

Taux de chômage naturel au Québec

Annabelle Fournier ¹

Note de recherche
Research note
2024-01

Août / August 2024

CHAIRE en macroéconomie et prévisions

ESG UQÀM

La Chaire en macroéconomie et prévisions est fière de s'appuyer sur un partenariat avec les organisations suivantes:



Les opinions et analyses contenues dans les notes de recherche de la Chaire ne peuvent en aucun cas être attribuées aux partenaires ni à la Chaire elle-même et elles n'engagent que leurs auteurs.

Opinions and analyses contained in the Chair's research notes cannot be attributed to the Chair or its partners and are the sole responsibility of the authors.

Faits saillants

- Nous estimons une variété de mesures du taux de chômage naturel à l'aide des données québécoises de 1985 à 2024.
- Pendant la majeure partie de notre fenêtre d'observation, le marché du travail québécois était généralement relâché, avec un taux de chômage observé supérieur aux taux naturels, à l'exception des mesures basées sur l'inflation.
- À partir de 2016, la tendance s'inverse, indiquant une surchauffe du marché confirmée par toutes les mesures dès le premier trimestre 2019, caractérisée par un taux de chômage inférieur aux taux naturels.
- En 2022, le marché du travail atteint une situation de surchauffe marquée, avec des écarts de chômage négatifs historiques.
- Fin 2022, le taux de chômage observé commence à se rapprocher des taux naturels. Cette convergence est particulièrement importante en fin d'année 2023, où la majorité des mesures se trouvent à moins d'un point de pourcentage du taux observé.
- Au premier trimestre 2024, la différence entre le taux de chômage observé et les taux naturels se creuse de nouveau pour plusieurs mesures, suggérant une persistance de la surchauffe sur le marché du travail, bien que moins extrême qu'en 2022.

1 Introduction

Le taux de chômage figure parmi les indicateurs clefs de la santé économique d'une région. Il reflète notamment l'efficacité de l'appariement entre l'offre de travail par les travailleurs et la demande des employeurs. Bien qu'un faible taux de chômage soit généralement préférable, un taux nul est irréalisable en raison des dynamiques inhérentes au marché du travail. La question se pose alors : quel niveau de chômage indique une économie prospère ? Pour y répondre, il est essentiel de se référer au concept du taux de chômage naturel, et au taux d'équilibre sur un marché du travail spécifique. L'interprétation de cet équilibre diffère en fonction de la méthodologie adoptée pour le calculer. Ce document se consacre à l'analyse de différentes méthodes d'estimation du taux de chômage naturel spécifiquement pour la province du Québec.

Nous distinguons dans la littérature deux principales catégories d'indicateurs pouvant servir de taux de référence. La première, le taux de chômage de long terme ($TCLT$), est généralement dérivée des mouvements de basses fréquences dans la série du taux de chômage ou dans la composition de la population active (Hornstein et Kudlyak, 2019; Crump *et al.*, 2019; Hornstein et Kudlyak, 2020). La seconde catégorie que nous considérons est le taux de chômage non accélérationniste ($TCNA$) (*Non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU)*, en anglais) (Brouillette *et al.*, 2019; Crump *et al.*, 2019; D'Amuri *et al.*, 2021; Ahn, 2023). Ce type d'indicateur infère le taux de chômage naturel en établissant un lien entre le chômage et l'inflation à travers la courbe de Phillips (Phillips, 1958). Nous intégrons également à notre analyse le concept de taux de chômage efficient ($TCEFF$) proposé dans les travaux récents de Michailat et Saez (2021, 2023) qui vise à déterminer le taux de chômage socialement désirable, tel qu'il minimise l'utilisation inefficace de la main-d'oeuvre, ainsi que le taux de chômage d'équilibre $TCEQ$ basé sur le modèle Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP).

Ce rapport se divise en sections qui explorent ces différentes mesures. La première se concentre sur le $TCLT$, la seconde sur le $TCNA$, et la troisième détaille la méthode de calcul du $TCEFF$. La quatrième section présente le modèle DMP et le concept de $TCEQ$. Enfin, nous comparons ces différentes approches en les appliquant aux données économiques du Québec.

TABLEAU 1 – Résumé des mesures du taux de chômage naturel

Nom	Description	Avantages	Inconvénients
Taux de chômage de long terme			
Approche CBO ($TCLT^{CBO}$) (Shackleton, 2018)	Approche du Congressional Budget Office, basée sur les variations de la composition démographique de la population active.	Facile à appliquer et interpréter.	Produit peu de variations temporelles en agrégé.
Tendance de long terme ($TCLT^{tendance}$) (Bok <i>et al.</i> , 2023)	Utilise des techniques de filtrage pour dériver les tendances de long terme des données sur le taux de chômage.	Facile à appliquer et interpréter	Susceptible aux biais de début et de fin d'échantillon en raison de la méthode de filtrage.
Minimum potentiel ($TCLT^{MinP}$) (Bok <i>et al.</i> , 2023)	Identifie le minimum potentiel que peut atteindre le taux de chômage	Facile à appliquer et interpréter	Peu informatif sur le positionnement cyclique du taux de chômage observé par rapport à sa valeur naturelle.
Taux de chômage non accélérationniste (TCNA) (Bok <i>et al.</i> , 2023)	Identifie le niveau du taux de chômage ne causant aucune pression inflationniste ou déflationniste, soit où la croissance de l'inflation est stable.	Intègre le chômage à la dynamique de l'inflation via une courbe de Phillips.	Résultats sont sensibles à la spécification du modèle, particulièrement du processus inobservé que suit le TCNA.
Taux de chômage non inflationniste (TCNI) (Bok <i>et al.</i> (2023), adapté par l'auteure)	Identifie le niveau du taux de chômage pour lequel le niveau de l'inflation est stable, soit que la croissance de l'inflation est nulle.	<i>Idem</i> au TCNA	<i>Idem</i> au TCNA
Taux de chômage efficient (TCEFF) (Michaillat et Saez, 2021, 2023)	Niveau du taux de chômage caractérisant l'utilisation efficiente de la main-d'oeuvre sur le marché du travail, soit minimisant le chômage et les postes vacants.	Se base sur un modèle microfondé parcimonieux. Permet de générer la série du taux de postes vacants efficients.	Paramétrisation du modèle pourrait être amélioré grâce à des recherches connexes sur le coût de recrutement et le coût du chômage au Québec.
Taux de chômage d'équilibre (TCEQ) (Rapport technique non publié, Étienne Lalé (2023))	Taux de chômage d'équilibre basé sur le modèle de Diamond-Mortensen-Pissarides.	Permet une analyse sectorielle.	Produit une seule estimation par industrie ne variant pas dans le temps.

2 Les mesures du taux de chômage de long terme ($TCLT$)

Cette première section vise à présenter les différentes mesures du $TCLT$ que nous estimons avec les données québécoises. Celles-ci ont été adaptées des travaux de [Bok et al. \(2023\)](#). Le $TCLT$ est défini comme le taux de chômage vers lequel l'économie convergerait en l'absence de chocs temporaires et de perturbations cycliques. Cette mesure vise à identifier le taux de chômage naturel, crucial pour les décideurs politiques et les économistes pour évaluer les politiques d'emploi et comprendre les tendances sous-jacentes du marché du travail. Trois approches ont été adoptées pour estimer le $TCLT$ au Québec : l'approche du *Congressional Budget Office* (CBO), ($TCLT^{CBO}$), l'approche du taux de chômage tendanciel ($TCLT^{tendance}$) et l'approche du taux de chômage minimum potentiel ($TCLT^{MinP}$).

2.1 Méthodologies d'estimation

Nous définissons un nombre $j = 1, 2, \dots, J$ de groupes démographiques. Chaque groupe démographique j à un moment donné t possède un stock de chômeur $c_{j,t}$ et représente une proportion dans la population active $\omega_{j,t}$ défini par :

$$\omega_{j,t} = \frac{PA_{j,t}}{PA_t},$$

où PA_t représente la somme des stocks de population active de chaque groupe démographique $PA_{j,t}$.

Le taux de chômage par groupe démographique est alors :

$$c_{j,t} = \frac{C_{j,t}}{PA_{j,t}},$$

où $C_{j,t}$ représente le stock de chômeur du groupe démographique j à la période t . Le taux de chômage agrégé c_t est calculé comme la somme pondérée des taux de chômage des différents groupes

démographiques par leur poids dans la population active totale :

$$c_t = \sum_j \omega_{j,t} c_{j,t}.$$

Similairement, on suppose que chaque groupe démographique possède un taux de chômage et représente une proportion de la population active dans le long terme, $c_{j,t}^{LT}$ et $\omega_{j,t}^{LT}$ respectivement. Il devient dès lors possible de définir le taux de chômage agrégé de long terme $TCLT_t$ de la manière suivante :

$$TCLT_t = \sum_j \omega_{j,t}^{LT} c_{j,t}^{LT}.$$

La définition et le calcul du taux de chômage $c_{j,t}^{LT}$ et du poids démographique $\omega_{j,t}^{LT}$ de longs termes varient selon la mesure considérée. Nous considérons trois de ces mesures : l'approche CBO ($TCLT^{CBO}$), qui considère les variations de la composition démographique de la main-d'oeuvre, l'approche de tendance de long terme ($TCLT^{tendance}$) qui consiste à filtrer les tendances de long terme du chômage par groupe démographique avant de les agréger, et l'approche du minimum potentiel ($TCLT^{MinP}$) qui vise à déterminer le niveau minimal que peut atteindre le taux de chômage à chaque période. Ces différentes mesures permettent de dresser un portrait varié du taux de chômage de long terme pour la province du Québec.

2.1.1 Approche CBO ($TCLT^{CBO}$)

Cette méthode, employée par le Congressional Budget Office, vise à isoler le taux de chômage non cyclique qui dépend de la composition démographique de la population active, soit le $TCLT^{CBO}$. Un taux de chômage contrefactuel est construit en maintenant constant le taux de chômage à long

terme de chaque groupe démographique à son niveau de la période de référence t_0 , soit $c_j^{LT} = c_{j,t_0}$:

$$TCLT_t^{CBO} = \sum_j \omega_{j,t} c_j^{LT}.$$

La période de référence sélectionnée est la moyenne de l'année 2007, à l'orée de la Grande Récession de 2008. Il est important de noter que le choix de l'année de référence peut influencer les résultats de l'estimation du $TCLT^{CBO}$. Par conséquent, il est essentiel d'interpréter cette mesure avec précaution. Les variations du $TCLT^{CBO}$ résultent donc exclusivement des changements dans la composition démographique de la population active, représentée par les poids démographiques $\omega_{j,t}$.

2.1.2 Tendance de long terme ($TCLT^{tendance}$)

Cette approche utilise des techniques de filtrage pour extraire la tendance de long terme à partir des taux de chômage observés pour chaque groupe démographique. Un filtre passe-bande (BP filter) est appliqué aux séries $c_{j,t}$ et $\omega_{j,t}$ pour isoler les tendances à long terme $c_{j,t}^{LT}$ et $\omega_{j,t}^{LT}$ pour des périodes d'au moins 40 ans. Les tendances ainsi extraites sont ensuite agrégées afin d'obtenir le $TCLT_t^{tendance}$

$$TCLT_t^{tendance} = \sum_j \omega_{j,t}^{LT} c_{j,t}^{LT}.$$

Les données québécoises sont filtrées jusqu'à 2019 :T4 pour exclure la période COVID et réduire le biais de fin d'échantillon. Le $TCLT^{tendance}$ à partir de 2020 :T1 est estimé par projection linéaire basée sur les tendances des deux décennies précédentes.

2.1.3 Le taux de chômage minimum potentiel ($TCLT^{MinP}$)

Cette mesure consiste en une adaptation des travaux de [DeLong et Summers \(1988\)](#) sur l'estimation du niveau de production potentiel. L'équation suivante permet de construire la série du $TCLT^{MinP}$:

$$c_{j,t+1}^{LT} = c_{j,t}^{LT} + \min_{i=1,\dots,k} \left[\frac{c_{j,t+i} - c_{j,t}^{LT}}{i} \right],$$

où k est le nombre de périodes futures considérées dans la détermination du minimum potentiel du taux de chômage. Conformément à [Bok et al. \(2023\)](#), nous fixons $k = 4 \times 8 = 32$ trimestres pour capturer des cycles d'au plus 8 ans. Les séries de taux de chômage $c_{j,t}$ sont d'abord lissées à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott (filtre HP) avec un paramètre de lissage $\lambda = 10$, éliminant les minimas dus au bruit dans les données.

Pour chaque série c_j , la mesure permet d'identifier le minimum potentiel à chaque période t , choisissant la plus faible différence entre les valeurs futures $c_{j,t+i}$ et la valeur actuelle $c_{j,t}$. Cela permet d'obtenir la tendance minimale atteignable par le taux de chômage, tout en purgeant les fluctuations de court terme. Une interpolation linéaire est utilisée en fin d'échantillon pour étendre la série et permettre des estimations jusqu'à la dernière période observée. Les taux de chômage minimums sont agrégés comme suit :

$$TCLT_t^{MinP} = \sum_j \omega_{j,t} c_{j,t}^{LT}.$$

Pour estimer les différentes mesures du $TCLT$, nous avons traité les microdonnées publiques de l'Enquête sur la Population Active (EPA), couvrant la période de janvier 1976 à décembre 2023. Ces données ont été segmentées en divers groupes démographiques, basés sur des critères tels que l'âge (tranches de 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55 ans et plus), le sexe (homme ou femme) et le niveau d'éducation (secondaire ou moins, postsecondaire (non complété), ou universitaire) afin de construire

le stock de chômeurs (C_t) et de personnes à l’emploi (E_t) pour chaque mois. Les observations manquantes sont comblées en appliquant une interpolation linéaire lorsque nécessaire. Ces données ont ensuite été ajustées pour la saisonnalité grâce à l’algorithme X13-ARIMA-SEATS du Census Bureau américain et converties en moyennes trimestrielles pour lisser les données.

3 Le taux de chômage non accélérationniste ($TCNA$) et non inflationniste ($TCNI$)

Le second type de mesure que nous explorons est le taux de chômage non accélérationniste ($TCNA$). Le $TCNA$ représente le niveau du taux de chômage qui ne cause aucune pression inflationniste ou déflationniste sur l’économie. Dans le cadre de ce rapport, nous adaptons le modèle espace d’états linéaire gaussien suggéré par [Bok et al. \(2023\)](#). Le modèle est défini par les équations suivantes :

$$\Delta\pi_t = \rho_\pi\Delta\pi_{t-1} + \gamma(c_{t-1} - TCNA_{t-1}) + \delta\Delta\mathcal{E}_t + \sigma_\pi\varepsilon_t^\pi \quad (1)$$

$$(c_t - TCNA_t) = \phi(c_{t-1} - TCNA_{t-1}) + \sigma_{gap}v_t \quad (2)$$

$$TCNA_t = TCNA_{t-1} + \sigma_{TCNA}v_t^{TCNA}. \quad (3)$$

L’équation 1 représente la courbe de Phillips, mettant en relation l’évolution de l’inflation ($\Delta\pi_t$) et le retard de l’écart de chômage ($c_{t-1} - TCNA_{t-1}$), tout en contrôlant pour l’évolution du taux de change du dollar canadien ($\Delta\mathcal{E}_t$). L’équation 2 modélise l’écart de chômage comme un processus AR(1), alors que l’équation 3 pose que le $TCNA$ évolue selon une marche aléatoire. Les erreurs des équations (1)-(3) sont supposés indépendantes, identiquement distribuées et suivent une distribution normale : $\mathcal{N}(0, \sigma_\pi^2)$, $\mathcal{N}(0, \sigma_{gap}^2)$ et $\mathcal{N}(0, \sigma_{TCNA}^2)$.

L’ensemble des paramètres du modèle sont estimés à l’aide d’un filtre de Kalman sur les données

allant de 2000 :T1 à 2019 :T4, à l'exception de σ_{TCNA} , qui est fixée à 0,2 pour éviter le *pile-up problem*.¹ Cette valeur de σ_{TCNA} est motivée par les travaux de [Laubach \(2001\)](#), où un test du rapport de vraisemblance ne rejette pas cette valeur pour l'économie canadienne.² Nous lisons ensuite l'ensemble des données à l'aide du filtre de Kalman afin d'obtenir la série de $TCNA$ sur l'ensemble de la période étudiée.³ Nous estimons également le modèle en remplaçant l'équation (1) à (3) par

$$\pi_t = \rho_\pi \pi_{t-1} + \gamma (c_{t-1} - TCNI_{t-1}) + \delta \Delta \mathcal{E}_t + \sigma_\pi \varepsilon_t^\pi \quad (4)$$

$$(c_t - TCNI_t) = \phi (c_{t-1} - TCNI_{t-1}) + \sigma_{\text{gap}} v_t \quad (5)$$

$$TCNI_t = TCNI_{t-1} + \sigma_{TCNI} v_t^{TCNI}. \quad (6)$$

pour obtenir le taux de chômage non inflationniste, $TCNI$. Le $TCNI$ représente le taux de chômage pour lequel le niveau de l'inflation demeure stable, à l'instar du $TCNA$ qui représente plutôt le niveau pour lequel la croissance de l'inflation demeure stable.

Afin d'estimer le $TCNA$ et le $TCNI$, nous utilisons une version ajustée du taux de chômage observé. Cet ajustement vise à réduire l'impact des licenciements temporaires dus aux confinements liés à la pandémie de COVID-19, lesquels ne contribuent pas de la même manière que le chômage de longue durée aux pressions inflationnistes.⁴ Nous employons également l'indice des prix à la consommation IPC-core⁵ (excluant les prix de l'alimentation et de l'énergie) du Québec, que nous transformons en taux de glissement annuel. Finalement, pour le Canada, nous combinons les séries du taux de

1. Le «pile-up problem», identifié par [Stock \(1994\)](#), fait référence à un problème d'estimation économétrique qui survient dans les modèles incluant des variables latentes. Dans notre application, ce problème survient lorsque l'estimation de la variance du processus inobservé est systématiquement biaisée vers zéro.

2. Dans ses travaux, [Laubach \(2001\)](#) trouve que σ_{TCNA} se situe dans un intervalle entre 0,04 et 0,28 selon le pays et la spécification du modèle.

3. L'annexe A présente l'analyse de sensibilité dans l'estimation du $TCNA$ selon l'échantillon utilisé pour estimer les paramètres du modèle.

4. L'ajustement, proposé par [Bok et al. \(2023\)](#), consiste à soustraire la différence entre les mises à pied temporaire du trimestre courant à celui de 2019 :T4 pour la période entre 2020 :T1 et 2021 :T1. Il permet d'atténuer le pic de chômage lié aux fermetures de commerce pendant la pandémie.

5. Tableau 18-10-0004-0

change effectif canadien TEC disponible à partir de 1999 :T2 et du TCEC entre 1985 :T1 à 1991 :T1 afin d’obtenir une seule série continue.⁶ Nous transformons finalement la série sur le taux de change canadien en taux de glissement annuel.

4 Le taux de chômage efficient (*TCEFF*)

Le modèle présenté par [Michaillat et Saez \(2021, 2023\)](#) définit une mesure du taux de chômage naturel qui caractérise l’utilisation efficiente de la main-d’oeuvre sur le marché du travail, soit celle minimisant le chômage et les postes vacants. Le taux de chômage efficient est obtenu en maximisant le bien-être social sous contrainte :

$$\begin{aligned} \max_c \quad & W(c, v(c), e(c)) \\ \text{s.c.} \quad & e = 1 - c. \end{aligned} \tag{7}$$

où $v(c)$ est le taux de postes vacants lié au taux de chômage par la courbe de Beveridge⁷ et e est le taux d’emploi. La taille de la population est normalisée à 1. La contrainte impose donc que le nombre de personnes à l’emploi (équivalent au taux d’emploi) soit égal à l’ensemble de la population nette des chômeurs.⁸ La fonction W est croissante en e et en c ⁹, et décroissante en $v(c)$.

Le coût de recrutement (κ) est modélisé comme la perte de bien-être due à l’affectation d’un travailleur aux tâches de recrutement au lieu de tâches productives. Ce coût est normalisé pour être

6. D’abord, nous convertissons la série du TCEC pour l’exprimer sur la même base que le TEC. Ensuite, nous lions les deux séries à l’aide de la méthodologie proposée par l’OCDE en calculant un facteur de liaison. Ce facteur est obtenu en divisant la première observation du TEC avec celle du TCEC pour la même période.

7. La courbe de Beveridge représente la relation négative entre le taux de chômage et le taux de postes vacants.

8. Les inactifs ne sont pas modélisés dans le modèle de [Michaillat et Saez \(2021, 2023\)](#).

9. Les personnes au chômage peuvent s’adonner au loisir et à la production domestique, ce qui augmente le bien-être social.

positif :

$$\kappa = -\frac{\partial W/\partial v}{\partial W/\partial e} > 0, \quad (8)$$

Le coût du chômage, $1 - \zeta$, est la perte de bien-être liée au fait d'avoir une personne au chômage plutôt qu'en emploi, avec $\zeta < 1$ représentant la valeur sociale d'une personne au chômage comparée à celle en emploi. On suppose que la valeur sociale générée par une personne au chômage est plus faible que celle générée par une personne en emploi :

$$\frac{\partial W}{\partial c} < \frac{\partial W}{\partial e} \Rightarrow \zeta \equiv \frac{\partial W/\partial c}{\partial W/\partial e} < 1. \quad (9)$$

Le coût du chômage peut donc être exprimé ainsi :

$$\frac{(\partial W/\partial e) - (\partial W/\partial c)}{\partial W/\partial e} = 1 - \zeta > 0. \quad (10)$$

Le coût du chômage englobe les désavantages liés au statut de chômeur, incluant la détresse psychologique associée au fait d'être au chômage et la production qui aurait pu être réalisée si l'individu avait été employé. De ce total, on déduit la valeur sociale associée au chômage, qui englobe, entre autres, la production domestique et les activités de loisir.

L'élasticité de Beveridge, ϵ , mesure quant à elle la réactivité du taux de postes vacants par rapport au taux de chômage. En d'autres termes, ϵ mesure la variation en pourcentage du taux de vacance associée à une augmentation du taux de chômage de 1% et est donné par

$$\epsilon = -\frac{d \ln(v(c))}{d \ln(c)} = -\frac{c}{v} v'(c). \quad (11)$$

La condition du premier ordre du problème de maximisation du bien-être social par rapport à c est

donné par

$$\frac{\partial W}{\partial c} + \frac{\partial W}{\partial v} \frac{\partial v}{\partial c} + \frac{\partial W}{\partial e} \underbrace{\frac{\partial e}{\partial c}}_{=-1}.$$

En divisant par $\partial W/\partial v$,

$$\frac{\partial v(c)}{\partial c} = -\frac{(\partial W/\partial c) - (\partial W/\partial e)}{\partial W/\partial v},$$

et en réarrangeant le membre de droite :

$$\frac{\partial v(c)}{\partial c} = \frac{1 - (\partial W/\partial c)/(\partial W/\partial e)}{(\partial W/\partial v)/(\partial W/\partial e)}. \quad (12)$$

Ensuite, nous pouvons substituer les équations (8) et (10) dans (12) pour obtenir la solution implicite du taux de chômage efficient, qui implique que le *TCEFF* est tel que les coûts et les bénéfices marginaux d'avoir une personne qui passe de l'emploi au chômage sont égaux :

$$\frac{\partial v(c)}{\partial c} = -\frac{1 - \zeta}{\kappa}. \quad (13)$$

En posant $\theta \equiv \frac{c}{v}$, qui représente la tension sur le marché du travail, nous pouvons intégrer cette définition avec l'équation (13) et l'élasticité de Beveridge, définie par l'équation (11). Cela nous permet de dériver l'expression pour le *TCEFF*. Suivant les travaux de [Kleven \(2021\)](#), [Michaillat et Saez \(2021\)](#) supposent que les paramètres κ , ζ et ε ne dépendent pas du niveau de u et de v . L'hypothèse que ε ne dépende pas du niveau de u et v implique que la courbe de Beveridge soit isoélastique, c'est-à-dire qu'elle prend la forme $v(u) = \alpha c^{-\varepsilon}$ où le paramètre α situe le niveau de la courbe sur le plan v - u . Ainsi, le taux de chômage efficient est défini de la manière suivante :

$$TCEFF_t = \left(\frac{\kappa \varepsilon}{1 - \zeta} * \frac{v_t}{c_t^{-\varepsilon}} \right)^{1/(1+\varepsilon)}. \quad (14)$$

Le *TCEFF* est donc la solution optimale de maximisation du bien-être sociale étant donné le coût

de recrutement, le coût du chômage et l'élasticité de Beveridge.

Dans une étude plus récente, [Michaillat et Saez \(2023\)](#) posent deux hypothèses qui simplifient cette équation. Premièrement, ils posent que le coût de recrutement (κ) est égal au coût social d'un travailleur supplémentaire au chômage ($1 - \zeta$). Les estimations de ces paramètres pour l'économie américaine sont compatibles avec cette hypothèse. Malheureusement, nous ne disposons pas d'information sur ces paramètres dans le contexte québécois ou canadien. Nous adoptons donc cette première hypothèse qui conduit à l'expression :

$$TCEFF_t = \left(\varepsilon \frac{v_t}{c_t^{-\varepsilon}} \right)^{1/(1+\varepsilon)}. \quad (15)$$

Deuxièmement, les auteurs supposent que la courbe de Beveridge prend la forme d'une hyperbole rectangulaire avec une élasticité proche de 1. Ceci signifie que la formule simplifiée devient $TCEFF_t = \sqrt{c_t v_t}$. Bien que cette hypothèse soit vérifiée empiriquement pour les États-Unis, elle ne l'est pas nécessairement pour d'autres économies.¹⁰ Nous préférons donc l'utilisation de l'équation 15 pour estimer $TCEFF$ québécois. Étant donné l'hypothèse d'isoélasticité imposée à la courbe de Beveridge, nous pouvons estimer l'élasticité de Beveridge via les moindres carrés ordinaires en prenant la transformation logarithmique de l'équation de la courbe :

$$\ln(v_t) = \alpha - \varepsilon \ln(c_t) + z_t, \quad (16)$$

où α détermine la position de la courbe de Beveridge dans le plan v-c, ε représente l'élasticité de Beveridge, et z_t correspond aux erreurs d'estimation. Pour cette estimation, nous nous concentrons sur le sous-échantillon allant de 2006 :T2 à 2019 :T4 afin d'exclure l'impact du choc COVID. De

10. Voir [Gäddnäs et Keränen \(2023\)](#).

plus, nous excluons la période 2004 :T1 à 2006 :T1 de l'échantillon en fonction des résultats d'une analyse des ruptures structurelles¹¹. Nous obtenons une élasticité de Beveridge ε de 1,54 pour le Québec. Cela indique que le taux de postes vacants fluctue plus que proportionnellement en réponse à une variation du taux de chômage. Autrement dit, une hausse de 1% du taux de chômage correspond à une baisse de 1,54% du taux de postes vacants, ce qui suggère une certaine flexibilité dans l'appariement sur le marché du travail, et une bonne santé du marché du travail québécois. L'annexe B présente les résultats de l'analyse de sensibilité dans l'estimation de ce paramètre.

Concernant l'estimation du $TCEFF$, notre approche consiste à utiliser les données désaisonnalisées sur le taux de chômage mensuel de la province du Québec, fournies par Statistique Canada. Étant donné l'absence d'une série continue et de long terme sur le taux de postes vacants au Québec, nous la construisons pour la période 2004 :T1 à 2023 :T4. Cette série a été compilée à partir de sources variées, notamment l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail (EERH), les Statistiques sur les postes vacants (SPV) et la Fédération canadienne de l'entreprise indépendante (FCEI).¹² Il est important de noter que les données pour les deuxième et troisième trimestres de 2020 sont manquantes, en raison de l'interruption temporaire des activités de Statistique Canada pendant la pandémie. Nous n'estimons donc pas le $TCEFF$ pour ces deux trimestres. Nous avons converti les séries mensuelles en moyennes trimestrielles et les avons désaisonnalisées en utilisant la méthode X13-ARIMA-SEATS.

11. Étant donné que notre échantillon est relativement court et comporte un trou dans les données pour les trimestres 2020 :T2 et 2020 :T3, l'utilisation de l'algorithme de [Bai et Perron \(1998, 2003\)](#) conduit à l'estimation de régimes trop courts pour obtenir une estimation fiable de l'élasticité de Beveridge. Toutefois, l'algorithme, ainsi qu'une approche de fenêtre mobile (*expanding window*) conditionnée à une seule rupture structurelle, identifie que les neuf premières observations diffèrent considérablement du reste de l'échantillon. Pour éviter tout biais dans l'estimation de ε , nous estimons donc l'élasticité à partir de 2006 :T2.

12. Voir l'annexe C pour la construction de la série continue.

5 Le taux de chômage d'équilibre (*TCEQ*)

Cette section présente une dernière mesure, le taux de chômage d'équilibre (*TCEQ*), basé sur le modèle de Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP). D'abord, le stock de chômeurs U_t évolue selon l'équation suivante :

$$U_{t+1} = \delta E_t + (1 - f(\theta))U_t = \delta(1 - U_t) + (1 - f(\theta))U_t, \quad (17)$$

où δ est la probabilité de séparation d'emploi, E_t est le stock de travailleur, et $f(\theta)$ la probabilité qu'un chômeur trouve un emploi, qui dépend de la tension sur le marché du travail $\theta = V_t/U_t$. À chaque période, un poste vacant parmi le stock V_t est pourvu avec une probabilité $q(\theta)$. Le flux de postes pourvus est égal au flux de chômeur trouvant un emploi, soit :

$$q(\theta)V_t = f(\theta)U_t \Leftrightarrow q(\theta)\theta = f(\theta), \quad (18)$$

où la probabilité de trouver un emploi est modélisé par une fonction d'appariement Cobb-Douglas avec une élasticité α et une efficacité M :

$$f(\theta) = M\theta^\alpha. \quad (19)$$

En combinant les équations (17) et (18), et en supposant que le stock de chômeurs est stationnaire ($U_{t+1} = U_t$) nous obtenons la courbe de Beveridge suivante :

$$\begin{aligned} U_t &= \delta(1 - U_t) + \left(1 - M \left(\frac{V_t}{U_t}\right)^\alpha\right) U_t \\ \Leftrightarrow V_t &= U_t \left[\frac{\delta}{M} \left(\frac{1}{U_t} - 1\right) \right]^{\frac{1}{\alpha}} \end{aligned} \quad (20)$$

Le $TCEQ$ est défini par l'intersection de la courbe de Beveridge (20) et la courbe de création d'emploi (21) à la tension d'équilibre, θ^* donné par :

$$V_t = \theta^* U_t. \quad (21)$$

Étant donné que les données sur le taux de postes vacants sont disponibles sur un échantillon relativement restreint, soit de 2015 :T1 à 2023 :T3, nous calculons une seule valeur du $TCEQ$ pour chaque occupation et pour l'ensemble du Québec.

L'estimation des paramètres δ , M , α et θ^* est nécessaire pour déterminer le $TCEQ$. Nous procédons à cette estimation pour le Québec et pour les occupations selon la Classification Nationale des Professions (CNP) à un chiffre, en utilisant les données publiques de l'Enquête sur la Population Active (EPA) de janvier 2006 à décembre 2023, et les données sur les postes vacants de l'Enquête sur l'Emploi, la Rémunération et les Heures de travail (EERH) disponibles trimestriellement de 2015 :T1 à 2023 :T3. Les données mensuelles de l'EPA sont transformées en séries trimestrielles en prenant la moyenne sur chaque trimestre.

Pour chaque occupation de la CNP à un chiffre $o = 1, 2, \dots, 10$, le paramètre $\delta_{o,t}$ est estimé par le ratio du stock de chômeurs récents (moins de 5 semaines), $C_{o,t}^{<5}$ par le nombre de personnes employées dans la même occupation à la période précédente, $E_{o,t-1}$. Nous calculons la moyenne $\delta_{o,t}$ pour chaque occupation sur l'échantillon allant de 2006 :T1 à 2019 :T4 pour obtenir une estimation unique de δ_o pour chaque occupation. Nous répétons l'exercice pour l'ensemble du Québec en agrégeant les occupations.

Les paramètres M et α sont estimés à l'aide de l'équation (20) via les moindres carrés non linéaires, en imposant que α appartienne à l'intervalle $[0,1]$. Ces paramètres sont estimés à partir des taux de chômage et de postes vacants pour l'échantillon de 2015 :T1 à 2019 :T4, pour chacune des

occupations de la CNP à un chiffre, et pour l'ensemble du Québec. Nous estimons également ces paramètres par moindres carrés ordinaires via la transformation de l'équation (20). Les résultats sont présentés à l'annexe D.

Enfin, le paramètre θ^* est évalué empiriquement via une régression linéaire de l'équation (21). Bien que dans le modèle DMP, θ^* dépend d'autres paramètres non mesurables directement, nous nous écartons du cadre théorique pour adopter une démarche empirique afin d'estimer ce paramètre.¹³ Le marché de l'emploi étant vraisemblablement près de l'équilibre durant la période 2015 :T1 à 2019 :T4, nous estimons le taux de postes vacants suggéré par la courbe de Beveridge donné par l'équation (20). Pour ce faire, nous calculons la distribution de l'écart absolu entre cette estimation et les valeurs observées pour chaque occupation, $|\hat{V}_{o,t} - V_{o,t}|$, pour la période de 2015 :T1 à 2019 :T4. L'équation (21) est estimée à l'aide des données qui ne dépassent pas le 75e percentile de cette distribution afin d'écartier les valeurs aberrantes et les fluctuations plus importantes du marché du travail non représentatives de l'état d'équilibre.

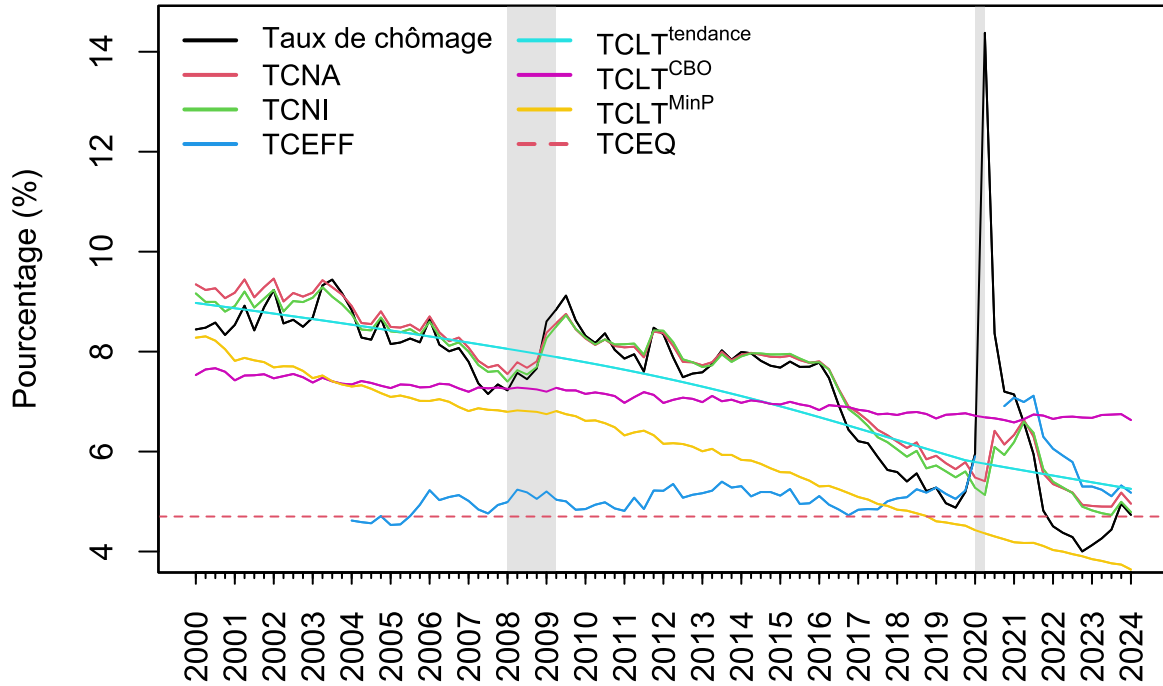
6 Résultats

La figure 1 présente les estimations des différentes mesures du taux de chômage naturel étudiées dans ce rapport. Le *TCEQ* est quant à lui détaillé dans le tableau 2. D'abord, nous constatons que le *TCNA* et le *TCNI* affichent les valeurs les plus élevées pour la majorité de la période allant de 2000 :T1 à 2017 :T1, avec une moyenne de 7,58% et 7,49% respectivement sur l'échantillon 2000 :T1 à 2024 :T1.¹⁴ D'ailleurs, le *TCNA* et le *TCNI* sont presque constamment supérieur au taux de chômage observé, suggérant une tension continue sur le marché du travail.

13. Pour une présentation complète du modèle DMP, voir l'annexe E.

14. Consultez l'annexe A pour une analyse approfondie de la sensibilité du *TCNA* aux variations des sous-échantillons d'estimation.

FIGURE 1 – Taux de chômage naturel



À l’opposé, le *TCEFF* présente historiquement un niveau inférieur aux autres mesures, avec une moyenne se situant à 5,19%. Cependant, cette tendance s’inverse à partir du troisième trimestre 2020, où toutes les autres mesures du taux de chômage naturel enregistrent des valeurs plus basses que celle du *TCEFF*. À l’exception du *TCLT^{CBO}* à partir de 2021 :T4 et du *TCLT^{tendance}* entre 2022 :T4 et 2024 :T1, le *TCEFF* demeure plus élevé que toutes les autres mesures jusqu’en fin d’échantillon. Il est à noter que, sur l’ensemble de la période analysée, le *TCLT^{CBO}* varie peu, fluctuant autour d’une moyenne de 7,08%. Ceci indique que la composition démographique de la main-d’oeuvre au Québec n’a pas significativement influencé le taux de chômage naturel agrégé depuis le début des années 2000. Pour toutes les mesures, à l’exception du *TCLT^{MinP}*, la période post-pandémique

se caractérise par un taux de chômage observé inférieur aux taux naturels, signalant une pression inhabituellement forte sur le marché du travail québécois. ¹⁵

TABLEAU 2 – *TCEQ* par occupation de la CNP, Québec

Occupation de la CNP à un chiffre	u^* (%)	v^* (%)	δ	M	α	θ^*
Gestion	2.5	1.3	0.007	0.482	0.913	0.526
Affaires, finance et administration	3.8	1.8	0.014	0.6	0.724	0.47
Sciences naturelles et appliquées et domaines apparentés	3.3	2.5	0.011	0.405	0.634	0.747
Secteur de la santé	1.3	2.0	0.006	0.324	0.741	1.566
Enseignement, droit et services sociaux, communautaires et gouvernementaux	3.7	0.9	0.014	0.831	0.59	0.234
Arts, culture, sports et loisirs	6.4	1.9	0.028	1.09	0.797	0.299
Vente et services	5.6	2.5	0.029	0.666	0.38	0.451
Métiers, transport, machinerie et domaines apparentés	8.7	1.9	0.038	0.844	0.486	0.214
Ressources naturelles, agriculture et production connexe	15.2	3.8	0.067	1.405	0.948	0.248
Fabrication et services d'utilité publique	5.8	3.1	0.034	0.812	0.618	0.529
Toutes les occupations	4.7	2.1	0.03	0.848	0.396	0.456

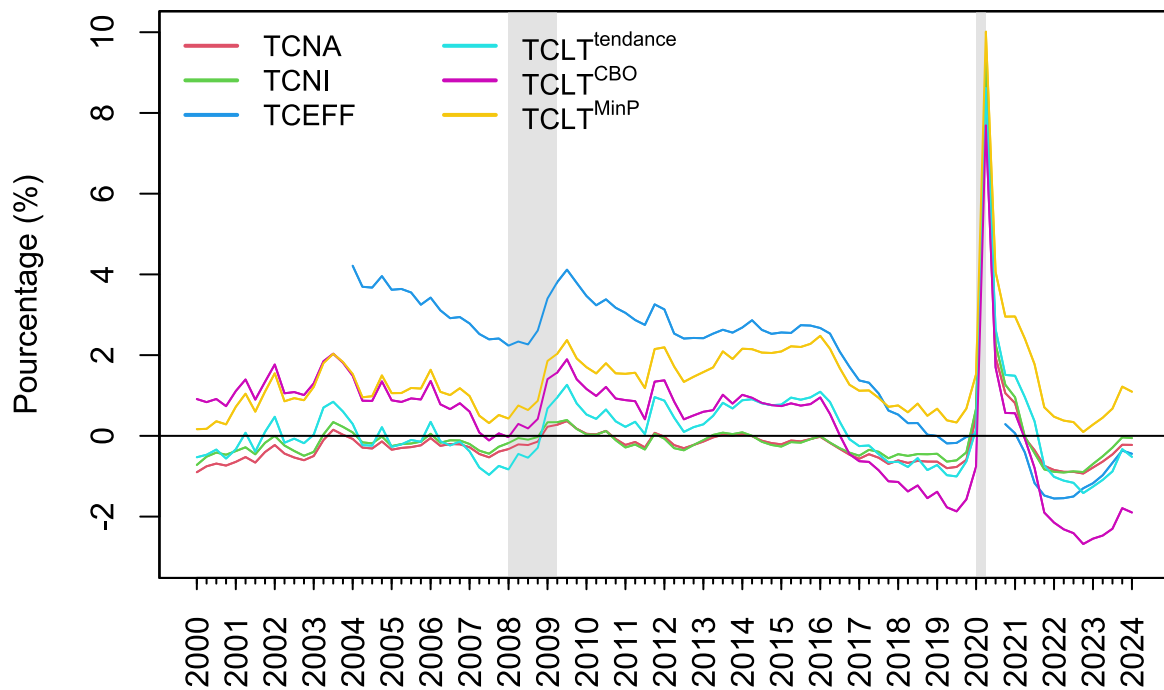
Notes : Nous utilisons la CNP 2016 dans le cadre de ce rapport. Ainsi, les emplois d'administration sont exclus des catégories de la CNP et regroupés dans la catégorie "Gestion".

Le *TCEQ* révèle plutôt que le taux de chômage naturel du Québec se situe à 4,7% entre le premier trimestre 2015 et le premier trimestre 2024, nettement inférieur aux autres indicateurs (à l'exception du $TCLT^{MinP}$). Cette différence s'explique en grande partie par le fait que cette mesure est estimée en fonction des taux de chômage par occupation, en incluant uniquement les travailleurs expérimentés et en excluant les chômeurs qui étaient préalablement inactifs. Le taux de chômage par occupation est en conséquence plus faible que celui de la population générale. L'analyse sectorielle

¹⁵. Évidemment, cette observation exclue le $TCLT^{MinP}$ qui est toujours, par construction, inférieur au taux de chômage observé.

montre que les domaines de la santé, de la gestion, des sciences naturelles et appliquées, ainsi que de l'administration et de la finance affichent des $TCEQ$ particulièrement bas. À l'inverse, le secteur des ressources naturelles, de l'agriculture et de la production associée enregistre un taux de 15,2%, soit plus de trois fois la moyenne québécoise.

FIGURE 2 – Écart de chômage



La figure 2 illustre les écarts de chômage, définis comme la différence entre le taux observé et le taux naturel ($TC_t - TC_t^*$). Un écart nul implique un équilibre sur le marché du travail pour la mesure considérée. Un écart positif indique que le marché est en situation de relâchement, soit une situation où le taux de chômage est plus élevé que sa valeur naturelle, tandis qu'un écart négatif

suggère une surchauffe du marché. À l'exception du $TCNA$ et $TCNI$, toutes les mesures suggèrent que le marché du travail québécois a fonctionné en deçà de son potentiel, tendance qui commence à s'inverser à partir de 2016. Dès le dernier trimestre 2016, le $TCLT^{CBO}$ et le $TCLT^{tendance}$ signalent une surchauffe du marché, contrairement au $TCEFF$ et au $TCLT^{MinP}$ qui restent en zone de sous-activité. Le $TCEFF$ suggère que le marché est en situation de surchauffe à partir de 2019 :T1.

TABLEAU 3 – Taux de chômage, moyenne sur 2023

	Niveau	Écart de chômage ($TC_t - TC_t^*$) (%)
Taux de chômage observé	4,45	-
$TCLT^{CBO}$	6,73	-2,28
$TCLT^{tendance}$	5,27	-0,82
$TCLT^{MinP}$	3,75	0,69
$TCNA$	4,97	-0,53
$TCNI$	4,83	-0,38
$TCEFF$	5,24	-0,79

Le tableau 3 présente les données moyennes pour l'année 2023 pour le taux de chômage observé, les divers taux de chômage naturels, ainsi que les écarts de chômage associés à chaque mesure, alors que le tableau 4 présente ces mêmes informations pour les taux de postes vacants lorsqu'il est possible de l'inférer à partir de la mesure du taux de chômage naturel. En 2023, le taux de chômage observé a été en moyenne de 4,45% alors que le taux de postes vacants atteint 4,44%. Parmi les indicateurs, le $TCLT^{MinP}$ affiche une moyenne inférieure au taux de chômage observé, à 3,75%, tandis que le $TCLT^{CBO}$ enregistre le taux le plus élevé de la période avec 6,73%. Concernant les écarts de chômage, la plupart des mesures indiquent que le taux de chômage observé était proche de son niveau naturel, les écarts absolus étant inférieurs à un point de pourcentage. Seul le $TCLT^{CBO}$ présente un écart notable de -2,28%.

De manière plus générale, la période suivant la pandémie est marquée par une surchauffe continue, selon toutes les mesures (en intensité variante), bien que l'intensité de cette surchauffe diminue progressivement dès le troisième trimestre 2022.¹⁶ La récente augmentation du taux de chômage tend à réduire les écarts vers zéro, bien que l'ampleur de cette convergence varie selon les mesures. Toutefois, cette convergence semble s'être stoppée au premier trimestre 2025, où l'écart de chômage semble atteindre un plateau ou recommencer à s'accroître vers les valeurs négatives. D'ailleurs, l'écart de chômage du *TCNI* atteint -0,05% en 2024 :T1, signalant que le niveau du taux de chômage est cohérent avec un niveau d'inflation quasi stable, tandis que l'écart du *TCNA* de -0,44% suggère que la croissance de l'inflation devrait encore faiblement s'accroître.

TABLEAU 4 – Taux de postes vacants, moyenne sur 2023

	Niveau	Écart des postes vacants ($v_t - v_t^*$)
		(%)
Taux de postes vacants observé	4,44	-
<i>TCEFF</i>	3,39	1,05
<i>TCEQ</i>	2,1	2,34

7 Conclusion

Le taux de chômage reste un indicateur crucial pour évaluer la santé économique d'une région, reflétant la capacité d'un marché du travail à arrimer l'offre et la demande de main-d'œuvre. Toutefois, identifier le niveau de chômage qui indique une économie en santé nécessite de dépasser la simple observation des taux de chômage effectifs, et d'emprunter le concept de taux de chômage naturel. Cet exercice, au cœur de notre étude, a mis en lumière la complexité et la variabilité de cet

16. Cette observation exclut la mesure du $TCLT^{MinP}$ qui est toujours plus faible ou égal au taux de chômage observé, par construction.

indicateur à travers différentes méthodes d'estimation pour le Québec.

Nous avons exploré les nuances entre les taux de chômage de long terme ($TCLT$), non accélérationniste ($TCNA$), efficient ($TCEFF$), et d'équilibre ($TCEQ$), chacun apportant une perspective unique sur l'état du marché du travail québécois. Notre analyse révèle que, malgré leurs différences conceptuelles et méthodologiques, l'analyse conjointe de ces mesures et de leur écart de chômage respectif permet de dresser un portrait complet de la santé du marché du travail au Québec.

Les résultats mettent en exergue la variabilité des mesures du taux de chômage naturel au Québec, soulignant l'importance de considérer plusieurs angles d'analyse pour évaluer l'équilibre du marché du travail. En particulier, les données suggèrent que jusqu'en 2016, le marché du travail de la province se trouvait dans une phase de relâchement. Pour la période couvrant 2016 à 2020, les mesures offrent un diagnostic varié sur l'état du marché du travail, le $TCEFF$ et $TCLT^{MinP}$ suggérant une situation de relâchement, et le $TCLT^{CBO}$ et $TCLT^{tendance}$ une situation de surchauffe. La période postpandémique est quant à elle caractérisée par une situation de surchauffe par la grande majorité des mesures, avec un taux de chômage naturel inférieur au chômage observé. Cette observation indique une pression croissante sur le marché du travail québécois. Néanmoins, tous les indicateurs signalent un relâchement progressif de cette tension au cours des derniers trimestres de l'année 2023, marquant une évolution vers un état plus équilibré du marché.

La plupart des indicateurs présentés dans ce rapport ont été conçus spécifiquement pour le marché du travail des États-Unis. Il est possible que ceux-ci ne soient pas parfaitement adaptés pour une analyse du contexte québécois, notamment parce que le comportement du taux de chômage diffère entre les deux régions. Ces différences peuvent notamment être expliquées par des facteurs structurels distincts entre les deux régions. Contrairement au taux de chômage américain, qui a historiquement montré peu de tendances à la baisse et tend à suivre un cycle économique marqué, le taux de chômage au Canada et au Québec a diminué de manière significative à deux reprises : une première

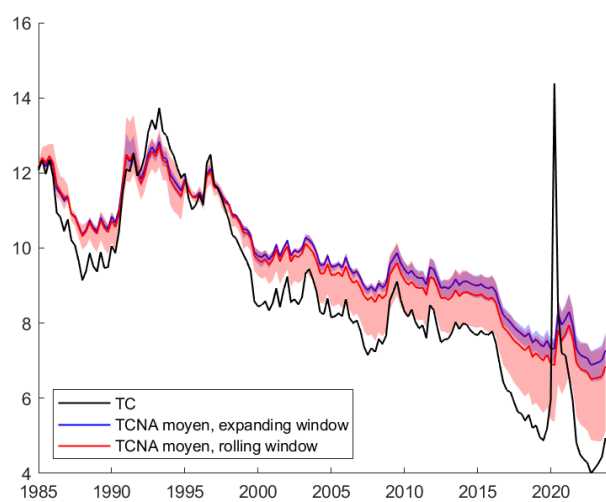
fois dans les années 1990, et une seconde période de baisse à partir de 2016. Il serait donc judicieux que les prochaines étapes de l'analyse du marché du travail canadien et québécois se focalisent sur la modélisation de ces tendances de long terme pour mieux comprendre et interpréter les dynamiques en jeu.

Annexe A : Sensitivité de la mesure *TCNA*

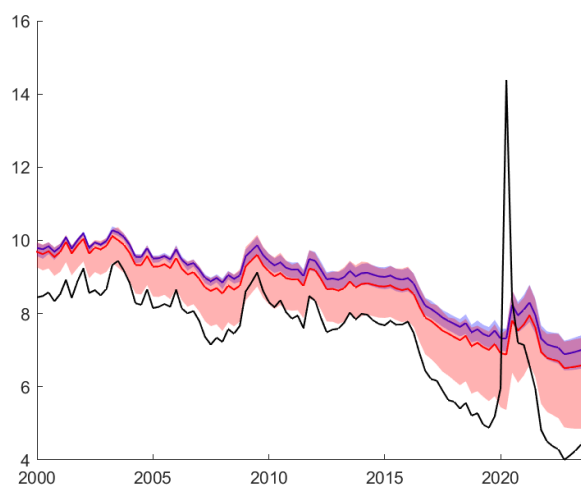
Pour évaluer la robustesse des résultats du *TCNA* par rapport à la sélection du sous-échantillon d'estimation, nous avons réalisé une étude de sensibilité à l'aide d'une méthode dite de fenêtre glissante extensible, commençant de 1985 :T1 à 2005 :T1 et s'élargissant d'un trimestre à chaque étape, et une méthode de fenêtre glissante de 20 ans, partant également de 1985 :T1 et s'achevant en 2019 :T4, avec un décalage trimestriel. Cette analyse a été appliquée sur 120 sous-échantillons distincts. Les résultats sont présentés à la figure [A.1a](#). La courbe bleue continue illustre l'estimation moyenne du taux de chômage naturel ajusté (*TCNA*) pour chaque période de la fenêtre extensible, tandis que la courbe rouge trace ces mêmes estimations pour la fenêtre glissante. Les aires ombragées délimitent les intervalles d'estimation minimum et maximum pour chaque fenêtre, montrant la variabilité des résultats en fonction de l'échantillon utilisé pour estimer les paramètres du modèle. La figure [A.1b](#) présente ces résultats en se concentrant sur la période la plus récente, pour une meilleure lisibilité.

FIGURE A.1 – Robustesse du taux de chômage non accélérationniste

(a) Échantillon 1985 :T1 à 2023 :T4



(b) Échantillon 2000 :T1 à 2023 :T4

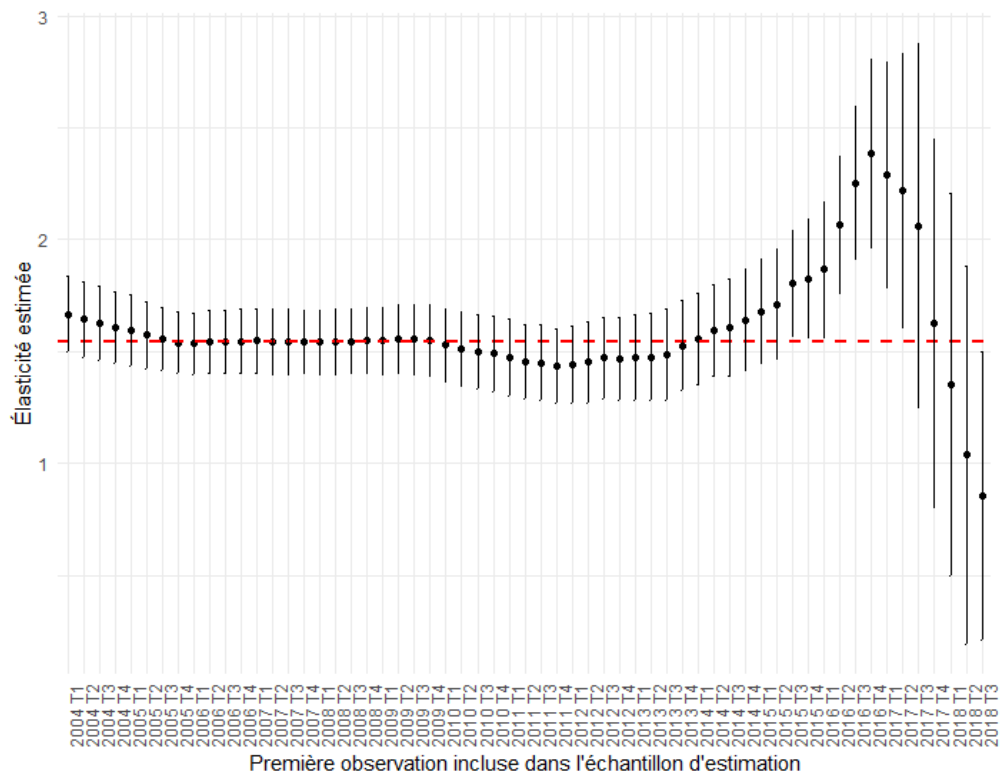


Notes : Les zones ombragées représentent l'intervalle min-max d'estimation sur l'ensemble des 120 sous-échantillons.

Annexe B : Sensitivité de l'estimation de l'élasticité de Beveridge

La figure B.1 présente l'ensemble des estimations de l'élasticité de Beveridge pour chaque sous-échantillon finissant en 2019 :T4, et pour un minimum de 5 observations. Il est assez surprenant de

FIGURE B.1 – Sensitivité de l'élasticité de Beveridge



constater que le paramètre ε présente une estimation stable malgré la réduction progressive de la taille de l'échantillon. La valeur de 1,54, choisie pour ε , se situe dans la plupart des intervalles de confiance. Néanmoins, cette observation ne s'applique pas pour la période entre le troisième trimestre de 2015 et le deuxième trimestre de 2017. Il est important de souligner que pour la première date mentionnée, l'élasticité est estimée à partir de 18 observations, tandis que pour la seconde, elle repose sur 11 observations seulement. Cette limitation dans la taille de l'échantillon conduit à des estimations qui peuvent être instables et moins fiables. C'est pourquoi, dans notre analyse principale,

nous privilégions des sous-échantillons d'au moins 20 observations, correspondant à une période de cinq ans, pour assurer une plus grande fiabilité des résultats.

Annexe C : Construction de la série du taux de postes vacants pour le Québec

Aucune série exhaustive sur le taux de postes vacants à long terme n'est disponible pour le Québec. Pour combler cette lacune, nous avons construit une série en utilisant diverses sources de données. Cette annexe détaille la méthodologie employée pour fusionner ces différentes sources en une série cohérente sur le long terme.

Le tableau C.1 récapitule les sources de données utilisées et les périodes respectives couvertes par celles-ci. Les données mensuelles ont été converties en séries trimestrielles en calculant la moyenne de chaque trimestre. L'analyse des données du SPV via X13-ARIMA révèle une absence de saisonnalité.

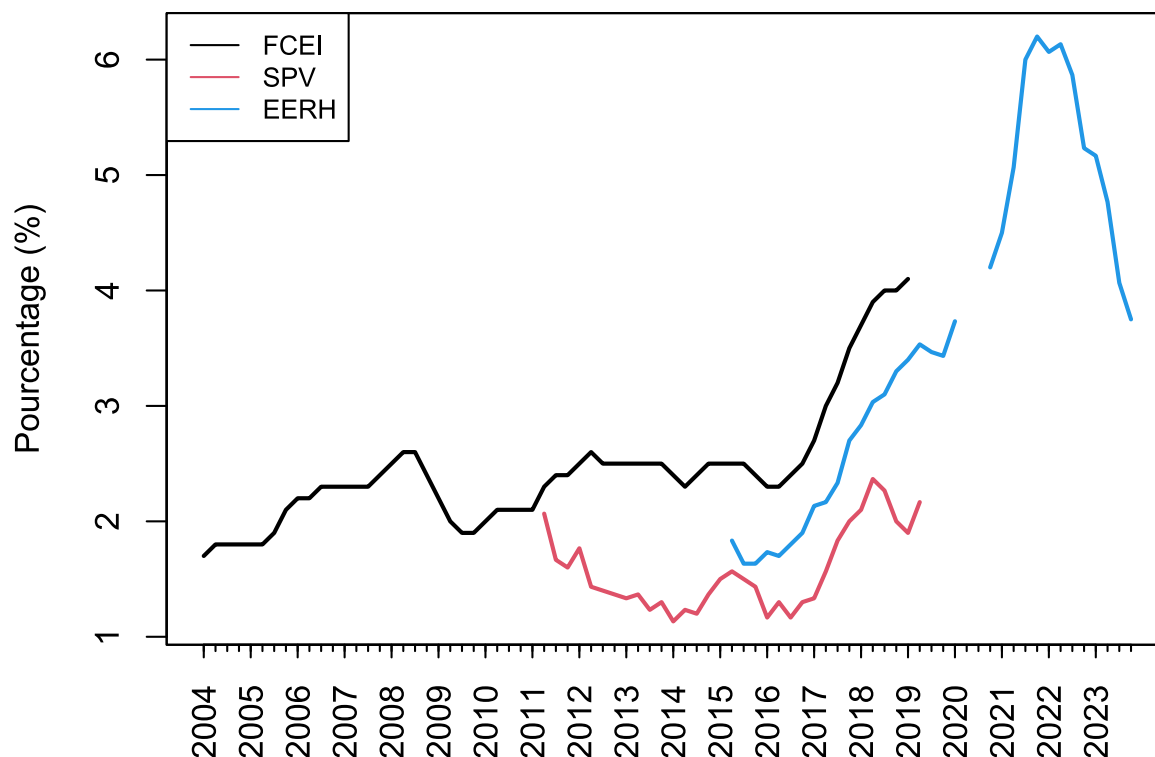
TABLEAU C.1 – Données sur le taux de postes vacants, Québec.

Source de donnée	Période	Notes
Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail (EERH)	Avril 2015 - Novembre 2023 ¹⁷	Mensuel, désaisonnalisé. Statistique Canada, tableau 14-10-0432-01.
Statistiques sur les postes vacants (SPV)	Mars 2011 - août 2019	Mensuel, non désaisonnalisé, moyenne mobile de 3 mois, Statistique Canada, tableau 14-10-0224-01, discontinué.
Fédération canadienne de l'entreprise indépendante (FCEI)	2004 :T1 - 2019 :T1	Trimestriel, désaisonnalisé.

La figure C.1 illustre l'évolution des trois séries mentionnées dans le tableau C.1. En raison des différences méthodologiques de collecte de données entre les sources, les séries montrent des niveaux distincts pour le taux de postes vacants. Pour les intégrer en une seule série continue, nous avons effectué une régression de la série EERH sur le SPV et le FCEI via la méthode des moindres carrés

17. Les données du deuxième et troisième trimestre sont manquantes dû à la suspension temporaire des activités de Statistique Canada pendant la pandémie.

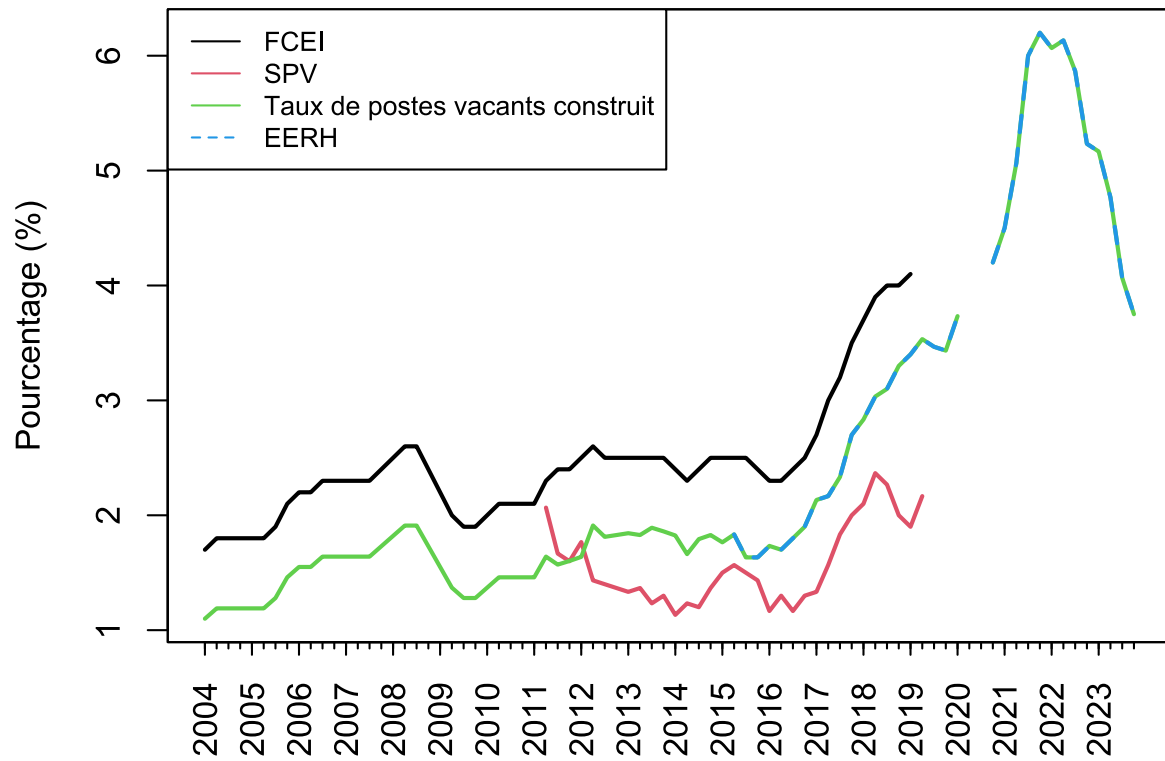
FIGURE C.1 – Séries du taux de postes vacants, Québec



ordinaires (MCO). Les coefficients obtenus indiquent la combinaison linéaire optimale du SPV et du FCEI pour reproduire au mieux la série EERH. La série finale utilisée pour notre analyse combine la série EERH pour les trimestres disponibles, la combinaison linéaire du SPV et du FCEI quand ces deux sont disponibles, et enfin la série FCEI ajustée au niveau de la série EERH lorsqu'elle est la seule disponible.

Afin de combiner ces trois sources, nous régressons la série du EERH sur le SPV et le FCEI par MCO pour la période où les trois séries sont disponibles, soit 2015 :T2 - 2019 :T1. Les coefficients nous renseignent sur la combinaison linéaire du SPV et du FCEI qui permet de mieux répliquer le EERH. La série du taux de postes vacants employé pour l'analyse consiste donc en la série du EERH pour les trimestres disponibles, de la combinaison linéaire du SPV et FCEI lorsque les deux

FIGURE C.2 – Séries du taux de postes vacants construit, Québec



sont disponibles, et finalement de la série du FCEI mis au niveau de la série du EERH lorsque seul le FCEI est disponible.

Annexe D : Estimation des paramètres α et M du *TCEQ* par MCO

Pour estimer les coefficients α et M de la courbe de Beveridge présenté dans la section du *TCEQ*, nous avons procédé à une transformation logarithmique de l'équation afin de linéariser la relation entre les variables. Cette méthode de log-linéarisation nous permet d'appliquer les moindres carrés ordinaires dans l'estimation des paramètres du modèle.

En reprenant l'équation (20) :

$$\begin{aligned} V_t &= U_t \left[\frac{\delta}{M} \left(\frac{1}{U_t} - 1 \right) \right]^{\frac{1}{\alpha}} + \epsilon_t \\ \Leftrightarrow \ln(V_t) &= \log(U_t) + \frac{1}{\alpha} \ln\left(\frac{\delta}{M} \left(\frac{1}{U_t} - 1 \right)\right) + \epsilon_t \\ \Leftrightarrow \ln(V_t) - \ln(U_t) &= \frac{1}{\alpha} (\ln(\delta) - \ln(M)) + \frac{1}{\alpha} \left(\frac{1}{U_t} - 1 \right) \\ \Leftrightarrow y_t &= \phi + \beta X_t + \epsilon_t. \end{aligned} \tag{22}$$

où $y_t = \ln(V_t) - \ln(U_t)$, $\phi = \frac{1}{\alpha} (\ln(\delta) - \ln(M))$, $\beta = \frac{1}{\alpha}$, $X_t = \left(\frac{1}{U_t} - 1 \right)$ et ϵ_t est le terme d'erreur. L'équation (22) est estimée via les moindres carrés ordinaires.

Les résultats de l'estimation MCO sont présentés dans le tableau E.1. Ceux-ci mettent en lumière les estimations des paramètres α et M , et par conséquent, permettent de calculer les taux de chômage et de vacance d'équilibre selon le modèle du *TCEQ*. Les estimations obtenues démontrent une certaine stabilité dans les coefficients de la courbe de Beveridge (par rapport à l'estimation par moindres carrés non linéaires), bien que de légères variations dans les résultats soient observables.

TABLEAU E.1 – $TCEQ$ par occupation de la CNP, estimation par MCO, Québec

Occupation de la CNP à un chiffre	u^* (%)	v^* (%)	δ	M	α	θ^*
Gestion	2.4	1.3	0.007	0.485	0.899	0.526
Affaires, finance et administration	3.8	1.7	0.014	0.599	0.7	0.452
Sciences naturelles et appliquées et domaines apparentés	3.2	2.4	0.011	0.411	0.617	0.747
Secteur de la santé	1.3	2.1	0.006	0.349	0.509	1.709
Enseignement, droit et services sociaux, communautaires et gouvernementaux	3.6	0.8	0.014	0.816	0.55	0.227
Arts, culture, sports et loisirs	6.3	1.9	0.028	1.114	0.805	0.299
Vente et services	5.6	2.5	0.029	0.677	0.397	0.451
Métiers, transport, machinerie et domaines apparentés	8.3	1.9	0.038	0.835	0.468	0.233
Ressources naturelles, agriculture et production connexe	14.8	3.7	0.067	1.418	0.929	0.248
Fabrication et services d'utilité publique	6.0	2.9	0.034	0.818	0.595	0.486
Toutes les occupations	4.9	2.0	0.03	0.86	0.414	0.415

Notes : Nous utilisons la CNP 2016 dans le cadre de ce rapport. Ainsi, les emplois d'administration sont exclus des catégories de la CNP et regroupés dans la catégorie "Gestion".

Annexe E : Modèle DMP

Cette annexe vise à compléter la présentation du modèle DMP. Lorsqu'ils sont au chômage, les travailleurs reçoivent une valeur de flux z qui représente les versement d'assurance chômage et le bien-être découlant du loisir, entre autres. Lorsqu'ils sont employés, ils reçoivent un salaire w . La valeur des stocks d'actif associée à être au chômage et en emploi sont respectivement N et W . Le facteur d'actualisation est dénoté par β . Les équations sont les suivantes :

$$\begin{aligned} N &= z + \beta((1 - f(\theta))N + f(\theta)W) \\ W &= w + \beta(\delta N + (1 - \delta)W). \end{aligned} \tag{23}$$

Une entreprise avec un emploi pourvu produit un flux de production p et paie un salaire w à son travailleur. J représente la valeur d'actif d'un emploi pourvu. Il est supposé que la valeur en actif d'un poste vacant est nul, ce qui en équilibre, est le résultat de l'entrée libre des entreprises. Ainsi, J résout :

$$J = p - w + \beta(1 - \delta)J. \tag{24}$$

Les salaires sont le résultat d'une négociation entre les travailleurs et les entreprises. On suppose que les salaires partagent le surplus total d'un emploi en parts égales au pouvoir de négociation des agents. En notant ϕ le pouvoir de négociation des travailleurs (et $1 - \phi$ celui des entreprises), la négociation salariale conduit à :

$$W - N = \phi S \text{ et } J = (1 - \phi)S, \tag{25}$$

où $S = W - N + J$ est le surplus total. Il est possible de combiner les équations précédentes afin d'obtenir :

$$S = \frac{p - z}{1 - \beta(1 - \delta - \phi f(\theta))}. \tag{26}$$

Une condition d'entrée libre sur le marché boucle le modèle. On suppose que les entreprises entrent sur le marché et affichent des postes vacants jusqu'à ce que la valeur d'actif de le faire (c'est-à-dire, la valeur d'actif de détenir un poste vacant) soit réduite à zéro. c représente le coût par période de poster un poste vacant. La condition d'entrée libre est défini par :

$$\frac{c}{q(\theta)} = \beta(1 - \phi)S. \quad (27)$$

La durée espérée de détention d'un poste vacant est de $1/q(\theta)$. Ceci implique donc que le côté gauche de l'équation (27) est le coût espéré d'un poste vacant. En combinant les équations (19), (26) et (27), nous pouvons réécrire la condition d'entrée libre comme :

$$c\theta = \frac{\beta(1 - \phi)(p - z)f(\theta)}{1 - \beta(1 - \delta - \phi f(\theta))}. \quad (28)$$

La tension d'équilibre sur le marché du travail, θ^* , est la solution de l'équation (28) pour θ .

Références

- Ahn, H. J. (2023). Duration structure of unemployment hazards and the trend unemployment rate. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 151, 104664. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jedc.2023.104664>
- Bai, J. et Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47–78. <http://dx.doi.org/10.2307/2998540>. Récupéré de <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bai, J. et Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1002/jae.659>. Récupéré de <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.659>
- Bok, B., Crump, R. K., Nekarda, C. J. et Petrosky-Nadeau, N. (2023). *Estimating Natural Rates of Unemployment : A Primer*. Working Paper 2023-25, Federal Reserve Bank of San Francisco
- Brouillette, D., Robitaille, M.-N., Savoie-Chabot, L., St-Amant, P., Gueye, B. et Nelson, E. (2019). *The Trend Unemployment Rate in Canada : Searching for the Unobservable*. Rapport technique, Bank of Canada Staff Working Paper.
- Crump, R. K., Eusepi, S., Giannoni, M. et Şahin, A. (2019). *A Unified Approach to Measuring U*. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- D’Amuri, F., Philippis, M. D., Guglielminetti, E. et Bello, S. L. (2021). Natural unemployment and activity rates : Flow-based determinants and implications for price dynamics. *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)*, (599).
- DeLong, J. B. et Summers, L. J. (1988). How does macroeconomic policy affect output. *Brookings Institution Brookings Papers on Economic Activity*, 2.

- Gäddnäs, N. et Keränen, H. (2023). *Beveridgean Unemployment Gap in Finland*. Background report, Finnish Economic Policy Council.
- Hornstein, A. et Kudlyak, M. (2019). Aggregate labor force participation and unemployment and demographic trends. *Available at SSRN 3347310*.
- Hornstein, A. et Kudlyak, M. (2020). *Why Is Current Unemployment So Low?* Working Paper 2020-05, Federal Reserve Bank of San Francisco
- Kleven, H. J. (2021). Sufficient statistics revisited. *Annual Review of Economics*, 13(1), 515–538. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-economics-060220-023547>
- Laubach, T. (2001). *Measuring the NAIRU : Evidence from Seven Economies*. Rapport technique, Review of Economics and Statistics.
- Michaillat, P. et Saez, E. (2021). Beveridgean unemployment gap. *Journal of Public Economics Plus*, 2(2021), 100009. <http://dx.doi.org/10.1016/j.pubecp.2021.100009>. Récupéré de <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2666551421000048>
- Michaillat, P. et Saez, E. (2023). u=uv. <http://dx.doi.org/10.48550/arXiv.2206.13012>. Récupéré de <https://arxiv.org/abs/2206.13012v1>
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283–299.
- Shackleton, R. (2018). *Estimating and Projecting Potential Output Using CBO's Forecasting Growth Model*. Rapport technique, Congressional Budget Office.
- Stock, J. H. (1994). Unit roots, structural breaks and trends. In R. Engle et D. McFadden (dir.), *Handbook of Econometrics*, volume 4 2739–2841. Elsevier.