

• DOCUMENT D'ÉTUDES

OCTOBRE 2024
N° 276

Entrer, rester, sortir du marché du travail : les transitions au cours des cycles économiques

Fanny Labau Dares

Adrien Lagouge Dares

Entrer, rester, sortir du marché du travail : les transitions au cours des cycles économiques

Fanny Labau*

Adrien Lagouge†

Octobre 2024

Cette étude examine les causes des variations du taux d'activité en France pendant les récents cycles économiques. Contrairement aux approches traditionnelles qui se concentrent sur un seul type de transition (entrée ou sortie du marché du travail), cette recherche suggère que pour comprendre pleinement les changements du taux d'activité, il est nécessaire d'étudier tous les mouvements entre les trois états du marché du travail : l'emploi, le chômage et l'inactivité. Cette approche globale donne alors accès à une compréhension plus exhaustive et approfondie des dynamiques du taux d'activité.

À l'aide d'une méthode comptable de type stock/flux, les mouvements du taux d'activité sont décomposés par les contributions de chacune des six probabilités de transition entre les trois états du marché du travail. Il en ressort qu'en France, tout comme aux États-Unis, les flux d'entrées et sorties dans la population active ne sont pas suffisants pour caractériser complètement la cyclicité du taux d'activité : les flux entre emploi et chômage, usuellement négligés car n'agissant pas directement sur la taille de la population active, modifient néanmoins sa composition, et ont donc une influence, non négligeable mais retardée, sur les comportements d'activité. Les différences d'amplitude et de temporalité des cycles d'activité sont ensuite décrits selon l'âge et le sexe des individus.

Cette étude s'appuie principalement sur une exploitation longitudinale de l'enquête Emploi pour construire des séries longues trimestrielles de probabilités de transition sur le marché du travail. Les traitements statistiques particuliers à cet exercice (gestion des refontes de l'enquête, mise en cohérence de l'information contenue dans les flux avec les évolutions des agrégats, traitement du caractère discret des flux observés) sont détaillés en annexe.

Mots clés : Participation au marché du travail - flux de travailleurs - taux de transition

Codes JEL : J20, J60, E24, E32

* Direction de l'Animation de la Recherche et des Études Statistiques (Dares).

† Direction Générale De La Cohésion Sociale (DGCS), Dares lors de la rédaction de l'étude.

Nous remercions tous les participants au Séminaire Interne de la Dares dont les conseils et avis ont enrichi cette étude et en particulier Olivier Charlot, qui a discuté une version préliminaire de ce travail.

Table des matières

1	Introduction	1
2	Revue de littérature	2
3	Stocks et flux sur le marché du travail	4
3.1	Propriétés cycliques des stocks sur le marché du travail	4
3.2	Le marché du travail est un système à 3 états en déséquilibre	5
3.3	Propriétés cycliques des flux sur le marché du travail	8
3.3.1	Rester sur le marché du travail	9
3.3.2	Sortir du marché du travail	10
3.3.3	Entrer sur le marché du travail	11
4	Quantifier la contribution des flux à l'évolution de l'activité	15
4.1	Présentation de la méthode de décomposition comptable	15
4.2	Résultats	20
4.2.1	Pro-cyclicité de la composante de « churn »	20
4.2.2	Les comportements d'entrée et de sortie de la population active pour les âges intermédiaires	22
4.2.3	Insertion des jeunes sur le marché du travail	27
5	Conclusion	29
A	Propriétés cycliques des stocks - Résultats complémentaires	31
B	Construction de séries longues de probabilités de transition sur le marché du travail	33
B.1	Calcul des pondérations longitudinales	33
B.2	Refonte de l'EEC en 2021 et gestion des ruptures de séries occasionnées . . .	35
B.3	Ajustement sur les stocks	39
B.4	Correction de l'agrégation temporelle	40
C	Annexe technique sur la méthode de décomposition	43
C.1	Approche matricielle	43
C.2	État stationnaire	43
C.3	Calcul des contributions cumulées	44
C.4	Terme contemporain dans le calcul des contributions instantanées	45
D	Résultats complémentaires	48

1. Introduction

Figurant parmi les indicateurs conjoncturels les plus suivis sur le marché du travail, le taux d'activité présente en France une allure partiellement cyclique, mais dans une mesure nettement moindre que le taux de chômage. Pour éclairer les causes de ce constat empirique, une caractérisation fine des interactions qui relient ces deux indicateurs est nécessaire, ce qui passe par le biais d'une identification des différents mécanismes qui concourent à rendre la participation au marché du travail sensible à la conjoncture économique. L'objet de cette étude est de montrer que certains de ces mécanismes sont spécifiques à des catégories de population et que leur amplitude varie en fonction des caractéristiques des population concernées.

La notion d'« effet de flexion » de l'activité (participation au marché du travail) avec la conjoncture est souvent évoquée dans les débats économiques sans avoir de définition conceptuelle véritablement précise. Les mécanismes économiques sous-jacents habituellement mis en avant¹ ne sont que partiellement identifiés : l'approche agrégée usuellement employée se borne souvent à établir des corrélations entre taux de chômage et taux d'activité (Insee (2017)) sans chercher particulièrement à distinguer les différentes phases du cycle économique. Pour aller plus loin que ce seul suivi des taux agrégés, et enrichir la grille d'analyse, est apparue progressivement une littérature empirique s'appuyant sur l'exploitation originale des données de flux (transitions) sur le marché du travail. Après une première focalisation historique sur la description et la caractérisation des évolutions du taux de chômage, cette littérature a, plus récemment, appliqué avec succès ses méthodes à l'étude du taux d'activité. En s'appuyant sur ces techniques, cette étude montre que tous les flux de transition participent aux évolutions du taux d'activité, mais ni au même moment ni avec la même amplitude.

Cette analyse met en avant trois mécanismes distincts, tous fortement cycliques, qui contribuent à la hausse du taux d'activité en période d'expansion et à son reflux en période de contraction économique.

- Le premier passe par la différence d'attachement au marché du travail² de la population des chômeurs par rapport aux personnes en emploi. Le cycle du chômage réagit en premier lors des retournements conjoncturels, le statut du chômage agit alors en partie comme un « sas » entre l'emploi et l'inactivité. Lorsque le nombre de chômeurs augmente et que le « sas » du chômage se remplit, l'attachement moyen au marché du travail de la population active baisse rapidement avec des conséquences relativement persistantes mais retardées sur le taux d'activité, notamment au travers de sorties de la population actives plus importantes aux périodes futures, opérant une pression à la baisse sur la participation au marché du travail.

1. Par exemple l'effet « travailleur découragé » par la mauvaise conjoncture économique et préférant basculer dans l'inactivité ou encore l'effet « travailleur additionnel » devenant actif pour pallier la perte d'emploi ou de revenu d'un membre de son ménage.

2. Mesurée dans cette étude par la probabilité de rester actif d'un trimestre à l'autre.

- Un deuxième mécanisme passe par la modulation du niveau des sorties du marché du travail en fonction de la facilité escomptée de retrouver un emploi lors du retour sur le marché du travail. En ce sens, les femmes d'âge intermédiaire tendent à rester plus ancrées au marché du travail que les hommes lors des phases de contraction économique, et reportent leur sortie lorsque la conjoncture s'améliore et que les chances de retrouver un emploi augmentent. Cette modulation des sorties de la part des femmes joue un rôle contracyclique sur l'évolution du taux d'activité.
- Enfin, en particulier chez les jeunes en phase d'insertion, des schémas distincts d'entrée sur le marché du travail sont identifiables en fonction des différentes phases du cycle économique. Les jeunes rentrent davantage dans la population active au travers de l'emploi lorsque la situation économique est favorable et, à l'inverse, ont plus de chance de rentrer dans le marché du travail au travers du chômage en phase de récession.

Par ailleurs, le niveau structurel d'activité chez les seniors est fortement affecté par la législation qui encadre leurs modalités de départ à la retraite. Ce dernier effet, non cyclique car dépendant des réformes passées des régimes de retraite, sera partiellement laissé de côté dans cette étude.

2. Revue de littérature

Une vaste littérature s'est développée autour de l'utilisation de données de flux pour enrichir progressivement la compréhension des dynamiques sur le marché du travail. Initialement, cette littérature s'est essentiellement orientée vers l'analyse des variations du chômage, avec de premiers travaux fondateurs ([Hall et al. \(1972\)](#) et [Feldstein \(1973\)](#)) pointant le rôle déterminant de l'amplitude relative des flux d'entrées et sorties de l'emploi comme facteur explicatif des mouvements du taux de chômage avec la conjoncture économique. L'étude des flux pour retracer les origines des fluctuations cycliques du chômage a ensuite été au coeur d'un débat empirique, plusieurs travaux ayant mené à des conclusions divergentes. Si [Darby et al. \(1986\)](#) montrent, qu'en période de récession, la hausse du chômage est principalement due à une augmentation du taux de séparation des personnes en emploi (flux de sortie de l'emploi vers le chômage), [Hall \(2005\)](#) met au contraire en évidence que cette progression du chômage serait plutôt liée à une baisse concomitante de la probabilité de (re)-trouver un emploi (flux d'entrée en emploi depuis le chômage). Ce dernier résultat a ensuite été appuyé par la contribution majeure de [Shimer \(2012\)](#), qui identifie également les mouvements au cours du cycle économique de la probabilité de trouver un emploi comme déterminant principal des variations du taux de chômage. Ce constat est partiellement relativisé par d'autres études empiriques ([Fujita et Ramey \(2009\)](#) et [Elsby et al. \(2009\)](#)) consacré au marché du travail américain, qui s'accordent à dire que, dans ce cas au moins, le taux de séparation et le taux de retour à l'emploi sont tous les deux des sources majeures de fluctuations du chômage.

Sur le cas particulier de la France, et en combinant les données de l'enquête Emploi avec des données administratives (notamment le nombre de demandeurs d'emploi en fin de mois à partir des Statistiques Mensuelles sur le Marché du Travail - STMT), [Petrongolo et Pissarides \(2008\)](#) puis [Hairault et al. \(2015\)](#) ont contribué notablement à cette thématique en identifiant la probabilité de trouver un emploi comme principal facteur à l'origine des fluctuations du chômage : pour la première étude, 80% de la variance du taux de chômage serait expliquée par la contribution de cette probabilité (64% pour la seconde étude). En utilisant cette fois les données issues de l'enquête Emploi harmonisée à l'échelle internationale (*Labour Force Survey - LFS*), [Elsby et al. \(2013\)](#) comparent un panel de quatorze pays de l'OCDE : ils concluent cependant que la probabilité de perdre son emploi et la probabilité d'en trouver un ont des contributions relativement plus équilibrées dans les variations du chômage en France, tout comme dans les autres pays d'Europe continentale (Espagne, Italie, Portugal et Allemagne notamment).

Conformément aux conclusions avancées dans la première vague historique des modèles théoriques d'appariement sur le marché du travail (littérature dite *Search and Matching* associée aux travaux de [Mortensen et Pissarides \(1994\)](#)), ces études empiriques limitent cependant l'explication des fluctuations du taux de chômage aux transitions entre les deux états d'« Emploi » et de « Chômage ». Elles négligent ainsi les transitions à la frontière du marché du travail, c'est-à-dire vers et depuis le troisième état d'« Inactivité », dont les implications sur le taux de chômage sont en première approximation jugées plus marginales. Cette hypothèse est précisément remise en cause par [Elsby et al. \(2015\)](#), qui développent une méthodologie originale de décomposition stock/flux à trois états (Emploi, Chômage et Inactivité), mettant pour la première fois en évidence et de manière légèrement contre-intuitive, qu'un basculement moins important de chômeurs dans l'inactivité associé à une hausse des transitions de l'inactivité vers le chômage, serait une source importante de l'augmentation rapide du taux de chômage au déclenchement d'une récession aux États-Unis. En ce sens, les transitions aux frontières de l'activité expliqueraient à hauteur d'un tiers les variations du chômage dans le cas américain.

Au-delà de ces nouveaux enseignements, la méthodologie développée par [Elsby et al. \(2015\)](#), avec son caractère exhaustif prenant en compte l'ensemble des flux sur le marché du travail, peut aisément être appliquée à l'étude d'autres agrégats et en particulier à l'étude du taux d'activité. Cette nouvelle question sera notamment traitée, de nouveau sur le cas américain, par [Elsby et al. \(2019\)](#) et [Hobijn et Sahin \(2021\)](#), amenant à des conclusions novatrices avec notamment la mise en lumière de l'importance des flux entre emploi et chômage, souvent négligés car strictement internes à la population active, pour expliquer la cyclicité de la participation au marché du travail. En France, la mise en évidence de tels mécanismes pour comprendre la

dynamique du taux d'activité n'a, à notre connaissance, pas encore été investiguée³.

La présente étude vise à contribuer à l'étude des flux et des stocks sur le marché du travail et à documenter les origines de la cyclicité du taux d'activité en France au travers d'une exploitation longitudinale de l'enquête Emploi sur la période 2003-2022.

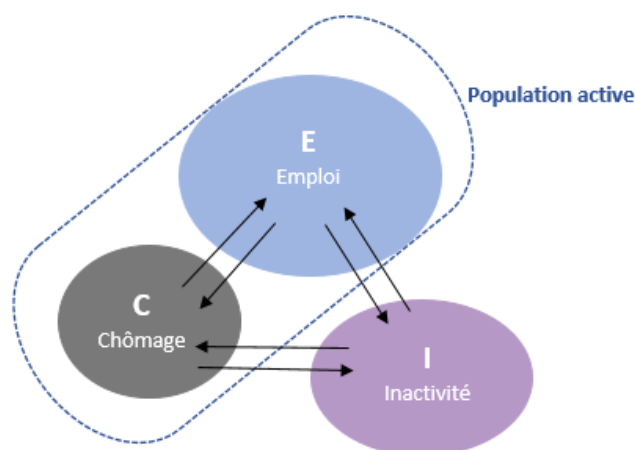
3. Stocks et flux sur le marché du travail

3.1. Propriétés cycliques des stocks sur le marché du travail

La situation sur le marché du travail peut se résumer globalement au travers de la répartition des individus en âge de travailler entre trois situations principales : une situation d'emploi, une situation de chômage (personnes sans emploi, en recherchant un et disponibles dans les deux semaines pour travailler) et enfin une situation d'inactivité (personnes sans emploi, n'en recherchant pas ou indisponibles pour travailler pour divers motifs). Pour établir un premier diagnostic concernant la dynamique du marché du travail, il est donc naturel de se pencher sur les évolutions des effectifs au sein de chacun de ces trois états, ce que l'on appelle habituellement les stocks de population sur le marché du travail (figure 1).

Usuellement, la description de ces stocks est réalisée par l'intermédiaire de ratios, calculés en normalisant ces différents effectifs par la taille de la population en âge de travailler. On retrouve alors les grands indicateurs synthétiques traditionnels : le taux d'activité, le taux d'emploi et la part de chômage dans la population (ou alternativement, le taux de chômage, c'est-à-dire la proportion de personnes au chômage parmi les actifs uniquement).

FIGURE 1. Représentation synthétique du fonctionnement du marché du travail



3. À ce stade, la littérature portant sur l'analyse des flux s'est principalement focalisée sur la description des évolutions du taux de chômage. En incluant notamment dans cette grille d'analyse les transitions à la marge du marché du travail, Fontaine (2016) trouve des résultats en ligne avec ceux avancés dans la littérature américaine : les flux d'entrées et sorties dans la population active ont un rôle non négligeable dans la dynamique du chômage (en expliquant 25% de ses variations), bien que le taux de retour à l'emploi resterait le principal déterminant, devant le taux de séparation.

Au cours des vingt dernières années, ces indicateurs⁴ ont évolué de manière contrastée. Le taux de chômage a connu plusieurs changements de régime, avec une tendance à la hausse à la suite de la crise de 2008, pour atteindre un point haut à 10,5 % au 2^e trimestre 2015, avant de connaître une tendance à la baisse ensuite (en dehors des variations atypiques liées à la crise sanitaire - avec une baisse en trompe l'oeil au 2^e trimestre 2020 notamment). Il atteint fin 2022 son plus bas niveau depuis 2008. En parallèle, le taux d'activité et le taux d'emploi ont globalement connu une tendance à la hausse sur l'ensemble de la période. Ils atteignent tous deux un point haut historique fin 2022 (figure 2).

De manière bien connue, le taux de chômage est l'agrégat présentant le plus fort degré de cyclicité, s'ajustant rapidement aux différents retournements conjoncturels. A contrario, le taux d'activité et le taux d'emploi se caractérisent par des évolutions plus tendanciennes et réagissent nettement moins violemment aux évolutions économiques. À titre d'exemple, lors de la contraction économique allant du 1^{er} trimestre 2008 au 2^e trimestre 2009, le taux de chômage a augmenté fortement (+2,0 points) tandis que le taux d'emploi a baissé plus modérément (-0,8 point). En parallèle, le taux d'activité a augmenté (+0,8 point), ce qui semble à première vue contre-intuitif. Cette contra-cyclicité contemporaine du taux d'activité peut trouver son origine dans un ajustement différé du cycle de participation au marché du travail par rapport au cycle économique, tandis que les cycles du chômage et de l'emploi, d'amplitudes plus prononcées, s'ajustent de manière plus instantanée (annexe A figure A1).

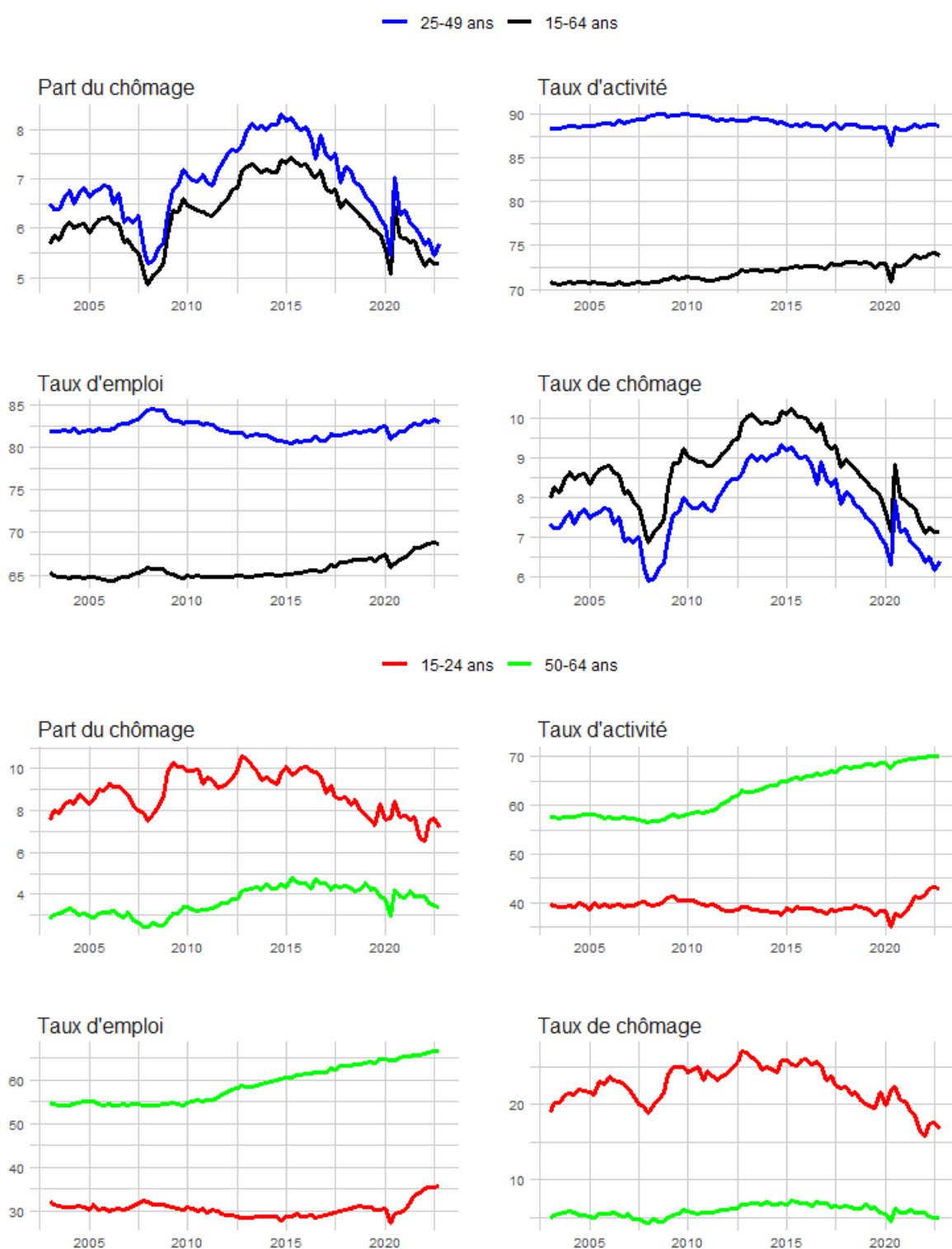
Si le caractère faiblement cyclique du taux d'activité prévaut pour l'ensemble des classes d'âge, il apparaît nettement moins prononcé chez les seniors (50-64 ans), pour qui les évolutions semblent presque entièrement tendanciennes et décorréées de la conjoncture économique. En revanche, les jeunes (15-24 ans) présentent un taux de chômage et un taux d'activité exhibant les plus forts degrés de volatilité et de cyclicité (figure 2, annexe A tableau A1) de toutes les classes d'âge.

3.2. Le marché du travail est un système à 3 états en déséquilibre

À chaque période, les stocks des individus en emploi, au chômage, ou en inactivité, résultent de la confrontation de flux de population importants entre ces trois états, correspondant aux mouvements et aux transitions des individus sur le marché du travail. Un déséquilibre entre les flux entrants et sortants d'un état peut ainsi conduire à des variations de stocks significatives, alors qu'une relative stabilité d'un stock peut au contraire occulter des flux d'entrée et de sortie massifs mais s'égalisant quasi parfaitement. En ce sens, une moindre cyclicité d'un agrégat, comme le taux d'activité par exemple, peut en réalité masquer la présence de flux réagissant fortement et de manière corrélée au cycle.

4. Dans toute cette étude, ces indicateurs doivent s'entendre comme étant relatifs au champ des personnes âgées de 15 à 64 ans résidant en France métropolitaine. La restriction du champ par rapport aux données publiées par l'Insee est expliquée en annexe B.

FIGURE 2. Stocks sur le marché du travail



Note : la part de chômage, le taux d'emploi et le taux d'activité sont exprimés en points de population totale. Le taux de chômage est exprimé en points de population active.

Champ : population âgée de 15 à 64 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

Afin d'étudier plus amplement les origines de la cyclicité du taux d'activité, une exploitation de l'enquête Emploi est réalisée sur la période 2003-2022 de manière à reconstruire des séries longues trimestrielles de flux sur le marché du travail. En effectuant un appariement longitudinal des millésimes de l'enquête entre trimestres successifs, il devient possible de déterminer les trajectoires individuelles entre les trois statuts (Emploi, Chômage et Inactivité) sur le champ des personnes réinterrogées. Il faut néanmoins dans ce cas tenir compte de l'attrition, mais aussi des ruptures de séries occasionnées lors de la refonte de l'enquête en 2021 (la méthodologie employée pour opérer ces corrections est détaillée en annexe B.1 et B.2). L'agrégation de ces transitions individuelles permet ensuite de reconstituer les flux entre les trois états du marché du travail. En excluant les observations atypiques liées à la crise sanitaire, la matrice moyenne de ces flux de transitions, calculée sur la période d'étude est présentée dans la table 1.

En moyenne, au cours des deux dernières décennies, chaque trimestre, environ 3,2 millions d'individus changent de situation d'activité. Ces transitions sont réparties relativement uniformément : 34 % de ces mouvements correspondent à des sorties de l'emploi, 34 % également à des sorties du chômage et 32 % à des sorties de l'inactivité. Au total, les flux entre les trois états présentent des tailles globalement comparables. Cette constatation confirme le caractère nettement plus volatile de la situation de chômage comparativement aux deux autres états : alors que l'effectif des chômeurs est d'une taille sensiblement plus réduite⁵, près de 1,1 million de chômeurs quittent cette situation en moyenne chaque trimestre.

TABLE 1. Répartition moyenne des flux de transition sur la période 2003-2022
en % des mouvements totaux

Trimestre $t + 1 \rightarrow$ Trimestre $t \downarrow$	E	C	I	Total (t)
E	-	17%	17%	34%
C	18%	-	16%	34%
I	15%	17%	-	32%
Total ($t + 1$)	33%	34%	32%	100%

Lecture : en moyenne, 18% des transitions réalisées chaque trimestre concernent des mouvements allant du chômage (« C ») vers l'emploi (« E ») et 16% vers l'inactivité (« I »).

Note : l'année 2020 est ici exclue.

Champ : population âgée de 15 à 64 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

Si, au global, le nombre de personnes inactives fluctue moins que le nombre de personnes en emploi ou au chômage, ceci masque bel et bien des flux bruts de taille importante vers et depuis l'inactivité. Près de deux tiers des mouvements de population constatés chaque trimestre correspondent à des transitions entre activité et inactivité, tandis qu'un peu plus d'un

5. Chaque trimestre, 2,5 millions de personnes âgées de 15 à 64 ans en France Métropolitaine sont au chômage en moyenne sur la période, contre 26 millions en emploi et 11 millions en inactivité.

tiers est lié à des mouvements internes à la population active, soit des rotations entre l'emploi et le chômage. Enfin, tous ces flux s'ajustent différemment au cours des cycles économiques, ce qui est documenté plus amplement dans la section suivante.

3.3. Propriétés cycliques des flux sur le marché du travail

Pour étudier les propriétés cycliques des flux et apprécier correctement l'amplitude de leurs mouvements, il convient de les normaliser en les rapportant à l'effectif du stock initial. Cela revient à raisonner avec des taux (probabilités) de transition, obtenus comme suit :

$$\forall (S, S') \in \{E, C, I\} \times \{E, C, I\}, P_t^{S \rightarrow S'} = \frac{Flux_t^{S \rightarrow S'}}{Stock_{t-1}^S}$$

Des étapes de retraitements, décrites dans les annexes B.3 et B.4, sont par ailleurs nécessaires afin de corriger certains biais introduits dans l'estimation selon cette formule des probabilités de transition (correction de l'agrégation temporelle, recalage sur les évolutions de taux agrégés réellement observées afin de prendre en compte les changements démographiques entre deux trimestres).

Sur l'ensemble de la période, en excluant les observations atypiques liées à la crise sanitaire, les probabilités de transition moyennes obtenues par sexe et âge sont renseignées dans le tableau 2. Des caractéristiques communes se dégagent pour l'ensemble des catégories d'individus considérées, à savoir :

- Une persistance moindre du chômage comparativement aux deux autres états, avec des probabilités de sorties du chômage (P_{CE} et P_{CI}) nettement plus élevées en niveau que les autres probabilités.
- Pour les personnes sortant de l'emploi, des chances plus importantes de basculer au chômage plutôt que de sortir de l'activité ($P_{EC} > P_{EI}$), à l'exception des seniors.
- Une probabilité plus importante de rentrer dans le marché du travail au travers du chômage plutôt qu'en situation d'emploi directement ($P_{IC} > P_{IE}$).
- Des chances de sortir du marché du travail nettement plus élevées pour les personnes au chômage que pour les personnes en emploi ($P_{CI} > P_{EI}$). L'écart entre ces deux probabilités, qui sera au coeur des mécanismes étudiés par la suite, correspond au concept nommé « différence d'attachement ».

Des disparités selon le sexe et l'âge sont également observables, notamment pour les jeunes qui se distinguent par une situation d'emploi nettement moins persistante que pour les autres tranches d'âge, ou encore les femmes, qui ont plus de risque de sortir du marché du travail que les hommes et moins de chance d'y rentrer. Les réactions de ces probabilité de transition aux évolutions économiques diffèrent toutefois, tant en amplitude qu'en sens. Ces réactions

sont également plus ou moins persistantes selon la probabilité considérée (figure 3).

TABLE 2. Moyenne des probabilités de transition sur la période 2003-2022

	Femmes	Hommes	15-64 ans	15-24 ans	25-49 ans	50-64 ans
$C \rightarrow E$	29.6	28.0	28.7	34.1	27.9	23.5
$C \rightarrow I$	28.7	23.6	26.1	33.5	25.0	23.6
$E \rightarrow C$	2.5	2.5	2.5	9.2	2.3	1.0
$E \rightarrow I$	2.1	1.6	1.8	8.3	1.1	1.5
$I \rightarrow C$	6.2	6.5	6.3	5.2	15.7	3.1
$I \rightarrow E$	3.7	4.3	3.9	4.0	8.1	2.1

Lecture : en moyenne, les femmes âgées de 15 à 64 ans et en situation de chômage un trimestre donné, ont 29,6% de chances de basculer dans l'emploi au trimestre suivant.

Note : l'année 2020 est ici exclue.

Champ : population âgée de 15 à 64 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

3.3.1. Rester sur le marché du travail

En cohérence avec les éléments proposés par [Fontaine \(2016\)](#), les probabilités de transition associées aux mouvements entre les états d'emploi et de chômage présentent les plus forts degrés de cyclicité sur la période 2003-2022.

Alors que le taux de retour à l'emploi pour les personnes au chômage (P_{CE}) avait significativement augmenté entre 2005 et 2007, il a brusquement chuté à la suite de la crise économique de 2008, baissant de -7 points de pourcentage entre le 1^{er} trimestre 2008 et le 2^e trimestre 2009 (figure 3). Il est ensuite resté durablement dégradé et n'a retrouvé son niveau pré-crise financière que fin 2019, avant de s'ajuster drastiquement à la baisse lors de la crise sanitaire de 2020. Courant 2022, la probabilité de trouver un emploi pour les personnes au chômage atteint de nouveaux points hauts historiques. Ces évolutions sont communes à l'ensemble des classes d'âge, bien que la dégradation à la suite du retournement conjoncturel de 2008 ait été nettement plus prononcée pour les jeunes. Pour ces derniers (figure 4 et 5), le taux de retour à l'emploi est resté plus durablement affecté, avec une baisse moyenne de -5 points entre les périodes 2003-2007 et 2009-2016, soit une variation relative de -12 % (contre seulement -6 % à la fois pour l'ensemble des personnes âgées de 15 à 64 ans, et pour celles âgées de 25 à 49 ans). Enfin, les personnes âgées de 50 à 64 ans se distinguent : leur probabilité de retourner en emploi pour les individus au chômage ne présente pas de réaction au cycle économique après 2008, elle n'a diminué qu'après 2012, puis a globalement augmenté tendanciellement ensuite.

En miroir, le taux de séparation de l'emploi, soit la probabilité de passer d'une situation d'emploi à une situation de chômage (P_{EC}), présente quant à lui des évolutions de sens opposé

en réaction au cycle économique. Il a sensiblement augmenté à la suite du retournement conjoncturel de 2008 (à hauteur de +0,6 point entre le 1^{er} trimestre 2008 et le 2^e trimestre 2009, soit une croissance relative de +27 %). Les niveaux moyens atteints au cours des années suivantes, entre 2009 et 2016, sont ensuite restés supérieurs au niveau moyen pré-crise, en particulier pour les classes d'âges intermédiaires (à hauteur de +0,3 point, soit une croissance de +16 %, contre +7 % pour les 15-64 ans et +3 % pour les jeunes ; figure 4 et 5). Le taux de séparation a ensuite diminué en moyenne après 2017 pour l'ensemble des individus, et tout particulièrement pour les jeunes, en dehors des variations atypiques liées à la crise sanitaire.

Les réactions cycliques des autres probabilités de transition sont en revanche plus ambiguës.

3.3.2. Sortir du marché du travail

Les probabilités de sortir du marché du travail, à la fois depuis le chômage et l'emploi (probabilités P_{CI} et P_{EI}), apparaissent modérément pro-cycliques, baissant de manière contemporaine avec la contraction économique de 2008 (avec un repli de respectivement -3 points et -0,2 point entre le 1^{er} trimestre 2008 et le 2^e trimestre 2009, soit pour toutes les deux des baisses relatives de -13 %). Si les risques de passer de l'emploi à l'inactivité regagnent ensuite rapidement le niveau moyen atteint avant la crise financière, le taux de sortie de l'activité depuis le chômage baisse plus durablement en moyenne pour n'augmenter à nouveau qu'à partir de 2013.

Cette évolution faiblement pro-cyclique de la probabilité de sortie du marché du travail depuis le chômage est conforme aux enseignements avancés par [Elsby *et al.* \(2019\)](#) et peut résulter d'une modification de la composition des personnes au chômage après un retournement conjoncturel : avec l'augmentation des flux de l'emploi vers le chômage en période de récession, la part des « nouveaux » chômeurs au sein de la population des personnes au chômage tend à s'accroître. Ces « nouveaux » chômeurs ont alors des caractéristiques qui les distinguent partiellement des « anciens » chômeurs de plus longue durée et les ancrent plus fortement au marché du travail. Ils ont ainsi temporairement moins de risque de sortir du marché du travail, ce qui fait baisser à court terme la probabilité de sortie de l'activité depuis le chômage. Par ce mécanisme d'effet de composition, la « différence d'attachement » au marché du travail entre les personnes au chômage et en emploi s'est par exemple réduite après la crise de 2008 pour l'ensemble des catégories d'individus, avant de se creuser à nouveau en moyenne à partir de 2017.

Alors que les probabilités de sortir de la population active depuis l'emploi retrouvent rapidement leur niveau pré-crise financière après 2009, pour globalement se stabiliser en moyenne jusqu'à la crise sanitaire pour les jeunes, et croître modérément de manière tendancielle après 2013 pour les âges intermédiaires, les seniors se distinguent : leur taux de sortie de l'activité depuis l'emploi oscille depuis 2014 autour d'un niveau durablement inférieur à celui atteint

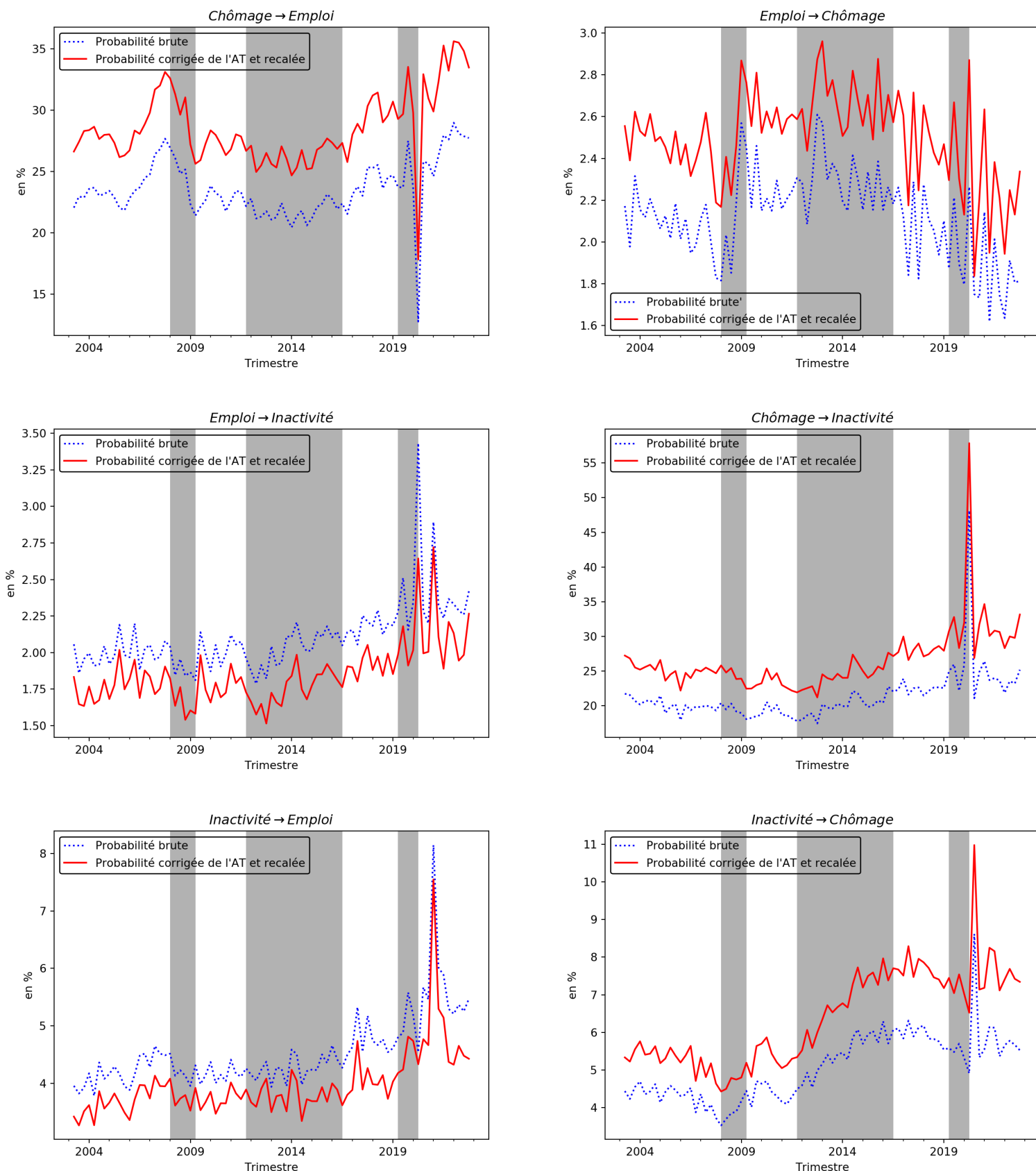
avant la crise de 2008 (-0,2 point en moyenne entre les périodes 2003-2007 et 2014-2022, en excluant l'année 2020, soit une évolution relative de -9 %, contre +33 % pour les 25 à 49 ans et +3 % pour les 15 à 24 ans). Cette observation reflète plutôt des changements de régime structurels des comportements d'activité des seniors, en lien avec la montée en charge progressive des réformes des retraites.

3.3.3. Entrer sur le marché du travail

Les probabilités de rentrer sur le marché du travail semblent en revanche plutôt décorréées des cycles économiques et présentent des évolutions globalement plus tendanciennes, en particulier la probabilité de passer de l'inactivité au chômage (P_{IC}). Après avoir été orientée à la baisse jusqu'en 2007, celle-ci a ensuite augmenté en moyenne à la suite de la crise financière jusqu'en 2017, avant de baisser tendanciellement jusqu'à la crise sanitaire.

Ces évolutions agrégées masquent toutefois une hétérogénéité par classe d'âge, en particulier pour les jeunes, dont les comportements de participation au marché du travail ont connu plusieurs changements de régime. Sur la période pré-crise financière, les jeunes avaient notamment quasiment les mêmes chances de rentrer dans le marché du travail au travers de l'emploi qu'au travers du chômage. En revanche, après 2009, l'insertion des jeunes dans le marché du travail s'est fait davantage au travers du chômage, leur probabilité de quitter l'inactivité pour rentrer dans l'emploi (P_{IE}) ayant connu une tendance à la baisse jusqu'en 2014, tandis que leur probabilité de rentrer au chômage a modérément progressé sur la période. Après 2019, et d'autant plus après la crise sanitaire, la propension des jeunes à rentrer sur le marché du travail s'est accentuée, et plus particulièrement au travers de l'emploi directement, en lien avec le développement de l'apprentissage. Pour les âges intermédiaires et les seniors, les chances de rentrer dans le marché du travail sont, à l'inverse, orientées à la baisse depuis la fin de l'année 2021, en particulier la probabilité de passer de l'inactivité au chômage pour les seniors, interrompant la croissance tendancielle observée entre 2007 et 2019.

FIGURE 3. Probabilités de transition des personnes âgées de 15 à 64 ans

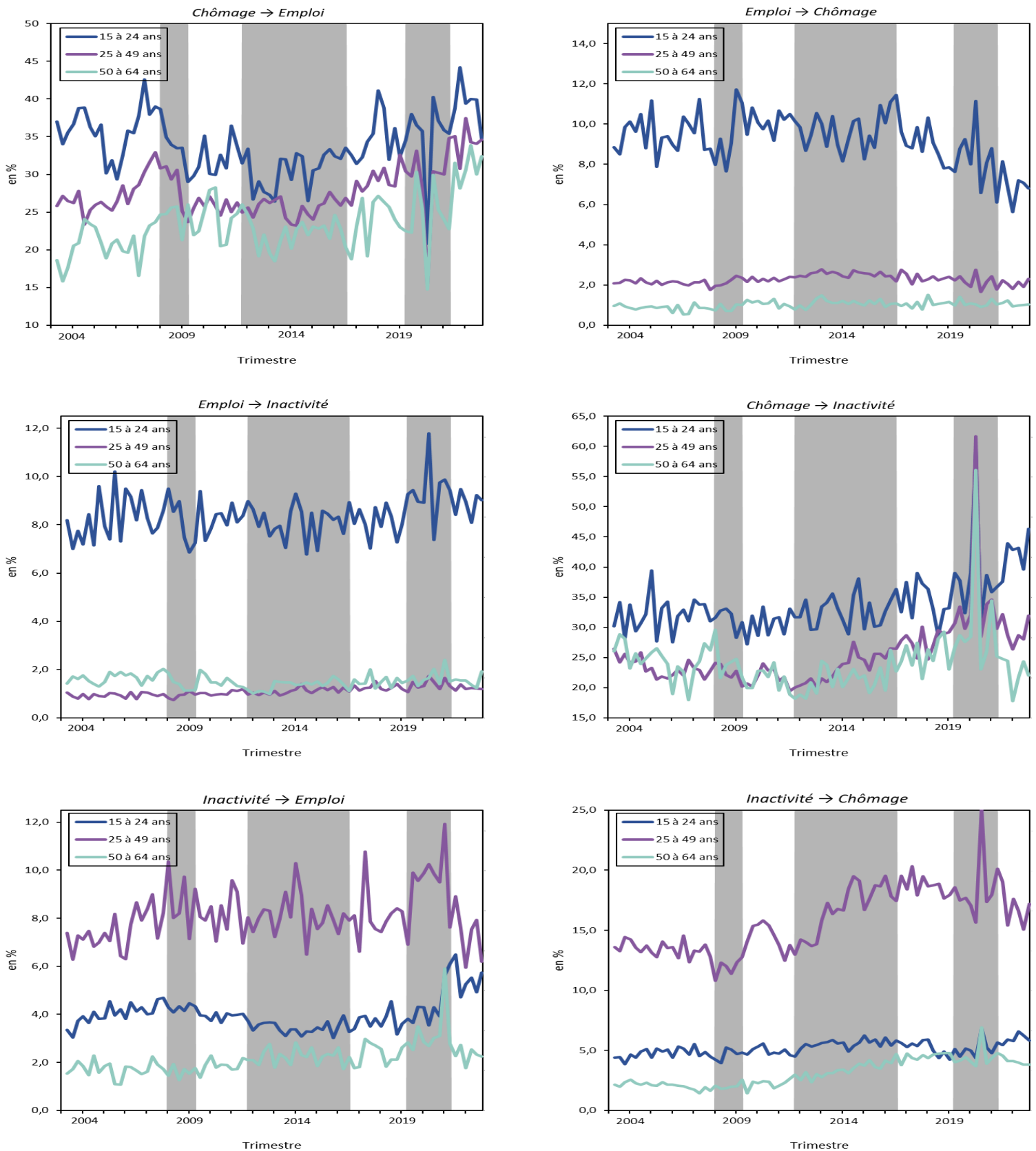


Note : "AT" signifie agrégation temporelle. Les zones grisées correspondent aux périodes de récession telles qu'identifiées par l'indicateur de retournement de l'OCDE.

Champ : population âgée de 15 à 64 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Sources : Insee, *Enquête Emploi en Continu*; OCDE, *Composite Leading Indicators : Reference Turning Points and Component Series*, calculs des auteurs.

FIGURE 4. Probabilités de transition par âge

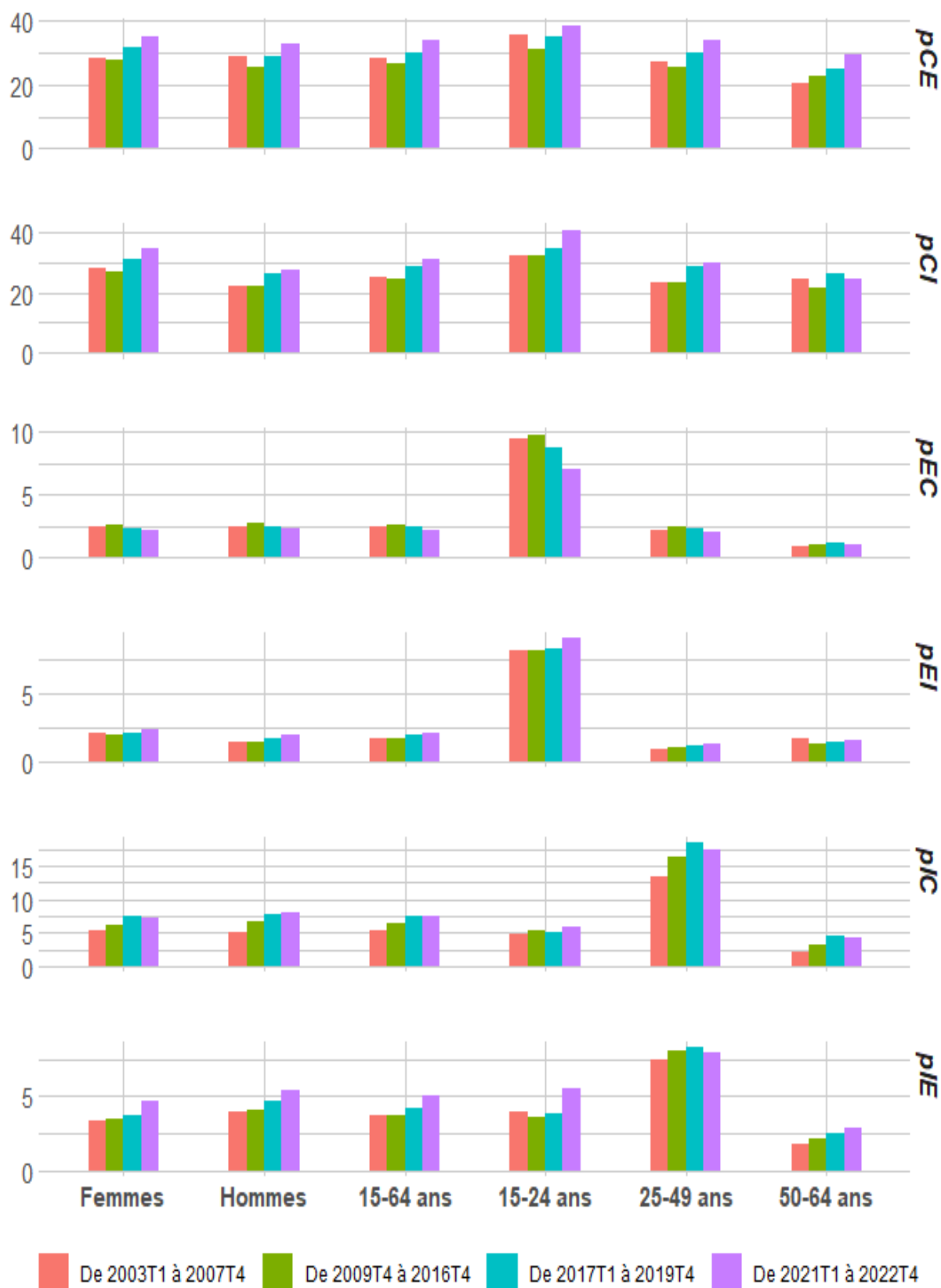


Note : les probabilités présentées ici sont corrigées de l'agrégation temporelle. Les zones grisées correspondent aux périodes de récession telles qu'identifiées par l'indicateur de retournement de l'OCDE.

Champ : population âgée de 15 à 64 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Sources : Insee, *Enquête Emploi en Continu*; OCDE, *Composite Leading Indicators : Reference Turning Points and Component Series*, calculs des auteurs.

FIGURE 5. Moyennes historiques des probabilités de transition par catégorie sur la période 2003-2022



Note : les probabilités présentées ici sont corrigées de l'agrégation temporelle.

Champ : population âgée de 15 à 64 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

4. Quantifier la contribution des flux à l'évolution de l'activité

Bien que le taux d'activité ne présente qu'une cyclicité modérée, ses évolutions masquent donc des fluctuations cycliques beaucoup plus substantielles dans les flux entre population active d'une part et inactivité d'autre part. Cette faible cyclicité provient ainsi de mouvements de faible amplitude dans le stock de personnes constituant la population active, liés à des flux de sens contraires et qui se compensent partiellement. Cette section se propose de mieux caractériser l'effet de l'ensemble de ces flux au cours du temps sur les fluctuations du taux d'activité.

Pour ce faire, et afin de quantifier de manière précise l'importance relative des différents flux, [Elsby *et al.* \(2019\)](#) ont développé une méthode de décomposition comptable, attribuant à chacune des probabilités de transition (les flux) une contribution individuelle dans les évolutions des taux d'emploi, de la part du chômage dans la population en âge de travailler et du taux d'activité (les stocks sur le marché du travail). Les éléments les plus techniques d'explication de cette méthode de décomposition comptable sont renvoyés en annexe C. Cette section se concentrera en revanche sur une description plus succincte des mécanismes en jeu lors de l'application de la méthode à la description des mouvements du taux d'activité et présentera ensuite les principaux résultats obtenus pour la France sur la période 2003-2022.

4.1. Présentation de la méthode de décomposition comptable

Le coeur de cette méthode consiste en une représentation de la dynamique du marché du travail comme ajustement partiel de ce dernier vers un état stationnaire inobservé. Ceci permet alors d'exprimer les changements des stocks comme une expression cumulative de l'évolution contemporaine et des évolutions passées des probabilités de transition.

En définissant $s_t = (E_t; C_t)'$, le vecteur d'état du marché du travail, dont les composantes à un instant donné sont constituées par le taux d'emploi et la part du chômage dans la population en âge de travailler⁶, cette représentation d'ajustement partiel peut s'écrire⁷ :

$$(1) \quad \Delta s_t = A_t \Delta \bar{s}_t + B_t \Delta s_{t-1}$$

où le vecteur \bar{s}_t désigne le vecteur d'état stationnaire du marché du travail.

Sans rentrer dans le détail de l'expression analytique du vecteur d'état stationnaire, on soulignera que celle-ci est déterminée de manière unique par les niveaux des probabilités de

6. On remarquera que le taux d'activité s'écrit simplement, à partir de la définition du vecteur d'état sur le marché du travail, comme la somme de ses deux composantes. La part de la population en inactivité I_t se déduit également de ces deux composantes par la contrainte de normalisation que les trois parts dans la population totale somment, par définition, à 1. Le vecteur d'état décrit donc entièrement les trois états du marché du travail à une date donnée.

7. Se référer à l'annexe C pour l'expression exacte des matrices A_t et B_t à une date donnée.

transition observés à un moment donné. Du fait de l'existence de cette relation injective, on peut décrire à chaque date la variation du vecteur d'état stationnaire comme une somme ⁸ de termes attribuables à chacune des six probabilités de transition :

$$\forall k = 1, \dots, t \quad \Delta \bar{s}_k = \sum_{\substack{(S,S') \in \{E,U,I\} \\ S \neq S'}} \frac{\partial \bar{s}}{\partial P_{SS'}} \Delta P_{SS',k}$$

L'intuition sur laquelle se base toute la méthode est ensuite d'identifier comment les modifications des probabilités de transition affectent la détermination de l'état stationnaire, faisant ainsi varier le premier terme de l'équation (1). Par ailleurs, le second terme de cette équation s'exprime comme un terme de rattrapage qui mesure la manière dont le marché du travail essaie, en permanence mais sans succès, de converger vers son état stationnaire instantané.

Pour faire apparaître plus explicitement cette dynamique, il est utile d'itérer rétrospectivement l'équation (1), et d'exprimer ainsi la variation contemporaine du vecteur d'état Δs_t comme une accumulation de la variation contemporaine et des variations passées du vecteur d'état stationnaire $\{\Delta \bar{s}_{t'}; t' = 1, \dots, t\}$:

$$(2) \quad \Delta s_t = A_t \Delta \bar{s}_t + \sum_{k=1}^{t-1} C_{k,t} \Delta \bar{s}_{t-k} + D_t \Delta s_0$$

où $C_{k,t} = \prod_{n=0}^{k-1} B_{t-n}$, $D_t = \prod_{k=0}^{t-1} B_{t-k}$ et Δs_0 représente l'état initial, c'est-à-dire le vecteur d'état à la première date disponible dans les données ⁹.

Pour chaque probabilité de transition, en sommant à l'aide de l'équation (2) à la fois le terme contemporain et tous les termes passés qui lui sont attribuables, il est possible de construire une « contribution instantanée » de cette probabilité à l'évolution contemporaine du vecteur d'état du marché du travail.

Dans la présentation des résultats, par souci de lisibilité, seront plutôt mises en avant des « contributions cumulées » de chaque probabilité à l'évolution du vecteur d'état à partir d'une date de référence T_0 , construites sur le modèle suivant :

$$s_t - s_{T_0} = \sum_{n=T_0}^t \Delta s_n$$

$$\rightarrow \text{Contrib. cumulée}_{T_0 \rightarrow t}^{P_{SS'}} = \sum_{n=T_0}^t \text{Contrib. instantanée}_n^{P_{SS'}}$$

8. Cette expression constitue en fait une approximation au premier ordre.

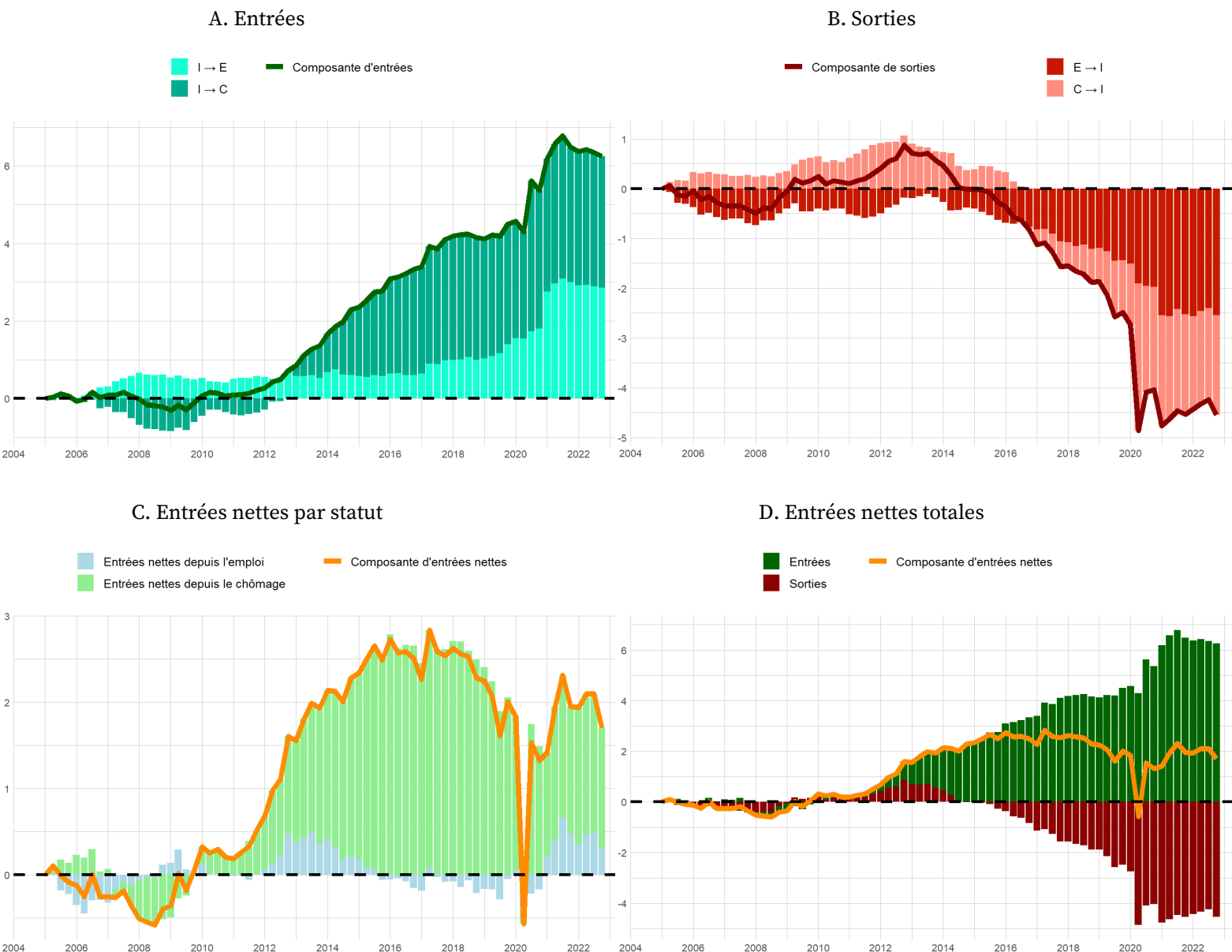
9. Le choix arbitraire de la première date d'initialisation de la méthode laisse apparaître un terme de « résidu » dans cette décomposition, lié à l'écart entre le vecteur d'état et sa cible stationnaire à la date initiale. En pratique, ce terme sera presque toujours négligeable en fonction de la catégorie de population considérée. On pourra se référer à l'annexe C pour le détail de son expression.

L'enseignement principal de cette décomposition formelle est donc de fournir une grille d'interprétation de la trajectoire du vecteur d'état au cours du temps, dont est ensuite déduite celle du taux d'activité. À partir du suivi du niveau et des évolutions des six probabilités de transition, ainsi que de la répartition contemporaine et passée de la population en âge de travailler entre les trois états du marché du travail, il est possible de suivre les mouvements du taux d'activité de trimestre en trimestre. Du fait du caractère dynamique du marché du travail, il est ainsi essentiel de bien tenir compte des conséquences éventuellement retardées d'une modification des probabilités de transition sur la trajectoire du taux d'activité.

Selon les besoins de l'interprétation, il peut être utile de s'intéresser séparément aux contributions de chacune des six probabilités de transition à l'évolution du taux d'activité. Par souci de clarté, il s'avère néanmoins plus judicieux de faire des regroupements de ces contributions par grande famille de probabilités. Suivant [Hobijn et Sahin \(2021\)](#), la distinction principale retenue dans la suite de cette étude identifiera :

- Des composantes d'entrées et de sorties : la composante d'entrées dans la population active fait la somme des contributions des probabilités de transition depuis l'inactivité vers l'emploi et le chômage (respectivement P_{IE} et P_{IC}) (figure 6A). Symétriquement, la composante de sorties de la population active fait la somme des contributions des probabilités P_{EI} et P_{CI} (figure 6B) à l'évolution du taux d'activité (en point). En sommant les deux composantes d'entrées et de sorties, on construit enfin une composante d'entrées nettes dans la population active, qui sera l'objet privilégié dans la présentation des résultats (figure 6D). De manière relativement intuitive, toute augmentation des probabilités d'entrées P_{IE} et P_{IC} aura tendance à faire augmenter le niveau stationnaire du taux d'activité, et se traduira donc par une contribution instantanée positive de la composante d'entrées à l'évolution du taux d'activité. À l'inverse, toute augmentation des probabilités de sorties P_{EI} et P_{CI} pèsera sur le taux d'activité stationnaire et se traduira par une contribution instantanée négative de la composante de sorties de la population active. Enfin, le cas échéant, on pourra construire, par analogie, des composantes d'entrées nettes en emploi et d'entrées nettes au chômage (figure 6C).

FIGURE 6. Détail des contributions des entrées et sorties à l'évolution cumulée du taux d'activité des 15-64 ans depuis 2005



Champ : population âgée de 15 à 64 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

- Une composante dite de « churn »¹⁰ : Cette composante agrège les contributions des flux internes à la population active, c'est-à-dire les contributions du taux de séparation P_{EC} et du taux de retour à l'emploi P_{CE} (figure 8A). Les contributions de ces deux probabilités sont le plus souvent négligées par l'analyse car leurs fluctuations n'ont pas d'effet contemporain sur le taux d'activité. Néanmoins, il convient de ne pas omettre leur potentiel effet retardé, qui se comprend bien en rappelant que la population des chômeurs présente une « différence

10. Le terme anglais de « churn », sans traduction littérale exacte, est polysémique. Il exprime à la fois une idée de rotation rapide mais également de manière intéressante, une idée de désengagement ou encore d'abandon. Ces deux dimensions, de réallocation de la population active et de variation dans le temps de la propension moyenne à abandonner ou à quitter l'activité, paraissent à parts égales avoir du sens pour comprendre les phénomènes décrits ici, d'où le maintien de la terminologie anglaise proposée initialement par [Elsby et al. \(2019\)](#).

d'attachement » au marché du travail très importante par rapport à la population des personnes en emploi. De ce fait, toute modification combinée de ces deux probabilités ayant pour effet de faire augmenter (respectivement baisser) la proportion de la population active au chômage (ie le taux de chômage) fera également augmenter (resp. baisser) la proportion d'individus ayant de forte chance de sortir du marché du travail dans un horizon rapproché, et pèsera donc négativement (resp. positivement) sur le taux d'activité. Avec cette grille d'analyse, un tel mécanisme passant par le canal de l'augmentation ou de la réduction du nombre de personnes au chômage s'identifiera donc par une contribution instantanée négative ou positive de la composante de « churn » à l'évolution du taux d'activité (figure 7).

FIGURE 7. Représentation du fonctionnement de la composante de "churn"

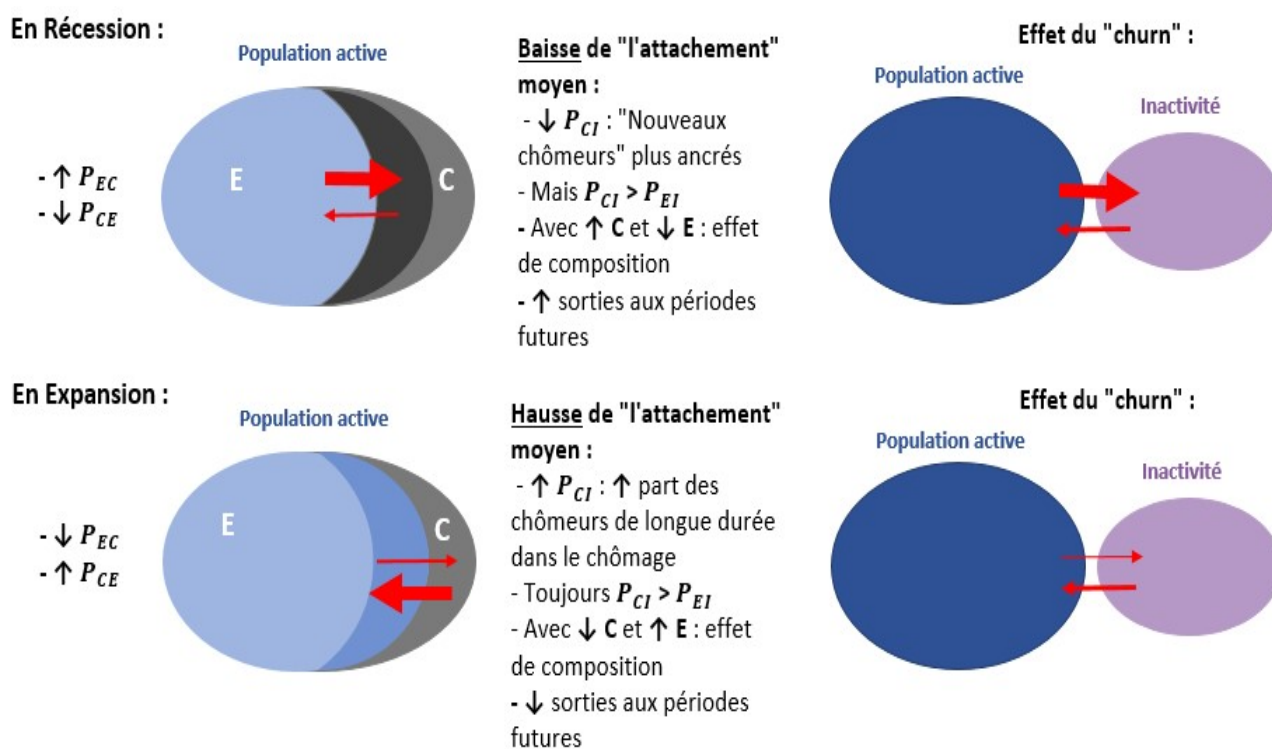
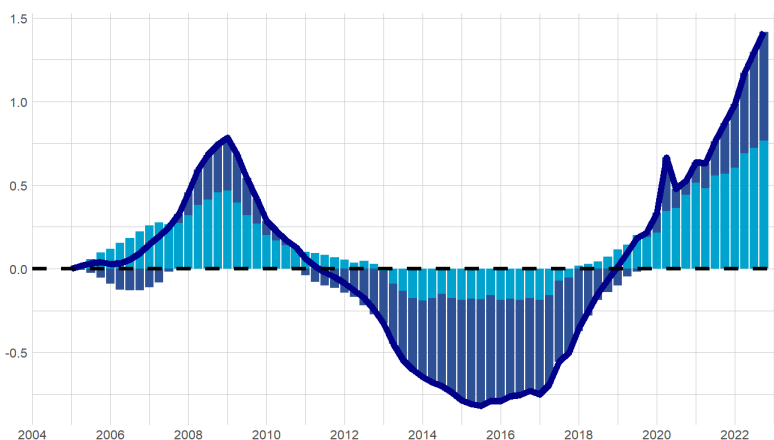


FIGURE 8. Évolution cumulée du taux d'activité et de ses composantes depuis 2005 pour les 15 à 64 ans

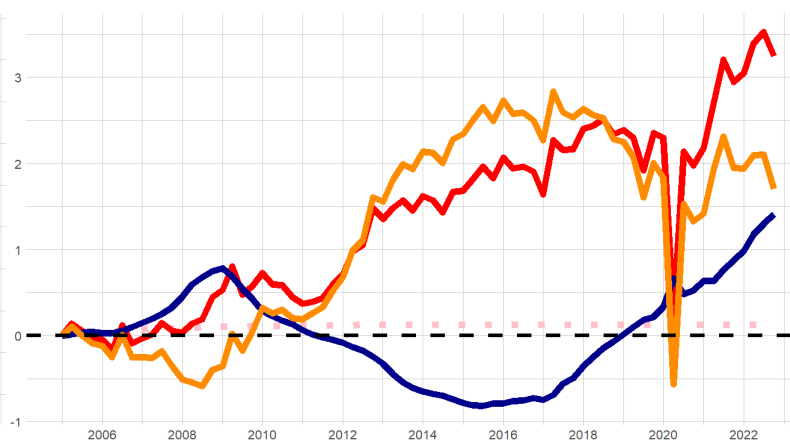
A. Composante "churn"

■ Composante de churn
■ E → C
■ C → E



B. Ensemble des composantes

— Taux d'activité
— Entrées nettes
— Churn
— Résidu



Champ : population âgée de 15 à 64 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.
Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

4.2. Résultats

Les résultats de l'application de cette décomposition à la description de l'évolution cumulée du taux d'activité depuis le 1^{er} trimestre 2005 sont présentés en figure 8B pour l'ensemble de la population en âge de travailler (15-64 ans) et en (figure 9) par tranche d'âge, avec un détail des composantes (figures 10 et 11) pour les âges intermédiaires (25-49 ans) et les jeunes (15-24 ans), c'est-à-dire les deux classes d'âge présentant la plus forte cyclicité de leur taux d'activité¹¹.

4.2.1. Pro-cyclicité de la composante de « churn »

Le premier résultat le plus identifiable concerne la composante de « churn » : quelle que soit la classe d'âge considérée, cette composante présente un caractère pro-cyclique nettement marqué (figure 9). Après avoir tiré à la hausse les différents taux d'activité jusqu'à la fin de l'année 2008, les composantes de « churn » de toutes les catégories d'âge se sont simultanément retournées environ 3 à 4 trimestres après le déclenchement de la crise financière. La pression à la baisse sur le taux d'activité qu'elles ont fait subir à partir de 2009 s'est ensuite arrêtée entre 2015 et 2016 (voir dès 2014 pour les jeunes).

Depuis lors, la composante de « churn » semble constituer le déterminant principal de la hausse observée du taux d'activité des âges intermédiaires. Pour les jeunes, le net effet enregistré à partir de 2020 des entrées nettes relativise légèrement l'importance de la composante

11. Les résultats pour la classe d'âge des 50-64 ans sont renvoyés en annexe D, tout comme des résultats complémentaires faisant une distinction des sous-populations par sexe.

de « churn », qui reste néanmoins un déterminant majeur de l'évolution de leur taux d'activité.

La crise sanitaire de 2020 n'a, par ailleurs, que très légèrement perturbé cette composante de « churn », qui a depuis repris sa trajectoire haussière à un rythme équivalent à celui constaté sur la période 2016-2019.

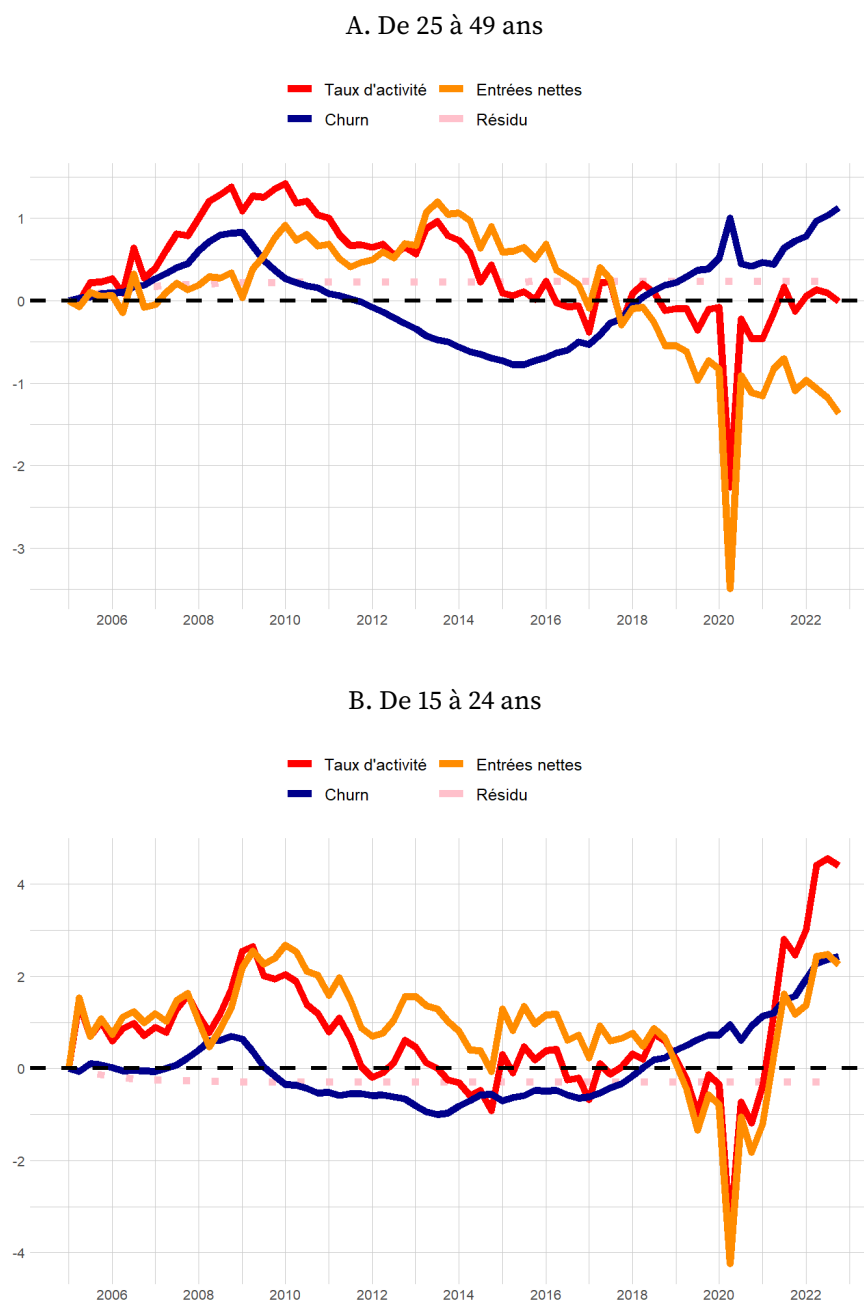
Les origines des forces pro-cycliques du « churn » diffèrent toutefois d'une tranche d'âge à l'autre (figures 10 et 11) :

- Jusqu'en 2008, sa contribution positive au taux d'activité résulte des effets combinés d'une hausse du taux de retour à l'emploi et d'une baisse du taux de séparation pour les tranches d'âges intermédiaires. Pour les jeunes en revanche il s'agit principalement d'une contribution positive plutôt tirée par la baisse du taux de séparation.
- Le retournement de cette composante à la suite de la crise financière résulte également de mécanismes distincts. La pression à la baisse sur le taux d'activité provient majoritairement d'une hausse marquée de la probabilité de passer de l'emploi au chômage pour les 25 à 49 ans, tandis qu'elle est liée à la baisse du taux de retour à l'emploi pour les jeunes.
- Enfin, la forte contribution positive au taux d'activité ces dernières années provient essentiellement d'une progression de la probabilité de quitter le chômage pour les tranches d'âge intermédiaires, alors qu'elle est principalement due à une diminution du taux de séparation chez les jeunes.

Globalement, en position haute du cycle, la hausse du taux de retour à l'emploi est le principal moteur de la composante de « churn » pour les 25 à 49 ans, alors qu'il s'agit plutôt de la baisse du taux de séparation pour les jeunes. À l'inverse, en période de retournement, l'ajustement à la baisse passe par l'augmentation du taux de séparation pour les âges intermédiaires tandis qu'il s'effectue au travers de la diminution du taux de retour à l'emploi pour les jeunes.

Les amplitudes des variations des composantes de « churn » sont en revanche plus modérées que celles des composantes d'entrées nettes, et peuvent donc selon les catégories d'âge, être partiellement masquées par ces dernières. Pour la catégorie des âges intermédiaires, représentant l'effectif le plus nombreux au sein de la population active, il est en particulier intéressant de noter que la relative stabilité du taux d'activité depuis 2016 est le fruit d'évolutions égales mais de sens contraires de la composante de « churn » et de la composante d'entrées nettes dans la population active. Ainsi, on notera qu'une grande partie de la cyclicité du taux d'activité ne peut entièrement être attribuée à la seule composante de « churn » : selon les classes d'âge les composantes d'entrées et de sorties connaissent des développements spécifiques qu'il s'agit maintenant de caractériser.

FIGURE 9. Évolution cumulée du taux d'activité et de ses composantes depuis 2005 par tranche d'âge



Champ : population âgée de 25 à 49 ans, et de 15 à 24 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.
 Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

4.2.2. Les comportements d'entrée et de sortie de la population active pour les âges intermédiaires

Le détail des composantes d'entrées et de sorties est présenté figure 10 pour l'ensemble de la catégorie des âges intermédiaires et la distinction par sexe est présentée en annexe D.

La contribution des entrées nettes à l'évolution du taux d'activité de la tranche d'âge intermédiaire a connu plusieurs changements de régime au cours de la période. Cette composante

a, dans un premier temps, eu très peu d'effet sur l'évolution du taux d'activité de 2005 jusqu'à fin 2008. Elle a ensuite globalement tiré le taux d'activité à la hausse de 2009 jusqu'à fin 2014. En revanche, depuis 2015, cette composante d'entrées nettes dans la population active se situe sur une tendance franche à la baisse. Ces évolutions agrégées relèvent néanmoins de la combinaison de mécanismes distincts entre les entrées et les sorties, qui diffèrent également selon la sous-période considérée.

De 2005 à 2014. Sur cette période, l'évolution haussière des entrées a été le principal déterminant des variations du taux d'activité. Les sorties de la population active n'ont en revanche eu qu'une influence beaucoup plus marginale, avec néanmoins de manière intéressante, des comportements fortement différenciés entre les femmes et les hommes.

Si les entrées dans la population active ont été peu dynamiques jusqu'en 2009 (baisse des entrées au chômage neutralisant la hausse des entrées en emploi), elles ont augmenté ensuite, portées particulièrement par des entrées importantes de femmes dans la population active et plus spécifiquement vers l'emploi, à partir du déclenchement de la crise financière. Ce phénomène pourrait ainsi s'interpréter comme la mise en évidence d'un effet « travailleuse additionnelle » au sein de la population, concentré sur les années 2008 et 2009, soit au coeur de la crise financière. Cet effet d'appel serait néanmoins de relativement faible amplitude, avec une contribution inférieure à +0.5 point à l'évolution du taux d'activité sur ces deux années.

Par ailleurs, on constate sur cette période que la légère hausse des sorties depuis l'emploi a globalement été compensée par une baisse non négligeable des sorties de la population active depuis le chômage, avec pour effet de neutraliser, dans l'ensemble, la contribution de la composante de sorties. Cette observation résulte pourtant de comportements de sorties distincts selon le sexe : sur cette période, les femmes ont connu une baisse relativement continue de leurs sorties depuis le chômage mais qui s'est accélérée notablement à partir de 2009. Plus temporairement, on constate également en 2008 et 2011, une réduction des sorties des femmes depuis l'emploi vers l'inactivité. Les hommes en revanche ont connu une hausse quasi continue de leurs sorties depuis l'emploi entre 2009 et 2014 et une très légère baisse de leurs sorties depuis le chômage, uniquement au cours de l'année 2009.

Au global, ce sont donc particulièrement les entrées nettes des femmes qui ont tiré à la hausse le taux d'activité entre 2009 et 2014, malgré un léger repli en 2011-2012.

De 2015 à aujourd'hui. Après 2015, les sorties depuis l'emploi, pour l'ensemble de la classe d'âge intermédiaire, exercent une pression tendancielle à la baisse sur la composante d'entrées nettes et le taux d'activité.

Les sorties depuis le chômage ont pourtant progressé de 2015 jusqu'au déclenchement de la crise sanitaire en 2020. Néanmoins, elles ont été, dans le même temps, plus que compen-

sées par de vives entrées au chômage, en particulier pour les femmes. Les entrées nettes au chômage ont ainsi continué d'augmenter jusqu'en 2016, avant de se retourner, en cohérence avec la dynamique conjoncturelle du taux de chômage sur la période.

En revanche, les sorties depuis l'emploi quel que soit le sexe ont, en parallèle, été sur une nette tendance haussière, tandis que les entrées en emploi ont été relativement contenues sur la même période. En conséquence, les entrées nettes en emploi ont pesé négativement sur les entrées nettes totales et le taux d'activité sur cette période, excédant ainsi largement la faible contribution positive des entrées nettes au chômage.

Après les évolutions atypiques liées à la crise sanitaire, les composantes agrégées d'entrées et de sorties présentent toutes deux une inversion de tendance. Les entrées et les sorties, à la fois depuis l'emploi et le chômage, se sont fortement réduites depuis 2021, aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Toutefois, le repli des entrées en emploi est plus important que le recul des sorties depuis l'emploi. De ce fait, la composante agrégée d'entrées nettes en emploi continue d'exercer une pression à la baisse sur le taux d'activité depuis 2021, quasiment au même rythme qu'enregistré avant la crise sanitaire.

Mieux comprendre les déterminants des comportements de sortie. Les comportements de sortie de la population active jouent donc un rôle très important dans la détermination de la trajectoire du taux d'activité depuis 2005.

À long terme, on observe une tendance à la hausse des sorties de l'emploi des hommes comme des femmes, bien qu'à court terme ces dernières aient modulé temporairement leurs sorties d'emploi en 2008 et 2011. Par ailleurs, les femmes d'âge intermédiaire ont également réduit leurs sorties du chômage vers l'inactivité de manière importante en 2009 et ce jusqu'en 2014.

Ces résultats semblent donc indiquer qu'en période de contraction économique, les femmes d'âge intermédiaire sont en mesure de reporter dans le temps leurs sorties de l'activité, avant d'opérer plus massivement ces « sorties manquantes » lorsque la conjoncture s'améliore. La caractérisation plus précise de ces comportements de décalage dans le temps des sorties nécessiterait des explorations statistiques complémentaires concernant les modalités et les motifs¹² de sorties de l'activité. Ces questions sont laissées à de futurs travaux.

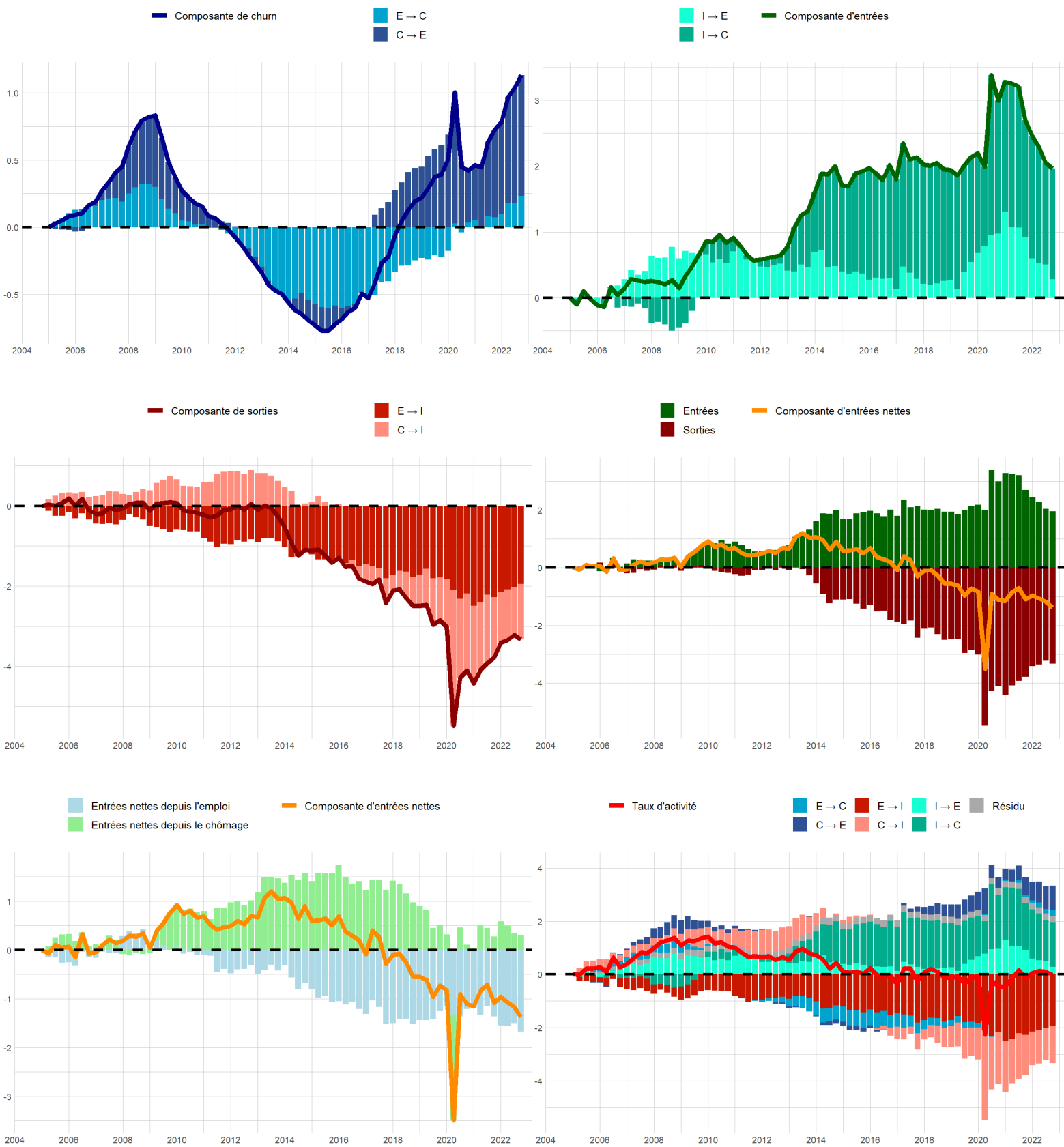
Néanmoins, des premiers résultats exploratoires en coupe transversale à partir de l'enquête Emploi indiquent que, pour les personnes qui occupent un emploi, les motivations extra-économiques de basculer dans l'inactivité (pour raison de santé, pour s'occuper d'un

12. Ce travail statistique a notamment besoin d'un traitement d'harmonisation des motifs de sorties, et notamment des motifs de démission enregistrés dans l'enquête Emploi, dont les libellés et modalités ont varié au fil des refontes du questionnaire.

enfant ou d'un proche dépendant ou pour d'autres raisons personnelles etc.) sont relativement insensibles au cycle économique. En particulier, les proportions relatives des différents motifs extra-économique de quitter son emploi, tels qu'enregistrés par l'enquête Emploi, ne se déforment pas sensiblement au cours du cycle économique. Dans le futur, il sera donc particulièrement intéressant de croiser les différents motifs de sortie de la population active avec l'identification des sorties de l'emploi que l'on pourrait qualifier de « volontaires » (i.e via des démissions, ruptures conventionnelles ou fins « choisies » de contrats à durée limitée) pour caractériser le volume de ces sorties « volontaires » tout au long du cycle économique.

Par ailleurs, une autre question importante concerne les mécanismes en jeu dans le basculement du chômage vers l'inactivité des femmes d'âge intermédiaire. La littérature a déjà mis en évidence l'existence d'un « effet d'ancrage » au début des périodes de récession, passant par une baisse temporaire de la probabilité de basculer dans l'inactivité depuis le chômage (P_{CI}), ce qui amplifie à court terme la hausse du taux de chômage. Les différents travaux à ce sujet ont jusqu'ici attribué l'existence de cet « effet d'ancrage » à des effets de composition au sein de la population des chômeurs, jouant à la baisse sur la propension moyenne à basculer dans l'inactivité. Pour la France, les résultats semblent plutôt indiquer que cet « effet d'ancrage » serait lié à des comportements spécifiques de sortie de la population active de la part des femmes d'âge intermédiaire, et jouerait un rôle contra-cyclique important dans l'évolution du taux d'activité.

FIGURE 10. Détail de l'évolution cumulée du taux d'activité des 25-49 ans depuis 2005



Champ : population âgée de 25 à 49 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

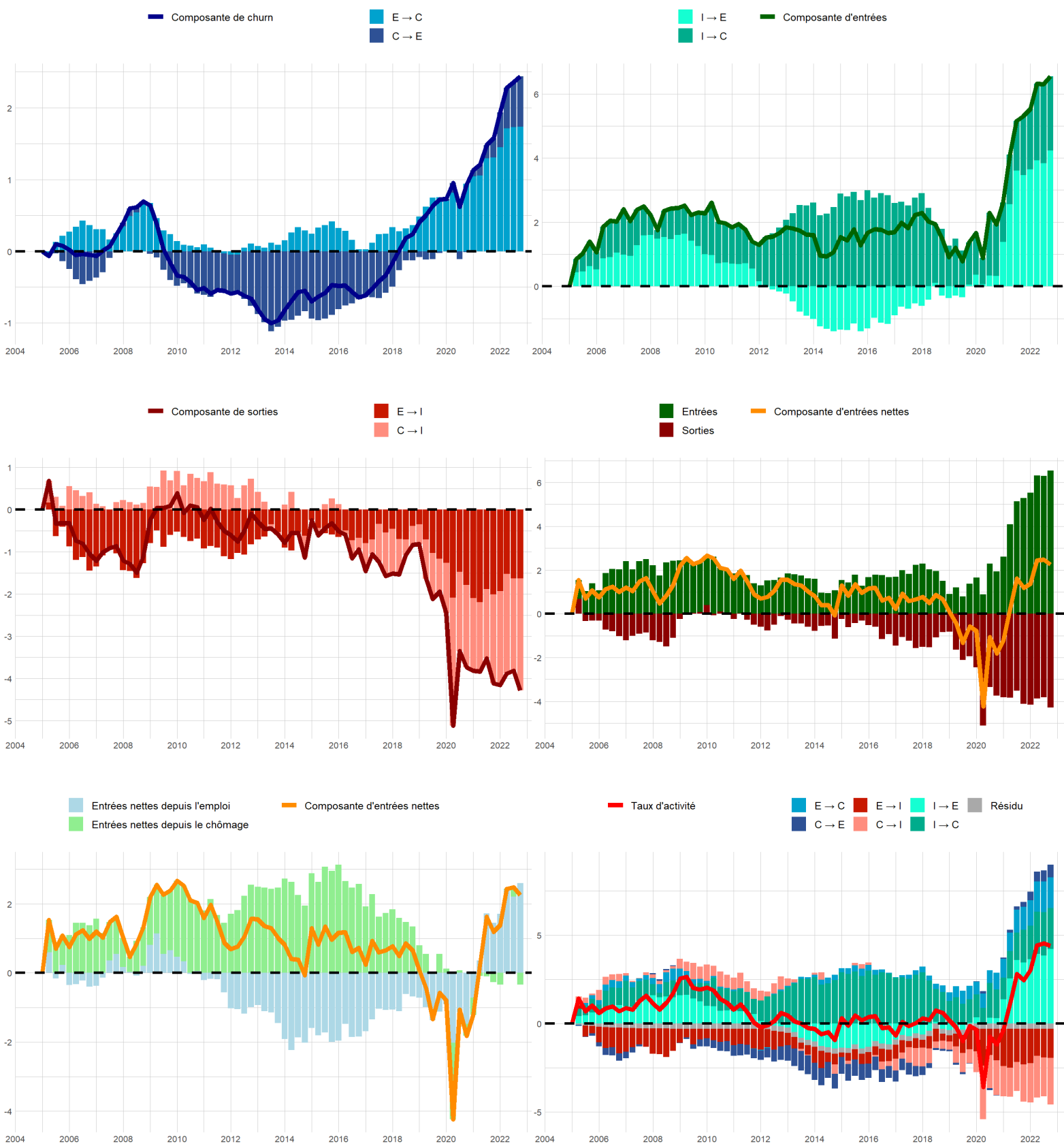
4.2.3. Insertion des jeunes sur le marché du travail

Le détail des composantes d'entrées et de sorties est présenté figure 11 pour l'ensemble de la catégorie des jeunes et la distinction par sexe est présentée en annexe D.

Pour les jeunes, le caractère relativement acyclique de la composante agrégée d'entrées nettes masque en réalité des phénomènes d'insertion sur le marché du travail faiblement pro-cycliques tandis que la propension à sortir du marché du travail semble sur une tendance de long terme à la hausse. L'insertion des jeunes sur le marché du travail semble en effet recouvrir deux phénomènes, attribuables à deux populations hétérogènes au sein même de la classe d'âge. Il existe d'une part une population de jeunes en mesure d'arbitrer, en fonction de l'état de la conjoncture, entre poursuite de leurs études et recherche d'un premier emploi. Une seconde population de jeunes est contrainte en revanche de devoir s'insérer sur le marché du travail quelles que soient les conditions économiques. En période d'expansion, par exemple entre 2003 et 2009 ou encore entre 2015 et 2019, comme l'indique la contribution croissante de la probabilité P_{IE} à l'évolution du taux d'activité, ces deux sous-populations basculent directement de leur cursus d'études vers l'emploi. En période de contraction économique en revanche, par exemple entre 2009 et 2015, la première population de jeunes semble préférer prolonger ses études tandis que la deuxième population s'insère quoi qu'il en coûte dans la population active, c'est à dire principalement au chômage. On observe alors un transfert partiel de la composante d'entrée dans la population active vers l'emploi à la composante d'entrée dans la population active vers le chômage, qui contribue à soutenir la composante totale d'entrées dans la population active et atténue les mouvements pro-cycliques de la composante d'entrées vers l'emploi.

La lecture mobilisant les notions de tendance et de cycle pour décrire les évolutions des composantes du taux d'activité des 15-24 ans ne semble plus appropriée pour la période allant de 2020 jusqu'à fin 2022. En effet, à partir de 2020, la mise en place du plan « 1jeune1solution » semble avoir fait connaître un véritable changement de régime aux comportements d'activité des jeunes, tant au niveau des entrées que des sorties de la population active. À la suite de la loi de 2018 pour « la liberté de choisir son parcours professionnel » et de la mise en place, à l'été 2020, de mesures exceptionnelles d'aides à l'embauche dans le cadre du plan « 1jeune1solution », le recours à l'alternance a augmenté fortement dès la rentrée 2019, faisant ainsi bondir la contribution des entrées à l'évolution du taux d'activité. Cette hausse du taux d'activité via le canal des entrées dans la population active a cependant été modérée par les nombreuses mesures de formation proposées via le Plan d'Investissement dans les Compétences (PIC), intégré au plan « 1jeune1solution » : le développement de ces dispositifs de formation semble avoir fait progresser très nettement les sorties du chômage et de l'emploi vers l'inactivité.

FIGURE 11. Détail de l'évolution cumulée du taux d'activité des 15 à 24 ans depuis 2005



Champ : population âgée de 15 à 24 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

5. Conclusion

La mise en oeuvre de cette méthode de décomposition stocks/flux ouvre des perspectives intéressantes pour de futurs travaux. Les résultats présentés dans cette étude ont mis en évidence les spécificités des comportements d'activité selon le genre et l'âge. Un traitement particulier et approfondi pour le public cible des seniors, partiellement laissé de côté dans cette étude, serait particulièrement utile dans une démarche d'évaluation *ex-post* des effets agrégés des réformes de retraite, menées successivement depuis dix ans, sur le maintien en activité (à la fois en emploi et au chômage) des individus concernés par un relèvement de l'âge légal et de la durée de cotisation. Par ailleurs, au sein même des catégories d'âge jeune et intermédiaire plus détaillées dans ce travail, une différenciation des résultats selon un faisceau d'autres variables socio-économiques, par exemple le niveau de diplôme et le secteur d'activité, affinerait la compréhension des catégories de travailleurs les plus affectées par les fluctuations économiques quant à leur participation au marché du travail. Aux États-Unis, plusieurs études ont ainsi montré que le taux d'activité des moins diplômés baissait très fortement en récession alors que celui des diplômés du supérieur n'était que très faiblement impacté. Enfin, une extension de ce travail, en intégrant un quatrième état sur le marché du travail, représenté par le halo autour du chômage, permettrait d'éclairer plus amplement la nature des transitions à la frontière de l'activité lors des cycles économiques, en particulier les mouvements entre le chômage, son halo, et l'inactivité pure.

Une autre voie d'exploration serait d'intégrer ces résultats concernant la cyclicité et le niveau tendanciel des comportements d'activité à la compréhension des évolutions d'autres variables macroéconomiques importantes pour le diagnostic conjoncturel. À la manière [D'Amuri et al. \(2022\)](#), cette méthode de décomposition pourrait être combinée à une modélisation semi-structurelle du processus de formation des salaires, afin d'éclaircir les liens entre les dynamiques des taux d'activité et de chômage et celles des salaires. Dans une optique de prévision de court terme, une étude plus approfondie des flux de sortie du marché du travail, et notamment des modifications de leurs motifs selon la conjoncture économique, serait utile pour comprendre les évolutions du nombre d'emplois vacants dans l'économie ([Qiu \(2022\)](#)), nombre qui est un déterminant important de la probabilité pour les personnes au chômage de trouver un emploi. Sur plus longue période, une analyse semblable à [Bick et al. \(2022\)](#), combinant le niveau de l'activité et de l'emploi, les conditions de travail et l'évolution de la productivité agrégée, présenterait une grille de lecture supplémentaire pour éclairer les modalités au travers desquelles le taux d'activité a tendanciellement augmenté¹³ au cours des vingt dernières années.

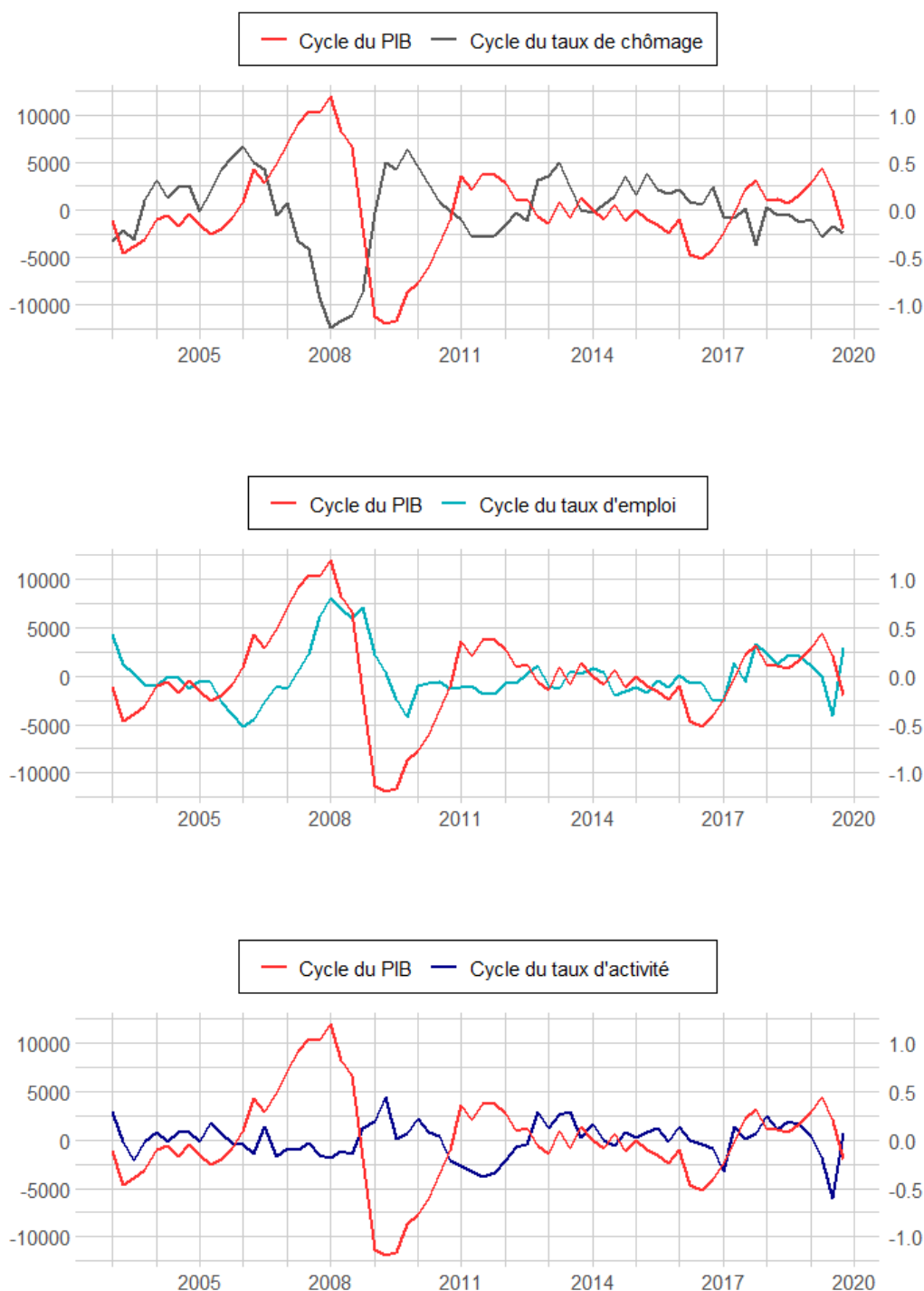
13. Le développement de contrats à temps partiel, visant des publics initialement éloignés du marché du travail, par exemple, a pu peser à la baisse sur le nombre moyen d'heures travaillées et donc sur la productivité apparente du travail.

Références

- ALGAVA, É. et BLANPAIN, N. (2021). Projections de population 2021-2070 pour la France-méthode et hypothèses. Rapport technique, Insee, Document de travail n°2021-05.
- BECHICHI, N., FABRE, M. et OLIVIA, T. (2022). Projections de la population active à l'horizon 2080. Rapport technique, Insee, Document de travail n°2022-06.
- BICK, A., BLANDIN, A. et FUCHS-SCHÜNDELN, N. (2022). Reassessing economic constraints : Maximum employment or maximum hours? *In Proceedings of the 2022 Jackson Hole Economic Policy Symposium*.
- CAJNER, T., COGLIANESE, J. M. et MONTES, J. (2021). The long-lived cyclical nature of the labor force participation rate. Rapport technique 47, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- DARBY, M. R., HALTIWANGER, J. C. et PLANT, M. W. (1986). The ins and outs of unemployment : The ins win.
- D'AMURI, F., DE PHILIPPIS, M., GUGLIELMINETTI, E. et BELLO, S. L. (2022). Natural unemployment and activity rates in Italy : Flow-based determinants and implications for price dynamics. Rapport technique, Banca di Italia, Occasional Paper.
- ELSBY, M., HOBIJN, B., KARAHAN, F., KOSAR, G. et SAHIN, A. (2019). Flow origins of labor force participation fluctuations. *In AEA Papers and Proceedings*, volume 109, pages 461-464.
- ELSBY, M. W., HOBIJN, B. et SAHIN, A. (2013). Unemployment dynamics in the OECD. *Review of Economics and Statistics*, 95(2):530-548.
- ELSBY, M. W., HOBIJN, B. et SAHIN, A. (2015). On the importance of the participation margin for labor market fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 72:64-82.
- ELSBY, M. W. L., MICHAELS, R. et SOLON, G. (2009). The ins and outs of cyclical unemployment. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 1(1):84-110.
- FELDSTEIN, M. S. (1973). *Lowering the permanent rate of unemployment*, volume 91. US Government Printing Office.
- FONTAINE, I. (2016). French unemployment dynamics : A "three-state" approach. *Revue d'économie politique*, 126(5):835-869.
- FUJITA, S. et RAMEY, G. (2009). The cyclical nature of separation and job finding rates. *International Economic Review*, 50(2):415-430.
- HAIRAUT, J.-O., LE BARBANCHON, T. et SOPRASEUTH, T. (2015). The cyclical nature of the separation and job finding rates in France. *European Economic Review*, 76:60-84.
- HALL, R. E. (2005). Employment efficiency and sticky wages : Evidence from flows in the labor market. *Review of Economics and Statistics*, 87(3):397-407.
- HALL, R. E., GORDON, A. et HOLT, C. (1972). Turnover in the labor force. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1972(3):709-764.
- HOBIJN, B. et SAHIN, A. (2021). Maximum employment and the participation cycle. *In Proceedings of the 2021 Jackson Hole Economic Policy Symposium*.
- INSEE (2017). Nouvelles projections de population active et effets de flexion conjoncturelle d'activité. Rapport technique, Insee, Eclairage de la Note de Conjoncture de Juin 2017.
- MORTENSEN, D. T. et PISSARIDES, C. A. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The Review of Economic Studies*, 61(3):397-415.
- PETROGOLO, B. et PISSARIDES, C. A. (2008). The ins and outs of European unemployment. *American Economic Review*, 98(2):256-262.
- QIU, X. (2022). Vacant jobs. Rapport technique, University of Pennsylvania, Job Market Paper.
- Samaniego de la PARRA, B. et VIEGELAHN, C. (2021). *Estimating labour market transitions from labour force surveys : The case of Viet Nam*. Numéro 35. ILO Working Paper.
- SHIMER, R. (2012). Reassessing the ins and outs of unemployment. *Review of Economic Dynamics*, 15(2):127-148.

Annexe A. Propriétés cycliques des stocks - Résultats complémentaires

FIGURE A1. Composante cyclique du PIB et des taux de chômage, taux d'emploi et taux d'activité



Note : pour chaque série, la composante cyclique est extraite en appliquant un filtre Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage calibré à 1600. Elle s'interprète comme un écart en niveau par rapport à une situation moyenne ou tendancielle.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu* et *Comptes trimestriels*, calcul des auteurs.

TABLE A1. Propriétés cycliques des stocks - T1 2003 à T4 2019

	Ensemble			15 à 24 ans			25 à 49 ans			50 à 64 ans		
	C	E	A	C	E	A	C	E	A	C	E	A
<i>std(x)</i>	0.40	0.27	0.18	1.24	0.51	0.50	0.36	0.38	0.19	0.30	0.36	0.42
<i>corrcoef(x,Y)</i>	-0.59	0.35	-0.43	-0.65	0.25	-0.51	-0.49	0.35	-0.15	-0.38	0.03	-0.13
<i>corrcoef(x,x-1)</i>	0.83	0.74	0.45	0.76	0.65	0.50	0.76	0.79	0.38	0.59	0.62	0.68

Note : "C" désigne le taux de chômage, "E" le taux d'emploi et "A" le taux d'activité. "Y" correspond au PIB en volume aux prix de l'année précédente chaînés. *std* et *corrcoef* désignent respectivement l'écart-type et le coefficient de corrélation des séries concernées.

Pour chaque série, la composante cyclique est extraite en appliquant un filtre Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage calibré à 1600.

Lecture : entre le 1^{er} trimestre 2003 et le 4^e trimestre 2019, la composante cyclique du taux de chômage des 15 à 24 ans présente un écart-type de 1,24 point.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu* et *Comptes trimestriels*, calculs des auteurs.

Annexe B. Construction de séries longues de probabilités de transition sur le marché du travail

B.1. Calcul des pondérations longitudinales

Le calcul des probabilités de transition nécessite au préalable la reconstitution de séries de flux entre les différents états du marché du travail d'un trimestre sur l'autre.

À cet effet, une exploitation de l'Enquête Emploi en Continu (EEC) couvrant la période 2003-2022 est réalisée. L'enquête Emploi est notamment la seule source statistique permettant d'établir la situation sur le marché du travail des individus en cohérence avec les concepts définis par le Bureau International du Travail (BIT).

La construction de flux trimestriels de transition nécessite un suivi des trajectoires individuelles entre deux trimestres consécutifs d'interrogation. Bien que l'exploitation en coupe transversale de l'enquête Emploi permette de renseigner le statut BIT d'un individu à une période donnée, elle ne fournit pas le statut du même individu aux périodes antérieures d'interrogation : le statut BIT n'est pas directement calculable de manière rétrospective à partir des seules questions de l'enquête un trimestre donné.

Il convient alors d'exploiter l'EEC de manière longitudinale, via des étapes spécifiques de traitement liées à la conception de l'enquête :

- L'enquête Emploi est construite à partir d'un panel rotatif d'interrogation dans lequel les répondants sont interrogés durant 6 trimestres (i.e vagues) consécutifs. En conséquence, 1/6ème de l'échantillon est renouvelé chaque trimestre. Le suivi des trajectoires individuelles implique de ce fait une restriction de l'échantillon aux seuls individus interrogés également au trimestre suivant, soit ceux compris entre la première vague et la cinquième vague d'interrogation : on obtient ainsi une population dite de « présents-présents » entre deux trimestres. L'échantillon « présents-présents » conserve donc 5/6ème des sous-échantillons constituant l'échantillon total d'un trimestre donné.
- Au delà de ce premier facteur d'attrition, s'ajoutent de potentiels comportements de non-réponse. Les unités statistiques suivies par l'enquête étant des logements et non des individus, certains individus ne seront plus suivis par l'enquête en cas de déménagement par exemple. Ce facteur implique une perte supplémentaire d'observations dans l'échantillon des « présents-présents » entre trimestres consécutifs. Sur la période étudiée, en excluant les périodes atypiques de crise sanitaire, en moyenne 10% des individus interrogés au trimestre initial sont non-répondants au trimestre suivant.

Au total, sur la période étudiée et en se restreignant au champ des personnes âgées de 15 à 64 ans dont le logement se situe en France métropolitaine, les échantillons trimestriels de

« présents-présents » contiennent, en moyenne, 51 000 individus tandis qu'environ 68 000 individus sont présents, en moyenne, dans les échantillons initiaux de l'enquête. La pondération transversale (correspondant à la « pondération initiale »), fournie dans les fichiers de diffusion des données individuelles et qui permet à l'échantillon trimestriel d'être représentatif de la population statistique considérée dans l'enquête, n'est alors plus adaptée pour mener une exploitation longitudinale. Une étape de construction de jeux de poids dits « longitudinaux » est donc nécessaire afin que la population de l'échantillon des « présents-présents » soit bien représentative, sur certaines variables de choix, à la fois de l'ensemble de la population interrogée au trimestre initial, ainsi que de l'ensemble de la population interrogée au trimestre suivant.

Pour ce faire, la méthodologie de recalage utilisée reprend la méthode de calcul de pondération longitudinale développée par l'Insee, basée sur les recommandations d'Eurostat. En premier lieu sont déterminées plusieurs variables d'intérêt, pour lesquelles des marges (i.e des totaux représentatifs de l'ensemble de la population d'intérêt) sont calculées en coupe transversale. Dans le cas présent, compte tenu du sujet traité dans cette analyse, les variables retenues sont un croisement des variables de sexe, d'âge et de statut d'activité. Deux jeux distincts de marges sont construits sur ces variables, à la fois à la période initiale (trimestre t) ainsi qu'à la période suivante (trimestre $t + 1$) : en utilisant la pondération transversale du trimestre considéré, on calcule sur l'ensemble des individus de l'échantillon le nombre total de personnes dans chaque modalité des variables choisies.

- Pour le trimestre t , 10 modalités sont retenues pour le calcul des marges à partir du croisement de la variable « Âge » (en 3 catégories - 15 à 24 ans, 25 à 49 ans, 50 à 64 ans) et « Statut d'activité » (en 3 catégories – en emploi, chômage ou inactivité) ainsi qu'une catégorie supplémentaire des « plus de 65 ans ». Ainsi la somme des individus présents dans ces 10 modalités correspond à la population totale des individus présents au trimestre t .
- Pour le trimestre $t + 1$, 31 modalités sont retenues pour le calcul des marges : le croisement précédent est enrichi de la variable de « Sexe ». De plus, la variable d'« Âge » est affinée en 5 catégories (15 à 24 ans, 25 à 34 ans, 35 à 44 ans, 45 à 54 ans et 55 à 64 ans), auxquelles est également ajoutée une catégorie supplémentaire des « plus de 65 ans ». La somme des individus présents dans ces 31 modalités correspond également à la population totale des individus présents au trimestre $t + 1$.

Une étape de recalibration de ces marges est ensuite effectuée, de sorte à ce que les sommes des marges en t et $t + 1$ donnent des tailles de population totale identiques, fixées ici à la taille de la population totale du trimestre d'arrivée $t + 1$. La mise en cohérence des marges est effectuée par reventilation de l'écart au total choisi, au prorata des effectifs des marges initiales afin de garder une structure de marges constante. Avec ce choix de marges, la population totale obtenue au trimestre t devient donc identique en taille à celle du trimestre $t + 1$ tout en respectant les répartitions initiales des statuts d'activité par sexe et âge (et donc des taux d'emploi, part de chômage et taux d'activité).

Les jeux de poids longitudinaux sont enfin calculés, en recalant¹⁴ les poids transversaux des individus de l'échantillon des « présents-présents »¹⁵ sur les marges obtenues aux périodes initiales et finales. Les poids longitudinaux sont ainsi construits de sorte à égaliser les totaux obtenues dans les marges pour chaque modalité tout en minimisant les écarts avec la pondération initiale, supposée être sans biais. L'opération est répétée pour l'ensemble des trimestres. À partir de cette pondération longitudinale, on reconstruit finalement des séries longues de stocks de personnes en emploi, au chômage et en inactivité, ainsi que les flux de personnes correspondants aux neuf transitions possibles entre ces états. On calcule enfin, à partir de ces séries longues de stocks et de flux, des séries de probabilités de transition par :

$$\forall (S, S') \in \{E, C, I\} \times \{E, C, I\}, P_t^{S \rightarrow S'} = \frac{Flux_t^{S \rightarrow S'}}{Stock_{t-1}^S}$$

Quatre étapes de retraitement supplémentaires sont encore nécessaires. La première (décrite en annexe B.2) traite de la rupture de série causée par la refonte de l'enquête Emploi en 2021. Une seconde étape consiste simplement en une désaisonnalisation de toutes les séries de probabilités à l'aide de l'interface X13-ARIMA-SEATS. Une troisième étape (annexe B.3) vise à corriger l'approximation effectuée lors du calcul des poids longitudinaux, considérant que les populations totales du trimestre d'arrivée et de départ étaient identiques en taille, en ignorant les différences possibles de champ entre les deux périodes (liées notamment aux migrations et aux décès). Enfin une dernière étape (annexe B.4) cherche à corriger les probabilités estimées du biais d'agrégation temporelle induit par le fait de n'observer que des photographies trimestrielles instantanées de l'ensemble des transitions continues qui se déroulent potentiellement sur le marché du travail.

B.2. Refonte de l'EEC en 2021 et gestion des ruptures de séries occasionnées

Depuis le passage d'une enquête annuelle à une enquête en continu en 2003, l'enquête Emploi a connu trois refontes, dont deux majeures en 2013 et 2021. Ces refontes ont été l'occasion de changements de champ et de concepts, générant des ruptures de séries. Des travaux de rétopolation sont donc entrepris afin de pouvoir reconstituer des séries avec des champs homogènes dans le temps.

En particulier, jusqu'en 2013, l'enquête couvrait uniquement le champ de la France métropolitaine avant d'être élargie à la France hors Mayotte à partir de 2014. Si des séries longues retropolées d'agrégats calculés à partir de l'enquête existent, et sont publiées par l'Insee depuis 1975 sur le champ de la France hors Mayotte, jusqu'en 2013, les bases contenant les données

14. Cette étape est réalisée à l'aide de la macro SAS "CALMAR" de l'Insee.

15. Les poids des individus de l'échantillon des « présents-présents » sont au préalable normalisés en multipliant la pondération initiale du trimestre $t + 1$ par un facteur égal à $6/5$ pour tenir compte de la restriction de la taille de l'échantillon d'ensemble. On tient ainsi compte que seuls 5 sous-échantillons sur les 6 présents initialement sont conservés dans l'échantillon des « présents-présents ».

individuelles n'enregistrent que des interrogations de logements ordinaires situés en France métropolitaine . Pour cette raison, et afin de maintenir un champ constant sur l'ensemble de la période étudiée (2003-2022), pour les années postérieures à 2013, le champ est restreint dans cette analyse à celui des logements interrogés en France métropolitaine dans l'enquête.

La refonte de 2021 s'est, en outre, traduite par une triple rénovation : (i) un changement de questionnaire (notamment pour se mettre en conformité avec le nouveau règlement européen IESS), (ii) une modification du protocole (notamment la possibilité désormais de répondre sur internet lors de la réinterrogation, en plus du téléphone, ou de répondre par « proxy » pour les jeunes décohabitants) et (iii) une refonte de la méthode de pondération.

Les ruptures de séries sur les principaux indicateurs induites par ces changements ont été [documentées par l'Insee](#) à la suite d'une opération méthodologique « pilote » opérée sur l'année 2020 et le premier trimestre 2021. Plus précisément, les ruptures estimées font état d'un rehaussement du niveau du taux d'emploi (+0,8 point sur l'année 2020 par rapport à la précédente enquête), en particulier pour les femmes, tandis que le taux de chômage et la part du chômage dans la population sont globalement inchangés. Ce redressement est essentiellement lié à la modification du concept d'emploi : les personnes en absence longue pour congés maladie et parental sont désormais classées en emploi au sens du BIT, alors qu'elles étaient auparavant classées comme inactive « hors halo du chômage ». En conséquence, la part dans la population des personnes inactives a nettement reculé dans la nouvelle enquête du fait de cette baisse de la part de personnes inactives « hors halo du chômage », tandis que la part des personnes dans le halo a légèrement augmenté avec la modification du questionnaire et du protocole de collecte.

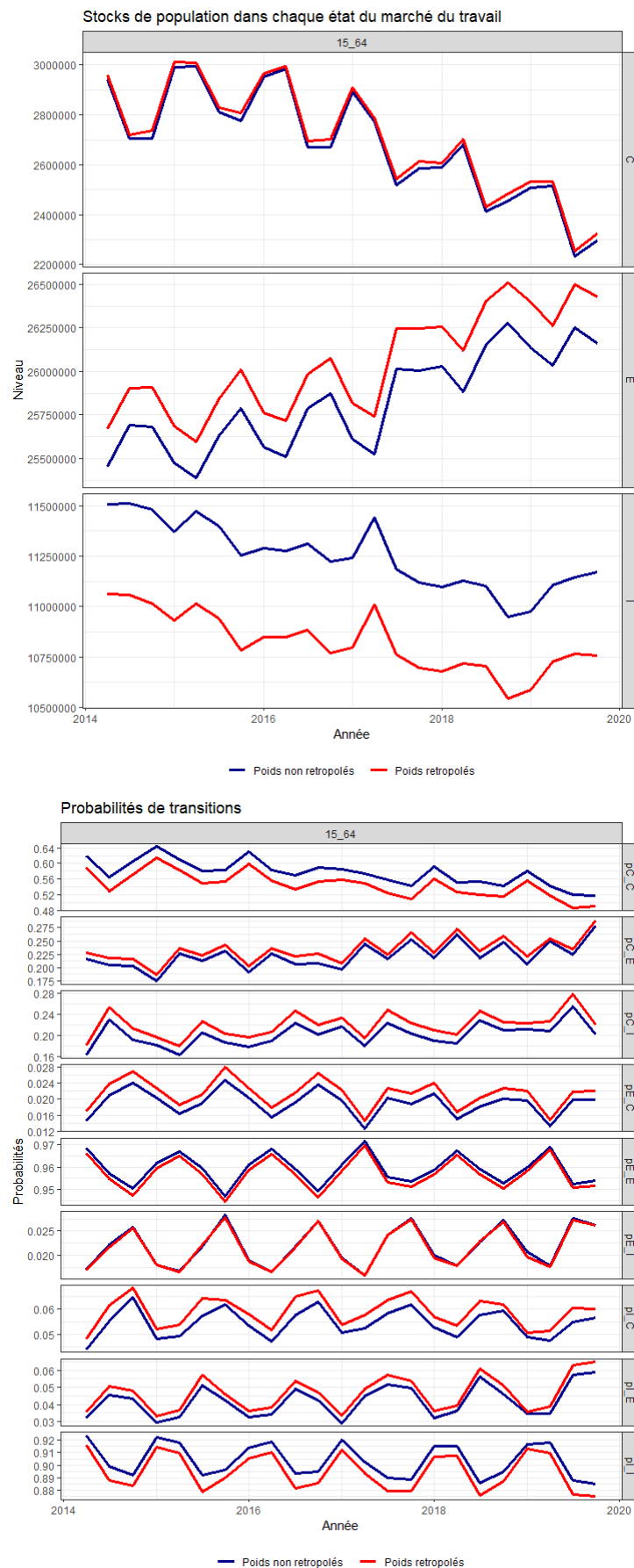
En corrigeant de ces ruptures estimées dans le « pilote » sur la période de recouvrement de l'enquête, l'exercice de rétopolation mis en oeuvre par l'Insee a permis la construction de séries longues des principaux indicateurs d'activité (taux de chômage, d'activité et d'emploi) à méthode et concepts invariants dans le temps : ces séries longues rétopolées présentent essentiellement une translation en niveau par rapport aux anciennes séries non rétopolées, tandis que les variations annuelles ou trimestrielles des principaux agrégats conjoncturels sont, pour la plupart, presque inchangées. Au niveau des données individuelles, des nouveaux jeux rétopolés de poids transversaux cohérents avec ces principaux agrégats rétopolés (notamment sur les croisements sexe x âge x statut d'activité) ont également été mis à disposition par l'Insee pour la période 2014-2020.

À des fins de comparaison des séries estimées de stocks, de flux et de probabilités de transitions, la méthode de calcul des pondérations longitudinales, détaillée dans la section précédente, est appliquée sur la période de recouvrement 2014-2020, à partir des poids transversaux à la fois rétopolés et non rétopolés. Sur la période 2014-2020, l'utilisation de la pondération rétopolée dans le calcul des poids longitudinaux fait également état d'une trans-

lation en niveau sur l'estimation des principaux agrégats conjoncturels et des probabilités de transition, tout en présentant des variations trimestrielles globalement identiques comparativement aux résultats obtenus avec la pondération de la précédente version de l'enquête (figure [A2](#)).

En l'absence de jeux de poids rétopolés disponibles pour les périodes antérieures à 2014, des séries longues cohérentes sur l'ensemble de la période 2003-2022 sont obtenues à partir des séries rétopolées construites sur la période 2014-2022 par recollement et chaînage : les variations des séries brutes construites avec les poids « non rétopolés » sur la période 2003 - 2014 sont appliquées rétrospectivement à partir de la date initiale de 2014. Ce recollement permet ainsi d'avoir des séries longues de probabilités de transition globalement conformes avec les concepts de la dernière refonte de l'enquête en 2021, c'est à dire avec un niveau rehaussé tout en conservant les variations trimestrielles observées sur la période 2003-2014. Cette cohérence des variations trimestrielles des probabilités de transition est un élément primordial pour garantir la validité de la méthode de décomposition matricielle menée dans cette étude. Par ailleurs, un recalage des probabilités de transitions sur les stocks véritablement observés en coupe transversale à chaque période est également opéré (annexe [B.3](#)), limitant de fait le biais introduit sur l'estimation du niveau des probabilités.

FIGURE A2. Comparaison des séries calculées à l'aide des poids longitudinaux rétropolés et non rétropolés



Note : « E » désigne les individus en emploi, « C » désigne les individus au chômage et « I » désigne les individus inactifs. Les niveaux des stocks sont exprimés en nombre d'individus.

B.3. Ajustement sur les stocks

Après l'étape de construction des probabilités de transition à l'aide des poids longitudinaux et leur désaisonnalisation, il est nécessaire d'imposer que ces probabilités estimées soient mutuellement cohérentes avec les évolutions agrégées constatées sur le marché du travail. En particulier, on cherchera à neutraliser l'influence des changements démographiques sur l'estimation de ces probabilités : pour cela, on normalise à chaque trimestre la taille du stock de chacun des états (emploi E/chômage C/inactivité I) par la taille de la population¹⁶ et on cherche une procédure garantissant que les probabilités de transition estimées (flux) soient bien cohérentes avec les variations constatées de taux (stocks). Plus précisément, on veut à chaque trimestre t imposer le respect des égalités comptables :

$$\begin{aligned} E_t - E_{t-1} &= -(P_{EC,t} + P_{EI,t})E_{t-1} + P_{CE,t}C_{t-1} + P_{IE,t}I_{t-1} \\ C_t - C_{t-1} &= P_{EC,t}E_{t-1} - (P_{CE,t} + P_{CI,t})C_{t-1} + P_{IC,t}I_{t-1} \end{aligned}$$

Matriciellement, ces égalités comptables peuvent s'écrire :

$$(A1) \quad \Delta S_t = \begin{pmatrix} E_t - E_{t-1} \\ C_t - C_{t-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -E_{t-1} & -E_{t-1} & C_{t-1} & 0 & I_{t-1} & 0 \\ E_{t-1} & 0 & -C_{t-1} & -C_{t-1} & 0 & I_{t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} P_{EC} \\ P_{EI} \\ P_{CE} \\ P_{CI} \\ P_{IE} \\ P_{IC} \end{pmatrix}_t$$

$$= \mathbf{S}_{t-1} \mathbf{P}_t$$

où \mathbf{P}_t désigne le vecteur des probabilités de transition, \mathbf{s}_t et \mathbf{S}_t étant des vecteurs et matrices directement observables à partir de l'enquête Emploi.

Sous l'hypothèse où les transitions effectivement observées dans l'échantillon longitudinal constituent les réalisations de lois multinomiales, on peut montrer que l'estimateur utilisé pour calculer les probabilités de transition constitue l'estimateur de maximum de vraisemblance de ces probabilités. Pour rappel, cet estimateur est donné pour toute transition de l'état i vers l'état j par :

$$\widehat{P}_{i,j} = \frac{n_{i,j}}{n_i^+}$$

où $n_{i,j}$ désigne le nombre d'individus ayant effectué une transition de i vers j et $n_i^+ = \sum_j n_{i,j}$ désigne le nombre d'individus initialement dans l'état i . On en déduit que la matrice de variance-

16. Ce qui revient à raisonner respectivement en termes classiques de taux d'emploi, part du chômage et taux d'inactivité dans la population totale.

covariance de cet estimateur, lorsqu'il est appliqué à l'estimation des probabilités de transition sur le marché du travail à un trimestre t est fournie par :

$$\mathbf{W}_t = \begin{pmatrix} \frac{\widehat{P}_{EC}(1-\widehat{P}_{EC})}{E_{t-1}} & \frac{-\widehat{P}_{EC}\widehat{P}_{EI}}{E_{t-1}} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \frac{-\widehat{P}_{EC}\widehat{P}_{EI}}{E_{t-1}} & \frac{\widehat{P}_{EI}(1-\widehat{P}_{EI})}{E_{t-1}} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{\widehat{P}_{CE}(1-\widehat{P}_{CE})}{C_{t-1}} & \frac{-\widehat{P}_{CE}\widehat{P}_{CI}}{C_{t-1}} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{-\widehat{P}_{CE}\widehat{P}_{CI}}{C_{t-1}} & \frac{\widehat{P}_{CI}(1-\widehat{P}_{CI})}{C_{t-1}} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{\widehat{P}_{IE}(1-\widehat{P}_{IE})}{I_{t-1}} & \frac{-\widehat{P}_{IE}\widehat{P}_{IC}}{I_{t-1}} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{-\widehat{P}_{IE}\widehat{P}_{IC}}{I_{t-1}} & \frac{\widehat{P}_{IC}(1-\widehat{P}_{IC})}{I_{t-1}} \end{pmatrix}$$

On cherche alors un vecteur de probabilités de transition qui soit à la fois proche de celui estimé initialement tout en respectant la contrainte (A1), c'est à dire que l'on résout¹⁷ chaque trimestre le programme de minimisation sous contrainte :

$$\operatorname{argmin} (\mathbf{P}_t - \widehat{\mathbf{P}}_t)^T \mathbf{W}_t^{-1} (\mathbf{P}_t - \widehat{\mathbf{P}}_t) \quad \text{sous la contrainte} \quad \Delta \mathbf{s}_t = \mathbf{S}_{t-1} \mathbf{P}_t$$

Le Lagrangien de ce problème s'écrit¹⁸ :

$$\mathcal{L} = (\mathbf{P}_t - \widehat{\mathbf{P}}_t)^T \mathbf{W}_t^{-1} (\mathbf{P}_t - \widehat{\mathbf{P}}_t) - \lambda^T (\Delta \mathbf{s}_t - \mathbf{S}_{t-1} \mathbf{P}_t)$$

et l'expression des conditions d'optimalité se ramènent à la résolution du système linéaire suivant, opéré à l'aide d'une routine numérique :

$$(A2) \quad \begin{pmatrix} \mathbf{W}_t^{-1} & \mathbf{S}_{t-1}^T \\ \mathbf{S}_{t-1} & \mathbf{0} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{P}_t \\ \lambda/2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{W}_t^{-1} \widehat{\mathbf{P}}_t \\ \Delta \mathbf{s}_t \end{pmatrix}$$

B.4. Correction de l'agrégation temporelle

Le principal but de cette étape de correction est de retrouver une matrice instantanée de transition λ_t à partir de la matrice des transitions discrètes P_t obtenue à l'étape précédente, ce qui nécessite préalablement d'explicitier les liens entre ces deux objets.

On fera cette fois l'hypothèse que la transition durant un trimestre t d'un état $S \in \{E, C, I\}$ vers un autre état S' suit un processus de Poisson de paramètre $\lambda_t^{SS'}$, s'appliquant durant l'intervalle de temps $[t, t+1[$. On notera $\chi^S(t+\tau)$ le nombre de personnes présentes dans l'état S à la date $t+\tau \in [t, t+1[$.

En prenant l'exemple de l'état $S = E$, la variation du nombre de personnes dans cet état pendant une durée infinitésimale $d\tau$ est donnée par :

17. Cette démarche s'apparente à une régression pondérée par une méthode des moindres carrés contraints.

18. λ constitue le multiplicateur de Lagrange associé à ce problème d'optimisation, dont la détermination de la valeur exacte n'est pas importante dans notre cas d'étude.

$$\frac{d\chi^E(t+\tau)}{d\tau} = -(\lambda_t^{EC} + \lambda_t^{E,I})\chi^E(t+\tau) + \lambda_t^{CE}\chi^C(t+\tau) + \lambda_t^{C,I}\chi^I(t+\tau)$$

Posons la définition, $\lambda_t^{EE} = -\lambda_t^{EC} - \lambda_t^{E,I}$. L'équation précédente se réécrit :

$$\frac{d\chi^E(t+\tau)}{d\tau} = \lambda_t^{EE}\chi^E(t+\tau) + \lambda_t^{CE}\chi^C(t+\tau) + \lambda_t^{CI}\chi^I(t+\tau)$$

Cette équation se généralise aux deux autres états $S = C$ et $S = I$. On peut donc écrire un système discrétisé d'équations de transition sous la forme :

$$(A3) \quad \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{\chi(t+\tau+\Delta) - \chi(t+\tau)}{\Delta} = \Lambda_t \chi(t+\tau)$$

$$\text{avec } \chi(t+\tau) = \begin{pmatrix} \chi^E(t+\tau) \\ \chi^C(t+\tau) \\ \chi^I(t+\tau) \end{pmatrix} \text{ et }^{19} \Lambda_t = \begin{pmatrix} \lambda_t^{EE} & \lambda_t^{CE} & \lambda_t^{IE} \\ \lambda_t^{EC} & \lambda_t^{CC} & \lambda_t^{IC} \\ \lambda_t^{EI} & \lambda_t^{CI} & \lambda_t^{II} \end{pmatrix}$$

Revenons à la matrice discrète de probabilités estimées à partir de l'échantillon longitudinale, que l'on note ²⁰ :

$$\tilde{P}_t = \begin{pmatrix} P_t^{EE} & P_t^{CE} & P_t^{IE} \\ P_t^{EC} & P_t^{CC} & P_t^{IC} \\ P_t^{EI} & P_t^{CI} & P_t^{II} \end{pmatrix}$$

Pour cette matrice, l'égalité suivante est vérifiée en termes d'effectifs de population dans chaque état :

$$\chi(t+1) = \tilde{P}_t \chi(t)$$

Si l'on découpe une période d'un trimestre en un grand nombre $1/\Delta$ de sous-périodes de longueur Δ , alors on peut définir $\tilde{P}_{t,\Delta}$ la matrice des probabilités de transition durant chaque sous-période comme la matrice vérifiant :

$$\tilde{P}_t = (\tilde{P}_{t,\Delta})^{1/\Delta}$$

Sur toutes les sous-périodes $\tau = 0, \Delta, 2\Delta, \dots$, on a donc :

$$\chi(t+\tau+\Delta) = \tilde{P}_{t,\Delta} \chi(t+\tau)$$

d'où ²¹ :

$$\frac{\chi(t+\tau+\Delta) - \chi(t+\tau)}{\Delta} = \frac{1}{\Delta} (\tilde{P}_{t,\Delta} - \mathbf{I}_3) \chi(t+\tau)$$

19. On note que les coefficients de cette matrice Λ_t somment à 0 le long de chaque colonne .

20. On note que les coefficients de cette matrice \tilde{P}_t somment à 1 le long de chaque colonne.

21. \mathbf{I}_3 désigne ici la matrice identité.

Par identification avec l'équation A3, on trouve donc que :

$$(A4) \quad \Lambda_t = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{\tilde{P}_{t,\Delta} - \mathbf{I}_3}{\Delta}$$

Une dernière étape consiste à identifier distinctement $\tilde{P}_{t,\Delta}$ à partir de \tilde{P}_t . Sous l'hypothèse où \tilde{P}_t est diagonalisable ²², on calcule numériquement la décomposition $\tilde{P}_t = V_t D_t V_t^{-1}$ où D_t est une matrice diagonale, ce qui implique :

$$\tilde{P}_{t,\Delta} = V_t D_t^\Delta V_t^{-1}$$

Les éléments de la matrice D_t^Δ sont simplement ceux de la matrice D_t élevés à la puissance Δ . On en déduit :

$$\Lambda_t = \lim_{\Delta \rightarrow 0} V_t \frac{D_t^\Delta - \mathbf{I}_3}{\Delta} V_t^{-1}$$

Étant donné la limite usuelle, $\lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{d^\Delta - 1}{\Delta} = \ln(d)$, on conclut finalement que :

$$(A5) \quad \Lambda_t = V_t \bar{D}_t V_t^{-1}$$

où les éléments de la matrice diagonale \bar{D}_t sont les logarithmes népériens des éléments de D_t .

À partir des éléments de la matrice Λ_t , on repassera à des probabilités de transition trimestrielles comme celles présentées dans le texte en considérant la probabilité d'effectuer au moins une transition $S \rightarrow S'$ durant la période $[t, t + 1[$:

$$(A6) \quad \forall (S, S') \in \{E, C, I\} \times \{E, C, I\}, P_t^{SS', S \neq S'} = 1 - e^{-\lambda_t^{SS'}}$$

22. Cette condition a toujours été vérifiée en pratique lors de nos calculs.

Annexe C. Annexe technique sur la méthode de décomposition

La description du marché du travail, à un trimestre t donné, se résume au travers de deux parts, la part de la population en emploi (taux d'emploi) notée E_t et la part de la population au chômage notée C_t ²³. Il est ainsi pertinent de caractériser comment ces deux parts se modifient d'un trimestre à l'autre en fonction des évolutions des probabilités de transition entre les trois états d'Emploi, de Chômage et d'Inactivité. Précisément, la dynamique de ces parts est liée aux probabilités de transition selon les équations²⁴ :

$$(A7) \quad \begin{aligned} E_t &= (1 - P_{EC,t} - P_{EI,t})E_{t-1} + P_{CE,t}C_{t-1} + P_{IE,t}(1 - E_{t-1} - C_{t-1}) \\ C_t &= P_{EC,t}E_{t-1} + (1 - P_{CE,t} - P_{CI,t})C_{t-1} + P_{IC,t}(1 - E_{t-1} - C_{t-1}) \end{aligned}$$

C.1. Approche matricielle

Pour la suite du raisonnement, il est plus adapté d'écrire ces deux équations sous forme matricielle. Pour ce faire, on commence par définir le vecteur d'état du marché du travail par :

$$\mathbf{s}_t = \begin{pmatrix} E_t \\ C_t \end{pmatrix}$$

Le taux d'activité se calcule alors comme la somme des coordonnées de \mathbf{s}_t , ou :

$$TxAct_t = \begin{pmatrix} 1 & 1 \end{pmatrix} \cdot \mathbf{s}_t = E_t + C_t$$

Le système (A7) se réécrit sous la forme :

$$(A8) \quad \mathbf{s}_t - \mathbf{s}_{t-1} = \Delta \mathbf{s}_t = \mathbf{d}_t + \mathbf{P}_t \mathbf{s}_{t-1}$$

avec

$$(A9) \quad \mathbf{d}_t = \begin{pmatrix} P_{IE,t} \\ P_{IC,t} \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad \mathbf{P}_t = \begin{pmatrix} -P_{EC,t} - P_{EI,t} - P_{IE,t} & P_{CE,t} - P_{IE,t} \\ P_{EC,t} - P_{IC,t} & -P_{CE,t} - P_{CI,t} - P_{IC,t} \end{pmatrix}$$

C.2. État stationnaire

Sous l'hypothèse de probabilités de transition fixes, le système dynamique (A8), défini par les matrices \mathbf{d}_t et \mathbf{P}_t , atteindrait un état stationnaire donné par la valeur $\overline{\mathbf{s}}_t$. Cet état stationnaire correspondrait à une situation d'équilibre où les flux entrants et sortants de chaque état se compenseraient parfaitement, de telle sorte que les stocks de chaque état ne varieraient plus, soit $\Delta \overline{\mathbf{s}}_t = 0$:

$$(A10) \quad \overline{\mathbf{s}}_t = -\mathbf{P}_t^{-1} \mathbf{d}_t$$

23. La part de la population en inactivité I_t se déduit de la donnée des deux parts précédentes par la contrainte que les trois parts dans la population totale somment par définition à 1.

24. Comme expliqué à l'annexe précédente, afin de satisfaire ces égalités comptables et notamment d'absorber les évolutions démographiques entre trimestres successifs, les probabilités de transition estimées ont été préalablement recalées sur les variations des stocks.

En pratique, étant donné que les probabilités de transition évoluent au cours des trimestres, le vecteur d'état stationnaire n'est pas constant dans le temps (les séries temporelles des deux composantes du vecteur d'état stationnaire sont présentées en figure A3). On peut donc scinder les évolutions du vecteur d'état du marché du travail en deux parties, selon la formule :

$$(A11) \quad \Delta \mathbf{s}_t = \mathbf{P}_t(\mathbf{s}_{t-1} - \bar{\mathbf{s}}_t) = \mathbf{P}_t(\mathbf{s}_{t-1} - \bar{\mathbf{s}}_{t-1}) - \mathbf{P}_t(\bar{\mathbf{s}}_t - \bar{\mathbf{s}}_{t-1})$$

Cette écriture fait apparaître que les évolutions du vecteur d'état du marché du travail dépendent de deux termes, tous deux liés à la dynamique des flux et donc des probabilités. À chaque période, l'ensemble des probabilités de transition définit un état stationnaire unique, dont le vecteur d'état du marché du travail peut momentanément dévier : le premier terme de l'équation traduit alors un mécanisme de rattrapage du vecteur d'état du marché du travail vers l'état stationnaire de la période précédente. Toutefois, puisque les flux et les probabilités associées fluctuent d'une période à l'autre, le vecteur d'état stationnaire est lui-même mouvant, ce qui est capté par le second terme de l'équation. Autrement dit, alors même que le marché du travail tente encore de rattraper un équilibre passé, celui-ci est déjà modifié à la période suivante.

Les évolutions instantanées du vecteur du marché du travail peuvent ainsi être représentées comme des combinaisons linéaires complexes des fluctuations passées et présentes du vecteur d'état stationnaire sous l'effet des évolutions des probabilités de transition. Il s'agira donc par la suite de calculer explicitement comment les modifications de l'ensemble des probabilités de transition contribuent cumulativement à la dynamique du vecteur d'état du marché du travail.

C.3. Calcul des contributions cumulées

Pour mieux expliciter le premier terme traduisant l'ajustement retardé à l'état stationnaire, on peut utiliser l'écriture :

$$(A12) \quad \mathbf{s}_t - \bar{\mathbf{s}}_t = (\mathbf{I} + \mathbf{P}_t)(\mathbf{s}_{t-1} - \bar{\mathbf{s}}_{t-1}) - (\mathbf{I} + \mathbf{P}_t)(\bar{\mathbf{s}}_t - \bar{\mathbf{s}}_{t-1})$$

$$(A13) \quad = (\mathbf{I} + \mathbf{P}_t)\mathbf{P}_t^{-1}\Delta \mathbf{s}_t$$

Au final, on obtient la formule :

$$(A14) \quad \Delta \mathbf{s}_t = \overbrace{\mathbf{P}_t(\mathbf{I} + \mathbf{P}_{t-1})\mathbf{P}_{t-1}^{-1}}^{\mathbf{M}_t} \Delta \mathbf{s}_{t-1} - \mathbf{P}_t \Delta \bar{\mathbf{s}}_t$$

C'est cette formule qui est utilisée en pratique pour le calcul numérique des contributions de chacune des probabilités de transition à l'évolution du vecteur d'état. Pour ce faire, on part d'une date initiale $t = 0$ arbitraire pour laquelle on écrit la formule (A14) :

$$\Delta \mathbf{s}_0 = \mathbf{M}_0 \Delta \mathbf{s}_{-1} - \mathbf{P}_0 \Delta \bar{\mathbf{s}}_0$$

On définit ensuite, pour tous les couples possibles $(S, S') \in \{E, C, I\} \times \{E, C, I\}$ et pour cette date initiale, le vecteur des contributions de la probabilité $P_{S,S'}$ à l'évolution du vecteur d'état par :

$$\mathbf{Contrib}_0^{P_{SS'}} = -\mathbf{P}_0 \frac{\partial \bar{\mathbf{s}}}{\partial P_{SS'}} \Delta P_{SS',0}$$

On définit également, pour cette date initiale, le vecteur de la contribution appelée par la suite d'état initial ou encore de "résidu", donné par :

$$\mathbf{Contrib}_0^{\text{résidu}} = \mathbf{M}_0 \Delta \mathbf{s}_{-1}$$

Une fois cette initialisation réalisée, pour toutes les dates postérieures à $t = 0$, les contributions instantanées des probabilités de transition et de l'état initial sont obtenues par les formules de récurrence issues de l'équation dynamique (A14) :

$$(A15) \quad \begin{cases} \mathbf{Contrib}_t^{\text{résidu}} &= \mathbf{M}_t \mathbf{Contrib}_{t-1}^{\text{résidu}} \\ \mathbf{Contrib}_t^{P_{SS'}} &= \mathbf{M}_t \mathbf{Contrib}_{t-1}^{P_{SS'}} - \mathbf{P}_t \frac{\partial \bar{\mathbf{s}}}{\partial P_{SS'}} \Delta P_{SS',t} \end{cases}$$

Dans les résultats présentés dans le texte, on préférera illustrer les contributions des probabilités de transition à l'évolution du taux d'activité par des contributions cumulées entre dates successives. À partir de la définition des termes précédents, ces contributions cumulées entre deux dates T et T' seront données par :

$$\text{Contrib. cumul.}_{T \rightarrow T'}^{P_{SS'}} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \end{pmatrix} \cdot \sum_{t=T}^{T'} \mathbf{Contrib}_t^{P_{SS'}}$$

C.4. Terme contemporain dans le calcul des contributions instantanées

Par souci de compréhension, il peut être utile de détailler le mode de calcul des contributions instantanées de chacune des probabilités de transition à l'évolution du vecteur d'état. Celles-ci sont données, pour tous les couples d'états (S, S') , par :

$$-\mathbf{P}_t \frac{\partial \bar{\mathbf{s}}}{\partial P_{SS'}} \Delta P_{SS',t}$$

Pour rendre ces termes plus explicites, on peut repartir de la définition (A10) de l'état stationnaire pour obtenir :

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{d}_t &= -\frac{1}{2} \Delta \mathbf{P}_t (\bar{\mathbf{s}}_t + \bar{\mathbf{s}}_{t-1}) - \frac{1}{2} (\mathbf{P}_t + \mathbf{P}_{t-1}) \Delta \bar{\mathbf{s}}_t \\ \rightarrow \Delta \bar{\mathbf{s}}_t &= -(\mathbf{P}_t + \mathbf{P}_{t-1})^{-1} [2\Delta \mathbf{d}_t + \Delta \mathbf{P}_t (\bar{\mathbf{s}}_t + \bar{\mathbf{s}}_{t-1})] \end{aligned}$$

Il reste enfin à détailler la dépendance des termes $\Delta \mathbf{d}$ et $\Delta \mathbf{P}$ aux fluctuations des probabilités

de transition. On a :

$$\Delta \mathbf{d}_t = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \Delta P_{IE,t} + \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \Delta P_{IC,t}$$

et

$$\begin{aligned} \Delta \mathbf{P}_t = & \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & -1 \end{pmatrix} \Delta P_{CE,t} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & -1 \end{pmatrix} \Delta P_{CI,t} + \begin{pmatrix} -1 & -1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \Delta P_{IE,t} \\ & + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ -1 & -1 \end{pmatrix} \Delta P_{IC,t} + \begin{pmatrix} -1 & 0 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \Delta P_{EC,t} + \begin{pmatrix} -1 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \Delta P_{EI,t} \end{aligned}$$

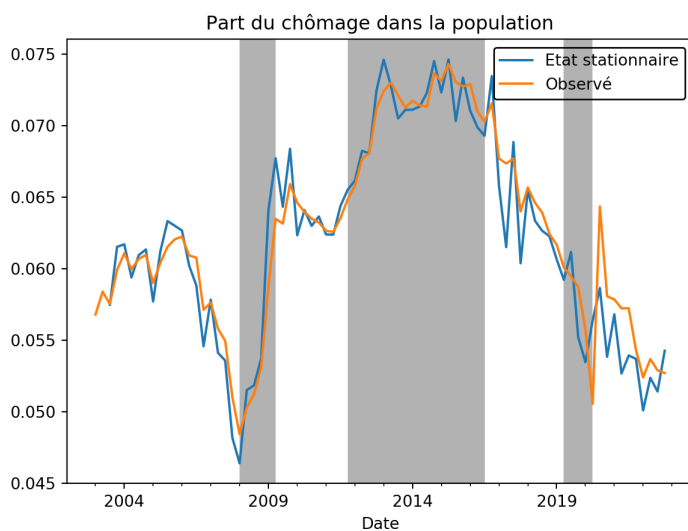
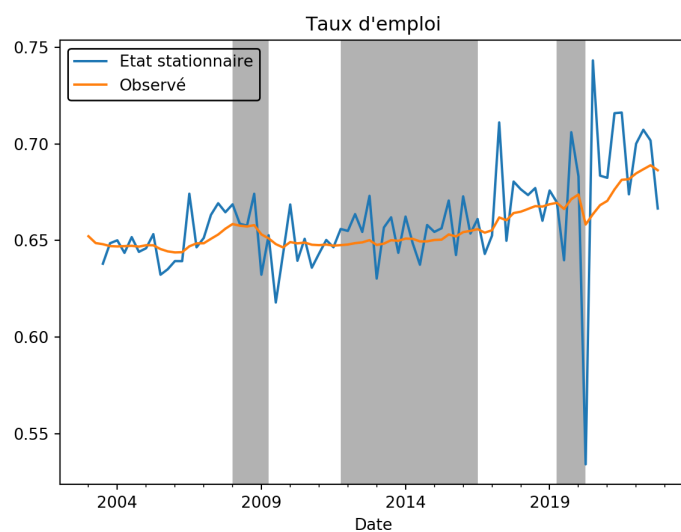
À titre d'exemple, la contribution instantanée à l'évolution du vecteur d'état de la probabilité P_{IE} (i.e. effectuer une transition de l'inactivité vers l'emploi) est donnée comme suit :

$$\mathbf{Contrib.inst}_t^{P_{IE}} = -\mathbf{P}_t (\mathbf{P}_t + \mathbf{P}_{t-1})^{-1} \left[2 \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -1 & -1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} (\overline{\mathbf{s}}_t + \overline{\mathbf{s}}_{t-1}) \right] \Delta P_{IE,t}$$

Il est également possible avec une démarche analogue (voir [Hobijn et Sahin \(2021\)](#)) de proposer une formulation explicite pour la contribution instantanée de la composante de « churn » à l'évolution du taux d'activité, fournie par :

$$\mathbf{Contrib.inst}_t^{churn} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \end{pmatrix} \cdot \left(\mathbf{Contrib.inst}_t^{P_{EC}} + \mathbf{Contrib.inst}_t^{P_{CE}} \right)$$

FIGURE A3. États stationnaires



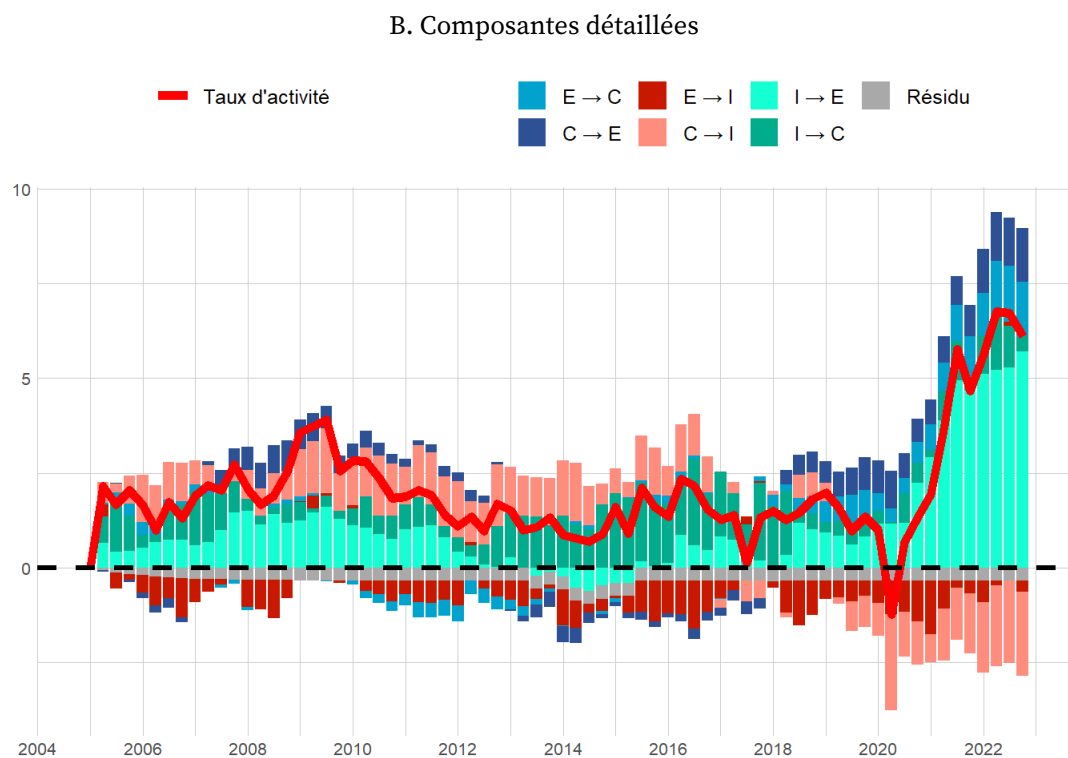
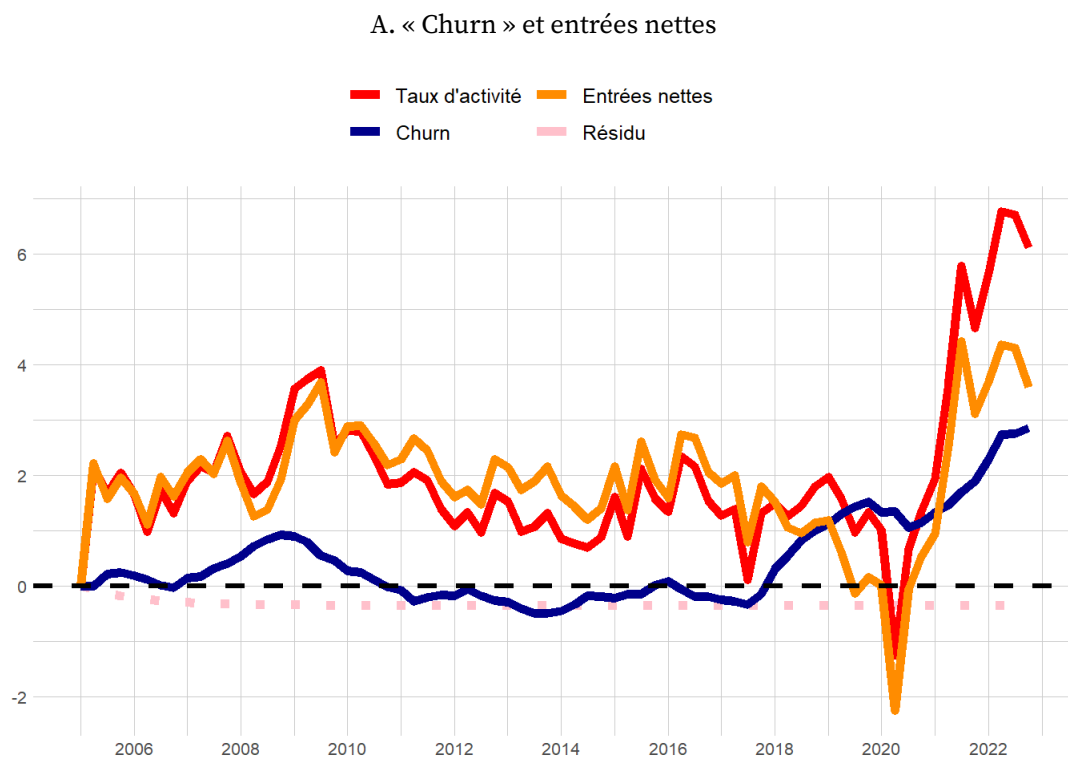
Note : les zones grisées correspondent aux périodes de récession identifiées par l'indicateur de cycle de l'OCDE.

Champ : population âgée de 15 à 64 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calcul des auteurs.

Annexe D. Résultats complémentaires

FIGURE A4. Évolution cumulée du taux d'activité des femmes de 15 à 24 ans

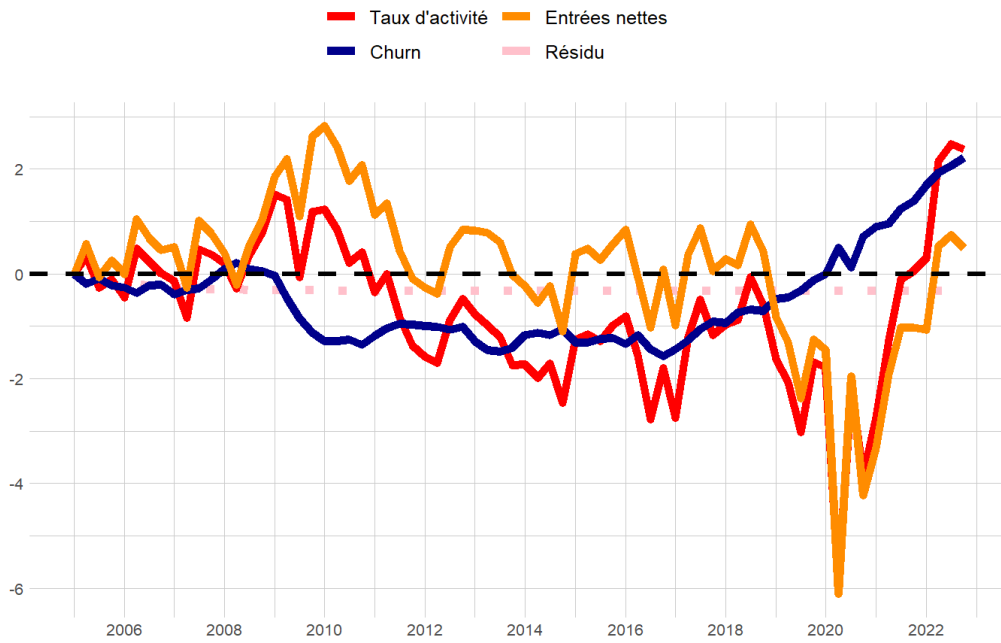


Champ : population des femmes âgées de 15 à 24 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

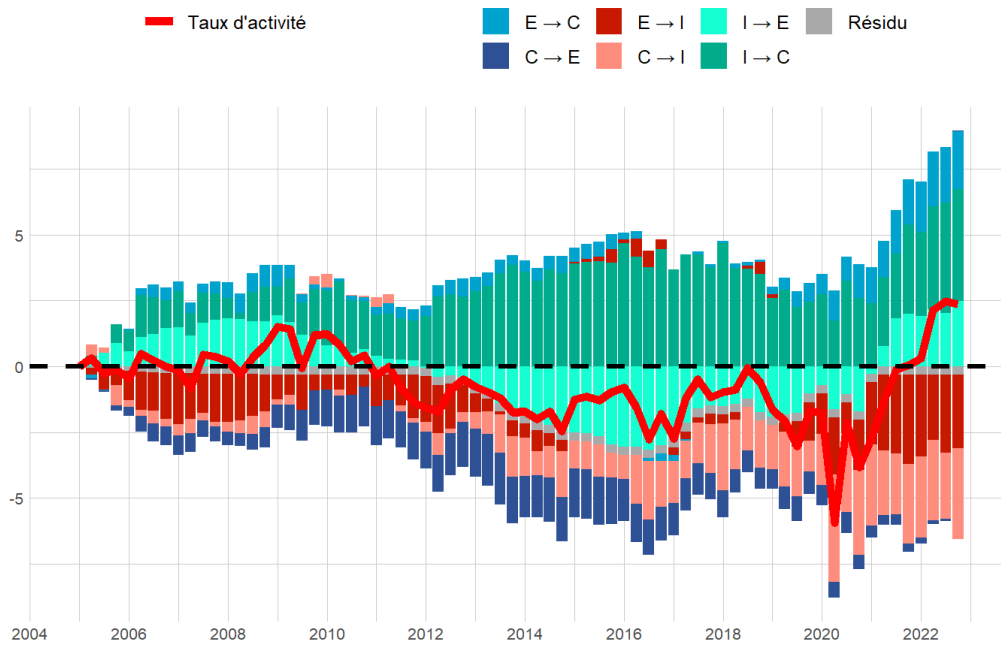
Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

FIGURE A5. Évolution cumulée du taux d'activité des hommes de 15 à 24 ans

A. « Churn » et entrées nettes



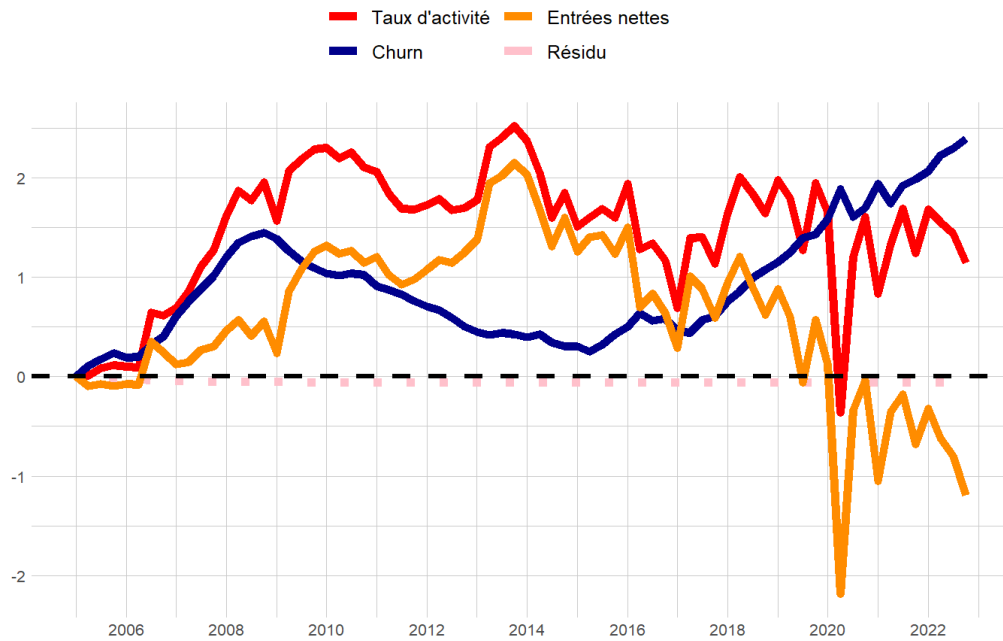
B. Composantes détaillées



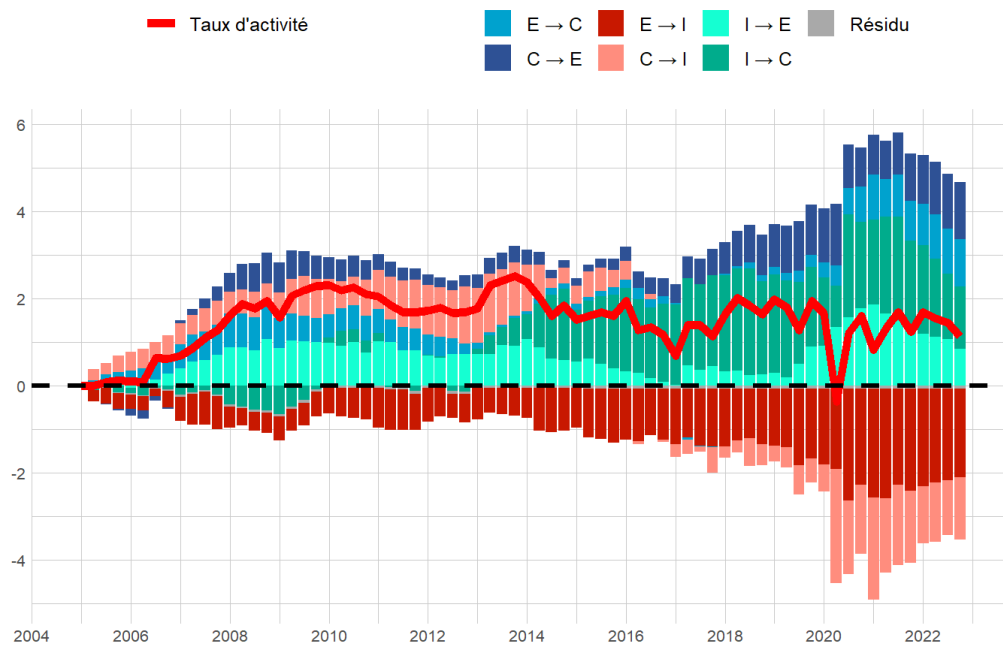
Champ : population des hommes âgés de 15 à 24 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.
 Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

FIGURE A6. Évolution cumulée du taux d'activité des femmes de 25 à 49 ans

A. « Churn » et entrées nettes



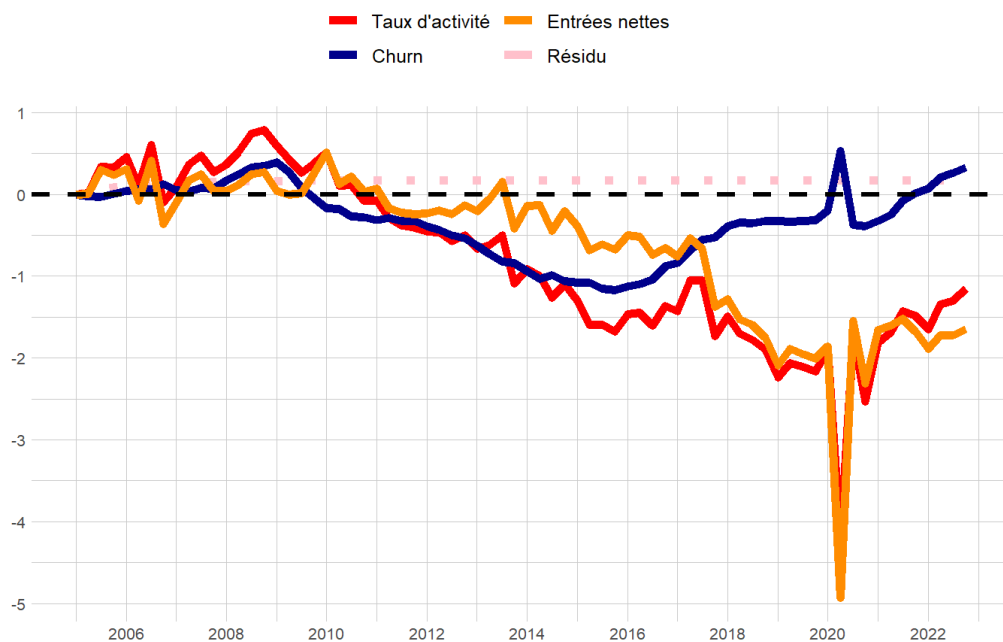
B. Composantes détaillées



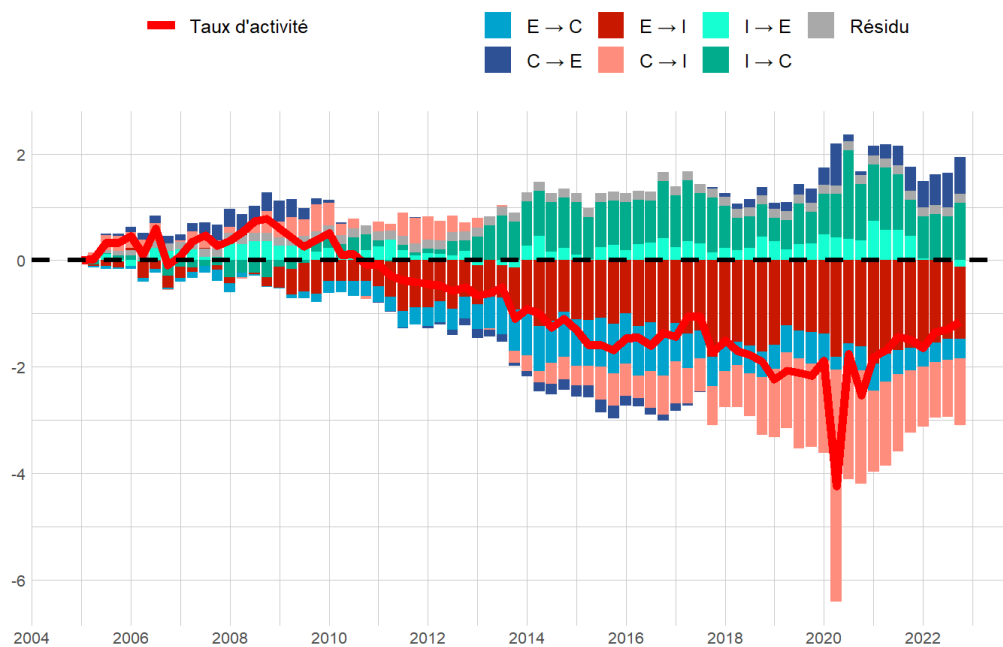
Champ : population des femmes âgées de 25 à 49 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.
 Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

FIGURE A7. Évolution cumulée du taux d'activité des hommes de 25 à 49 ans

A. « Churn » et entrées nettes



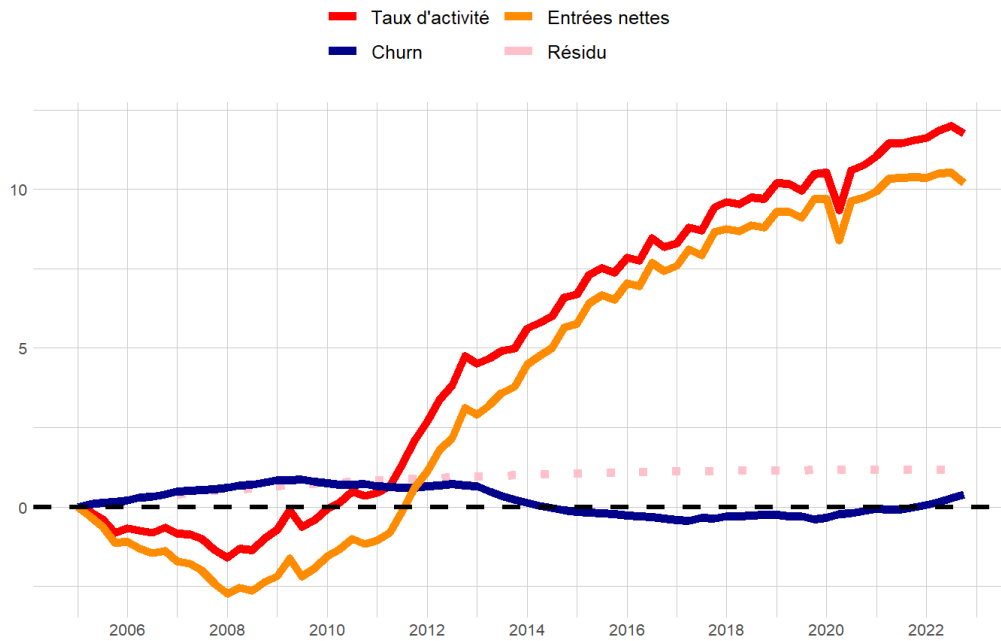
B. Composantes détaillées



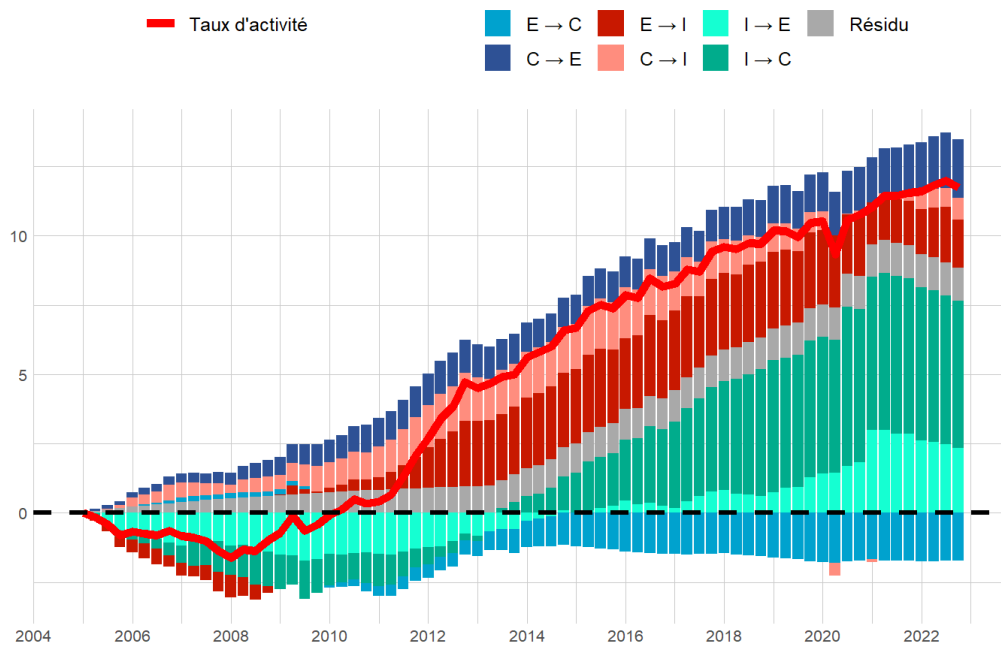
Champ : population des hommes âgés de 25 à 49 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.
 Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

FIGURE A8. Évolution cumulée du taux d'activité des 50 à 64 ans

A. « Churn » et entrées nettes



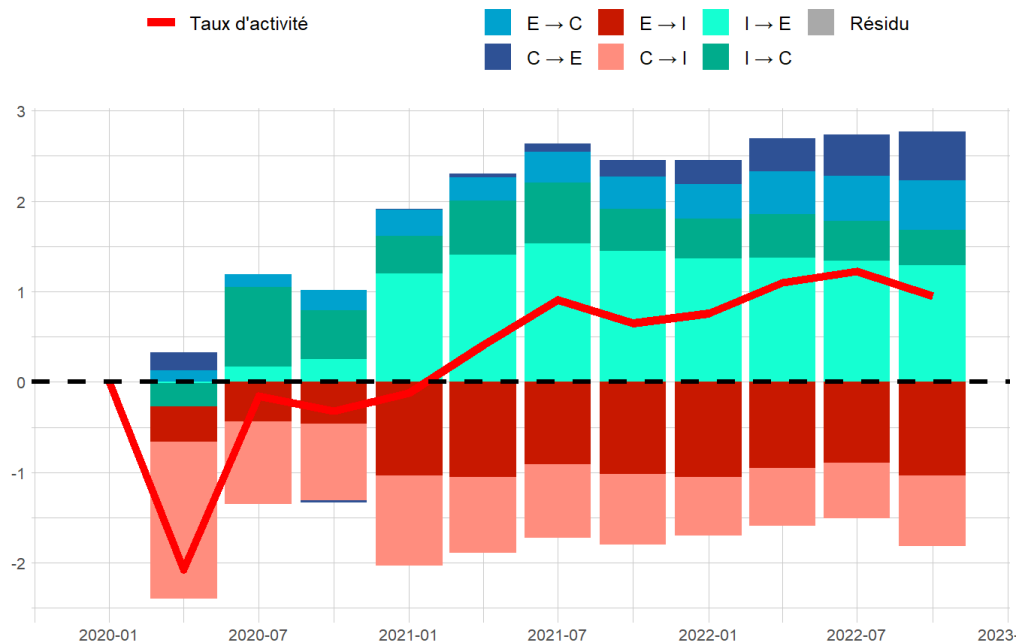
B. Composantes détaillées



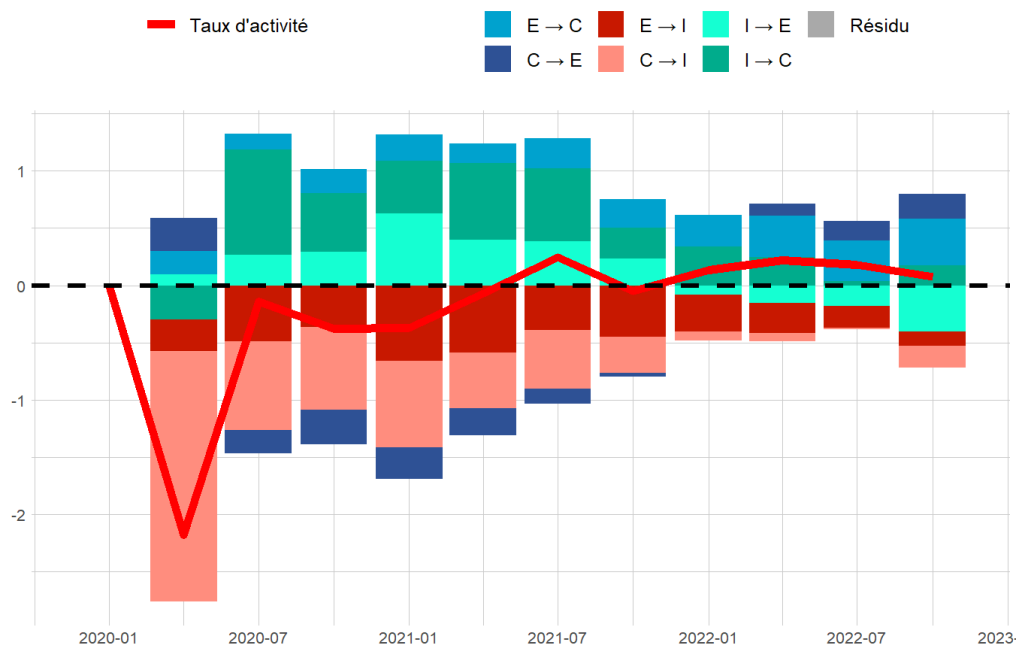
Champ : population des personnes âgées de 50 à 64 ans vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.
 Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

FIGURE A9. Évolution cumulée du taux d'activité et de ses composantes détaillées depuis la crise sanitaire

A. De 15 à 64 ans



B. De 25 à 49 ans

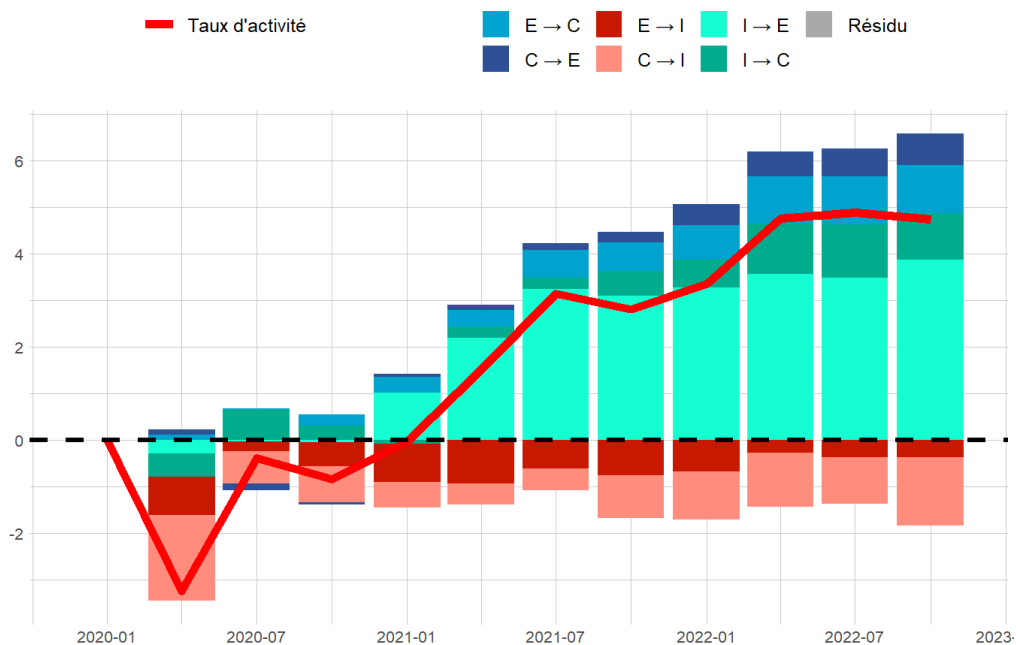


Champ : population des personnes âgées de 15 à 64 ans, et de 25 à 49 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

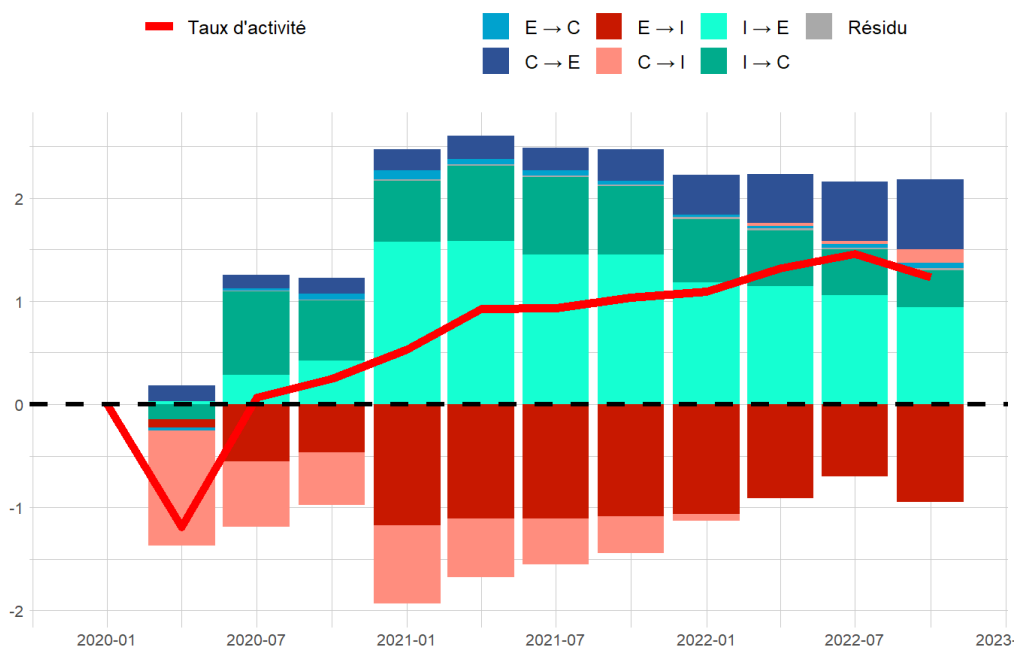
Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.

FIGURE A10. Évolution cumulée du taux d'activité et de ses composantes détaillées depuis la crise sanitaire

A. De 15 à 24 ans



B. De 50 à 64 ans



Champ : population des personnes âgées de 15 à 24 ans, et de 50 à 64 ans, vivant en logement ordinaire en France métropolitaine.

Source : Insee, *Enquête Emploi en Continu*, calculs des auteurs.