



**HAL**  
open science

# Estimation de l'élasticité prix de la demande électrique en France

Régis Bourbonnais, Jan Horst Keppler

► **To cite this version:**

Régis Bourbonnais, Jan Horst Keppler. Estimation de l'élasticité prix de la demande électrique en France. 2017. hal-01491706

**HAL Id: hal-01491706**

**<https://hal.science/hal-01491706>**

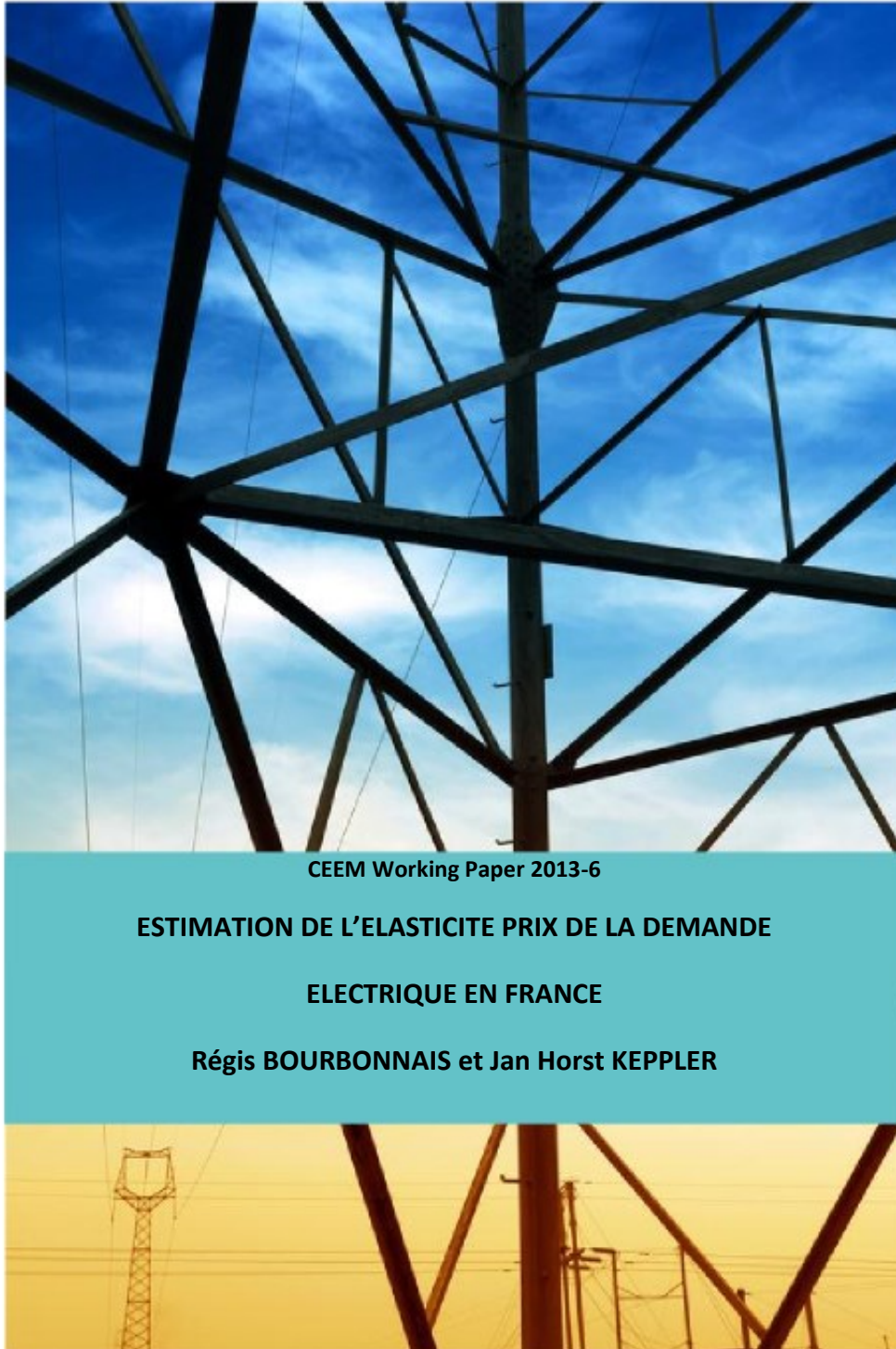
Preprint submitted on 24 Mar 2017

**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.



**CHAIRE EUROPEAN  
ELECTRICITY MARKETS**  
Fondation Paris-Dauphine



CEEM Working Paper 2013-6

**ESTIMATION DE L'ELASTICITE PRIX DE LA DEMANDE  
ELECTRIQUE EN FRANCE**

**Régis BOURBONNAIS et Jan Horst KEPLER**

© photo gui yong nian - Fotolia.com © création jellodesign.com

**DAUPHINE**  
UNIVERSITÉ PARIS

Chaire de recherche soutenue par

**Rte**  
Réseau de transport d'électricité

**edf**

**EPEXSPOT**  
EUROPEAN POWER EXCHANGE

**UFE**  
Union française de l'électricité

# ESTIMATION DE L'ELASTICITE PRIX DE LA DEMANDE ELECTRIQUE EN FRANCE

Régis BOURBONNAIS et Jan Horst KEPPLER

Octobre 2013

Chaire European Electricity Markets (CEEM), Université Paris-Dauphine

## 1. INTRODUCTION

Sur la demande de l'Union française d'électricité (UFE), Jan Horst Keppler, Professeur d'économie à l'Université Paris-Dauphine, et Régis Bourbonnais, Maître de conférences à l'Université Paris-Dauphine et spécialiste en économétrie, ont entrepris une série de tests statistiques pour déterminer l'élasticité prix de la demande électrique en France.

## 2. LES DONNEES

Les tarifs de vente d'électricité (bleu pour les ménages ainsi que vert A et jaune pour les industriels) pour les années 1985 à 2009 furent fournis par l'UFE ainsi que les corrections climatiques pour la consommation de l'électricité.

Les données pour la consommation de l'électricité ainsi que pour l'inflation (*Consumer Price Index – CPI*) pour les années 1985 à 2009 proviennent des statistiques de l'OCDE (<http://stats.oecd.org/>).

En fonction de données il fut décidé de tester pour 4 groupes de consommateurs :

1. Les ménages
2. Le commerce et les services publics
3. L'industrie dans sa totalité
4. L'industrie sans les électro-intensifs (Iron and steel, Chemical and electro-chemical et non-ferrous metals) ou « small » industry.

Les données nominales pour les tarifs furent converties en prix réels en normalisant par l'index des prix.

L'échantillon total avec 25 observations reste proche (mais encore légèrement supérieur) du seuil inférieur à partir duquel l'analyse économétrique peut être appliquée.

### 3. LES TESTS ECONOMETRIQUES

Parmi tous les tests essayés (avec ou sans trend, inclusion de la croissance économique ou de variables retardées, modèle de correction d'erreur...), le modèle le plus simple (estimation des moindres carrés ordinaire -- MCO) avec une seule variable exogène (les tarifs normalisés par l'index des prix) donnait finalement de loin les résultats les plus satisfaisants (voir Annexe 1 avec les résultats détaillés des tests).

### 4. LES RESULTATS

Les résultats sont en principe très satisfaisants. Avec de très bonnes probabilités on obtient des valeurs réalistes avec le signe correct et une bonne hiérarchie des valeurs. Il est ainsi parfaitement compréhensible que l'élasticité prix de la consommation industrielle totale soit inférieure à celle de l'industrie sans les électro-intensifs. Ces derniers s'approvisionnent en fait depuis l'ouverture des marchés directement sur le marché ou à travers des contrats à long terme *sui generis*. Leur consommation ne dépend donc pas du tarif, ce qui fait que leur exclusion augmente l'élasticité. Un par un, les élasticités prix à long terme des différentes catégories sont :

Ménages	- 1,0
Commerce et les services publics	- 1,3
Industrie (total)	- 0,5
Industrie sans électro-intensifs	- 0,8

### 5. COMMENTAIRES

En principe, les résultats obtenus semblent réalistes et robustes. Il reste cependant un point d'interrogation concernant les résultats pour le commerce et l'industrie. En principe, on aurait attendu également une dépendance de la croissance économique. Les tests incluant cette dernière donnaient cependant des résultats statistiques d'une qualité nettement moindre. Même le signe n'était pas positif dans tous les cas. On peut donc lire les résultats de ces tests aussi comme une confirmation préliminaire de l'hypothèse de l'invariance de la consommation d'électricité face à la croissance économique.

Cependant une telle hypothèse sera difficilement justifiable dans un modèle type CGE (computable general equilibrium) qui considère des horizons de temps très longs. Ici les modélisateurs devront faire des arbitrages auxquels nous ne pouvons pas contribuer sur la base des données actuellement disponibles.

## Annexe 1

### Résultats des tests économétriques avec GRETL

Modèle 1: MCO, utilisant les observations 1985-2009 (T = 25)  
Variable dépendante: I\_CONSRESI (Consommation des ménages)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	23,3805	0,73736	31,7084	<0,00001	***
I_BLEU	-1,01164	0,0637292	-15,8740	<0,00001	***
Moy. var. dép.	11,67723	Éc. type var. dép.		0,203225	
Somme carrés résidus	0,082906	Éc. type de régression		0,060038	
R2	0,916359	R2 ajusté		0,912722	
F (1, 23)	251,9835	p. critique (F)		6,94e-14	
Log de vraisemblance	35,88806	Critère d'Akaike		-67,77612	
Critère de Schwarz	-65,33837	Hannan-Quinn		-67,10000	
rho	0,091788	Durbin-Watson		1,724663	

Modèle 2: MCO, utilisant les observations 1985-2009 (T = 25)  
Variable dépendante: I\_COMM (Consommation du commerce et du secteur public)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	26,1899	1,15288	22,7170	<0,00001	***
I_TVERT_CPI	-1,32021	0,103343	-12,7750	<0,00001	***
Moy. var. dép.	11,46351	Éc. type var. dép.		0,236093	
Somme carrés résidus	0,165243	Éc. type de régression		0,084761	
R2	0,876478	R2 ajusté		0,871107	
F (1, 23)	163,2012	p. critique (F)		6,28e-12	
Log de vraisemblance	27,26672	Critère d'Akaike		-50,53345	
Critère de Schwarz	-48,09570	Hannan-Quinn		-49,85732	
rho	0,867076	Durbin-Watson		0,350630	

Modèle 3: MCO, utilisant les observations 1985-2009 (T = 25)  
 Variable dépendante: I\_IND\_ALL (Consommation industrielle)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	17,4751	0,735797	23,7499	<0,00001	***
I_TVERT_CPI	-0,516265	0,0659564	-7,8274	<0,00001	***
Moy. var. dép.	11,71638	Éc. type var. dép.		0,101367	
Somme carrés résidus	0,067309	Éc. type de régression		0,054097	
R2	0,727061	R2 ajusté		0,715194	
F (1, 23)	61,26779	p. critique (F)		6,22e-08	
Log de vraisemblance	38,49325	Critère d'Akaike		-72,98650	
Critère de Schwarz	-70,54875	Hannan-Quinn		-72,31038	
rho	0,942952	Durbin-Watson		0,344363	

Modèle 4: MCO, utilisant les observations 1985-2009 (T = 25)  
 Variable dépendante: I\_IND\_SMALL (consommation industrielle sans électro-intensifs)

	<i>Coefficient</i>	<i>Erreur Std</i>	<i>t de Student</i>	<i>p. critique</i>	
const	20,1007	0,97538	20,6081	<0,00001	***
I_TVERT_CPI	-0,797783	0,0874325	-9,1246	<0,00001	***
Moy. var. dép.	11,20176	Éc. type var. dép.		0,150891	
Somme carrés résidus	0,118278	Éc. type de régression		0,071711	
R2	0,783545	R2 ajusté		0,774134	
F (1, 23)	83,25763	p. critique (F)		4,18e-09	
Log de vraisemblance	31,44642	Critère d'Akaike		-58,89285	
Critère de Schwarz	-56,45510	Hannan-Quinn		-58,21672	
rho	0,911337	Durbin-Watson		0,263317	