tableau reporte les résultats de notre décomposition, avec une composante transitoire et une composante permanente.

⁴ On peut citer par exemple Guiso L., Pistaferri L. et Schivardi F. (2005) : « Insurance within the Firm », *Journal of Political Economy*, Vol. 113, p. 1054-1087, octobre.

⁵ Voir Fontaine F. et Marullaz C. (2023) : « Energy shocks and employment response », non publié. L'écart entre chocs permanents et les chocs transitoires se réduit un peu mais reste important et les valeurs de nos estimateurs restent proches.

Tableau 1 - Effets d'un choc de prix sur les consommations, les émissions, le revenu et la valeur ajoutée

	Consommation d'énergie	Émissions	Revenu	Valeur ajoutée
	(1)	(2)	(3)	(4)
IV-SS	-0.533*** (0.173)	-1.589*** (0.257)	-0.116 (0.135)	-0.302** (0.144)
Kleibergen-Paap F Statistic	77.31	77.31	76.01	74.79
α (permanent)	-1.272*** (0.203)	-2.251*** (0.326)	-0.544** (0.211)	-0.843** (0.293)
β (transitoire)	-0.522*** (0.103)	-1.070*** (0.129)	-0.195** (0.097)	-0.463*** (0.111)
α , Kleibergen-Paap F Statistic	37.38	37.38	37.40	37.37
β , Kleibergen-Paap F Statistic	255.7	255.7	254.7	251.5

Notes: Ce tableau présente les estimations de notre modèle. Les variables dépendantes sont en logarithme. La régression IV-SS correspond au cas où nous utilisons la stratégie *shift share* pour instrumentaliser les prix sans distinction entre chocs permanents et transitoires. Le paramètre des chocs permanents est estimé en utilisant l'instrument ($p_{it+3} - p_{it-3}$), celui des chocs transitoires en utilisant l'instrument ($p_{it-1} - p_{it-3}$). Nous rapportons la statistique F de Kleibergen-Paap pour chacun de ces instruments. Nous ajoutons des effets fixes afin de capturer des tendances spécifiques à l'industrie, à la taille, à la zone d'emploi, à la VA par habitant et à l'intensité énergétique (les classes sont calculées avant la période d'estimation). (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$. Les erreurs-types sont entre parenthèses.

De manière générale, les chocs permanents ont des effets deux fois plus importants que les chocs transitoires. Par exemple, si une augmentation idiosyncratique et transitoire du prix unitaire de l'énergie de 1 % induit une baisse de la consommation d'énergie de 0,5 %, une augmentation permanente provoque une baisse de 1,3 %. De manière intéressante, la baisse des émissions est dans chaque cas plus prononcée que la baisse de la consommation, ce qui indique un déplacement du mix énergétique vers des énergies moins carbonées comme l'électricité.

On regarde ensuite les effets sur l'emploi, le salaire horaire et les heures par salarié (Tableau 2). L'effet d'un choc transitoire sur le nombre de salariés est tout juste significatif alors que l'effet d'un choc permanent est trois fois plus important (-0,3 %) et significatif à 1 %. Dans les deux cas, les salaires horaires baissent, mais de manière plus prononcée lors d'un choc permanent (-0,8 % vs -0,4 %). À l'inverse, les heures par salarié ne semblent pas être affectées lorsque le choc est permanent tandis qu'elles augmentent lorsque le choc est transitoire. Cela suppose des formes d'ajustement et de substitution travail-énergie très différentes en fonction des chocs.

Tableau 2 - Effets d'un choc de prix sur l'emploi, le salaire horaire et les heures par salarié

	Emploi	Salaire horaire	Heures par salarié
	(1)	(2)	(3)
IV-SS	-0.125 (0.084)	-0.464*** (0.0767)	-0.116 (0.132)
Kleibergen-Paap F Statistic	777.20	77.31	76.79
α (permanent)	-0.331*** (0.086)	-0.772*** (0.150)	0.027 (0.176)
β (transitoire)	-0.100* (0.057)	-0.448*** (0.054)	0.605*** (0.125)
α , Kleibergen-Paap F Statistic	37.38	37.61	37.61
β , Kleibergen-Paap F Statistic	255.0	257.2	257.1

Notes: Ce tableau présente les estimations de notre modèle. Les variables dépendantes sont en logarithme. La régression IV-SS correspond au cas où nous utilisons la stratégie *shift share* pour instrumentaliser les prix sans distinction entre chocs permanents et transitoires. Le paramètre des chocs permanents est estimé en utilisant l'instrument ($p_{it+3} - p_{it-3}$), celui des chocs transitoires en utilisant l'instrument ($p_{it-1} - p_{it-3}$). Nous rapportons la statistique F de Kleibergen-Paap pour chacun de ces instruments. Nous ajoutons des effets fixes afin de capturer des tendances spécifiques à l'industrie, à la taille, à la zone d'emploi, à la VA par habitant et à l'intensité énergétique (les classes sont calculées avant la période d'estimation). (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$. Les erreurs-types sont entre parenthèses.

Choc de l'énergie, prix du carbone et emploi

Enfin, on s'intéresse aux changements de composition de main-d'œuvre en étudiant la manière dont évoluent les parts dans l'emploi des différentes catégories de salariés: les cadres, les professions intermédiaires, les employés et les ouvriers, en distinguant ici les ouvriers qualifiés et les ouvriers non-qualifiés (Tableau 3). De manière surprenante, nous ne trouvons pas que l'effet est d'autant plus négatif que le niveau de qualification est faible. Au contraire, les ouvriers peu qualifiés et les employés voient leurs parts augmenter alors que celle des cadres et des ouvriers qualifiés diminuent.

Tableau 3 - Effets d'un choc de prix sur la composition de la main-d'œuvre

	Cadres	Professions intermédiaires	Employés	Ouvriers non qualifiés	Ouvriers qualifiés
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IV-SS	-0.168 (0.192)	-0.408 (0.276)	1.208*** (0.249)	3.084*** (0.501)	-0.870*** (0.241)
Kleibergen-Paap F Statistic	84.88	91.98	81.10	63.00	74.46
α (permanent)	-0.899*** (0.238)	0.078 (0.526)	1.893*** (0.439)	4.955*** (0.912)	-0.644*** (0.241)
β (transitoire)	-0.737* (0.113)	0.148 (0.211)	1.074*** (0.164)	2.732*** (0.296)	-0.486*** (0.116)
α , Kleibergen-Paap F Statistic	40.66	12.81	36.21	36.64	36.66
β , Kleibergen-Paap F Statistic	250.7	106.3	249.0	229.1	250.9

Notes : Ce tableau présente les estimations de notre modèle. Les variables d'intérêt sont les parts de chaque groupe dans l'emploi total de l'établissement. La régression IV-SS correspond au cas où nous utilisons la stratégie *shift share* pour instrumentiser les prix sans distinction entre chocs permanents et transitoires. Le paramètre des chocs permanents est estimé en utilisant l'instrument ($p_{it+3} - p_{it-3}$), celui des chocs transitoires en utilisant l'instrument ($p_{it-1} - p_{it-3}$). Nous rapportons la statistique F de Kleibergen-Paap pour chacun de ces instruments. Nous ajoutons des effets fixes afin de capturer des tendances spécifiques à l'industrie, à la taille, à la zone d'emploi, à la VA par habitant et à l'intensité énergétique (les classes sont calculées avant la période d'estimation). (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$. Les erreurs-types sont entre parenthèses.

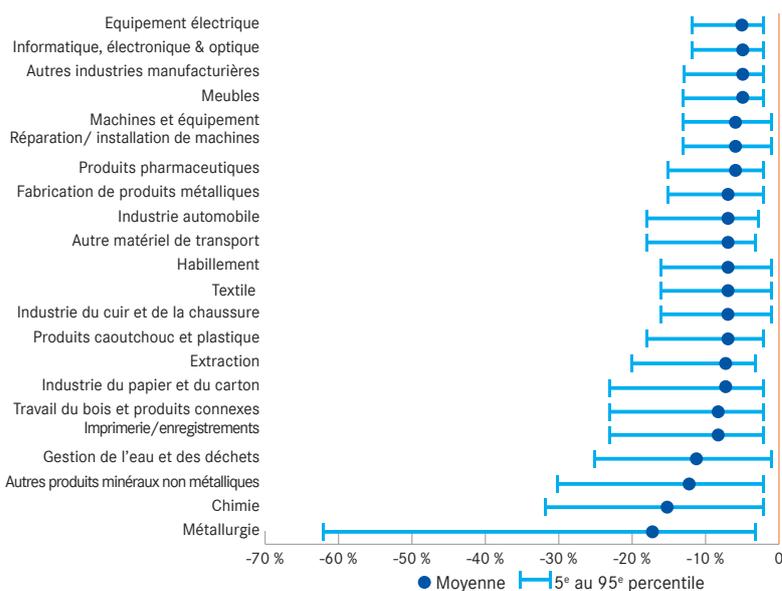
Effets d'une taxe supplémentaire sur le carbone de 100 euros la tonne

Nous utilisons ensuite nos estimations pour étudier les effets d'une taxe supplémentaire du carbone de 100 euros la tonne. Pour ce faire, nous utilisons les émissions estimées pour chaque établissement en 2019 que nous rapportons à la quantité d'énergie consommée. Nous en déduisons la taxe par unité d'énergie que l'établissement aurait dû payer pour une tonne de CO₂ à 100 euros, puis la hausse du prix unitaire de l'énergie que cela implique. Cette hausse sera d'autant plus importante que le mix énergétique de l'entreprise est très carboné et que le prix moyen de sa consommation en 2019 est faible.

Pour calculer l'effet de cette taxe sur l'emploi, nous utilisons l'élasticité estimée pour un choc *permanent* sur les prix soit environ -0,3 %. Par ailleurs, nous regardons l'effet d'un choc absolu mais aussi celui, plus proche de notre stratégie d'identification, d'un choc relatif. Les résultats « en absolu » déduisent l'effet sur l'emploi en multipliant, pour chaque entreprise, l'augmentation du prix par l'élasticité estimée. Cependant, notre stratégie empirique mesure, en réalité, l'effet d'un choc *relatif* de prix par rapport aux tendances. Plus proche de cet esprit, on calcule pour chaque établissement l'écart entre la taxe qui lui serait appliquée et la taxe moyenne. Cet écart peut être positif ou négatif. Certains établissements vont donc voir leur coût de l'énergie baisser par rapport à la moyenne de l'économie tandis que d'autres vont le voir augmenter. Si l'on prend en compte la taxe relative, les premiers augmenteront le nombre de leurs salariés tandis que les seconds vont le diminuer.

Si l'on considère une taxe additionnelle de 100 euros la tonne, dans l'absolu et non en relatif, l'effet est nécessairement négatif pour l'ensemble des établissements. Au total, l'effet agrégé est de l'ordre de -7,6 % mais, si certains secteurs, comme la métallurgie ou l'industrie chimique, sont plus affectés car ils sont très émetteurs, l'hétérogénéité est très forte au sein de chaque secteur (Figure 1).

Figure 1 – Impact absolu d’une taxe additionnelle (100 €/t CO₂)

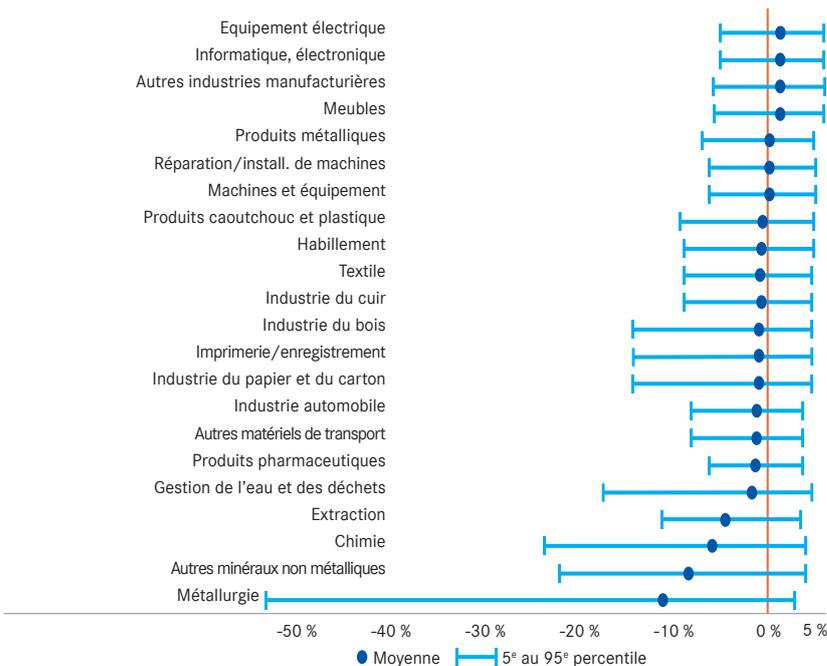


Note : Le graphique présente l'effet sur la moyenne de l'emploi et entre le 5^e et le 95^e percentiles de chaque secteur.

Sources : Données Fare, DADS Postes et EACEI (2008-2019) et estimations des auteurs.

Si l'on considère maintenant la taxe relative, c'est-à-dire si l'on prend en compte le fait que certains établissements voient leur coût de l'énergie *baisser* par rapport à leurs concurrents, les résultats sont plus nuancés. On retrouve des secteurs fortement perdants comme la chimie ou la métallurgie (Figure 2). Cependant, d'autres, comme l'équipement électrique, deviennent gagnants et bénéficient des réallocations d'emploi. Au total, l'effet agrégé n'est plus que de -1.5 % : en moyenne l'effet sur les établissements est nul mais la baisse de l'emploi est davantage concentrée sur les établissements les plus grands. Par ailleurs, dans chaque secteur, la taxe induit certes des perdants, mais aussi des gagnants. Cela signifie que d'importantes réallocations sont à attendre au sein de chaque secteur, réallocations qui sont, en volume, plus importantes que les réallocations entre secteurs.

Figure 2 – Impact de la variation de prix relative due à la taxe additionnelle (100 €/t CO₂)



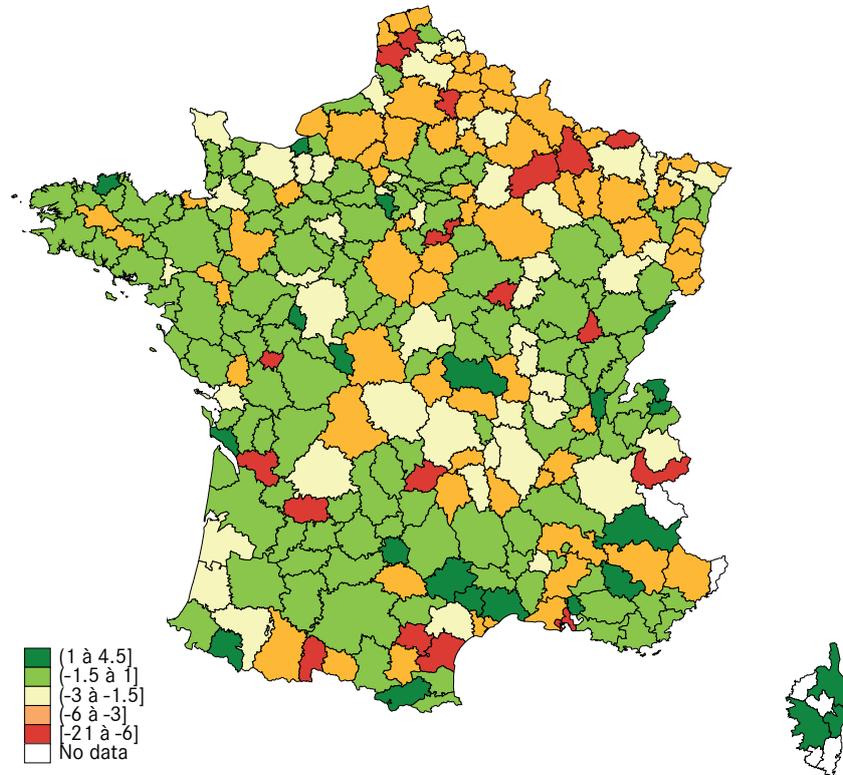
Note : Le graphique présente l'effet sur la moyenne de l'emploi et entre le 5^e et le 95^e percentiles de chaque secteur.

Sources : Données Fare, DADS Postes et EACEI (2008-2019) et estimations des auteurs.

Choc de l'énergie, prix du carbone et emploi

Pour terminer, on peut analyser l'effet *relatif* de la taxe par zone d'emploi en calculant un effet moyen par zone (Figure 3). Cet effet est le reflet de la place inégale de chaque secteur selon les zones d'emploi et, pour chaque secteur, de l'efficacité des établissements de la zone par rapport aux autres établissements du même secteur.

Figure 3 – Impact d'une taxe carbone par zone d'emploi



L'ensemble de nos analyses confirme la nécessité de considérer l'ampleur des hétérogénéités au sein des secteurs, en termes d'efficacité, de mix énergétiques et d'émissions, afin de saisir les effets d'une hausse du prix du carbone sur l'emploi.

Annexe 1

β est estimé en utilisant $p_{jt-1} - p_{jt-3}$ et α en utilisant $p_{jt+3} - p_{jt-3}$

Nos hypothèses impliquent que :

$$\Delta p_{jt} = \Delta u_{jt} + \Delta w_{jt} = \xi_{jt} + \zeta_{jt} + (\theta-1)\zeta_{jt-1} - \theta\zeta_{jt-2}$$

$$\Delta v_{jt} = \alpha\Delta u_{jt} + \beta\Delta w_{jt} + \Delta\xi_{jt}$$

Avec $E(\varepsilon_{jt}) = E(\xi_{jt}) + E(\zeta_{jt}) = 0$ et

$$E(\varepsilon_{jt} \varepsilon_{jt-s}) = E(\xi_{jt} \xi_{jt-s}) = E(\varepsilon_{jt} \zeta_{jt-s}) = E(\xi_{jt} \varepsilon_{jt-s}) = E(\xi_{jt} \zeta_{jt-s}) = 0 \text{ for } s \neq 0$$

Nous choisissons les instruments les plus forts au sens statistique (avec la plus haute valeur de Kleibergen-Paap F-Statistic). Sous les hypothèses précédemment citées, l'orthogonalité des instruments choisis pour les chocs permanents et transitoires repose sur les hypothèses d'orthogonalité suivante :

$$E[(p_{jt+3} - p_{jt-3})(\Delta v_{jt} - \alpha\Delta p_{jt})] = 0$$

$$E[(p_{jt-1} - p_{jt-3})(\Delta v_{jt} - \beta\Delta p_{jt})] = 0$$



**conseil d'analyse
économique**

Le Conseil d'analyse économique, créé auprès de la Première ministre, a pour mission d'éclairer, par la confrontation des points de vue et des analyses de ses membres, les choix du gouvernement en matière économique.

Président délégué Camille Landais

Secrétaire générale Hélène Paris

Conseillers scientifiques

Jean Beuve, Claudine Desrieux,
Maxime Fajeau, Thomas Renault

Économistes/Chargés d'études

Floriane Jouy-Gelin, Madeleine Péron,
Pierre-Léo Rouat, Ariane Salem

Membres Emmanuelle Auriol, Antoine Bozio, Sylvain Chassang, Anne Epaulard, Gabrielle Fack, François Fontaine, Maria Guadalupe, Fanny Henriot, Xavier Jaravel, Sébastien Jean, Camille Landais, Isabelle Méjean, Thomas Philippon, Xavier Ragot, Katheline Schubert, David Sraer, Stefanie Stantcheva, Jean Tirole; Emmanuel Moulin et Jean-Luc Tavernier sont membres de droit

Correspondants

Dominique Bureau, Anne Perrot, Aurélien Saussay,
Ludovic Subran

Toutes les publications du Conseil d'analyse économique sont téléchargeables sur son site : www.cae-eco.fr

ISSN 2971-3560 (imprimé)
ISSN 2999-2524 (en ligne)

Contact Presse Hélène Spoladore

helene.spoladore@cae-eco.fr – Tél. : 01 42 75 77 47