

Immigration

Sam Gyetvay

ECO8000

November 23, 2025

L'immigration en économie

Un vaste corpus sur l'économie de l'immigration

- ▶ Impact dans le pays de destination
- ▶ Impact dans le pays d'origine ("fuite des cerveaux")
- ▶ La décision de migrer et l'auto-sélection des migrants
- ▶ Le processus d'intégration dans le pays de destination

Aujourd'hui, nous nous concentrerons sur les impacts du marché du travail de l'immigration dans le pays de destination

Pourquoi est-ce important ?

Pour le dire doucement, l'immigration est un sujet très controversé

- ▶ De nombreuses critiques de l'augmentation de l'immigration affirment qu'elle a des effets négatifs sur le marché du travail
- ▶ Les partisans disent que l'immigration aide les entreprises à combler les pénuries de main-d'œuvre, à augmenter la productivité
- ▶ La politique est nuancée : les pays peuvent cibler différentes formes d'immigration (travail, temporaire, regroupement familial, réfugié)

L'immigration est également une source importante de chocs pour nous aider à comprendre le fonctionnement des marchés du travail

- ▶ Si l'immigration est un choc (exogène) sur l'offre de travail, cela peut nous aider à comprendre les propriétés de la demande de travail
- ▶ Similaire à la manière dont Acemoglu, Autor et Lyle (2004) ont utilisé les chocs de l'offre de travail féminin

Aujourd'hui

Effets de l'immigration en théorie

- ▶ Borjas (2003)
- ▶ Ottaviano et Peri (2012)

Preuves empiriques

1. Expériences naturelles

- ▶ Exode de Mariel (Card, 1990)

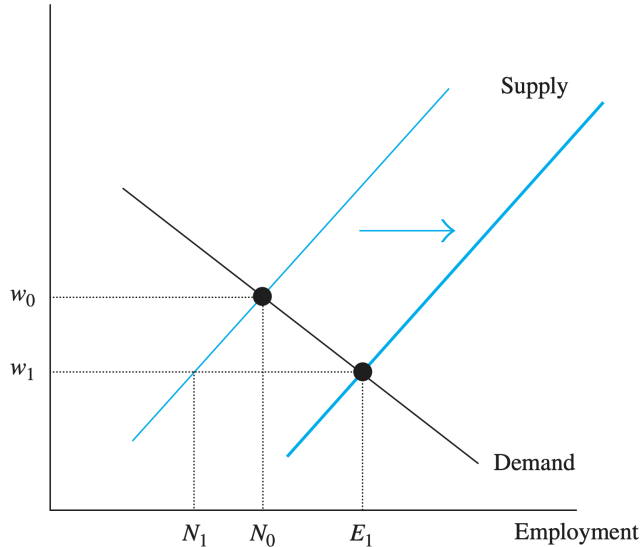
2. Approche du marché du travail local

- ▶ Instrument de partage de l'enclave (Card, 2001)

3. Autres approches

- ▶ Immigration transfrontalière (Dustmann et al., 2018)
- ▶ Loteries d'entreprises (Doran et. al., 20??, Brinatti et. al. 20??)

Équilibre partiel à court terme de l'offre et de la demande



Pourquoi « court terme » ? Pourquoi « équilibre partiel » ?

Dans le court terme, le capital est (supposé) fixe

- ▶ Le capital augmente à moyen ou long terme
- ▶ Finalement, plus d'usines sont construites, plus de machines achetées, etc.
- ▶ Si le travail et le capital sont complémentaires, cela compensera les effets initiaux sur les salaires

Dans un équilibre partiel, la seule chose qui change est l'offre de travail

- ▶ En réalité, les immigrants consomment aussi : ils déplacent également la demande !
- ▶ Une offre plus élevée peut également réduire les prix (particulièrement important pour certains services)
- ▶ De nombreux autres canaux d'équilibre général (marché du logement, éducation, etc.)

Borjas (2003)

Un modèle emboîté simple avec deux « couches »

Première couche : fonction de production de Cobb-Douglas

$$Q = AK^{\alpha}L^{1-\alpha}$$

avec le capital K et le travail L

Deuxième couche : agrégat CES de travail non qualifié L_U et qualifié L_S

$$L = \left[\theta_U L_U^{\beta} + \theta_S L_S^{\beta} \right]^{\frac{1}{\beta}}$$

avec une élasticité de substitution $\sigma = \frac{1}{1-\beta}$

Résolution...

$$\begin{aligned}w_g &= \frac{\partial Q}{\partial L_g} \\&= \frac{\partial Q}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial L_g} \\&= (1 - \alpha)AK^\alpha L^{-\alpha} \frac{\partial L}{\partial L_g} \\&= (1 - \alpha)AK^\alpha L^{-\alpha} \theta_g L_g^{\beta-1} L^{1-\beta}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\log w_g &= \text{Const.} + (1 - \alpha - \beta) \log L + (\beta - 1) \log L_g \\&= \text{Const.} - \alpha \log L + (\beta - 1)[\log L_g - \log L]\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta \log w_g &= -\alpha \Delta \log L + (\beta - 1)[\Delta \log L_g - \Delta \log L] \\&= -\alpha m + (\beta - 1)[m_g - m]\end{aligned}$$

Équation des salaires

Réponse salariale implicite pour le groupe $g \in \{U, S\}$

$$\Delta \log w_g = -\alpha m - \frac{1}{\sigma}(m_g - m)$$

dépend de la taille de l'afflux d'immigrants $m = M/N$ et de l'intensité relative des compétences des immigrants $m_g - m$, où $M_g = M_g/N_g$

Implications

- ▶ À court terme, le salaire moyen diminue à moins que le capital ne soit totalement élastique
- ▶ Les salaires du groupe de compétences pour lequel $m_g > m$ diminuent par rapport à l'autre groupe de compétences
- ▶ À mesure que $\sigma \rightarrow \infty$, les travailleurs non qualifiés et qualifiés sont des substituts parfaits, alors $\Delta \log w_U = \Delta \log w_S$
- ▶ Si la plupart des immigrants sont non qualifiés $m_U - m > 0$ et $0 < \sigma < \infty$, alors les salaires des natifs non qualifiés diminueront par rapport aux qualifiés

Ottaviano et Peri (2012)

Étendre le modèle en ajoutant une troisième couche

Les première et deuxième couches sont comme avant

$$Q = AK^\alpha L^{1-\alpha}$$

$$L = \left[\theta_U L_U^\beta + \theta_S L_S^\beta \right]^{\frac{1}{\beta}}$$

Troisième couche : agrégat CES de travail migrant M_g et natif N_g

$$L_g = (\theta_{gN} N_g^\rho + \theta_{gM} M_g^\rho)^{1/\rho}, \quad g \in \{U, S\}$$

avec une élasticité de substitution $\phi = \frac{1}{1-\rho}$

Équation des salaires

Réponse implicite des salaires pour les travailleurs natifs dans le groupe $g \in \{U, S\}$

$$\Delta \log w_{N,g} = -\alpha m - \frac{1}{\sigma}(m_g - m) + \frac{1}{\phi} m_g$$

Le nouveau terme représente la substituabilité imparfaite entre les migrants et les natifs du même niveau de compétence (troisième couche). Utile de réarranger :

$$\Delta \log w_{N,g} = \left(\frac{1}{\sigma} - \alpha\right) m + \left(\frac{1}{\phi} - \frac{1}{\sigma}\right) m_g$$

- ▶ Lorsque σ et ϕ sont proches en valeur, les effets sur les salaires sont moins concentrés. Intuition : Si $\sigma = \phi$, il est aussi facile de substituer des natifs non qualifiés pour de la main-d'œuvre qualifiée que avec des migrants non qualifiés
- ▶ Un ϕ plus élevé signifie que les migrants non qualifiés sont en concurrence plus directe avec les natifs non qualifiés (travaillent dans des professions similaires, effectuent des tâches similaires, etc.)

Ottaviano et Peri (2012)

Dans l'article, les auteurs estiment les paramètres du modèle et quantifient les effets des salaires de l'immigration pour différents groupes

Leur modèle est un peu plus compliqué que celui que je viens de vous montrer. Le leur inclut des nids pour l'éducation ainsi que pour l'âge

Ils modélisent également l'ajustement du capital et simulent les effets à court terme (capital fixe) et à long terme (ajustement du capital)

Exode de Mariel (Card, 1990)

Le 20 avril 1980, Fidel Castro (leader communiste de Cuba) a annoncé que tous les Cubains souhaitant quitter Cuba pour les États-Unis étaient libres de le faire. La seule condition était qu'ils devaient partir par le port de Mariel. Au 31 octobre, 125 000 *Marielitos* étaient partis pour Miami. Rien qu'en mai 1980, plus de 86 000 sont arrivés aux États-Unis.

David Card a écrit un article célèbre qui comparait les salaires à Miami à ceux d'un groupe de villes de comparaison (Atlanta, Houston, Los Angeles et Tampa)

En utilisant l'Enquête sur la population actuelle de 1979 à 1985 et le recensement de 1980, Card n'a trouvé aucune preuve d'effets sur les salaires ou l'emploi



Cubans arrived in Key West, Fla., in 1980 after Fidel Castro opened the port at Mariel.
Eddie Adams/Associated Press

Figure 1. Number of Cuban Immigrants, by Year of Migration, 1955–2010

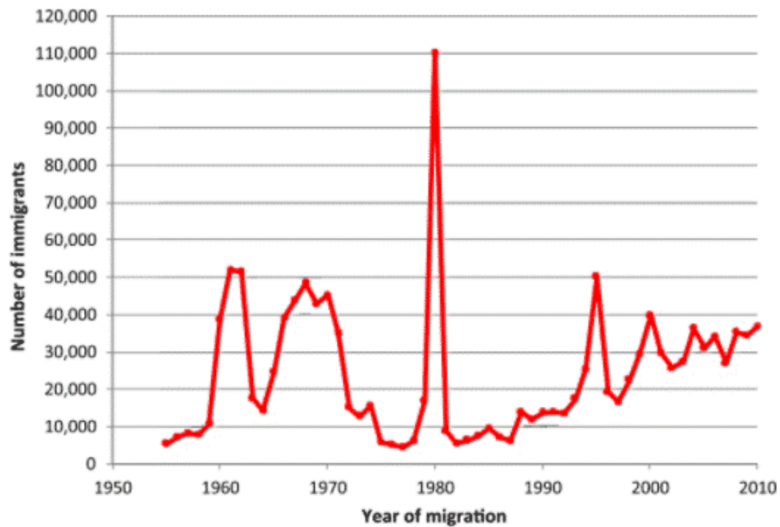


Table 3. Logarithms of Real Hourly Earnings of Workers Age 16–61 in Miami and Four Comparison Cities, 1979–85.

<i>Group</i>	<i>1979</i>	<i>1980</i>	<i>1981</i>	<i>1982</i>	<i>1983</i>	<i>1984</i>	<i>1985</i>
<i>Miami:</i>							
Whites	1.85 (.03)	1.83 (.03)	1.85 (.03)	1.82 (.03)	1.82 (.03)	1.82 (.03)	1.82 (.05)
Blacks	1.59 (.03)	1.55 (.02)	1.61 (.03)	1.48 (.03)	1.48 (.03)	1.57 (.03)	1.60 (.04)
Cubans	1.58 (.02)	1.54 (.02)	1.51 (.02)	1.49 (.02)	1.49 (.02)	1.53 (.03)	1.49 (.04)
Hispanics	1.52 (.04)	1.54 (.04)	1.54 (.05)	1.53 (.05)	1.48 (.04)	1.59 (.04)	1.54 (.06)
<i>Comparison Cities:</i>							
Whites	1.93 (.01)	1.90 (.01)	1.91 (.01)	1.91 (.01)	1.90 (.01)	1.91 (.01)	1.92 (.01)
Blacks	1.74 (.01)	1.70 (.02)	1.72 (.02)	1.71 (.01)	1.69 (.02)	1.67 (.02)	1.65 (.03)
Hispanics	1.65 (.01)	1.63 (.01)	1.61 (.01)	1.61 (.01)	1.58 (.01)	1.60 (.01)	1.58 (.02)

Note: Entries represent means of log hourly earnings (deflated by the Consumer Price Index—1980 = 100) for workers age 16–61 in Miami and four comparison cities: Atlanta, Houston, Los Angeles, and Tampa–St. Petersburg. See note to Table 1 for definitions of groups.

Source: Based on samples of employed workers in the outgoing rotation groups of the Current Population Survey in 1979–85. Due to a change in SMSA coding procedures in 1985, the 1985 sample is based on individuals in outgoing rotation groups for January–June of 1985 only.

*Table 4. Unemployment Rates of Individuals Age 16–61 in Miami and
Four Comparison Cities, 1979–85.
(Standard Errors in Parentheses)*

<i>Group</i>	<i>1979</i>	<i>1980</i>	<i>1981</i>	<i>1982</i>	<i>1983</i>	<i>1984</i>	<i>1985</i>
<i>Miami:</i>							
Whites	5.1 (1.1)	2.5 (0.8)	3.9 (0.9)	5.2 (1.1)	6.7 (1.1)	3.6 (0.9)	4.9 (1.4)
Blacks	8.3 (1.7)	5.6 (1.3)	9.6 (1.8)	16.0 (2.3)	18.4 (2.5)	14.2 (2.3)	7.8 (2.3)
Cubans	5.3 (1.2)	7.2 (1.3)	10.1 (1.5)	10.8 (1.5)	13.1 (1.6)	7.7 (1.4)	5.5 (1.7)
Hispanics	6.5 (2.3)	7.7 (2.2)	11.8 (3.0)	9.1 (2.5)	7.5 (2.1)	12.1 (2.4)	3.7 (1.9)
<i>Comparison Cities:</i>							
Whites	4.4 (0.3)	4.4 (0.3)	4.3 (0.3)	6.8 (0.3)	6.9 (0.3)	5.4 (0.3)	4.9 (0.4)
Blacks	10.3 (0.8)	12.6 (0.9)	12.6 (0.9)	12.7 (0.9)	18.4 (1.1)	12.1 (0.9)	13.3 (1.3)
Hispanics	6.3 (0.6)	8.7 (0.6)	8.3 (0.6)	12.1 (0.7)	11.8 (0.7)	9.8 (0.6)	9.3 (0.8)

Note: Entries represent means of unemployment indicator variable for individuals age 16–61 in Miami and four comparison cities: Atlanta, Houston, Los Angeles, and Tampa–St. Petersburg. Samples are based on individuals in the labor force. See notes to Table 3 for definitions of groups and data sources.

L'exode de Mariel comme contrôle synthétique (Peri et Yasenov, 2017)

Le choix des villes de comparaison par Card est un peu arbitraire

Ces quatre villes ont été sélectionnées à la fois parce qu'elles avaient des populations relativement importantes de Noirs et d'Hispaniques et parce qu'elles ont montré un modèle de croissance économique similaire à celui de Miami à la fin des années 1970 et au début des années 1980. Une comparaison des taux de croissance de l'emploi (basée sur des données d'établissement) suggère que les conditions économiques étaient très similaires à Miami et dans la moyenne des quatre villes de comparaison entre 1976 et 1984.

Dans un article de suivi quelques décennies plus tard, Peri et Yasenov (2017) appliquent la **méthode de contrôle synthétique** à l'expérience de Mariel

Contrôle synthétique (Abadie et Gardeazabal, 2003)

Le contrôle synthétique est une méthode économétrique pour estimer les effets causaux lorsque seulement une “unité” (ville) est traitée

Le SCM construit un **Miami synthétique** égal à une moyenne pondérée des villes donneuses en trouvant le groupe de villes + les poids qui correspondent le mieux aux résultats de Miami avant le traitement

Le SCM est un peu comme la méthode des différences dans les différences, mais au lieu de supposer que les tendances parallèles se maintiennent parmi le groupe de contrôle et de vérifier les tendances préalables parallèles, nous construisons un groupe de contrôle où il n'y a pas mécaniquement de tendances préalables

Le SCM est populaire dans l'analyse des politiques, mais est considéré comme un “dernier recours” et ne publie généralement pas dans de bons journaux économiques. Suffisant pour un essai de maîtrise à l'UQAM, peut-être acceptable pour le deuxième ou troisième chapitre d'une thèse de doctorat

Détails du contrôle synthétique

Observer Y_{it} pour $i = 1, \dots, J + 1$ et $t = 1, \dots, T$, où l'unité 1 (Miami) est traitée dans la période $T_0 \in (1, T]$ (1980)

Observer $Y_{1t}(1)$ pour $t = T_0, \dots, T$ et $Y_{jt}(0) \forall j, t = 1, \dots, T_0 - 1$

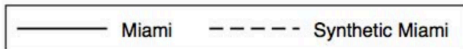
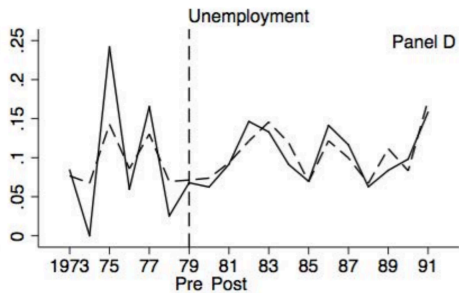
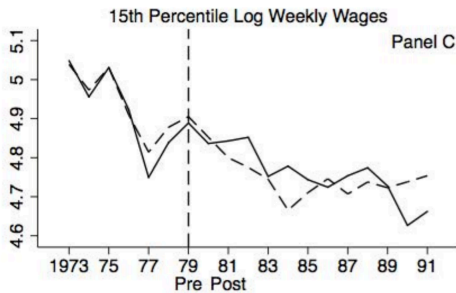
Idée : imputer les $Y_{1t}(0)$ manquants pour $t = T_0, \dots, T$ à partir de $Y_{jt}(0)$

Estimateur : $Y_{1t}(1) - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_{jt} Y_{jt}$ pour certains $\omega_{jt} \geq 0$, $\sum_{j=1}^{J+1} \omega_{jt} = 1$

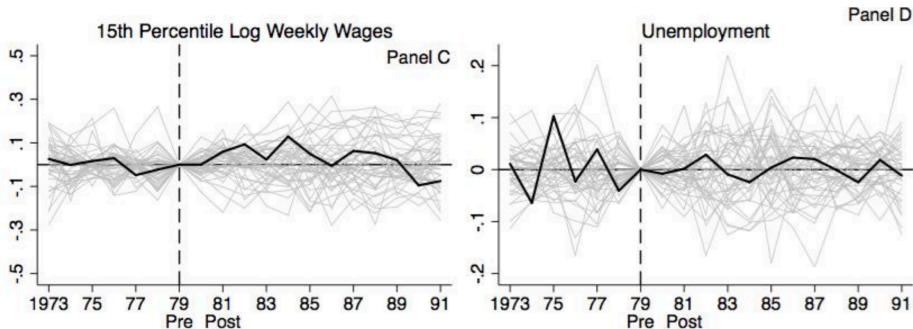
Choisir les poids pour minimiser la distance entre Y_{1t} et $\sum_{j=2}^{J+1} \omega_{jt} Y_{jt}$ dans la période pré-traitement $t \in \{1, \dots, T_0 - 1\}$

Miami synthétique ?

Ville	Panneau A	Panneau B	Panneau C	Panneau D
La Nouvelle-Orléans, LA	43.9	43.2		48.4
New York, NY	29.9	30.1		30.9
Baltimore, MD	24.8	24.9		
Birmingham, AL			60.6	
Rochester, NY			28.6	
Nassau–Suffolk, NY			10.4	
Albany–Schenectady–Troy, NY				19.5
Cincinnati, OH				1.1



Inférence basée sur la permutation



Les erreurs standard conventionnelles et les intervalles de confiance reposent sur des asymptotiques où $n \rightarrow \infty$. Mais avec le contrôle synthétique, il n'y a qu'une seule unité traitée ! Au lieu de cela : mélanger aléatoirement la ville traitée et refaire le calcul des centaines de fois. Pour un effet « significatif », la valeur observée devrait être une valeur aberrante. Pour un effet « non significatif », elle devrait être proche de la médiane.

Autres expériences naturelles

Le boatlift de Mariel est un article célèbre, mais ce n'est pas une preuve très convaincante

- ▶ Les données sont petites et bruyantes → les résultats sont sensibles à l'échantillon, aux contrôles
- ▶ Il y a eu un long et fastidieux va-et-vient entre Borjas et ses co-auteurs et d'autres économistes à ce sujet¹

Heureusement, il existe d'autres expériences naturelles intéressantes où de grands chocs d'immigration se sont produits pour des raisons quasi-exogènes

- ▶ Hunt (1992) : rapatriés de 1962 d'Algérie en France
- ▶ Hunt (2001) : immigration juive en Israël après la chute de l'Union Soviétique
- ▶ Angrist et Kugler (2003) : réfugiés de Yougoslavie

On constate généralement aucun effet sur les salaires.

¹Résumé partiel ici <https://www.laurenpolicy.com/p/the-mariel-boatlift>

Hunt (2001)

Immigration massive depuis l'Union Soviétique (FSU) vers Israël après 1989

Un million d'immigrants de la FSU en une décennie, augmentant la population de 7 pour cent dans les deux premières années

Utilisation des données sur les professions que les immigrants exerçaient avant l'immigration en FSU pour construire un instrument pour les chocs au niveau des professions

Comparaison des travailleurs dans les professions avec plus d'immigrants de la FSU vs. les travailleurs dans les professions avec moins d'immigrants de la FSU

- Les immigrants de la FSU plus éduqués et dans des professions hautement qualifiées (ingénieur, manager, médecin), mais “rétrogradés” dans des professions de compétence moyenne (service, soudeur, femme de ménage) en Israël

L'OLS montre des effets négatifs, mais l'IV montre des effets nuls

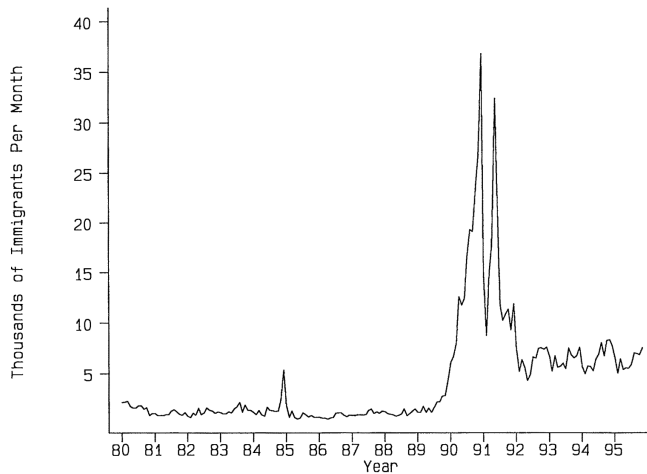


FIGURE I

Immigration to Israel

Note: Number of immigrants, including immigrating citizens, per month.
Sources are Bank of Israel [1999] and Israeli Central Bureau of Statistics [1997].

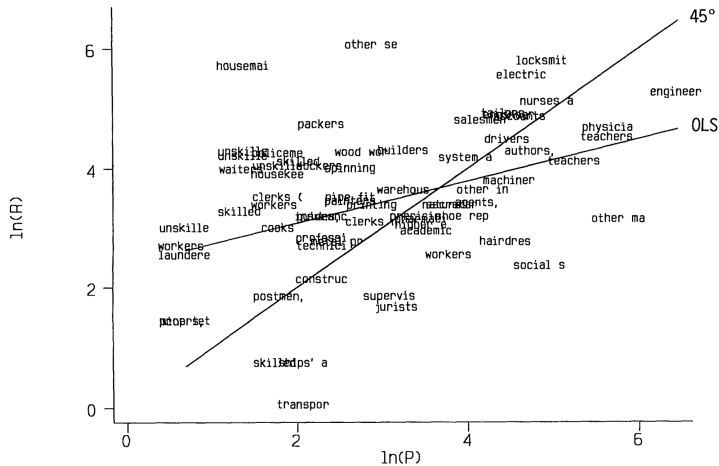


FIGURE III

Number of Russians in the Occupation in Israel and Abroad

Note: $\ln(R)$ is the log of the number of Russians in the occupation in Israel in 1994. $\ln(P)$ is the log of the number of Russians formerly in the occupation abroad.

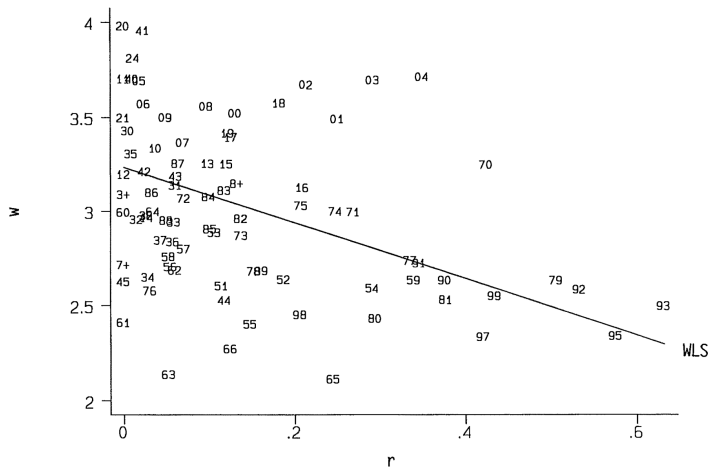


FIGURE IV

Israeli Wages and the Presence of Russians in the Occupation in Israel

Note: W is the average log wage of Israelis in 1994. r is the ratio of Russians to Israelis in the occupation in 1994.

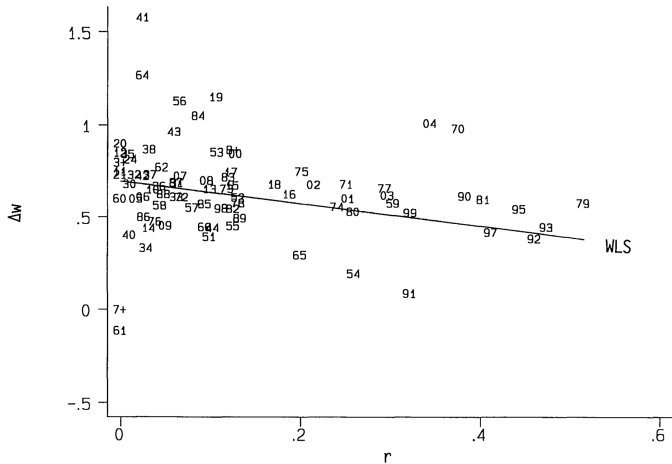


FIGURE V

Israeli Wage Growth and the Presence of Russians in the Occupation in Israel

Note: ΔW is the change in the average log wage of Israelis 1989–1994. r is the ratio of Russians to Israelis in the occupation in 1994.

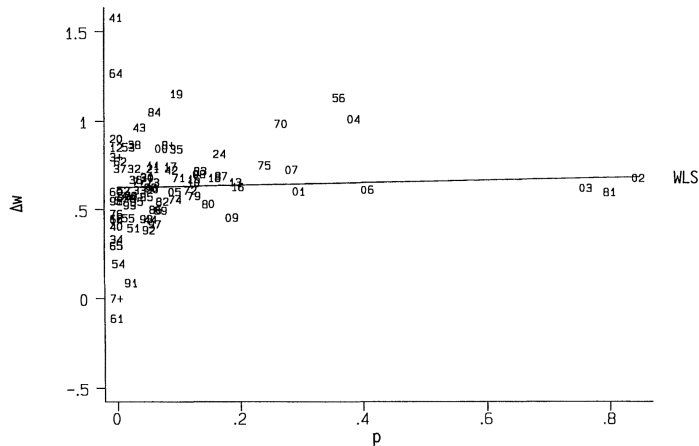


FIGURE VI

Israeli Wage Growth and the Presence of Russians in the Occupation Abroad

Note: ΔW is the change in the average log wage of Israelis 1989–1994. p is the ratio of Russians formerly in the occupation abroad to Israelis in the occupation in 1994.

TABLE III
THE EFFECT OF IMMIGRATION ON NATIVE ISRAELI WAGES:
INDIVIDUAL-LEVEL ANALYSIS

Dependent variable	Estimation method	Independent variable		R^2	N
		p	r		
w	OLS		-.324 (.086)	.53	8353
r	OLS	.188 (.029)		.76	8353
w	OLS	.135 (.057)		.53	8353
w	2SLS		.718 (.343)		8353

Robust standard errors, which correct for clustering by occupation by year, appear in parentheses (see Moulton [1986] and Shore-Sheppard [1996]). w is the log hourly wage of native Israelis. See the note to Table II for definitions of r and p . The regressions control for years of schooling, years of potential labor market experience, sex, ethnicity, nativity, years since migration, and one-digit industry, with the returns allowed to vary by year. They also include a set of time-invariant two-digit occupation dummies. The estimated coefficients on the control variables are reported in Appendix 2. Individual-level data are from pooled IS 1989 and 1994. Occupation-level data are from LFS 1994. The sample excludes new immigrants, the self-employed, and those below age 25 or above age 65.

Card (2001)

Les preuves issues d'expériences naturelles sont intéressantes, mais ces épisodes sont rares et, par définition, quelque peu inhabituels

Card (2001) a montré une manière d'estimer les effets causaux de l'immigration régulière en utilisant des données standards

Idée clé : l'instrument “enclave ethnique”

- ▶ La plupart des immigrants d'un pays donné se regroupent dans quelques villes (“enclaves”)
- ▶ Ces modèles de peuplement sont très persistants dans le temps
- ▶ Utiliser un instrument “shift-share” qui combine les parts de peuplement historiques avec les flux d'immigration actuels

Instruments shift-share

L'instrument d'enclave ethnique de Card (2001) est calculé

$$z_i = \sum_{k=1}^K \underbrace{s_{ik}}_{\text{"share"}} \underbrace{g_k}_{\text{"shift"}}$$

- ▶ $k \in \{1, \dots, K\}$ sont les pays d'origine
- ▶ s_{ik} est la part des immigrants du pays k qui vivaient dans la ville i lors d'une période antérieure (généralement une décennie ou plus)
- ▶ g_k est le taux de croissance national de l'immigration en provenance du pays k sur la période d'analyse

Ceci est un cas spécifique d'un instrument shift-share. Voir la revue récente par Borusyak, Hull, Jaravel (2025) dans Journal of Economic Perspectives pour un guide excellent et complet

Identification shift-share

Supposons que nous avons réalisé une régression des salaires moyens (log) dans la ville i sur l'afflux d'immigrants dans cette ville m_i , éventuellement avec quelques contrôles

$$\log w_i = \alpha + \gamma m_i + \beta X_i + \epsilon_i$$

Pourquoi avons-nous besoin d'un instrument ?

Identification shift-share

Supposons que nous avons réalisé une régression des salaires moyens (log) dans la ville i sur l'afflux d'immigrants dans cette ville m_i , éventuellement avec quelques contrôles

$$\log w_i = \alpha + \gamma m_i + \beta X_i + \epsilon_i$$

Pourquoi avons-nous besoin d'un instrument ?

- Les estimations OLS de γ seront biaisées si $\text{Cov}(m_i, \epsilon_i) \neq 0$. En d'autres termes :

Identification shift-share

Supposons que nous avons réalisé une régression des salaires moyens (log) dans la ville i sur l'afflux d'immigrants dans cette ville m_i , éventuellement avec quelques contrôles

$$\log w_i = \alpha + \gamma m_i + \beta X_i + \epsilon_i$$

Pourquoi avons-nous besoin d'un instrument ?

- Les estimations OLS de γ seront biaisées si $\text{Cov}(m_i, \epsilon_i) \neq 0$. En d'autres termes : les immigrants se déplacent vers la ville i à cause de chocs de demande non observés

Pourquoi l'IV shift-share résout-il le problème d'identification ?

Identification shift-share

Supposons que nous avons réalisé une régression des salaires moyens (log) dans la ville i sur l'afflux d'immigrants dans cette ville m_i , éventuellement avec quelques contrôles

$$\log w_i = \alpha + \gamma m_i + \beta X_i + \epsilon_i$$

Pourquoi avons-nous besoin d'un instrument ?

- ▶ Les estimations OLS de γ seront biaisées si $\text{Cov}(m_i, \epsilon_i) \neq 0$. En d'autres termes : les immigrants se déplacent vers la ville i à cause de chocs de demande non observés

Pourquoi l'IV shift-share résout-il le problème d'identification ?

- ▶ Si les parts s_{ik} représentent le désir des immigrants d'être avec leur communauté, elles sont susceptibles d'être non corrélées avec les chocs de demande non observés contemporains
- ▶ Shift-share est équivalent à une moyenne pondérée issue d'une régression qui utilise les parts comme instruments (Goldsmith-Pinkham, Sorkin et Swift, 2020)

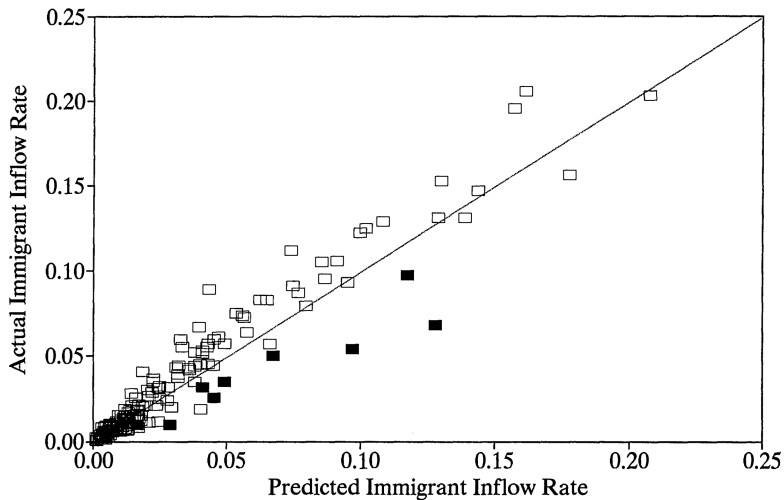


FIG. 2.—Actual and supply-driven immigrant inflows of laborers and less-skilled service workers. Texas cities shown with filled squares.

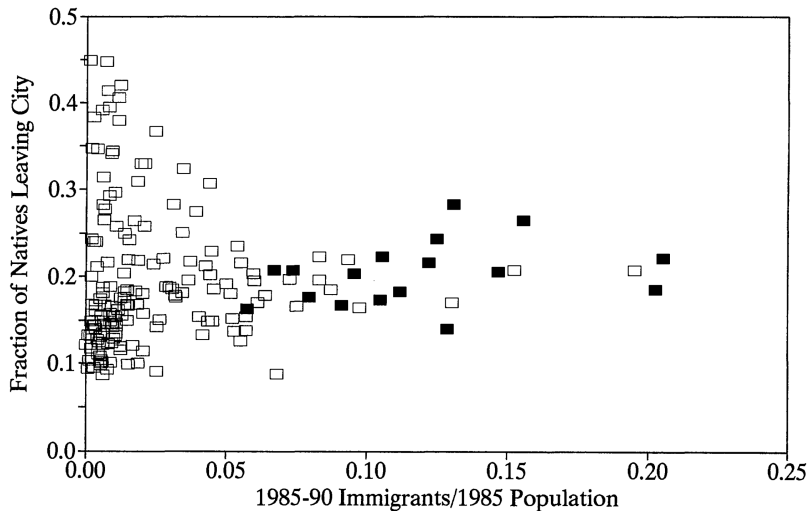


FIG. 3.—Immigrant inflows and native outflows for laborers and less-skilled service workers. California cities shown with filled squares.

Table 6
Effects of Skill Group Population Shares on Employment-Population Rates
of Natives and Earlier Immigrants

	Natives		Pre-1985 Immigrants	
	Men	Women	Men	Women
Ordinary least squares estimation:				
A. 175 cities weighted	-.028 (.004)	-.045 (.005)	-.019 (.005)	-.023 (.007)
B. 175 cities unweighted	-.035 (.005)	-.047 (.005)	-.032 (.006)	-.020 (.008)
C. Top 50 cities weighted	-.022 (.008)	-.046 (.009)	-.007 (.006)	-.035 (.009)
Instrumental variables estimation (instrument is predicted immigrant inflow):				
D. 175 cities weighted	-.202 (.042)	-.081 (.018)	-.096 (.040)	-.146 (.036)
E. Top 50 cities weighted	-.185 (.056)	-.070 (.020)	-.041 (.027)	-.072 (.032)
F. Three least-educated occupations only	-.068 (.019)	-.032 (.014)	-.020 (.020)	-.045 (.036)
G. Laborers/low-skill services and professional/ technical only	-.040 (.010)	-.060 (.010)	-.022 (.011)	-.038 (.013)

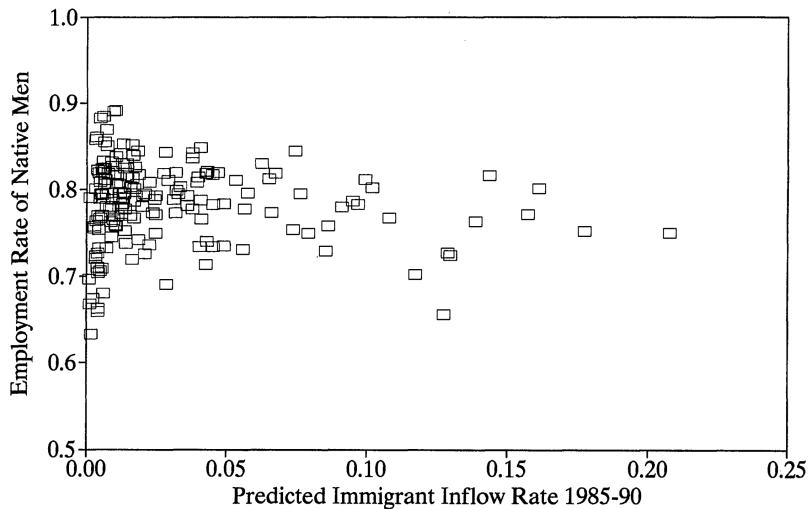


FIG. 4.—Predicted immigrant inflows and employment rate of native men in laborer and less-skilled service occupations.

Table 7
Effects of Skill Group Population Share on Mean Log Wages of Natives and Earlier Immigrants

	Natives		Pre-1985 Immigrants	
	Men	Women	Men	Women
Ordinary least squares estimation:				
A. 175 cities weighted	-.025 (.005)	-.058 (.005)	-.051 (.010)	-.041 (.010)
B. 175 cities unweighted	-.010 (.006)	-.051 (.004)	-.037 (.013)	-.022 (.012)
C. Top 50 cities weighted	-.054 (.009)	-.058 (.007)	-.059 (.013)	-.064 (.012)
Instrumental variables estimation (instrument is predicted immigrant inflow):				
D. 175 cities weighted	-.099 (.033)	.063 (.020)	.037 (.073)	-.251 (.055)
E. Top 50 cities weighted	-.039 (.038)	.050 (.023)	-.022 (.055)	-.116 (.042)
F. Three least-educated occupations only	-.041 (.020)	.020 (.012)	-.018 (.036)	-.213 (.054)
G. Laborers/low-skill services and professional/technical only	-.031 (.012)	-.056 (.008)	-.057 (.022)	-.048 (.019)

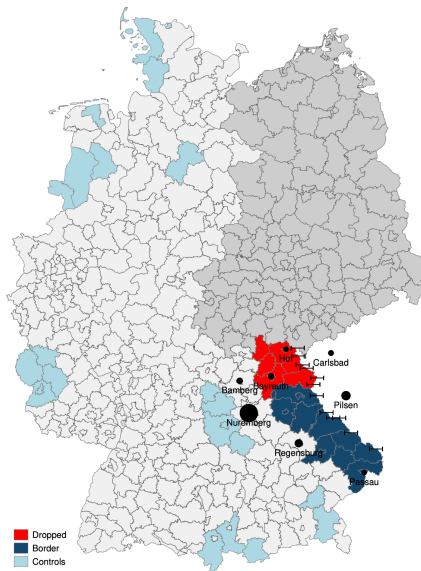
Dustmann, Schonberg, Stuhler (2017)

Étude d'une expérience quasi-naturelle en Allemagne

- ▶ Politique de navettage déclenchée par la chute du rideau de fer
- ▶ Création d'un choc soudain, inattendu et important sur l'offre de travail dans la région frontalière bavaroise (le long de la frontière tchèque)

Utilisation de données longitudinales sur la population entière couverte par les dossiers de sécurité sociale dans les zones affectées (et non affectées)

Étude de l'ampleur, de la rapidité et du canal d'ajustement dans une étude d'événement + IV



Dropped
Border
Controls

Figure: Employment Shares of Czech Nationals: Border vs. Control

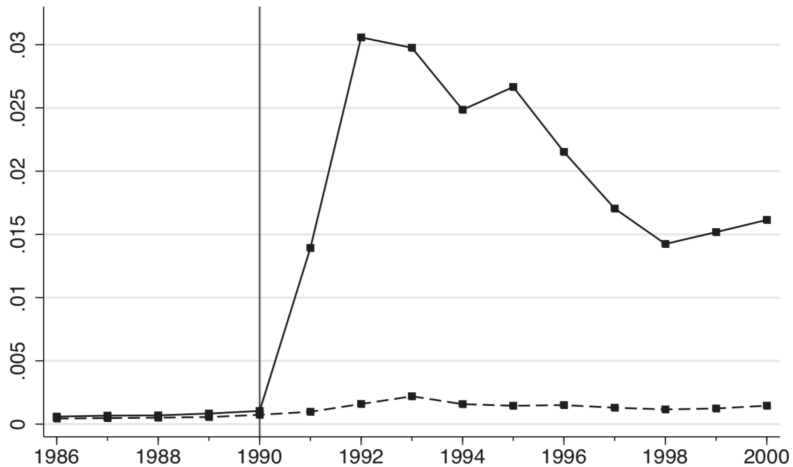


Figure: Employment Shares of Czech Nationals: Border vs. Control

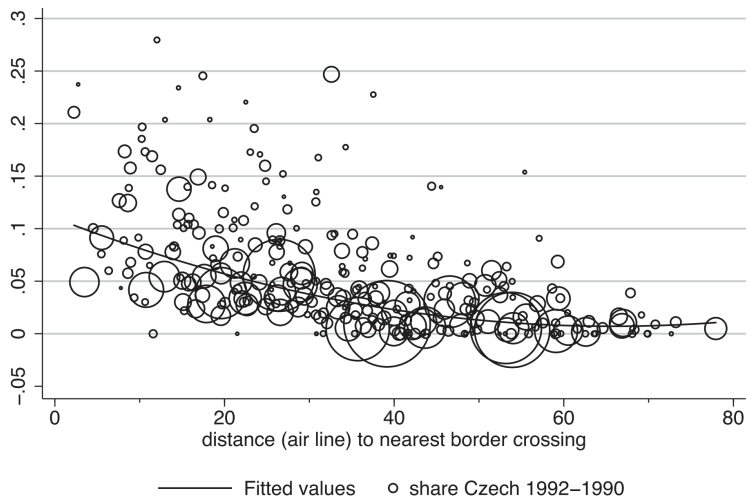
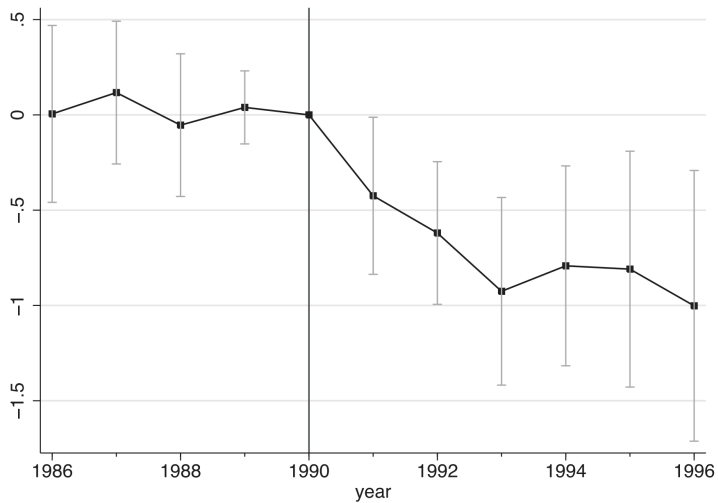
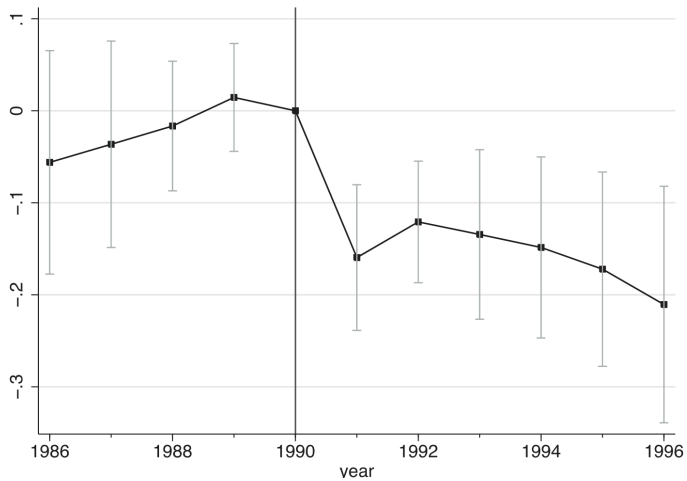


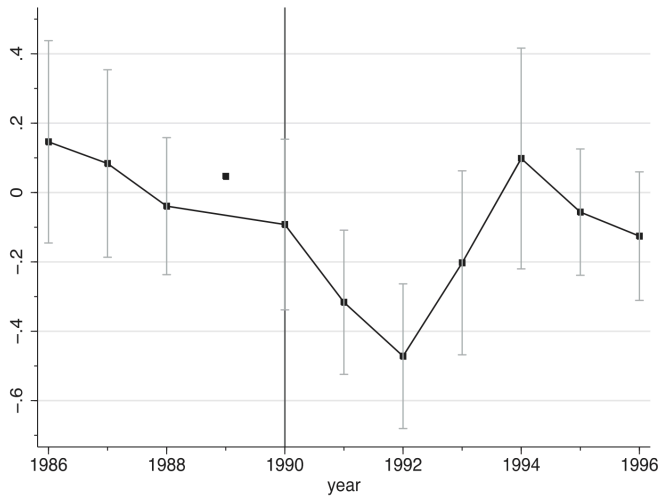
Figure: Estimated Employment Effects



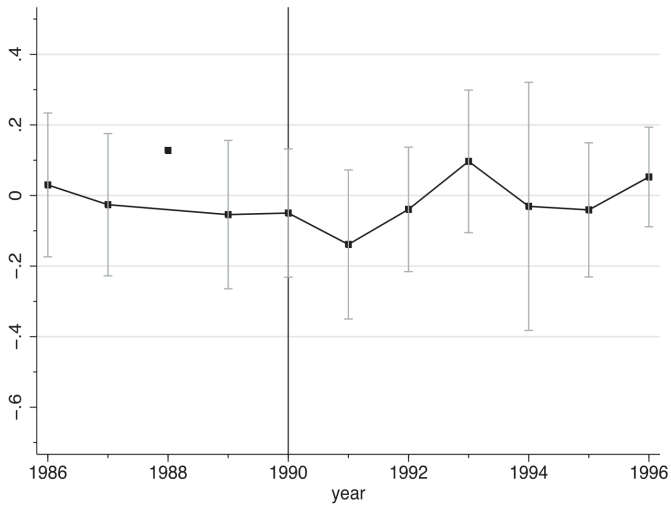
Panel a: Wage effects



Panel a: Inflow effects



Panel b: Outflow effects



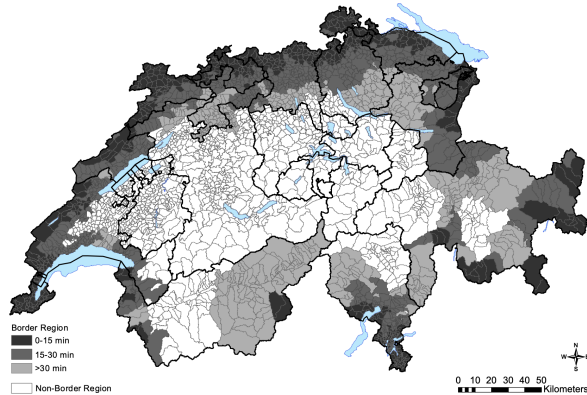
Une autre politique de navettage, cette fois-ci à la frontière suisse

Politique de 2004 qui a supprimé les restrictions pour les travailleurs frontaliers

Comme Dustmann, Schonberg et Stuhler (2017), comparaison des entreprises et des travailleurs proches (≤ 30 minutes de route) de la frontière avec ceux plus éloignés

Contrairement aux résultats de la frontière germano-tchèque, ils constatent des effets positifs sur l'emploi et aucun effet sur les salaires

Figure 1: Municipalities in the border and non-border region and travel distance to the border

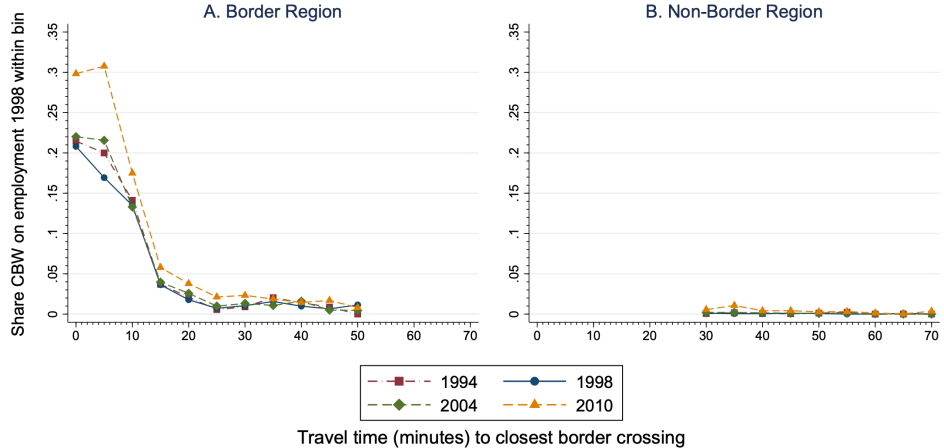


Notes: This figure depicts municipalities in the border region in three different shades of gray and those in the non-border region in white. Within the border region, we distinguish three regions according to their travel time by car to the nearest border crossing. The black lines denote cantonal borders. The border of the border region does not always overlap with cantonal borders.

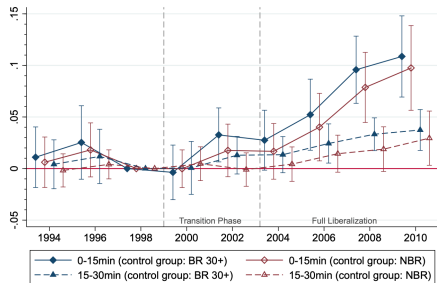
Phase	Year	Event	Cross-border workers		Immigrants	
			Border region	Non-border region	Both regions	
<i>Pre-reform</i>	1995		Admission process (priority requirement), further restrictions	No access	Admission process, annual quotas, further restrictions	
	1996					
	1997					
	1998	Announcement				
<i>Transition phase</i>	1999	AFMP signed	Anticipatory effects possible			
	2000	Referendum				
	2001		Abolition of further restrictions			Higher quotas, further changes ¹
	2002	AFMP enacted				
<i>Free movement phase in border region</i>	2003		Abolition of further restrictions			
	2004	Liberalization	<i>Free</i>		Abolition of admission process	
	2005	in border region				
	2006					
	2007	Full liberalization				
	2008			<i>Free</i>	<i>Free</i>	

¹ Extension of durations of several residency permits. Allowance of family reunion for most permit holders.

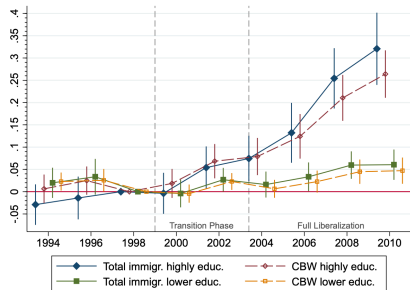
Figure 2: Number of cross-border workers relative to total employment in 1998 in distance bins

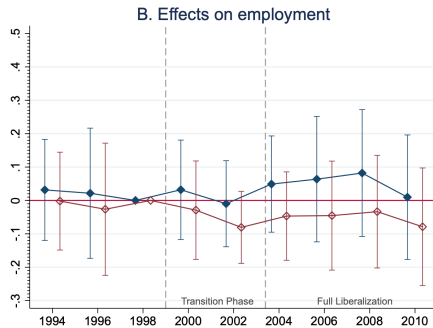
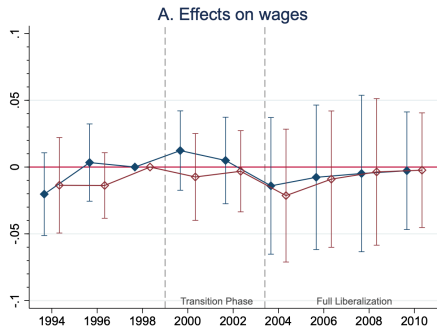


A. Immigrants /
total workers in 1998



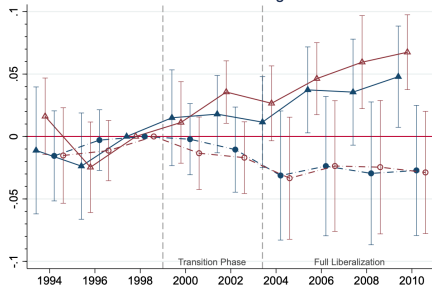
B. Immigrants by education and permit /
total workers by education in 1998



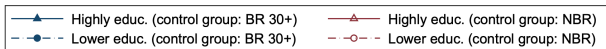
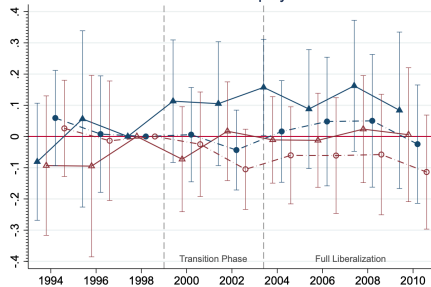


control group: BR 30+ control group: NBR

C. Effects on wages



D. Effects on employment



Mahajan, Morales, Shih, Chen et Brinatti (2025)

Aux États-Unis, les entreprises peuvent demander un visa H-1B pour embaucher un immigrant dans une profession qualifiée

Il y a un nombre fixe de visas H-1B, donc l'attribution des visas est déterminée par une loterie

Les auteurs ont obtenu des données sur toutes les demandes de H-1B approuvées avec le numéro d'identification des employeurs, ainsi que des données sur les demandes prévues

Utiliser ces données pour construire un choc induit par la loterie au niveau de l'entreprise sur la disponibilité des immigrants : le nombre de visas que l'entreprise a gagnés dans la loterie divisé par une estimation du nombre de visas que l'entreprise avait l'intention de demander ("taux de réussite")

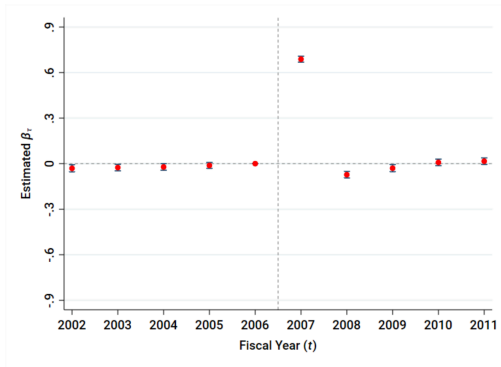
Lier à des données administratives appariées employeur-employé pour étudier les effets

Étude d'événement

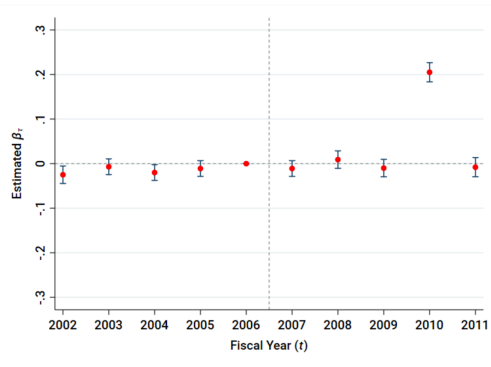
$$y_{jt} = \sum_{\tau \neq b} \beta_{\tau} [\text{Win Rate}_j \times \mathbb{1}(\tau = t)] + \Gamma X_{jt} + \alpha_j + \alpha_{kt} + \varepsilon_{jt}$$

- ▶ $b = 2007Q1$ (trimestre avant la loterie) ou 2006
- ▶ α_j effet fixe de l'entreprise
- ▶ α_{kt} effets fixes temps-industrie
- ▶ X_{jt} emploi de l'entreprise avant la loterie interagi avec des effets fixes temporels
- ▶ $\text{WinRate}_j = \frac{\text{Lottery Wins}_j}{\text{Likely-Lottery Applications}_j}$

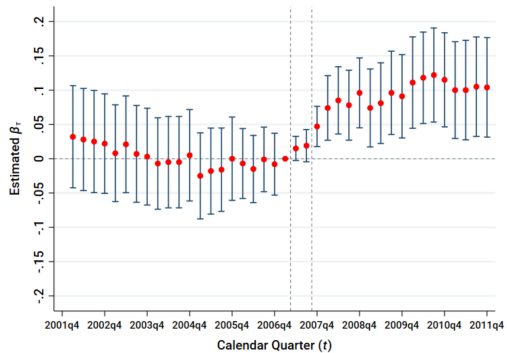
(a) New Employment



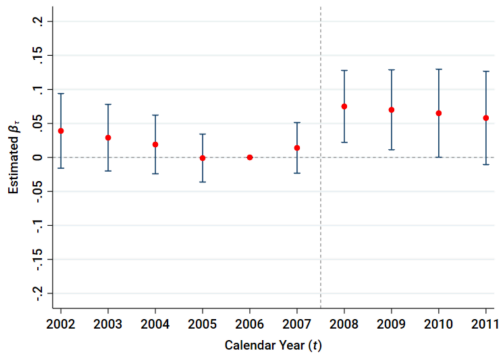
(b) Renewals



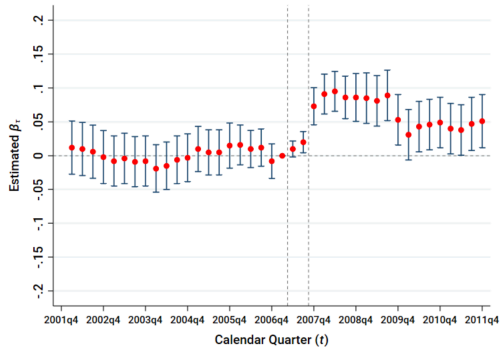
(a) LEHD



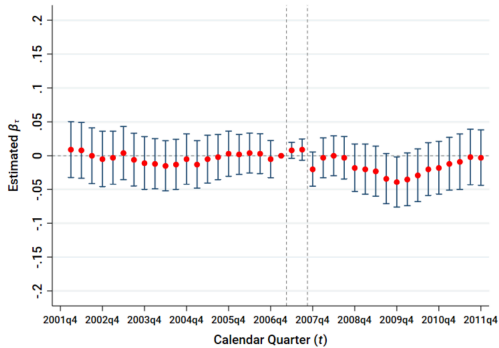
(b) LBD (March of year t)



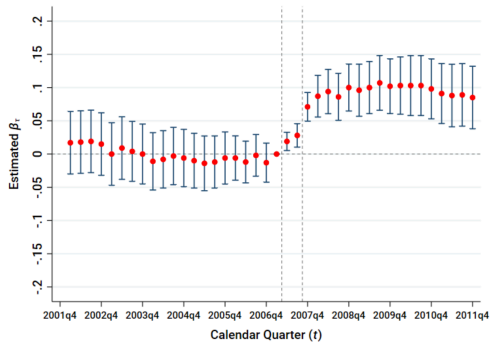
(a) H-1B-Like Immigrants



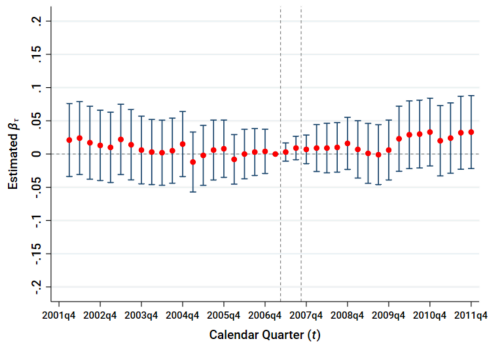
(b) H-1B-Like Natives



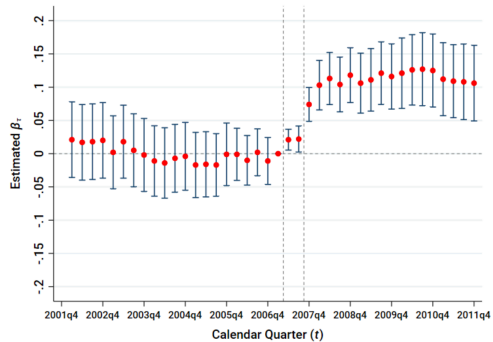
(c) College Immigrants



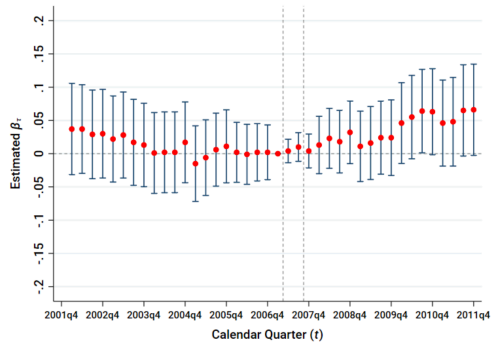
(d) College Natives

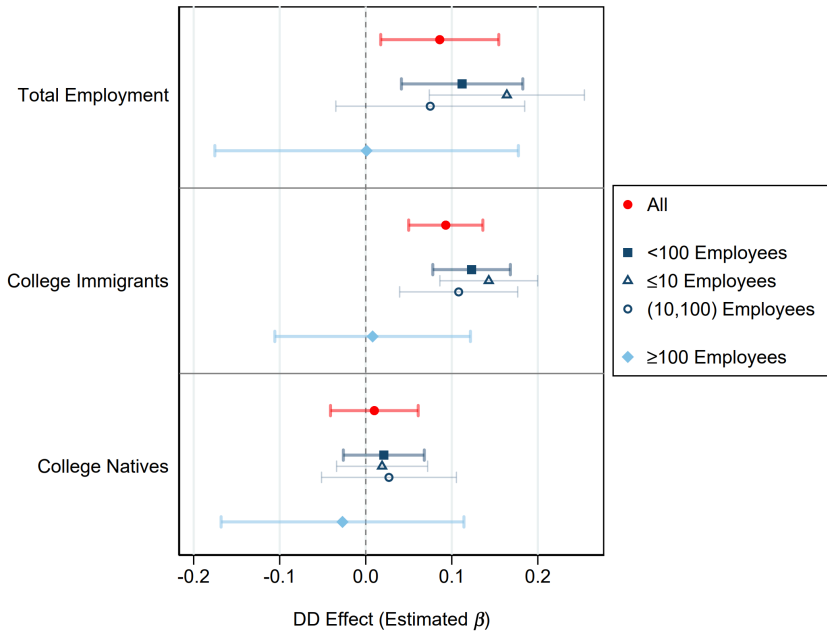


(e) All Immigrants



(f) All Natives





Idées de recherche

Je n'ai pas vu de shift-share standard dans les parts de marché au Canada. Peut-être que cela ne fonctionne pas (le Canada a un petit nombre de villes) mais cela pourrait valoir la peine d'essayer. Peut-être qu'une "approche" serait d'essayer d'obtenir des données géographiques très détaillées (quartier, code postal) et d'examiner les effets très granulaires. Les données administratives de Statistique Canada contiennent cela

Un sujet qui mérite depuis longtemps un nouvel article est l'interaction entre le salaire minimum et l'immigration (paradoxe de Card)

Construire un instrument de type décalage des parts pour les flux internationaux (entre pays) et l'estimer en utilisant un panel de pays (par exemple, GRID <https://www.grid-database.org/>). Cela résout le problème de l'"intercept manquant"

Le Québec permet aux étudiants de France des conditions très avantageuses pour étudier, et de nombreux étudiants français s'y installent après. Il y a eu un changement de politique assez marqué en 2015 qui a triplé les frais de scolarité que les étudiants français ont payés