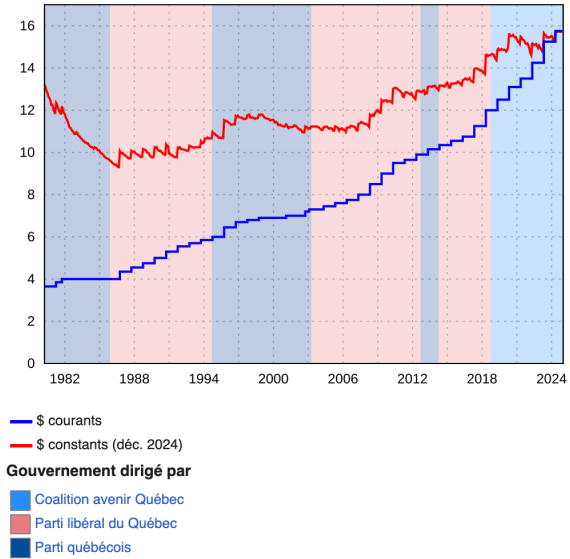
Salaire minimum

Sam Gyetvay

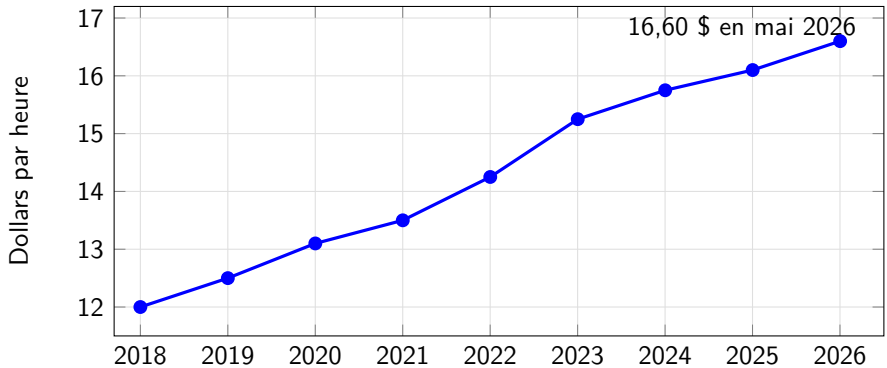
ECO8000

23 novembre 2026

Salaire minimum au Québec (jusqu'en 2024)



Salaire minimum au Québec : 2018–2026



Taux général nominal. Source : Gouvernement du Québec, annonce du 1er mai 2026.

«Il y a un contrat qui est brisé»: Québec solidaire veut augmenter le salaire minimum à 20$/h



Dimanche, Québec solidaire (QS) a réitéré son intention d'augmenter le salaire minimum à 20$ l'heure, lors du 23e Conseil national du parti.

• À lire aussi: Élections provinciales: Christine Labrie ne sollicitera pas de nouveau mandat en 2026

• À lire aussi: Tarification carbone: QS veut utiliser l'argent «qui dort dans les coffres du Fonds vert»

Cette proposition fait partie des cinq points présentés dans le manifeste du parti politique qui a été adopté à 95% par les membres.

La co-porte-parole de QS, Ruba Ghazal, avait déjà fait cette proposition au gouvernement du Québec en décembre dernier. Il s'agit d'une augmentation de 25% du salaire minimum, qui est présentement de 16,10$ l'heure.

Ruba Ghazal estime qu'une augmentation du salaire minimum permettra aux travailleurs de vivre dignement.

«Il y a un contrat qui est brisé. Normalement, quand tu travailles à temps plein et que tu travailles très fort, tu es censé être capable de payer ton épicerie puis ton loyer, puis ce n'est pas le cas. Donc, nous, ce qu'on demande, c'est quelque chose de très de base», a expliqué la députée de Mercier en entrevue au *TVA Nouvelles*.



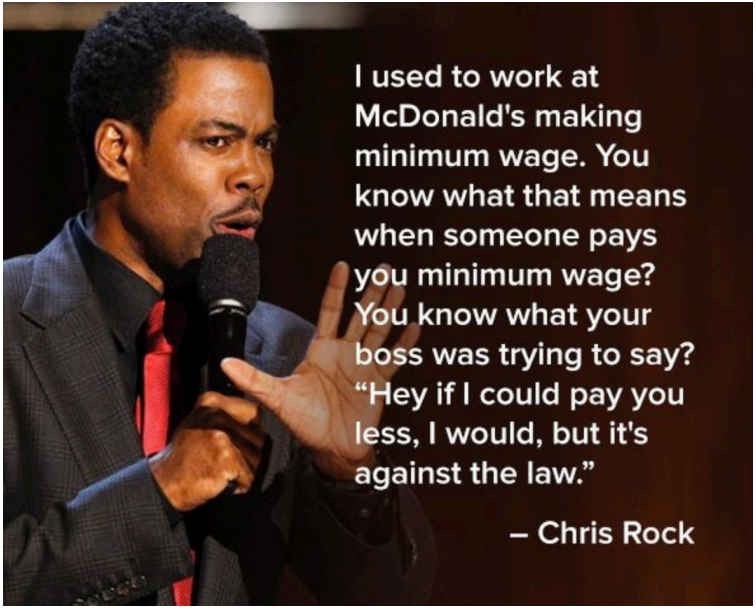
Campagne municipale de New York, 2025



Every economist knows that minimum wages either do nothing or cause inflation and unemployment. That's not a statement, it's a definition.

— Milton Friedman —

AZ QUOTES


I used to work at McDonald's making minimum wage. You know what that means when someone pays you minimum wage? You know what your boss was trying to say? “Hey if I could pay you less, I would, but it's against the law.”
– Chris Rock

Aujourd'hui

Tout d'abord, nous explorons les effets du salaire minimum en théorie

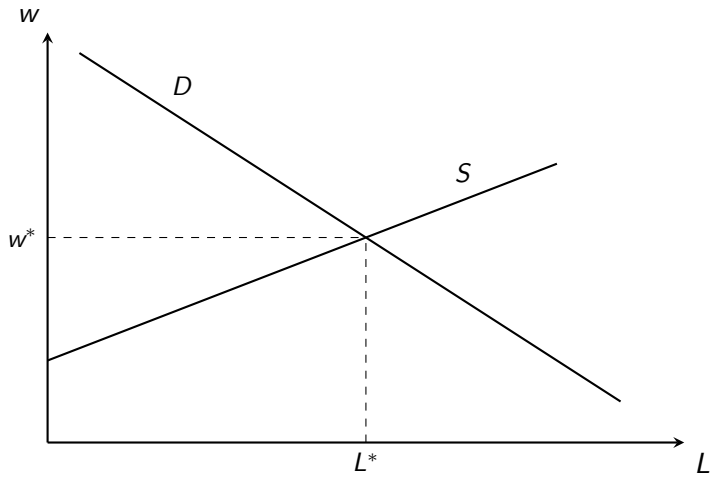
- Salaire minimum sur un marché du travail parfaitement compétitif
- Salaire minimum sur un marché du travail monopsonistique

Ensuite, nous discuterons de l'étude célèbre de Card et Krueger (1994)

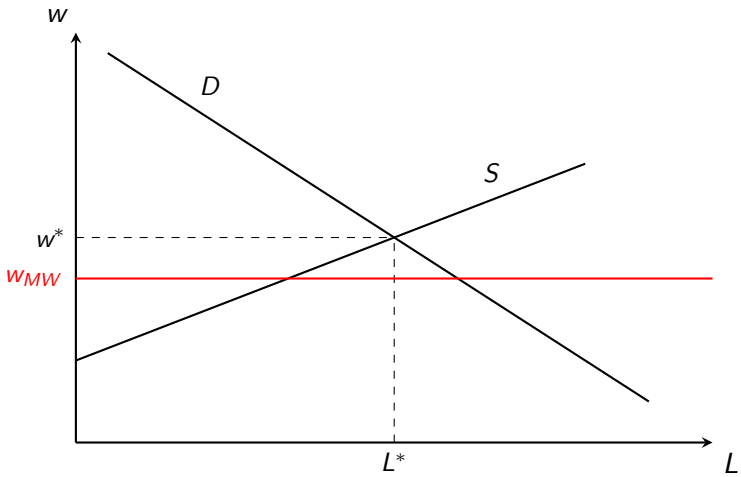
Nous terminerons avec un tour d'horizon des articles récents

- Giuliano (2013)
- Harasztosi et Lindner (2019)
- Cengiz, Dube, Lindner et Zipperer (2019)
- Dustmann, Lindner, Schönberg, Umkehrer et vom Berge (2022)

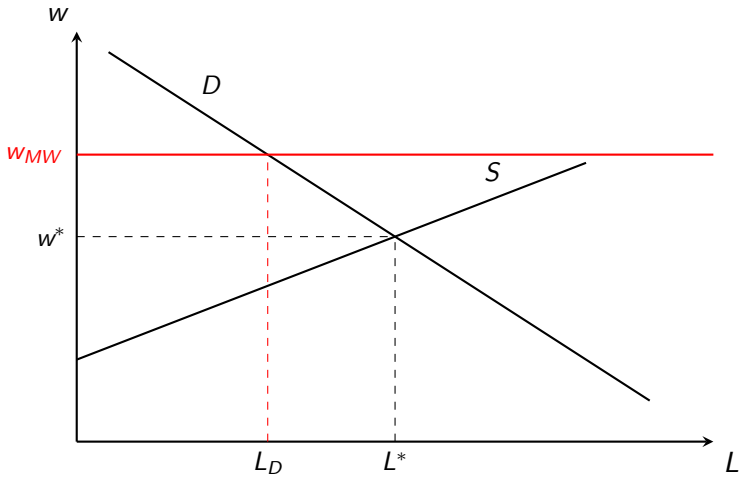
Salaire minimum sur un marché du travail compétitif



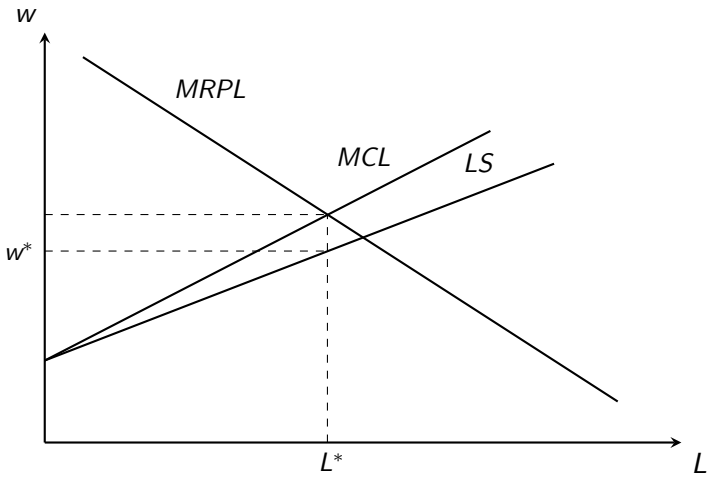
Salaire minimum sur un marché du travail compétitif



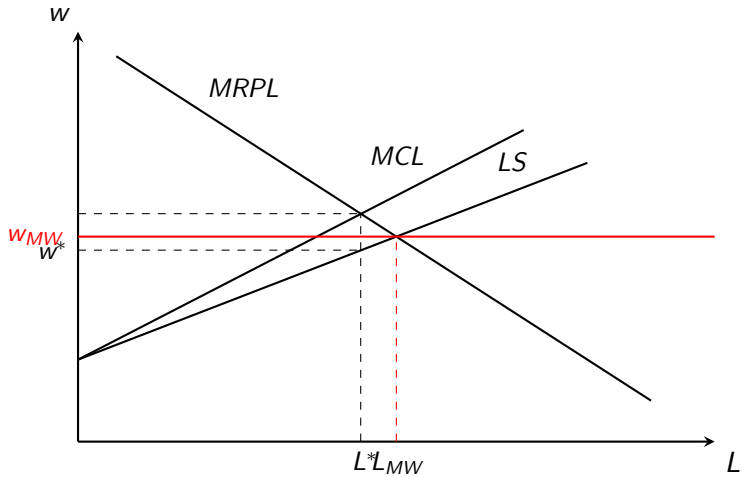
Salaire minimum sur un marché du travail compétitif



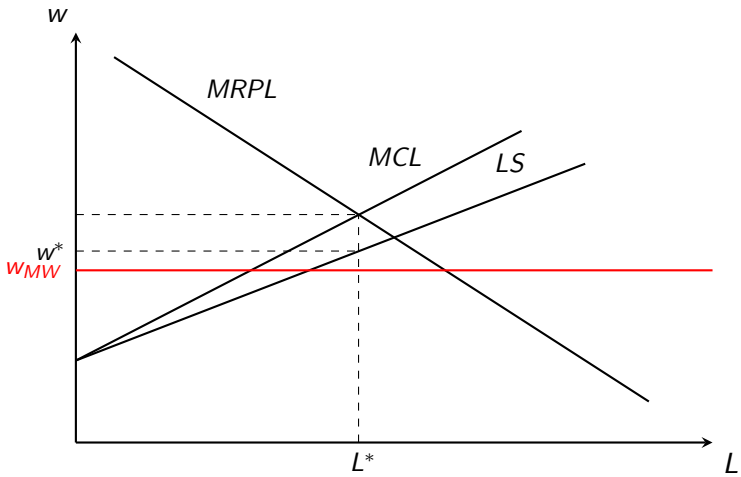
Salaire minimum sur un marché du travail monopsonistique



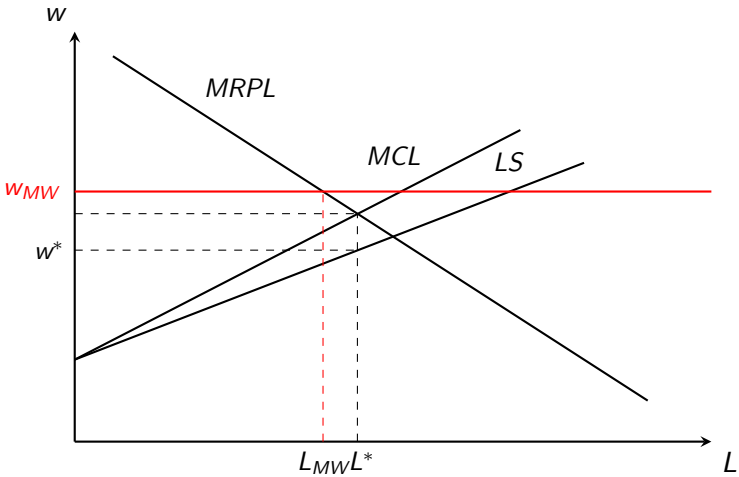
Salaire minimum sur un marché du travail monopsonistique



Salaire minimum sur un marché du travail monopsonistique



Salaire minimum sur un marché du travail monopsonistique



Effets du salaire minimum en théorie

Si le marché du travail est parfaitement compétitif, un salaire minimum n'a soit aucun effet sur les salaires ou l'emploi (non contraignant), soit un effet positif sur les salaires et un effet négatif sur l'emploi

- Rappelez-vous de Milton Friedman !

Si le marché du travail est monopsonistique, un salaire minimum peut augmenter l'emploi et les salaires. Cependant, il peut réduire l'emploi si le SM est trop élevé

Card et Krueger (1994)

Évaluer les effets de l'augmentation du salaire minimum en avril 1992 dans le New Jersey de 4,25 $ à 5,05 $

Card et Krueger ont sondé 410 restaurants de restauration rapide (eux-mêmes !) dans le New Jersey et en Pennsylvanie avant et après le changement du salaire minimum

Deux conceptions de recherche :

- Différence de différences : comparer le New Jersey à la Pennsylvanie
- Conception d'exposition ("écart") : comparer les établissements à bas salaire initiaux aux établissements à haut salaire

Principales conclusions :

- Aucun effet négatif sur l'emploi ; l'estimation est même légèrement positive
- Quelques preuves de répercussion des coûts sur les consommateurs

Deux stratégies empiriques

Différence de différences

$$\Delta E_i = a + X_i' b + cNJ_i + \varepsilon_i$$

"Gap" (écart d'exposition)

$$\Delta E_i = \tilde{a} + \tilde{X}_i' \tilde{b} + \tilde{c} GAP_i + \tilde{\varepsilon}_i$$

où $\tilde{X}_i$ peut inclure NJ_i et

$$GAP_i = NJ_i \times \max\left\{ \frac{5.05 - W_{1i}}{W_{1i}}, 0 \right\}$$

Interprétation de l'écart : le pourcentage de changement de salaire pour atteindre le salaire minimum

Effet fixe bidirectionnel avec contrôles variant dans le temps

Modèle à effets fixes bidirectionnels :

$$E_{it} = \beta D_{it} + \alpha_i + \tau_t + \gamma_t X_i + \epsilon_{it}$$

- E_{it} emploi dans le restaurant i année t
- D_{it} variable indicatrice pour traité (NJ novembre 1992)
- α_i effets fixes du restaurant
- τ_t effets fixes de l'année
- γ_t effets potentiellement variant dans le temps des caractéristiques du restaurant X_i
- ϵ_{it} variation idiosyncratique de l'emploi

EFF avec contrôles en première différence

Pour un ensemble de données avec deux périodes, nous pouvons prendre les premières différences : $\Delta E_i = E_{i2} - E_{i1}$ et réécrire le modèle à effets fixes bidirectionnels comme :

$$\begin{aligned} E_{i1} &= \beta D_{i1} + \alpha_i + \tau_1 + \gamma_1 X_i + \epsilon_{i1} \\ E_{i2} &= \beta D_{i2} + \alpha_i + \tau_2 + \gamma_2 X_i + \epsilon_{i2} \\ E_{i2} - E_{i1} &= \beta(D_{i2} - D_{i1}) + (\alpha_i - \alpha_i) + (\tau_2 - \tau_1) + (\gamma_2 - \gamma_1)X_i + (\epsilon_{i2} - \epsilon_{i1}) \\ \Delta E_i &= \beta \Delta D_i + \Delta\tau + \gamma X_i + \Delta\epsilon_i \end{aligned}$$

Ainsi la régression effectuée par Card et Krueger

$$\Delta E_i = a + X_i' b + cNJ_i + \varepsilon_i$$

Est équivalente à une régression à effets fixes bidirectionnels

- $\Delta D_i \to NJ_i$, $\beta \to c$, $\Delta\tau \to a$, $\gamma \to b$, $\Delta\epsilon_i \to \varepsilon_i$

Différence de différences

Sans aucun contrôle X_i, le coefficient c peut être calculé comme une simple différence de différences.

$$c = E[\, E_{i2} - E_{i1} \mid NJ_i = 1\,] - E[\, E_{i2} - E_{i1} \mid NJ_i = 0\,]$$

Différence de différences

Sans aucun contrôle X_i, le coefficient c peut être calculé comme une simple différence de différences.

$$c = \underbrace{E[\, E_{i2} - E_{i1} \mid NJ_i = 1\,]}_{\substack{\text{changement d'emploi} \\ \text{dans le NJ} \\ \text{fév–nov 1992}}} - E[\, E_{i2} - E_{i1} \mid NJ_i = 0\,]$$

Différence de différences

Sans aucun contrôle X_i, le coefficient c peut être calculé comme une simple différence de différences.

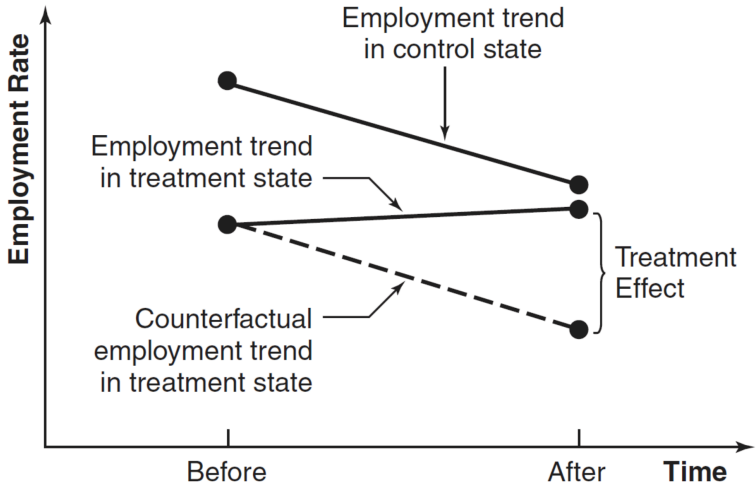
$$c = \underbrace{E[\, E_{i2} - E_{i1} \mid NJ_i = 1\,]}_{\substack{\text{changement d'emploi} \\ \text{dans le NJ} \\ \text{fév–nov 1992}}} - \underbrace{E[\, E_{i2} - E_{i1} \mid NJ_i = 0\,]}_{\substack{\text{changement d'emploi} \\ \text{en PA} \\ \text{fév–nov 1992}}}$$

Average employment in fast food restaurants before and after the New Jersey minimum wage increase

Variable	PA (i)	NJ (ii)	Difference, NJ – PA (iii)
1. FTE employment before, all available observations	23.33 (1.35)	20.44 (.51)	−2.89 (1.44)
2. FTE employment after, all available observations	21.17 (.94)	21.03 (.52)	−.14 (1.07)
3. Change in mean FTE employment	−2.16 (1.25)	.59 (.54)	2.76 (1.36)

Notes: Adapted from Card and Krueger (1994), table 3. The table reports average full-time-equivalent (FTE) employment at restaurants in Pennsylvania and New Jersey before and after a minimum wage increase in New Jersey. The sample consists of all restaurants with data on employment. Employment at six closed restaurants is set to zero. Employment at four temporarily closed restaurants is treated as missing. Standard errors are reported in parentheses.

Hypothèse des tendances parallèles



Les tendances étaient-elles parallèles ?

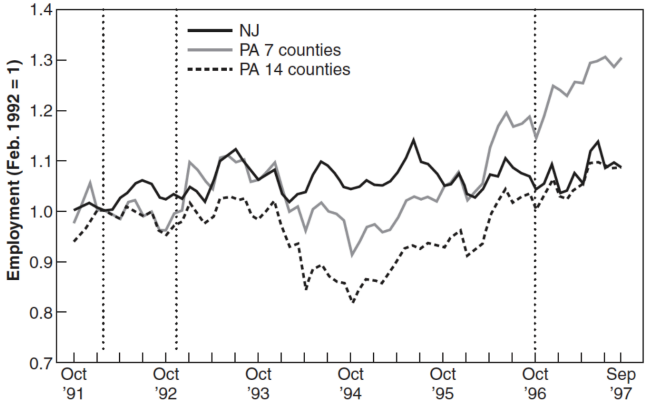


Figure 5.2.2 Employment in New Jersey and Pennsylvania fast food restaurants, October 1991 to September 1997 (from Card and Krueger 2000). Vertical lines indicate dates of the original Card and Krueger (1994) survey and the October 1996 federal minimum wage increase.

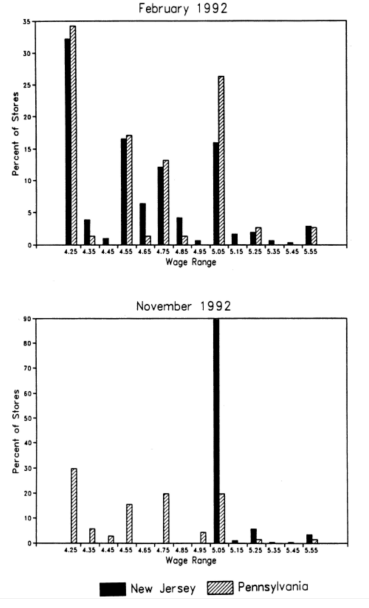

February 1992
Percent of Stores
Wage Range
4.25 4.35 4.45 4.55 4.65 4.75 4.85 4.95 5.05 5.15 5.25 5.35 5.45 5.55
November 1992
Percent of Stores
Wage Range
4.25 4.35 4.45 4.55 4.65 4.75 4.85 4.95 5.05 5.15 5.25 5.35 5.45 5.55
New Jersey
Pennsylvania

TABLE 4—REDUCED-FORM MODELS FOR CHANGE IN EMPLOYMENT

Independent variable	Model (i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
1. New Jersey dummy	2.33 (1.19)	2.30 (1.20)	—	—	—
2. Initial wage gap[a]	—	—	15.65 (6.08)	14.92 (6.21)	11.91 (7.39)
3. Controls for chain and ownership[b]	no	yes	no	yes	yes
4. Controls for region[c]	no	no	no	no	yes
5. Standard error of regression	8.79	8.78	8.76	8.76	8.75
6. Probability value for controls[d]	—	0.34	—	0.44	0.40

Notes: Standard errors are given in parentheses. The sample consists of 357 stores with available data on employment and starting wages in waves 1 and 2. The dependent variable in all models is change in FTE employment. The mean and standard deviation of the dependent variable are −0.237 and 8.825, respectively. All models include an unrestricted constant (not reported).

[a]Proportional increase in starting wage necessary to raise starting wage to new minimum rate. For stores in Pennsylvania the wage gap is 0.

[b]Three dummy variables for chain type and whether or not the store is company-owned are included.

[c]Dummy variables for two regions of New Jersey and two regions of eastern Pennsylvania are included.

[d]Probability value of joint F test for exclusion of all control variables.

TABLE 7—REDUCED-FORM MODELS FOR CHANGE IN THE PRICE OF A FULL MEAL

Independent variable	Dependent variable: change in the log price of a full meal				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
1. New Jersey dummy	0.033 (0.014)	0.037 (0.014)	—	—	—
2. Initial wage gap[a]	—	—	0.077 (0.075)	0.146 (0.074)	0.063 (0.089)
3. Controls for chain and ownership[b]	no	yes	no	yes	yes
4. Controls for region[c]	no	no	no	no	yes
5. Standard error of regression	0.101	0.097	0.102	0.098	0.097

Notes: Standard errors are given in parentheses. Entries are estimated regression coefficients for models fit to the change in the log price of a full meal (entrée, medium soda, small fries). The sample contains 315 stores with valid data on prices, wages, and employment for waves 1 and 2. The mean and standard deviation of the dependent variable are 0.0173 and 0.1017, respectively.

[a]Proportional increase in starting wage necessary to raise the wage to the new minimum-wage rate. For stores in Pennsylvania the wage gap is 0.

[b]Three dummy variables for chain type and whether or not the store is company-owned are included.

[c]Dummy variables for two regions of New Jersey and two regions of eastern Pennsylvania are included.

TABLE 8—ESTIMATED EFFECT OF MINIMUM WAGES ON NUMBERS OF McDONALD'S RESTAURANTS, 1986–1991

Independent variable	Dependent variable: proportional increase in number of stores				Dependent variable: (number of newly opened stores) ÷ (number in 1986)			
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)
Minimum-Wage Variable:								
1. Fraction of retail workers in affected wage range 1986[a]	0.33 (0.20)	—	0.13 (0.19)	—	0.37 (0.22)	—	0.16 (0.21)	—
2. (State minimum wage in 1991) ÷ (average retail wage in 1986)[b]	—	0.38 (0.22)	—	0.47 (0.22)	—	0.47 (0.23)	—	0.56 (0.24)
Other Control Variables:								
3. Proportional growth in population, 1986–1991	—	—	0.88 (0.23)	1.03 (0.23)	—	—	0.86 (0.25)	1.04 (0.25)
4. Change in unemployment rates, 1986–1991	—	—	−1.78 (0.62)	−1.40 (0.61)	—	—	−1.85 (0.68)	−1.40 (0.65)
5. Standard error of regression	0.083	0.083	0.071	0.068	0.088	0.088	0.077	0.073

Notes: Standard errors are shown in parentheses. The sample contains 51 state-level observations (including the District of Columbia) on the number of McDonald's restaurants open in 1986 and 1991. The dependent variable in columns (i)–(iv) is the proportional increase in the number of restaurants open. The mean and standard deviation are 0.246 and 0.085, respectively. The dependent variable in columns (v)–(viii) is the ratio of the number of new stores opened between 1986 and 1991 to the number open in 1986. The mean and standard deviation are 0.293 and 0.091, respectively. All regressions are weighted by the state population in 1986.

[a]Fraction of all workers in retail trade in the state in 1986 earning an hourly wage between $3.35 per hour and the "effective" state minimum wage in 1990 (i.e., the maximum of the federal minimum wage in 1990 ($3.80) and the state minimum wage as of April 1, 1990).

[b]Maximum of state and federal minimum wage as of April 1, 1990, divided by the average hourly wage of workers in retail trade in the state in 1986.

Réaction à CK1994

James Buchanan dans le *Wall Street Journal*

> *Tout comme aucun physicien ne prétendrait que « l'eau monte en pente », aucun économiste respectueux de lui-même ne prétendrait que les augmentations du salaire minimum augmentent l'emploi. Une telle affirmation, si elle est sérieusement avancée, devient équivalente à un déni qu'il y ait même un contenu scientifique minimal en économie, et que, par conséquent, les économistes ne peuvent rien faire d'autre qu'écrire comme des avocats pour des intérêts idéologiques.*

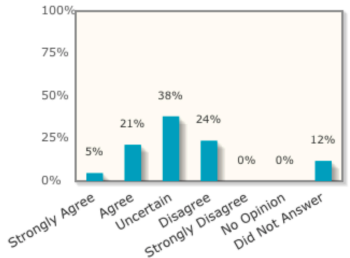


Opinion parmi les économistes d'élite en 2015...

Question A:

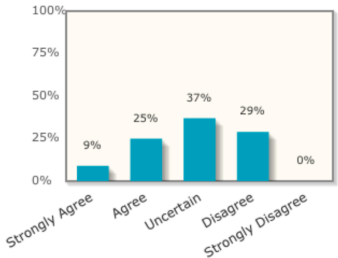
If the federal minimum wage is raised gradually to $15-per-hour by 2020, the employment rate for low-wage US workers will be substantially lower than it would be under the status quo.

Responses



© 2020. Initiative on Global Markets.
Source: IGM Economic Experts Panel
www.igmchicago.org/igm-economic-experts-panel

Responses weighted by each expert's confidence



© 2020. Initiative on Global Markets.
Source: IGM Economic Experts Panel
www.igmchicago.org/igm-economic-experts-panel

Qu'est-ce qui a causé le changement d'opinion ?

Entre autres, plusieurs études de haute qualité ont été publiées confirmant (avec nuances) le résultat de Card et Krueger (1994)

Nous discuterons de certains de ces articles aujourd'hui

- Giuliano (2013)
- Harasztosi et Lindner (2019)
- Cengiz, Dube, Lindner et Zipperer (2019)

Pour un excellent résumé récent de la littérature, voir le chapitre dans le Handbook of Labor Economics par Dube et Lindner.

Giuliano (2013)

Étudier l'effet de deux augmentations du salaire minimum fédéral sur un grand détaillant multi-établissements

- Les données sont confidentielles : ils ne peuvent pas divulguer le nom de l'entreprise
- Mais pensez à un magasin comme GAP, IKEA, Costco

Utiliser le modèle d'exposition de Card et Krueger (1994)

- Comparer les emplacements avec des salaires inférieurs au nouveau SM à des magasins avec des salaires nettement supérieurs au SM

Principale découverte : effet de désemploi agrégé insignifiant mais petite augmentation de l'emploi relatif des travailleurs adolescents

Deux écarts

L'écart de l'employé i au magasin j est

$$Gap_{ij} = \max\{0, (MW_j - w_{ij})/w_{ij}\}$$

L'écart moyen du magasin j est

$$Gap_j = \frac{1}{N_j} \sum_i Gap_{ij}$$

L'écart relatif du magasin j est

$$\frac{Gap_j^{teen} - Gap_j^{adult}}{1 + Gap_j^{adult}}$$

Évaluer la validité du modèle via une régression transversale mensuelle des résultats sur chaque écart + contrôles. Tracer les coefficients sur l'écart.

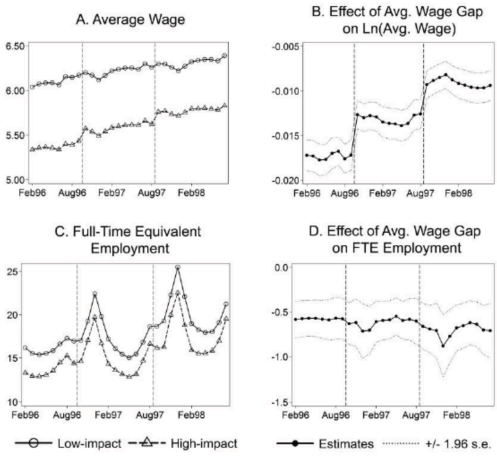
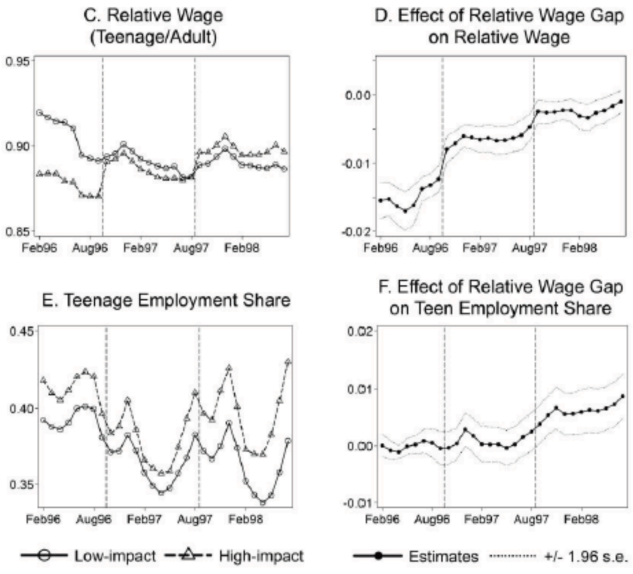


FIG. 1.—Vertical lines indicate dates of federal minimum wage increases (October 1, 1996, and September 1, 1997). Panels *A* and *C* plot group means for high- (low-) impact stores, defined as those with average wage gaps above (below) the sample median. Panels *B* and *D* plot coefficient estimates from monthly regressions of log average wage (*B*) or full-time equivalent employment (*D*) on the store average wage gap (see eq. [2]). Regression models include all fixed store-level controls as in table 4,


C. Relative Wage
(Teenage/Adult)
0.95
0.90
0.85
Feb96
Aug96
Feb97
Aug97
Feb98
D. Effect of Relative Wage Gap
on Relative Wage
0.00
-0.01
-0.02
Feb96
Aug96
Feb97
Aug97
Feb98
E. Teenage Employment Share
0.45
0.40
0.35
Feb96
Aug96
Feb97
Aug97
Feb98
F. Effect of Relative Wage Gap
on Teen Employment Share
0.02
0.01
0.00
-0.01
Feb96
Aug96
Feb97
Aug97
Feb98
Low-impact
High-impact
Estimates
+/- 1.96 s.e.

Harasztosi et Lindner (2019)

Les variations du salaire minimum aux États-Unis tendent à être faibles et de courte durée

La Hongrie a connu une augmentation importante (60 %) et persistante (8 ans) du salaire minimum en 2001

Utiliser le modèle GAP au niveau des entreprises pour inférer les effets du SM

Résultats :

- Effets de désemploi faibles
- Transfert de coûts substantiel aux consommateurs

Conception de l'exposition au niveau de l'entreprise

Équations estimées :

$$\frac{y_{it} - y_{i,2000}}{y_{i,2000}} = \alpha_t + \beta_t FA_{it} + \gamma_t X_{it} + \varepsilon_{it}$$

- y_{it} représente le résultat de l'entreprise i (emploi, salaires) en l'année t
- FA_{it} (« fraction affectée ») indique la fraction des employés de l'entreprise i en 2000 dont le salaire était inférieur au salaire minimum de l'année t
- Pondération par le logarithme du revenu de l'entreprise en 2000 (les logarithmes permettent de gérer l'asymétrie extrême des revenus)

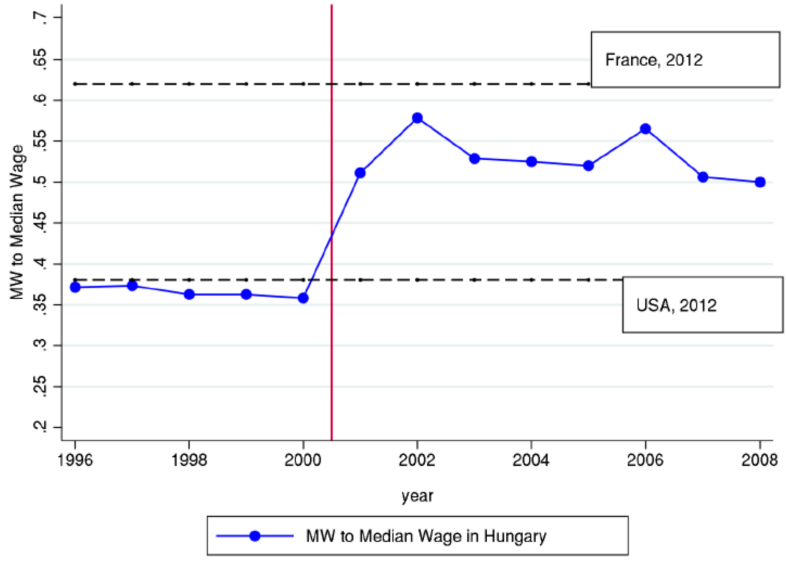

MW to Median Wage
.2
.25
.3
.35
.4
.45
.5
.55
.6
.65
.7
1996
1998
2000
2002
2004
2006
2008
year
France, 2012
USA, 2012
MW to Median Wage in Hungary

TABLE 2—EMPLOYMENT AND WAGE EFFECTS

	Main changes between 2000 and 2002		Main changes between 2000 and 2004		Placebo changes between 2000 and 1998	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. Change in firm-level employment						
Fraction affected	−0.078	−0.076	−0.093	−0.100	−0.003	0.002
	(0.008)	(0.010)	(0.012)	(0.012)	(0.008)	(0.009)
Constant	−0.050		−0.105		0.046	
	(0.005)		(0.007)		(0.005)	
Observations	19,485	19,485	19,485	19,485	19,485	19,485
Employment elasticity with respect to *MW* (directly affected)	−0.11	−0.10	−0.15	−0.15		
	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)		
Panel B. Change in firm-level average wage						
Fraction affected	0.53	0.58	0.48	0.54	−0.02	−0.03
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.003)	(0.01)
Constant	0.08		0.16		−0.08	
	(0.002)		(0.01)		(0.001)	
Observations	18,415	18,415	16,980	16,980	19,485	19,485
Employment elasticity with respect to wage	−0.15	−0.13	−0.20	−0.18		
	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.03)		
Panel C. Change in firm-level average cost of labor						
Fraction affected	0.47	0.49	0.41	0.43	−0.03	−0.04
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.003)	(0.01)
Constant	0.04		0.10		−0.04	
	(0.001)		(0.002)		(0.001)	
Observations	18,415	18,415	16,980	16,980	19,485	19,485
Employment elasticity with respect to cost of labor	−0.17	−0.16	−0.22	−0.23		
	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.03)		
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes

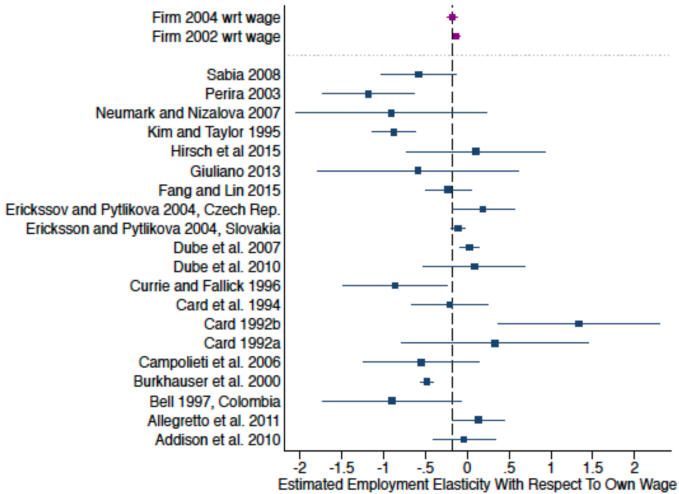
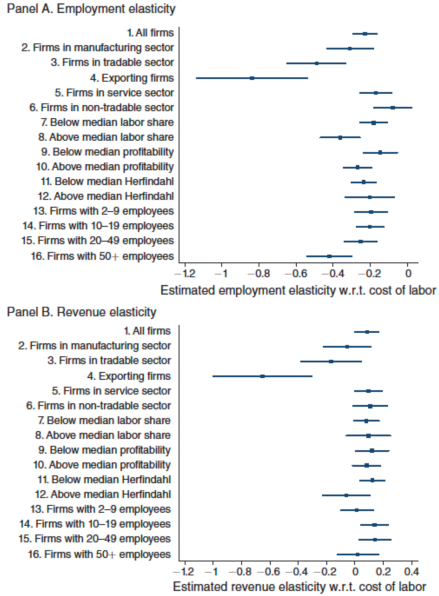


FIGURE A7. EMPLOYMENT ELASTICITY IN THE LITERATURE AND IN THIS PAPER


Panel A. Employment elasticity
1. All firms
2. Firms in manufacturing sector
3. Firms in tradable sector
4. Exporting firms
5. Firms in service sector
6. Firms in non-tradable sector
7. Below median labor share
8. Above median labor share
9. Below median profitability
10. Above median profitability
11. Below median Herfindahl
12. Above median Herfindahl
13. Firms with 2–9 employees
14. Firms with 10–19 employees
15. Firms with 20–49 employees
16. Firms with 50+ employees
−1.2 −1 −0.8 −0.6 −0.4 −0.2 0
Estimated employment elasticity w.r.t. cost of labor
Panel B. Revenue elasticity
1. All firms
2. Firms in manufacturing sector
3. Firms in tradable sector
4. Exporting firms
5. Firms in service sector
6. Firms in non-tradable sector
7. Below median labor share
8. Above median labor share
9. Below median profitability
10. Above median profitability
11. Below median Herfindahl
12. Above median Herfindahl
13. Firms with 2–9 employees
14. Firms with 10–19 employees
15. Firms with 20–49 employees
16. Firms with 50+ employees
−1.2 −1 −0.8 −0.6 −0.4 −0.2 0 0.2 0.4
Estimated revenue elasticity w.r.t. cost of labor

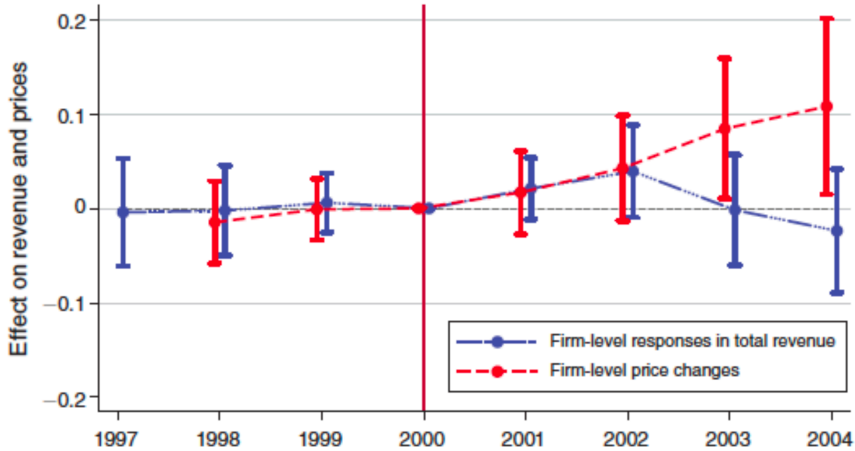


FIGURE 4. EFFECT ON PRICE INDEX AND REVENUE IN THE MANUFACTURING SECTOR

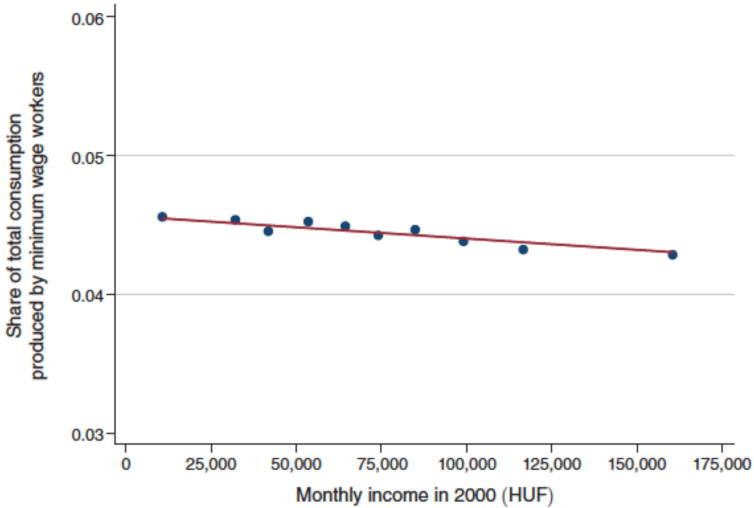


FIGURE 5. THE RELATIONSHIP BETWEEN HOUSEHOLD INCOME AND THE MINIMUM WAGE CONTENT OF CONSUMPTION

TABLE 5—INCIDENCE OF THE MINIMUM WAGE

	Changes between 2000 and 2002 (1)	Changes between 2000 and 2004 (2)
Change in total labor cost relative to revenue in 2000	0.038	0.021
Change in revenue relative to revenue in 2000($\Delta Revenue$)	0.066	0.036
Change in materials relative to revenue in 2000 ($\Delta Material$)	0.033	0.014
Change in miscitems relative to revenue in 2000 ($\Delta MiscItems$)	0.005	0.005
Incidence on consumers ($\Delta Revenue - \Delta Material - \Delta MiscItems$)	0.028	0.017
Change in profits relative to revenue in 2000 ($\Delta Profit$)	−0.011	−0.008
Change in depreciation relative to revenue in 2000 ($\Delta Depr$)	0.001	0.003
Incidence on firm owners ($-\Delta Profit - \Delta Depr$)	0.010	0.005
Fraction paid by consumers (percent)	74	77
Fraction paid by firm owners (percent)	26	23

Cengiz, Dube, Lindner et Zipperer (2019)

Examiner 138 modifications du salaire minimum par les États aux États-Unis.

Évaluer l'impact sur la distribution des salaires à l'échelle de l'État via DiD

Aperçu méthodologique : utiliser les impacts distributionnels pour déduire les pertes d'emploi

- Comment cela fonctionne-t-il ?
- Rappel : impact sur la distribution $\neq$ distribution des impacts !

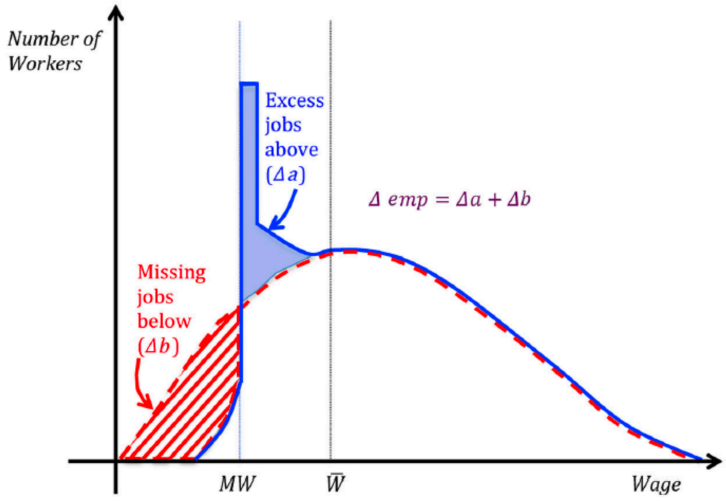


FIGURE I

The Impact of Minimum Wages on the Frequency Distribution of Wages

Estimation de la perte d'emplois

Spécification de l'étude événementielle distributionnelle

$$\frac{E_{sjt}}{N_{st}} = \sum_{\tau=-3}^{4} \sum_{k=-4}^{17} \alpha_{\tau k} I_{sjt}^{\tau k} + \mu_{sj} + \rho_{jt} + \Omega_{sjt} + u_{sjt}$$

- E_{sjt} représente l'emploi dans la tranche salariale de \$0,25 j de l'état s au moment t
- N_{st} est la population de l'état s au moment t
- $\alpha_{\tau k}$ effet de l'augmentation du salaire minimum τ périodes avant sur les tranches $[k, k+1]$ au-dessus du salaire minimum de l'état
- μ_{sj} effets fixes par état et par tranche salariale
- ρ_{jt} effets fixes par tranche et par année
- Ω_{sjt} contrôles pour les changements "mineurs" du salaire minimum

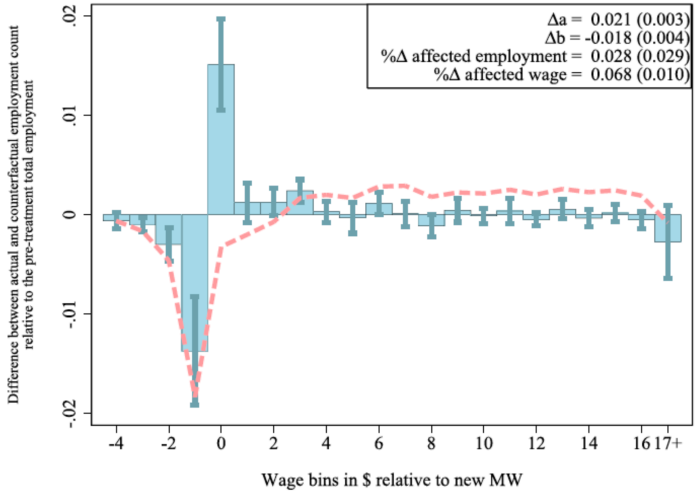


FIGURE II

Impact of Minimum Wages on the Wage Distribution

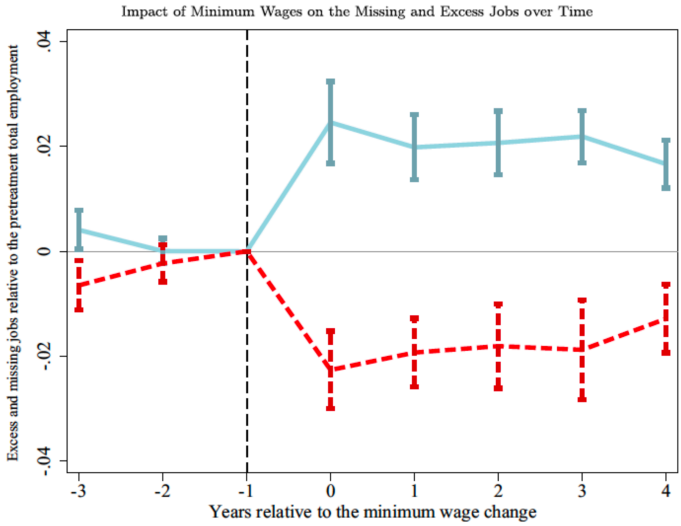


FIGURE III

Impact of Minimum Wages on the Missing and Excess Jobs over Time

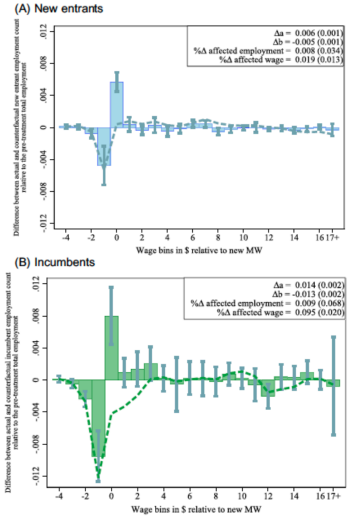


FIGURE IV

Impact of Minimum Wages on the Wage Distribution by Pretreatment Employment Status: New Entrants and Incumbents

TABLE IV

THE SIZE OF THE WAGE SPILLOVERS

	%Δ Affected wage		Spillover share of wage increase
	$\%\Delta w$	$\%\Delta w_{\text{No spillover}}$	$\frac{\%\Delta w - \%\Delta w_{\text{No spillover}}}{\%\Delta w}$
Overall	0.068***	0.041***	0.397***
	(0.010)	(0.009)	(0.119)
Less than high school	0.077***	0.048***	0.370***
	(0.013)	(0.009)	(0.078)
Teen	0.081***	0.053***	0.347***
	(0.015)	(0.007)	(0.059)
High school or less	0.073***	0.043***	0.402***
	(0.013)	(0.011)	(0.100)
Women	0.070***	0.045***	0.359***
	(0.011)	(0.010)	(0.120)
Black or Hispanic	0.045***	0.037***	0.179
	(0.012)	(0.010)	(0.265)
Tradeable	0.058	0.065**	−0.114
	(0.073)	(0.028)	(1.157)
Nontradeable	0.056***	0.043***	0.237
	(0.014)	(0.006)	(0.191)
Incumbent	0.095***	0.055***	0.422**
	(0.020)	(0.011)	(0.181)
New entrant	0.019	0.023***	−0.178
	(0.013)	(0.006)	(0.748)

Notes. The table reports the effects of a minimum wage increase on wages based on the event study analysis (see equation (1)) exploiting 138 state-level minimum wage changes between 1979 and 2016. The table reports the percentage change in affected wages with (column (1)) and without (column (2)) taking spillovers into account for all workers, workers without a high school degree, teens, individuals with high school or less schooling, women, black or Hispanic workers, in tradeable industries, in nontradeable industries, those who were employed one year before the minimum wage increase (incumbents); and those who did not have a job one year before (new entrants). The first column is the estimated change in the affected wages calculated according to equation (2), and the second column assumes no spillovers (see equation (3)). In the last column, the spillover share of the wage effect is calculated by subtracting 1 from the ratio of the estimates in the second to the first column. Robust standard errors in parentheses are clustered by state; significance levels are *0.10, **0.05, ***0.01.

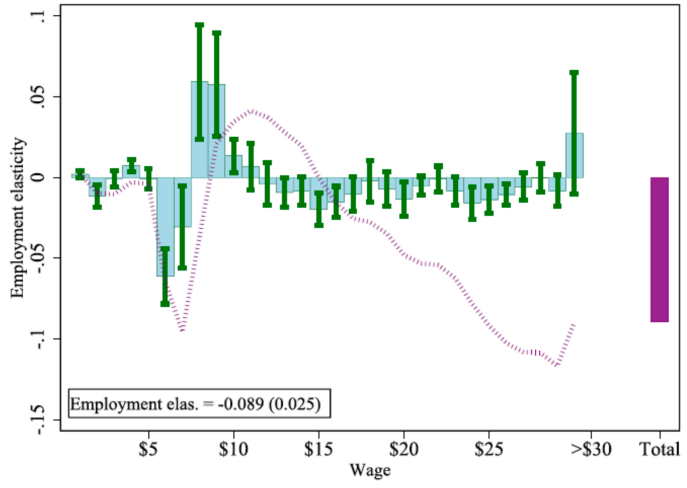


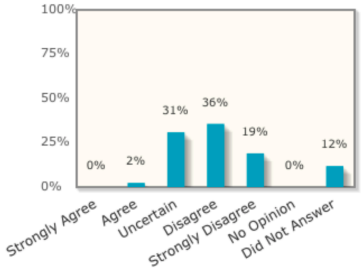
FIGURE VI

Impact on Employment throughout the Wage Distribution in the Two-Way Fixed Effects Model on Log Minimum Wages

Question B:

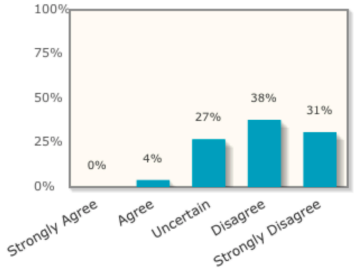
Increasing the federal minimum wage gradually to $15-per-hour by 2020 would substantially increase aggregate output in the US economy.

Responses



© 2020. Initiative on Global Markets.
Source: IGM Economic Experts Panel
www.igmchicago.org/igm-economic-experts-panel

Responses weighted by each expert's confidence



© 2020. Initiative on Global Markets.
Source: IGM Economic Experts Panel
www.igmchicago.org/igm-economic-experts-panel

Dustmann, Lindner, Schönberg, Umkehrer et vom Berge (2022)

La littérature sur le salaire minimum s'est concentrée sur le compromis au niveau du marché entre l'emploi et l'inégalité des salaires

Mais en principe, il peut également y avoir un effet de réallocation bénéfique du salaire minimum : les travailleurs passent de firmes moins productives à des firmes plus productives.

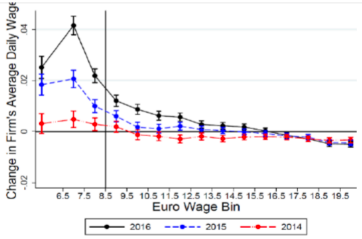
Peut potentiellement augmenter la productivité totale dans l'économie si les imperfections du marché « protégeaient » les firmes non productives

L'Allemagne a institué le premier salaire minimum national en janvier 2015

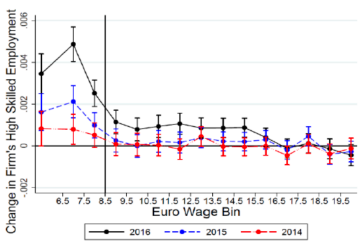
NON indexé sur le coût de la vie local, donc impact disproportionné sur les firmes moins productives de l'Allemagne de l'Est

Étudier l'effet de réallocation de la politique

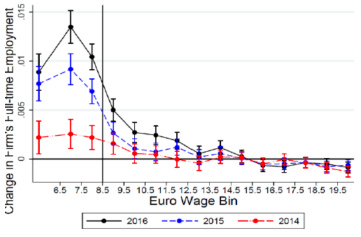
Figure 4: Reallocation Effects of the Minimum Wage: Individual Approach



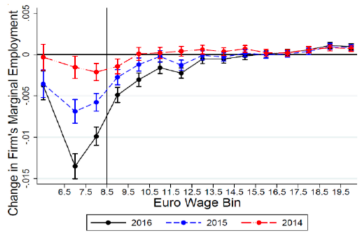
(a) Firm's Average Daily Wage



(b) Firm's High-Skilled Employment Share

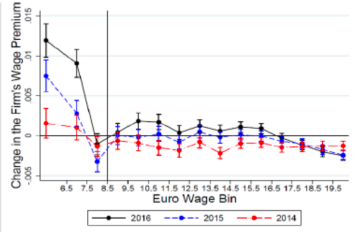


(c) Firm's Full-Time Employment Share

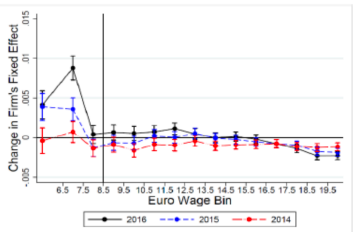


(d) Firm's Marginal Employment Share

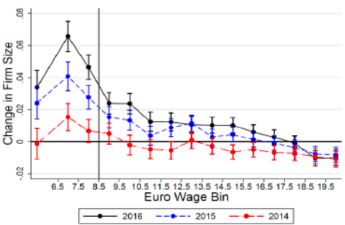
Figure 5: Reallocation Effects of the Minimum Wage: Individual Approach



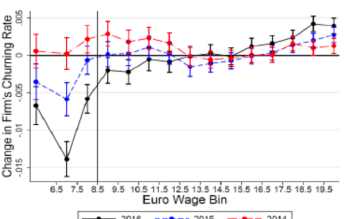
(a) Firm's Wage Premium



(b) Firm's AKM Fixed Effect



(c) Firm Size



(d) Firm's Churning Rate

Figure 5: Exposure to the Minimum Wage across Regions

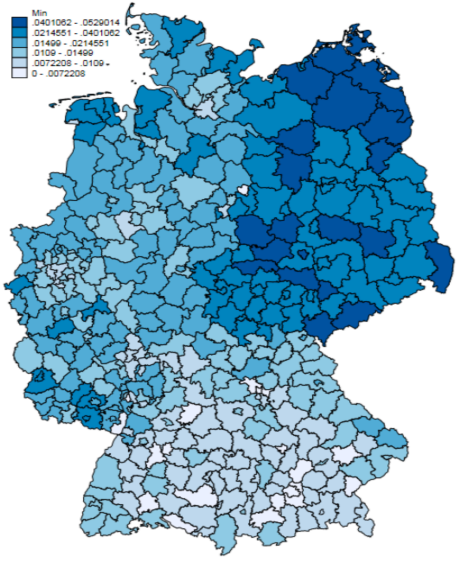
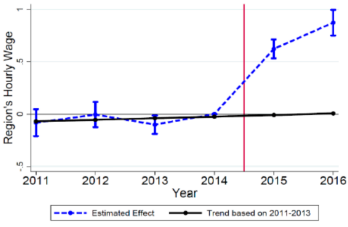
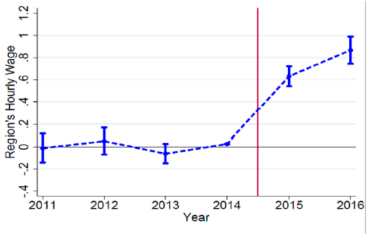


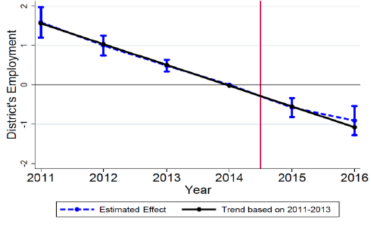
Figure 7 : Wage and Employment Effects of the Minimum Wage: Regional Approach



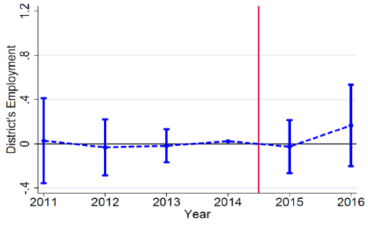
(a) Hourly Wages



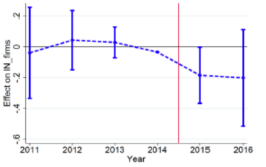
(b) De-trended Hourly Wages



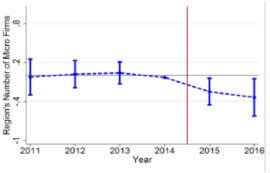
(c) Employment



(d) De-trended Employment



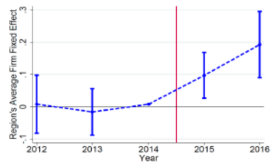
(a) Number of Firms



(b) Number of Micro Firms (1-2 Employees)



(c) Average Firm-Size

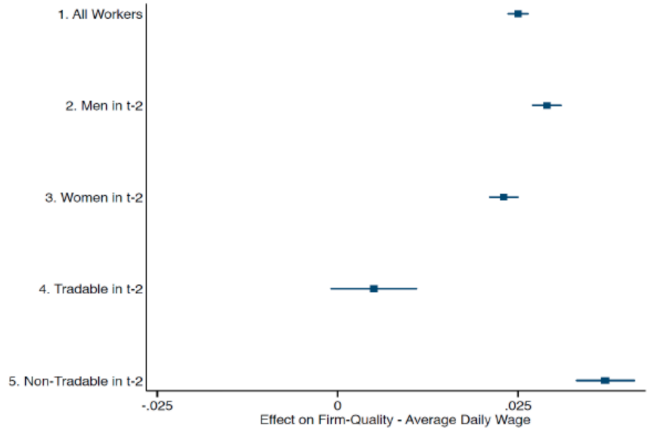


(d) Avreage Firm FEs



(e) Firm Exit

Figure 9: Heterogeneity of Reallocation Responses



Notes: This figure shows the effect of the minimum wage on the reallocation of low-wage workers to firms that pay a higher average daily wages. Row (1) shows the benchmark estimate when all workers are included in the sample (as in panel (b) in Table 3). In rows (2) and (3), the sample is split into men and women, respectively. Rows (4) and Row (5) estimate the reallocation effect separately for workers who were employed in the tradable and in the non-tradable sector at baseline. We classify sectors into tradable and non-tradable using method 1 in Mian and Sufi (2014).

Idées de recherche

Les fortes hausses récentes du salaire minimum offrent des pistes de recherche avec les données canadiennes ; je connais encore peu d'articles récents.

Une idée : adapter la méthode CDLZ au Canada.

- L'EPA (LFS) est semblable à la CPS utilisée par CDLZ.
- Brochu, Green, Lemieux et Townsend (2025) font quelque chose de proche, mais pas identique.
- Un bon sujet de mémoire de maîtrise pour un étudiant bien formé en économétrie.

Autre option : la méthode de Cengiz, Dube, Lindner et Zentler-Munro dans *Seeing beyond the Trees: Using Machine Learning to Estimate the Impact of Minimum Wages on Labor Market Outcomes*.

Limite : les données administratives canadiennes n'indiquent pas les heures travaillées ; on ne peut donc pas y calculer le salaire horaire pour une conception par écart.

- Piste : calculer l'écart par industrie et région avec le Recensement ou l'EPA, puis fusionner les données ?

Idées de recherche

Une autre option est de changer la variable dépendante : effet du salaire minimum sur la criminalité, la santé, le sans-abrisme, l'éducation, le loyer, etc.

- Il existe de nombreux articles de ce type, l'"astuce" est de trouver des données qui sont meilleures/différentes de celles des articles existants et qui permettent une analyse différente/plus crédible

Idée aléatoire : collecter des données sur le salaire minimum fédéral à travers les pays, fusionner avec les données de Gethin et Saez (2025) sur les heures de travail mondiales

- `https://amory-gethin.fr/research.html`
- Ensemble de données en panel couvrant 87 pays sur 20 ans
- Détails par âge, industrie, genre