

## 7.3

# Un (petit) pas de plus dans la compréhension de la baisse de la productivité au Luxembourg

Cette étude poursuit l'analyse des causes de la baisse de la productivité au Luxembourg. Son apport se situe au niveau technique, avec l'introduction d'une équation trimestrielle "à correction d'erreur" qui permet d'associer des facteurs explicatifs de court et de long terme. Elle met surtout en évidence une corrélation très forte entre les salaires réels et la productivité, mais elle ne conclut pas sur le sens de la causalité. Un certain nombre de variables conjoncturelles (comme le chômage partiel ou le solde d'opinions sur l'activité récente issu des enquêtes de conjoncture) s'avèrent pertinentes pour expliquer les fluctuations de court terme de la productivité.

## Chute de la productivité depuis 2020 dans les branches marchandes non financières

La baisse de la productivité apparente du travail<sup>1</sup>, constatée depuis 2020 environ au Luxembourg, est un sujet d'analyse et de recherche récurrent<sup>2</sup>. Cette étude se limite aux branches marchandes non financières<sup>3</sup>.

Sa finalité est de mieux comprendre la baisse de la productivité horaire qu'on constate dans ces branches : elle y décroît à un rythme annuel moyen de 2% environ depuis la crise du Covid, alors qu'elle a augmenté de 1.1% environ entre 2000 et 2019 (cf. graphique A).

Il s'agit de la suite d'une étude publiée dans la Note de conjoncture 1-2025, où de nouvelles données sur la rétention de main-d'œuvre avaient pour la première fois été décrites, analysées et reliées (dans la mesure du possible) à cette baisse de la productivité.

Étudier les fluctuations de la productivité et tenter de cerner les variables qui peuvent en déterminer la trajectoire à court et moyen terme importe, car il s'agit d'un agrégat macroéconomique central, décrivant le niveau de performance des travailleurs, influençant la compétitivité extérieure, les prix, les salaires, mais aussi, de façon plus générale, le niveau de vie d'une société.

1 Par productivité du travail on entend le rapport entre la valeur ajoutée en volume et un apport de main-d'œuvre, mesuré en nombre de personnes ou en heures totales.

2 Cf. notamment les publications du STATEC à ce sujet : Amjadi G. et al. (2020), Chen, X. et C. Peroni (2022) et Mangiarotti, G. (2021, 2022).

3 La raison pour enlever les branches financières de l'analyse est double : d'une part, il est difficile de mesurer les prix des services financiers. Il existe des conventions comptables à ce sujet, mais les prix (basés sur les taux d'intérêt et les valorisations boursières, entre autres) peuvent fluctuer beaucoup et distordre fortement le lien entre les données comptables d'entreprises et la valeur ajoutée issue des comptes nationaux. D'autre part, par convention, dans les comptes nationaux, l'activité bancaire est mesurée en suivant une approche dite "de l'intermédiation". Selon cette dernière, les banques sont considérées comme des intermédiaires financiers qui ajoutent de la valeur en transformant des dépôts en prêts (elles gèrent un service d'intermédiation financière). Cette façon de faire inclut des éléments liés au risque de crédit et à la politique monétaire, ce qui ne correspond pas strictement à un service de production. Elle peut donc mener à sur- ou sous-estimer la valeur ajoutée réelle des banques. La raison pour enlever les services non marchands de l'analyse est le fait que l'activité n'est pas directement mesurée dans le contexte des activités des services publics. Il est donc difficile d'y établir un concept de productivité, basé sur la valeur ajoutée, analogue à celui existant pour les activités marchandes.

## Trame d'analyse

De nouvelles données mesurant l'intensité de la rétention de main-d'œuvre avaient donc été présentées dans la Note de conjoncture 1-2025<sup>4</sup>, et leur lien avec la productivité apparente du travail mis en avant : lorsque des entreprises conservent des travailleurs, alors que la production ou la demande fléchissent, la productivité a tendance à baisser. Une rétention de main-d'œuvre persistante peut constituer l'une des sources explicatives d'une productivité en berne, du moins à court terme<sup>5</sup>. Initialement publiées à partir de 2015, les données sur la rétention de main-d'œuvre sont maintenant disponibles pour les principales branches de services à partir de 2012 et permettent d'étoffer ce lien. L'étude de la Note de conjoncture précédente était surtout de nature descriptive, mettant en avant des corrélations plutôt que des causalités.

Cette étude va plus loin, avec l'estimation d'une fonction de demande de travail dérivée d'une spécification théorique. Cela permet de formaliser et de quantifier les déterminants de l'emploi, en premier lieu desquels la valeur ajoutée<sup>6</sup>. Alors que l'étude de la Note de conjoncture 1-2025 avait révélé une faible corrélation entre rétention de personnel et valeur ajoutée en volume, on vise dans cette étude à estimer une équation de demande de travail comprenant cette dernière.

Ce nouveau cadre formel constitué par l'équation de demande de travail sera donc utilisé pour approfondir le lien entre rétention de main-d'œuvre et productivité, et pour tenter d'expliquer, à l'aide de multiples variables observées, la baisse récente de la productivité.

Un examen approfondi de la littérature académique, mais aussi des données statistiques à disposition, a permis d'établir une liste de déterminants potentiels de l'emploi. On peut résumer l'idée principale de modélisation envisagée comme suit :

- Dans une approche de long terme (ou d'équilibre), l'emploi est déterminé par la valeur ajoutée, les salaires réels et une tendance de productivité qui a pour objectif de représenter l'impact du progrès technique<sup>7</sup> sur l'efficience du travail ;

4 Cf. étude 7.2, "La baisse de la productivité du travail au Luxembourg influencée par la rétention de main-d'œuvre".

5 La rétention de main-d'œuvre ne peut pas servir d'explication structurelle à la baisse de la productivité.

6 Étudier le lien entre emploi et valeur ajoutée mène implicitement à analyser la productivité.

7 Le progrès technique est supposé être du type "*labour augmenting*", c'est-à-dire qu'il améliore l'efficience du facteur travail.

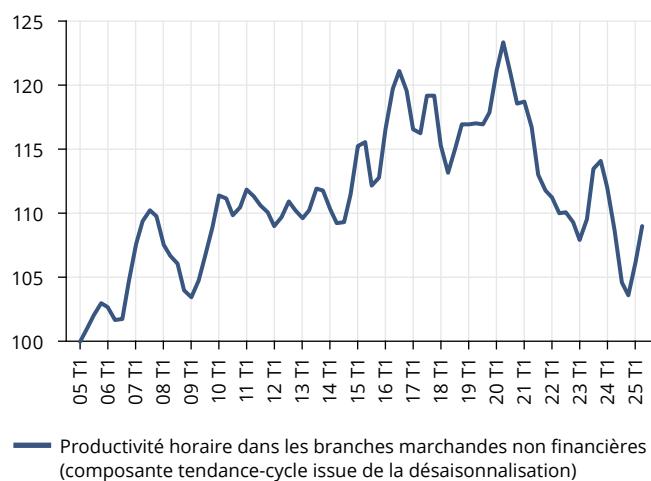
- À court terme, des facteurs additionnels peuvent intervenir : un recours accru au chômage partiel, des tensions sur le marché du travail, des facteurs "prix" allant au-delà du simple coût réel du travail, etc.

L'impact de ces facteurs sera de nature à perturber temporairement la relation d'équilibre entre l'emploi et le couple valeur ajoutée/coût réel du travail, c'est-à-dire les déterminants de long terme. Dans ce cas, la quantité de main-d'œuvre entrant dans le processus de production sera sur- ou sous-optimale.

Le cas qui nous intéresse le plus est la période 2020-2024, marquée par une baisse de la productivité apparente du travail dans les branches marchandes non financières<sup>8</sup>. Il s'agit de savoir pour quelles raisons il y aurait trop de main-d'œuvre par rapport aux fondamentaux, et pourquoi donc la productivité y tendrait vers le bas. Sur base des coefficients estimés et des fluctuations historiques des variables en question, on pourrait alors quantifier l'impact de ces variables sur la productivité mesurée<sup>9</sup>.

**Graphique A**  
**Productivité horaire dans le secteur marchand non financier**

Indice 2005 T1 = 100



— Productivité horaire dans les branches marchandes non financières (composante tendance-cycle issue de la désaisonnalisation)

Source : STATEC

8 La productivité par heure travaillée y affiche une tendance croissante jusqu'au deuxième trimestre 2020. Depuis, elle diminue, elle a rebondi au début de 2025 et rejoint le point bas observé au début de 2023. Cependant, il serait prématuré d'affirmer que la baisse est enrayerée.

9 Dans le débat sur la baisse de la productivité, il ne faut pas oublier que les données des comptes nationaux sont régulièrement révisées. Or chaque révision est susceptible de changer le constat analytique. Si la valeur ajoutée est modifiée, alors que l'emploi n'est quasiment pas affecté par des révisions, la productivité s'en ressent mécaniquement.

## Une littérature abondante, y compris pour le Luxembourg

Quatre approches différentes, approfondissant le ralentissement voire la baisse récente de la productivité dans les économies développées, ont été creusées :

- En lien avec la rétention de main-d'œuvre

L'Observatoire français des conjonctures économiques (OFCE, 2025) estime des équations de demande de travail "augmentées" par branche (10) en panel entre 1995 et 2024 à l'aide de modèles à correction d'erreur (MCE). Dans la partie long terme du MCE figurent les déterminants classiques comme la valeur ajoutée, le coût réel du travail, les heures travaillées et une tendance de productivité. Dans la partie court terme du MCE, les auteurs ajoutent des variables qui permettront éventuellement d'expliquer la baisse de la productivité observée en France. Au total, ils parviennent à expliquer ainsi 75% de l'écart de productivité accumulé depuis 2019 par rapport à la tendance de long terme, ce qui laisserait sans explication 25% des emplois surnuméraires créés ou maintenus, fraction que les auteurs classifient implicitement comme "rétention d'emplois".

En 2024, les experts du Mécanisme européen de stabilité (MES, Gabriele et al., 2024) ont appliqué une méthode similaire mais moins sophistiquée, en analysant les relations historiques entre l'activité économique et l'emploi avant la pandémie sur base d'un modèle vectoriel autorégressif. Ensuite, ils effectuent une prévision conditionnée par la valeur ajoutée brute réalisée entre le 1<sup>er</sup> trimestre 2000 et le 2<sup>e</sup> trimestre 2024. La mesure de la théaurisation de la main-d'œuvre est la différence entre la trajectoire d'emploi observée et la trajectoire découlant du modèle.

- Sur la direction de la causalité entre productivité et salaires réels

Communément, dans la théorie néoclassique, on admet que des gains de productivité permettent d'augmenter les salaires réels des travailleurs. Pourtant, il existe des théories alternatives qui postulent que la causalité existe (également) en sens inverse (théorie du salaire d'efficience, salaire comme signal). Dans cet ordre d'idées, les gains de productivité seraient générés par des investissements en machines et équipements qui permettraient de parer aux hausses des salaires, induites par des forces sur lesquelles l'entrepreneur individuel n'aurait pas d'emprise.

Fontanari et Palumbo (2022) concluent que la précarité croissante de l'emploi et la stagnation des salaires ont effectivement contribué au déclin de la productivité aux États-Unis. Également pour ces derniers, Marquetti (2003) avait constaté que les tests de Granger corroboraient une causalité unidirectionnelle des salaires réels vers la productivité du travail. Les résultats publiés par Cruz (2022)<sup>10</sup> montrent toutefois une causalité bidirectionnelle entre productivité du travail et salaires réels, mais ne mettant pas pour autant en cause les théories du changement technique induit, des salaires d'efficience et de la négociation sur la productivité marginale. D'après l'auteur, l'impact de cette double causalité se ferait sentir à court et à long terme. De Souza (2014), utilisant également des données de panel, incluant le Luxembourg, constate une relation de cointégration entre les deux variables, ainsi qu'une causalité bidirectionnelle (au sens de Granger) à long terme. Finalement, Machin (2025) avance que depuis la crise financière mondiale, la performance économique du Royaume-Uni aurait été marquée par une stagnation de la croissance des salaires réels et une faible croissance de la productivité, la stagnation des salaires se chevauchant en grande partie, mais pas en totalité, avec ce ralentissement de la productivité.

Ces recherches ne sont pas dénuées d'intérêt dans le cas du Luxembourg, car comme nous allons le montrer, les mouvements de la productivité et des salaires réels y sont étroitement liés. Pourtant, la piste d'une causalité allant des salaires réels vers la productivité n'y a jamais été étudiée.

- Un survol exhaustif de la littérature existante

Une méta-analyse récemment publiée dans le *Journal of Economic Literature* (Goldin et al., 2024) s'intéresse à la contribution de différents facteurs au ralentissement de la productivité du travail. En comparant la période 2005-2020 à la décennie précédente, les auteurs cherchent à expliquer un ralentissement de la productivité compris entre 0.8 et 1.8 point de % dans cinq économies avancées. Ils expliquent ce ralentissement à l'aide d'une combinaison de facteurs : des erreurs de mesure ; une diminution de la contribution du capital par travailleur ; de moindres retombées de la croissance du capital immatériel ; un ralentissement des échanges commerciaux ; une moindre croissance de l'efficacité allocative ; dans une certaine mesure : une réaffectation sectorielle et une moindre contribution du capital humain.

<sup>10</sup> Cruz (2022) utilise des données en panel couvrant les pays de l'OCDE comprenant le Luxembourg.

- Les études publiées par STATEC Research

Depuis une vingtaine d'années, les chercheurs du STATEC étudient la question de la productivité de l'économie du Luxembourg sous différents angles, principalement à partir de données individuelles<sup>11</sup>. Les méthodes utilisées vont de la comptabilisation de la croissance en appliquant la méthodologie KLEMS<sup>12</sup> aux régressions en panels au niveau des entreprises et utilisent différents types de décompositions (*shift-share*, Olley-Pakes et de Melitz-Polanec pour l'efficience allocative) en passant par des analyses de dispersion. Les principaux résultats sont les suivants :

- La croissance de la productivité du travail aurait ralenti au Luxembourg depuis la crise financière mondiale, malgré des niveaux absolus de productivité élevés ;
- La croissance de la productivité totale des facteurs (PTF) aurait stagné dans la plupart des branches, à l'exception des activités financières et des technologies de l'information et de la communication (TIC) ;
- L'intensification du capital, en particulier dans les TIC, aurait été limitée ;
- Les gains de productivité seraient concentrés dans quelques secteurs et entreprises, avec une faible diffusion ;
- L'efficience allocative aurait diminué, les entreprises les plus productives ne gagnant pas de parts de marché.

## Le modèle théorique

La fonction de production CES est utilisée en sciences économiques pour modéliser la relation entre les intrants (comme le capital et le travail) et la production, tout en permettant une élasticité de substitution constante entre les facteurs de production.

Sa forme générale à deux facteurs est :

$$Y_t = A_t [ \delta K_t^{-\rho} + (1 - \delta) L_t^{-\rho} ]^{-\frac{1}{\rho}}$$

Où

- Y : production totale (ici : valeur ajoutée en volume) ;
- A : facteur d'efficacité ou productivité totale des facteurs (TFP) ;
- K : capital ;
- L : travail (heures totales travaillées ou emploi en nombre de personnes) ;
- $\delta$  : paramètre de pondération entre capital et travail (entre 0 et 1) ;
- $\rho$  : paramètre de substitution ;
- Élasticité de substitution :  $\sigma = 1/(1+\rho)$

En supposant que l'entreprise choisit  $K_t$  et  $L_t$  pour minimiser le coût total, et en formulant le problème de minimisation avec un lagrangien, on peut dériver la forme analytique factorisée de la demande de travail qui peut directement être estimée :

$$\log(L_t) = \log(Y_t) + \sigma * \log(W_t/P_t) + \beta * (\sigma - 1) * T_t + \varepsilon_t$$

où  $W/P$  représente le salaire réel,  $T$  est un indice temps représentant le progrès technique exogène augmentant l'efficience du facteur travail et  $\beta$  une constante regroupant certains paramètres.

<sup>11</sup> Cf. Amjadi G. et al. (2020), Chen X., and C. Peroni (2022) et Mangiarotti G. (2021 et 2022).

<sup>12</sup> En analyse économique, KLEMS est un acronyme qui désigne les cinq principaux facteurs de production utilisés dans les modèles de comptabilité de la croissance : K = Capital ; L = Labour (travail) ; E = Energy ; M = Materials ; S = Services. Le cadre KLEMS est utilisé pour mesurer la productivité et analyser les sources de croissance économique au niveau sectoriel ou industriel.

## Les données

La variable dépendante est l'emploi du secteur marchand non financier<sup>13</sup>, mesuré en nombre de personnes employées ou en heures totales travaillées ([graphique B](#))<sup>14</sup>. La série des heures totales est calée sur l'emploi salarié avec 2015 comme année de base (les deux séries y sont par hypothèse identiques<sup>15</sup>). Sur ce graphique, on constate que l'emploi marchand non financier stagne depuis le début de 2023 et que les heures totales travaillées reculent légèrement.

Dans la partie de long terme, les deux variables explicatives utilisées sont la valeur ajoutée en volume et le coût réel horaire du travail. Ce dernier est obtenu en déflatant le coût nominal horaire du travail par les prix implicites de la valeur ajoutée. Dans l'équation de long terme, le rapport entre activité et emploi est maintenu constant (élasticité unitaire), ce qui se justifie au vu de la base théorique précitée. Le [graphique D](#) montre que productivité et salaires réels covarient largement.

Les variables utilisées pour l'étude de la relation de court terme peuvent être regroupées en plusieurs catégories :

- Les variables relatives au chômage partiel

L'analyse économétrique considère les demandes de chômage partiel acceptées et les demandes de chômage partiel effectivement prises en compte<sup>16</sup>, les deux exprimées en nombre de personnes. Sur le [graphique E](#), elles sont exprimées en logarithmes. Ces deux séries sont très volatiles, ce que l'on pourrait expliquer par un changement de régime à la suite des deux crises majeures, mais elles passent avec succès les tests de stationnarité (leur différence première étant bien stationnaire).

- Les variables relatives aux enquêtes de conjoncture

Deux séries tirées des enquêtes de conjoncture sont utilisées ([graphique F](#)) : les soldes d'opinions<sup>17</sup> sur l'activité courante et ceux sur le facteur travail limitant l'activité<sup>18</sup>. Les soldes d'opinions sur l'activité courante sont stationnaires, alors que ceux sur l'activité limitée par manque de main-d'œuvre ne le sont pas. Ces dernières gonflent fortement à partir de 2012 environ, ce qui est principalement dû aux résultats dans la construction. La série est donc différenciée pour entrer dans la partie court terme du MCE.

- Les variables macroéconomiques relatives au marché du travail

Bien que le secteur couvert par l'étude ne représente que 65% de l'emploi total, il se pourrait que des variables du marché du travail, représentatives pour l'économie entière, soient néanmoins pertinentes. Dans ce contexte, différentes variables sont incluses, telles que le taux de chômage, l'indicateur de tension sur le marché du travail (ratio des nouvelles offres d'emploi aux nouvelles entrées au chômage), le travail intérimaire, les heures supplémentaires et les faillites. Les séries ont été transformées pour qu'elles soient stationnaires et elles entrent ainsi dans la partie court terme du MCE, avec des retards allant d'un trimestre à trois trimestres pour éviter des problèmes d'endogénéité<sup>19</sup> ([graphiques G à I](#)).

13 Secteur institutionnel S11.

14 Sauf mention contraire, toutes les séries sont désaisonnalisées.

15 Formule : heures totales = nombre de personnes \* durée moyenne par personne. La durée est par hypothèse une série indexée à 1 en 2015. L'avantage de prendre une série indexée et pas le nombre d'heures travaillées effectivement est qu'ainsi, les deux séries, emploi total et emploi-heures, sont directement comparables.

16 Les entreprises sont libres de mettre seulement une partie des salariés en chômage partiel après acceptation de la demande.

17 Les opinions "négatives" (orientation à la baisse) sont retranchées des opinions "positives" (à la hausse).

18 Les entreprises sont enquêtées sur les facteurs limitant la production, dont par ex. la demande, mais aussi la limitation de main-d'œuvre.

19 Le biais d'endogénéité survient lorsqu'une variable explicative (indépendante) est corrélée avec le terme d'erreur du modèle. Cela viole une hypothèse clé sous-jacente aux moindres carrés ordinaires qui suppose que les variables explicatives sont exogènes, c'est-à-dire non corrélées avec le terme d'erreur. Dans ce cas, les estimations des coefficients deviennent biaisées et inconsistantes et les tests statistiques (comme les tests de significativité) peuvent être invalides. Une raison peut être une causalité inversée lorsque la variable dépendante et une variable explicative s'influencent mutuellement. Il faut donc, par exemple, éviter d'ajouter le chômage comme variable indépendante contemporaine, car il est influencé directement par l'emploi (membre de gauche).

- Les variables relatives au crédit et à l'investissement

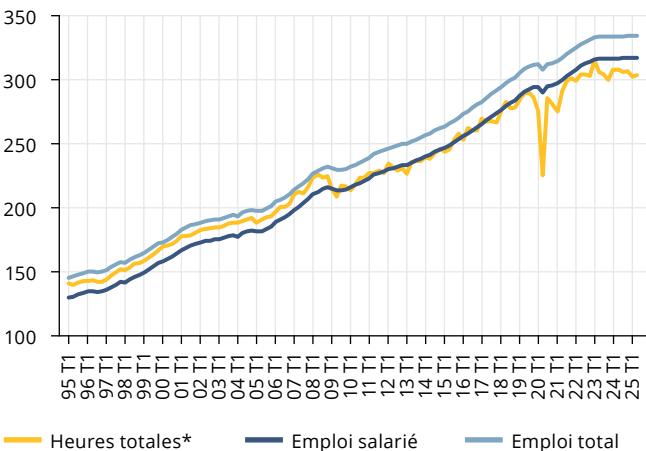
Afin de tenir compte de l'effet de substitution (potentiel) entre l'emploi et le capital, des variables liées à l'accès au crédit ont été intégrées à l'analyse. Plus précisément, les séries considérées sont : les crédits au secteur non financier (stocks<sup>20</sup>), les conditions d'octroi de crédits et l'investissement en machines et équipements. Pour les besoins de l'analyse économétrique, toutes ces séries (à l'exception des conditions d'octroi) ont été rendues stationnaires en les exprimant en taux de croissance trimestriel. Dans les graphiques (graphiques J à K), elles sont néanmoins représentées en glissement annuel pour mieux faire ressortir les tendances et les corrélations potentielles.

- Certaines variables de prix

Le coût salarial réel est identifié dans la littérature comme un des principaux déterminants de l'emploi. Dans les régressions effectuées, ce facteur exerce un effet important sur l'emploi. L'analyse a également porté sur l'impact potentiel des échéances de l'échelle mobile des salaires (EMS), au-delà de celui du coût réel du travail. En effet, tout en étant déflaté par les prix de valeur ajoutée<sup>21</sup>, le coût du travail intègre plusieurs composantes ajustables, notamment les primes et les gratifications. Ces éléments permettent d'atténuer la pression salariale, ou, au contraire, de redistribuer les gains de productivité aux salariés. En revanche, en cas d'échéance d'une tranche indiciaire, les entreprises disposent de peu de leviers à court terme pour amortir les coûts supplémentaires liés à la hausse de la masse salariale (de +2.5% par indexation). Il semble donc pertinent de tester si les échéances de l'EMS influencent l'emploi indépendamment du coût réel du travail. Les deux séries ont été considérées dans l'analyse économétrique, car lorsqu'elles sont exprimées en variation trimestrielle désaisonnalisée, elles sont très peu corrélées. L'étude a également testé l'effet d'autres variables comme les prix de l'énergie<sup>22</sup>, le prix du baril de pétrole (Brent) exprimé en euros, ainsi que l'Indice des prix à la consommation national (IPCN)<sup>23</sup>.

### Graphique B Emploi marchand non financier

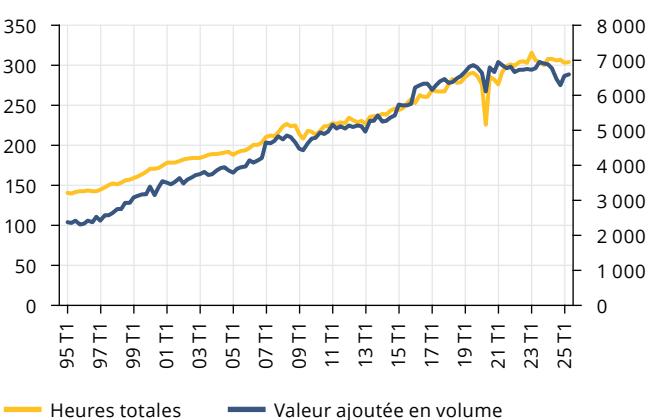
Équivalent nombre de personnes (1 000)



\* Les heures totales sont calées sur l'emploi salarié en indexant les heures moyennes à 1 en 2015.  
Source : STATEC

### Graphique C Activité et emploi

Équivalent nombre de personnes (1 000)



Source : STATEC

20 Idéalement, il aurait fallu avoir recours aux nouveaux crédits, mais ces séries n'existent pas. Les séries sur le crédit et l'investissement ont été testées en nominal et en réel.

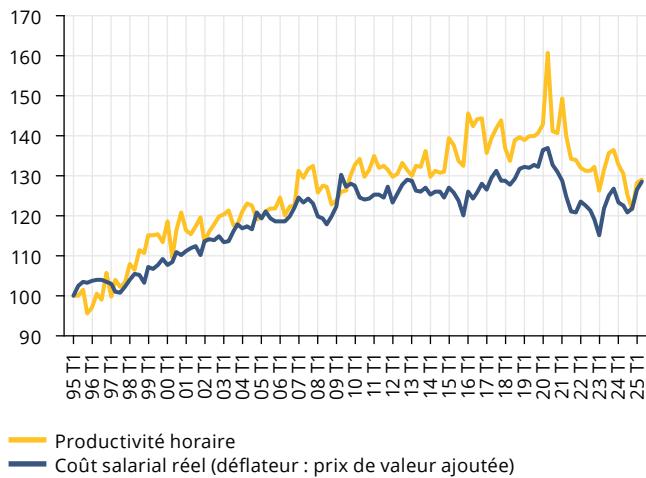
21 L'idée étant que des prix de valeur ajoutée plus élevés peuvent amortir des hausses du coût du travail nominales.

22 Il s'agit d'une moyenne simple des prix "entreprises" du gaz, de l'électricité et des carburants.

23 L'EMS présentant un profil très heurté, l'idée était de savoir si la trajectoire de l'IPCN pouvait mieux fonctionner, car elle représente, en quelque sorte, les pressions de prix prédatant les échéances indiciaires.

### Graphique D Productivité horaire et coût réel du travail

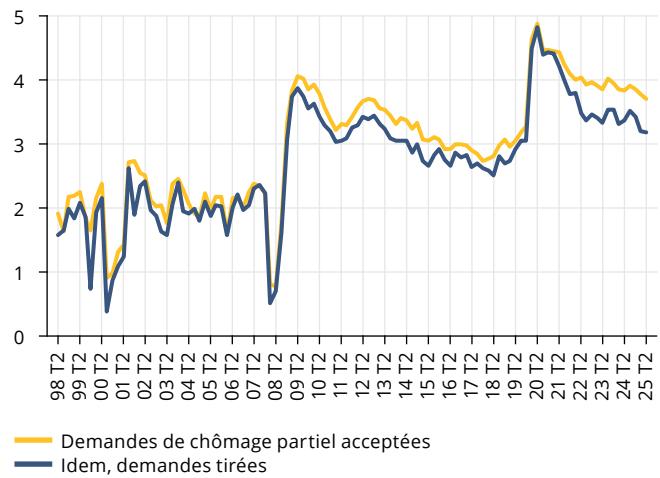
Indices 95 T1 = 100



Source : STATEC

### Graphique E Chômage partiel

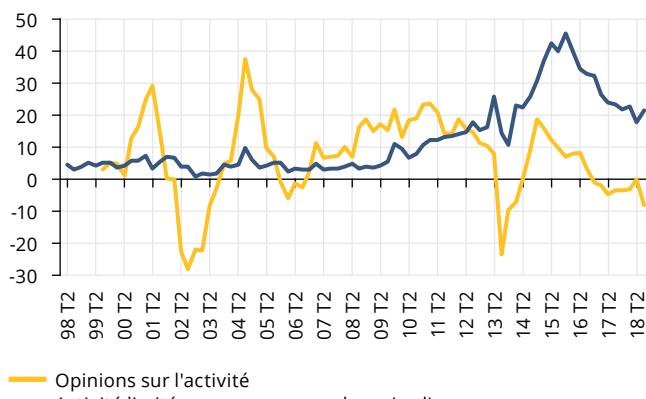
Log(Nombre de personnes)



Source : Comité de Conjoncture

### Graphique F Enquêtes de conjoncture

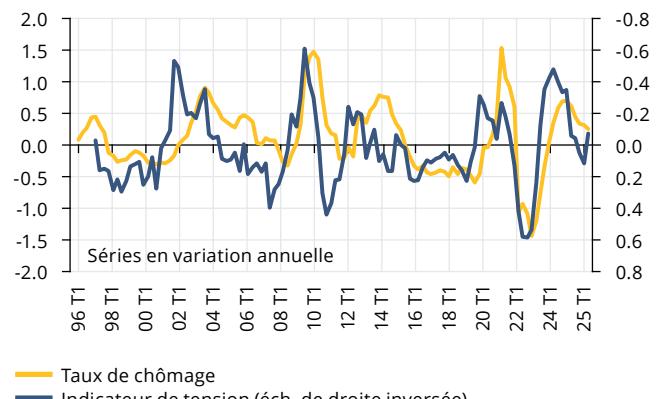
Soldes d'opinions (positives moins négatives)



Source : STATEC

### Graphique G Taux de chômage et indicateur de tension

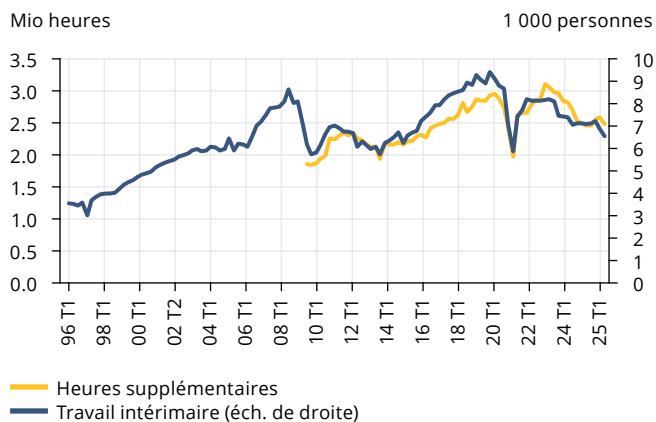
Points de %



Sources : ADEM, STATEC (calculs)

## **Graphique H**

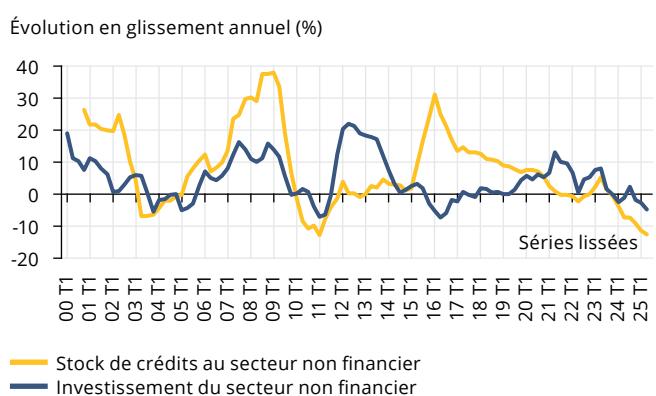
### **Heures supplémentaires et travail intérimaire**



---

Source : IGSS

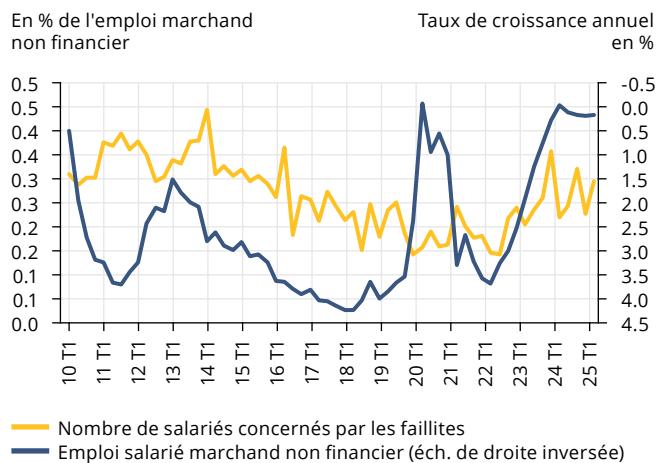
## Graphique J Investissement et crédits



---

Sources : STATEC (investissement), BCL (crédits)

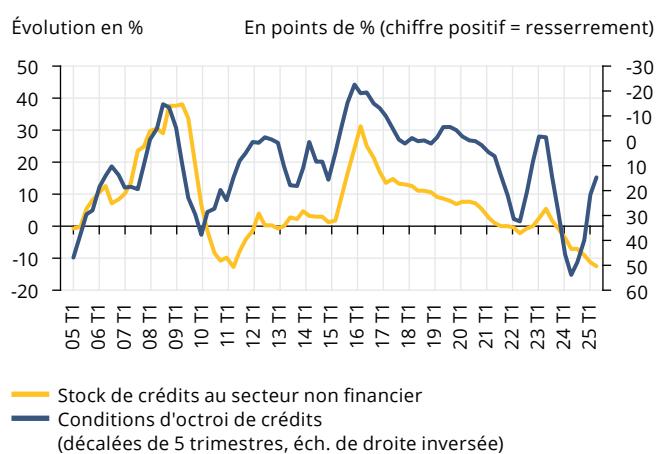
## | Graphique I Faillites



---

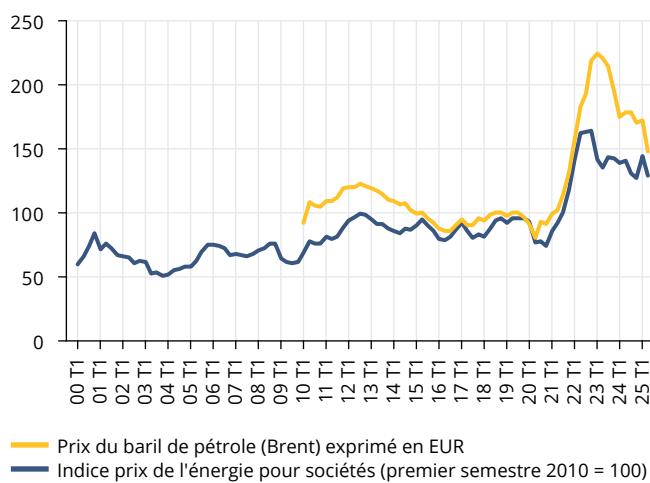
Source : STATEC

## Graphique K Crédits et conditions d'octroi



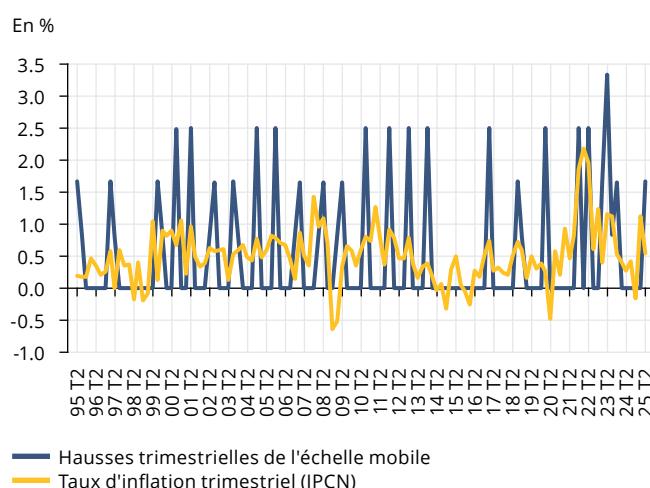
Sources : STATEC (crédits) ; BCL (conditions d'octroi - calculs STATEC)

### Graphique L Prix de l'énergie



Sources : Oxford Economics (pétrole) et STATEC (énergie)

### Graphique M Inflation et échelle mobile



Source : STATEC

## Estimation économétrique de la relation de long terme

Afin de dériver les paramètres de long terme, trois spécifications avec chacune une variable endogène différente ont été testées : une première avec les heures totales travaillées, une seconde avec l'emploi salarié (nombre de personnes) et une troisième avec l'emploi total. Ces trois spécifications présentent des résultats satisfaisants et les résidus d'estimation montrent tous l'existence probable d'une relation de cointégration sur la période 1995 T1-2025 T2 (tableau A, graphique N). Conformément à la théorie économique, l'élasticité de la **valeur ajoutée brute en volume** a été contrainte à 1. Dans le cadre d'une estimation libre, c'est-à-dire non contrainte, on confirme difficilement la présence d'une élasticité unitaire. En revanche, nombre d'autres variables perdent leur significativité ou changent de signe si cette contrainte est relâchée, de sorte qu'on peut présumer qu'elle est justifiée et "digérée" par les données<sup>24</sup>.

Le **coût salarial** déflaté par les prix de valeur ajoutée présente une élasticité estimée élevée, proche de -1. Dans le cadre des estimations annuelles sur données démarquant en 1980<sup>25</sup>, une élasticité comprise entre -0.3 et -0.4 est généralement trouvée. Dans les MCE trimestriels, comme mentionné plus loin, les élasticités de court terme sont plus faibles, mais pas autant que dans les estimations annuelles<sup>26</sup>.

La **durée de travail** moyenne n'entre pas dans la spécification de l'équation "heures", mais bien dans les deux autres. En effet, lorsqu'on choisit les heures totales comme variable dépendante, implicitement, on assume un coefficient fixe (unitaire) entre emploi et durée moyenne : les heures totales travaillées sont le produit de l'emploi et des heures moyennes. En revanche, lorsqu'on relâche cette contrainte, c'est-à-dire lorsqu'on estime une relation entre le nombre de personnes et la durée de travail moyenne (comme une des variables explicatives), l'élasticité tombe en dessous de -1 (en valeur absolue). L'interprétation en est la suivante : il existerait un arbitrage (partiel) entre augmenter la durée de travail (moyenne), ou bien le nombre d'employés, pour accroître la quantité du facteur travail utilisé.

<sup>24</sup> Une conclusion similaire ressort des estimations des équations à correction d'erreur dynamiques.

<sup>25</sup> Cf. modèle macroéconométrique Modux.

<sup>26</sup> Une explication est peut-être le fait qu'il y a une forte corrélation entre la productivité et les salaires réels (graphique D) sur les années récentes où la productivité baisse. Ce lien n'est pas susceptible de bien ressortir des estimations annuelles, car elles s'arrêtent en 2023 tout en remontant antérieurement à 1995 : les années où la productivité et les salaires réels baissent de façon synchrone y ont donc beaucoup moins de poids.

Pour une hausse de la durée moyenne de 1%, l'impact sur l'emploi exprimé en personnes serait d'environ -0.5 (élasticité estimée, cf. tableau A<sup>27</sup>).

Le coefficient associé à la **tendance linéaire** est négatif. Il indique la baisse du rapport L/Y (variable dépendante, emploi sur production ou valeur ajoutée), au fil du temps, toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire indépendamment des variations des autres variables explicatives. Ainsi, si, sans modification des autres variables explicatives, le rapport L/Y baisse, cela veut dire que le quotient inverse, Y/L augmente. Or ce dernier représente la productivité apparente du travail<sup>28</sup>.

Le coefficient estimé est compris entre -0.00069 et -0.0016. En prenant cette dernière valeur et en arrondissant, on peut en déduire que l'efficience ou la productivité du facteur travail s'accroîttrait de 0.2% par trimestre (ou de près de 0.8% par an) dans le cadre de la spécification avec l'emploi total comme variable dépendante.

Les **résidus** des trois spécifications figurent au graphique N. Des tests de stationnarité (Dickey-Fuller, moindres carrés généralisés) indiquent qu'ils sont tous stationnaires. Il y a donc une présomption de cointégration entre les variables concernées. Il est donc possible d'estimer des équations à correction d'erreur lors de la prochaine étape.

**Tableau A**  
**Résultats des estimations de long terme**

		Heures totales	Variable dépendante		
			Emploi salarié	Emploi total	Élasticités estimées
Variables explicatives	Valeur ajoutée brute en volume <sup>1</sup>		1	1	1
	Coût salarial réel <sup>2</sup>		-0.95	-0.97	-1.03
	Durée de travail moyenne <sup>3</sup>	/		-0.51	-0.53
	Tendance linéaire <sup>4</sup>	-0.00069	-0.0011	-0.0016	
	Constante	-6.4	2.6	3.0	
	Variable indicatrice <sup>5</sup>	D20T2	D20T2	D20T2	
	Stationnarité des résidus (DF-GLS test) <sup>6</sup>	-4.56	-5.12	-4.87	

Source : STATEC (calculs et données)

Les séries sont exprimées en logarithmes naturels. La période d'estimation est 1995T1-2025T2.

<sup>1</sup> L'élasticité sur la VAB vol. a été contrainte à 1, conformément à la théorie.

<sup>2</sup> Le coût salarial réel est obtenu en déflatant le coût nominal par les prix de valeur ajoutée. Dans l'équation des heures totales, il s'agit du salaire horaire.

<sup>3</sup> Un coefficient négatif sur les heures moyennes indique un arbitrage entre travailler plus (augmenter la durée moyenne) ou embaucher (augmenter l'emploi).

<sup>4</sup> La tendance représente l'impact du progrès technique sur l'efficience du facteur travail : le signe négatif est nécessaire pour avoir au fil du temps une réduction de la quantité de travail entrant dans le processus de production, à quantité "output" (valeur ajoutée) donnée.

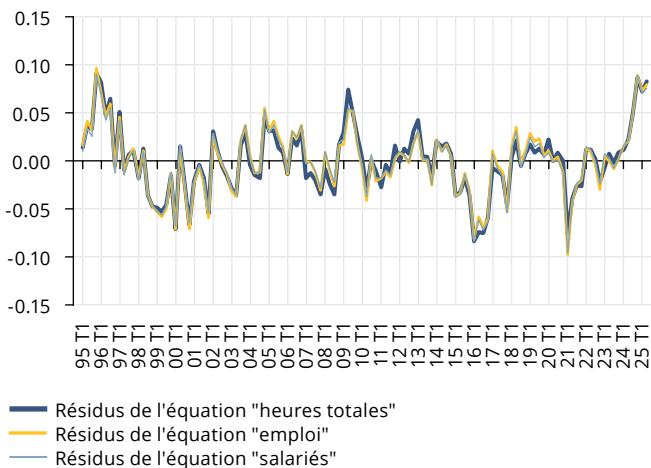
<sup>5</sup> Toutes les équations comportent une dummy pour le 2<sup>e</sup> trimestre 2020 (début de l'épidémie du Covid).

<sup>6</sup> Afin de déceler l'existence d'une relation de cointégration, les résidus sont testés sur leur stationnarité. La valeur critique pour le test en question à 5% pour un nombre de 100 observations est de 1.94.

<sup>27</sup> L'OFCE (2025) avait estimé une élasticité d'environ -0.3.

<sup>28</sup> En lien avec la théorie, on dit que le progrès technique, qui n'est pas spécifiquement modélisé (il est exogène), est "*labour augmenting*", c'est-à-dire, qu'il améliore l'efficience du facteur de production travail. Cette intervention "divine" du progrès technique est communément représentée par une tendance linéaire.

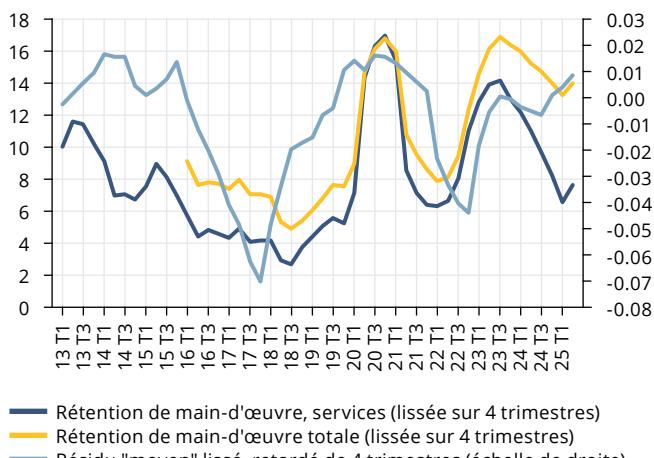
**Graphique N**  
Résidus des équations de long terme



Source : STATEC

**Graphique O**  
Résidus des équations de long terme et rétention  
de main-d'œuvre

En % des entreprises enquêtées



Source : STATEC

## Un lien décalé entre productivité et rétention ?

Pour rappel, l'un des objectifs de cette étude est d'approfondir la portée des nouvelles données sur la rétention de main-d'œuvre. Ces séries ne sont pas directement observées ou enquêtées auprès des entreprises, mais elles sont obtenues à partir de deux réponses séparées figurant dans les enquêtes de conjoncture qualitatives. Une première analyse avait déjà été présentée dans la Note de conjoncture précédente, où un lien avait été relevé entre la rétention de main-d'œuvre et la productivité apparente du travail, surtout en considérant les données d'activité issues des enquêtes mensuelles (plutôt que la valeur ajoutée brute en volume). Ce lien s'interprète de la manière suivante<sup>29</sup> : lorsqu'une entreprise retient des travailleurs, alors que le volume d'activité baisse, il en résulte un impact direct, mécanique, sur la productivité, traduit par le rapport  $Y/L$  :  $Y$  baisse, alors que  $L$  stagne (par exemple).

Ainsi, lorsqu'on établit une régression qui a comme variable dépendante le travail et comme variable explicative la valeur ajoutée brute en volume (même si le coefficient n'est pas estimé mais fixé), si les résidus de régression sont positifs, cela veut dire que la quantité de travail mesurée (membre de gauche) excède celle déterminée par les variables explicatives (membre de droite).

En d'autres termes, si les résidus de régression d'une relation de long terme sont positifs, il y a aussi présomption de rétention de main-d'œuvre. La question est de savoir si l'on peut établir un lien entre les données de rétention de main-d'œuvre telle que mesurée dans la Note de conjoncture 1-2025 et les résidus.

Dans l'étude ayant figuré dans la Note de conjoncture 1-2025, les données sur la rétention de main-d'œuvre remontaient jusqu'en 2015. Des données partielles allant jusqu'en 2012 sont nouvellement disponibles. Elles ne concernent toutefois que les services (commerce et autres) – celles sur l'industrie et la construction ne restent disponibles qu'à partir de 2015. Toutefois, comme les services constituent le gros de l'agrégat "secteur marchand non financier", il paraît acceptable de s'y référer comme proxy pour le total sur la période 2012-2015 (cf. graphiques A1 et A2).

29 Cf. Note de conjoncture 1-2025, pp. 78-88.

Moyennant quelques transformations<sup>30</sup>, on s'aperçoit qu'il existerait effectivement un lien entre les résidus des équations d'emploi de long terme et la rétention de main-d'œuvre mesurée (cf. graphique N). Si les résidus sont positifs (emploi observé > emploi déterminé par les variables explicatives), la rétention semble aussi plus forte. Toutefois, cette relation n'apparaît clairement qu'en décalant les résidus de 4 trimestres<sup>31</sup>. Aussi, elle fonctionne de manière moins satisfaisante après 2024, mais cela peut tenir au caractère provisoire des données, surtout celles de valeur ajoutée. Ce lien décalé entre rétention mesurée et résidus des équations de long terme avant 2020 demeure pour l'instant inexpliqué.

## Estimation d'équations à correction d'erreur

Après avoir établi l'existence d'une relation de cointégration entre l'emploi, la valeur ajoutée en volume et le coût salarial réel, il est possible d'estimer les équations à correction d'erreur (c'est-à-dire l'impact tant des dynamiques de court que de long terme sur l'évolution de l'emploi). La forme fonctionnelle suivante est ainsi établie :

$$d\log(L_t) = \gamma * d\log(Y_t) + \sigma * d\log(W_t/P_t) + \varrho * d\log(X_t) + \xi * \varepsilon_{t-1} + \mu$$

où

- la contrainte d'élasticité unitaire entre l'emploi et l'activité est relâchée, ce qui veut dire que l'élasticité de court terme y est estimée librement ;
- des variables explicatives rassemblées dans la matrice X sont rajoutées dans la partie court terme ;
- les résidus retardés de l'estimation de long terme,  $\varepsilon_{t-1}$ , sont rajoutés (élément de correction d'erreur).

<sup>30</sup> Les données sont lissées afin de mieux faire ressortir les tendances de fond. Qui plus est, au vu de leur mouvement très similaire, nous avons pris une moyenne des trois séries (résidus issus des trois équations de long terme).

<sup>31</sup> Le retard ne semble pas constant : avant 2020, il paraît plus important ; après 2020, il semble plus petit, dénotant une quasi-coïncidence.

Dans un premier temps, des MCE dynamiques<sup>32</sup> réduits (sans autres variables explicatives) ont été testés avec respectivement l'emploi total, l'emploi salarié et le nombre d'heures travaillées en variable dépendante. Toutefois, seule la spécification incluant les heures totales a été validée par les principaux tests statistiques (en plus d'afficher des valeurs et signes économiquement cohérents pour les paramètres estimés). Ces résultats (modèle 1) figurent dans la colonne A du tableau B<sup>33</sup>.

À ce modèle 1 ont été rajoutées *une par une* les variables explicatives potentielles (colonne B). Elles ont pour la plupart été testées avec des retards allant d'un à trois trimestres afin d'éviter des problèmes d'endogénéité. Le retard le plus significatif a été retenu. Seules les variables relatives au chômage partiel ont également été testées avec un retard nul, car la présomption d'endogénéité y est moins forte.

Dans un deuxième temps, des blocs de variables explicatives ont été testés, en procédant "from general to specific"<sup>34</sup>. Plusieurs variables se sont avérées plus pertinentes et stables que d'autres, sur la base des coefficients estimés et de leur significativité. Pour d'autres variables, la statistique de Student a baissé, lorsqu'elles ont été associées à d'autres variables, parfois au point de ne plus pouvoir être considérées comme significatives au sens strict<sup>35</sup>. Ces variables ont été tout de même maintenues, car elles permettent d'enrichir le narratif économique<sup>36</sup>.

<sup>32</sup> Les paramètres de court et de long terme étant estimés simultanément.

<sup>33</sup> Les paramètres de long terme ne sont, toutefois, pas repris dans ce tableau.

<sup>34</sup> En économétrie, l'approche "du général au spécifique" désigne une stratégie de sélection et d'estimation de modèles qui consiste à partir d'un modèle général incluant un large éventail de variables et de dynamiques possibles, puis à le simplifier systématiquement en supprimant les composantes statistiquement non significatives ou redondantes. L'objectif est d'obtenir un modèle parcimonieux et bien spécifié, qui capture néanmoins les relations essentielles des données.

<sup>35</sup> Probabilité élevée que le coefficient ne soit pas différent de zéro, par exemple > 0.10, tout en restant inférieur à des seuils raisonnables. Une variable qui s'est avérée significative à une ou deux reprises, mais perdant sa significativité dans une spécification alternative, a eu plus de chances d'avoir été retenue tout de même.

<sup>36</sup> Certaines variables n'étant pas ressorties comme significatives, ou, ayant perdu largement leur significativité une fois associées à d'autres variables explicatives, sont résumées au tableau A2 en annexe.

Au total, quatre spécifications différentes sont retenues (cf. modèles 2 à 5, tableau B). Parmi les variables les plus stables figurent le nombre de personnes concernées par une demande de chômage partiel effectivement prise en compte<sup>37</sup> et les opinions des entrepreneurs sur l'activité récente issues des enquêtes de conjoncture. De ce fait, elles sont présentes dans toutes les spécifications.

Le nombre de salariés concernés par une demande de **chômage partiel** effectivement prise en compte est affecté d'un coefficient négatif : plus il y a de telles demandes, moins d'heures sont travaillées à court terme. Cela peut étonner dans la mesure où le chômage partiel ne concerne qu'une petite fraction du secteur marchand non financier (essentiellement l'industrie), mais il semble véhiculer un signal précurseur valable pour un large pan de l'économie. L'élasticité estimée est faible, inférieure en valeur absolue à 0.01, mais il faut considérer cette variable à la lumière des fluctuations importantes du nombre de salariés concernés par le chômage partiel<sup>38</sup>.

En voici une petite illustration numérique : entre 2021 et 2022, le nombre de personnes concernées par le chômage partiel est généralement en baisse (reprise post-Covid), alors que l'emploi marchand non financier s'accroît à nouveau. Sur base des estimations présentées ci-dessus, on peut estimer la contribution de la variable "chômage partiel" comme étant comprise entre +0.1 et +0.4 point de % sur ces trimestres (à comparer à la hausse trimestrielle moyenne d'environ 0.6%).

Les **enquêtes de conjoncture** auraient une avance de deux trimestres sur les fluctuations des heures travaillées. Le coefficient estimé, bien que faible en valeur, est positif : des opinions favorables signalent une hausse future des heures travaillées. Il doit être interprété à la lumière de l'unité et des variations habituelles de la variable explicative, qui est exprimée ici en différence première, traduisant donc une amélioration ou une détérioration des opinions.

Ainsi, depuis la deuxième moitié de l'année 2024, après avoir stagné pendant quatre trimestres, l'emploi dans le secteur marchand connaît quelques frémissements de reprise. Parallèlement, les opinions exprimées dans les enquêtes de conjoncture se sont améliorées<sup>39</sup>. La contribution de ces dernières à la reprise de l'emploi<sup>40</sup> serait comprise entre +0.1 et +0.2 point de % entre T4-2024 et T3-2025 (tenant compte du signal précurseur de l'enquête d'opinion).

Les suppressions d'emplois liées aux **faillites** dans le secteur marchand non financier constituent également un indicateur précurseur, avec une avance d'un trimestre. Leur coefficient est négatif : une hausse de la part des salariés concernés par une faillite se traduit donc par une baisse des heures travaillées au trimestre suivant. Après avoir diminué pendant de nombreuses années, ces pertes d'emplois liées aux faillites sont reparties à la hausse depuis la fin de 2022 (à noter qu'elles n'avaient pas augmenté durant la crise sanitaire). En lissant quelque peu cette série, très volatile, il est possible d'estimer que la hausse des faillites a généré, entre la fin de l'année 2024 et le début de 2025, une contribution négative aux heures totales (ou à l'emploi) d'environ -0.1 à -0.2 point de %. Cette évolution a freiné le mouvement de reprise amorcé sur cette période.

L'**investissement réel** des entreprises marchandes non financières, principalement constitué de dépenses en machines, équipements et bâtiments non résidentiels, semble également véhiculer un signal précurseur, bien que moins fort que les variables précédemment analysées. Cette variable présente un signe positif avec une avance de trois trimestres. Cela suggère que les entreprises ont tendance à investir avant d'embaucher ou d'augmenter les heures travaillées. Ce comportement, assez intuitif, reflète une complémentarité entre capital et travail (plutôt qu'une substituabilité). L'élasticité estimée est aussi très faible, mais l'investissement, à l'instar d'autres variables explicatives considérées, est sujet à de fortes fluctuations d'un trimestre à l'autre.

<sup>37</sup> Seule l'industrie manufacturière (15% de l'emploi marchand non financier en 2010 – 11% en 2025) est éligible en permanence au volet conjoncturel du chômage partiel. Le volet structurel est ouvert à des secteurs hors industrie sous condition de présenter un "plan de maintien dans l'emploi". Le volet "lien de dépendance économique" est accessible à d'autres secteurs également, sous conditions. Lors de la crise sanitaire, le régime du chômage partiel a été accessible à nombre d'autres branches : dans un premier temps, quasiment toutes les entreprises (hors secteur financier) pouvaient y accéder. Vers la fin, seuls les secteurs concernés par les restrictions sanitaires, comme l'HORECA ou les Arts et spectacles pouvaient en bénéficier (cf. Note de conjoncture 1-2020 : "Chômage partiel de masse et congé pour raisons familiales : une opération à cœur ouvert de l'économie").

<sup>38</sup> Hormis les années 2021 et 2022, le taux de variation trimestriel est compris entre -50 et +100%.

<sup>39</sup> En fait, elles sont devenues moins négatives, ce qui génère une valeur positive en différence première.

<sup>40</sup> Nous assimilons ici l'emploi aux heures totales, donc nous raisonnons à heures moyennes constantes.

Depuis 2015 environ, le taux d'investissement<sup>41</sup> dans le secteur marchand non financier est en déclin. Même s'il s'est quelque peu stabilisé dernièrement (constat effectué sur base de données des comptes nationaux provisoires), en tendance, il contribue à la faiblesse de l'emploi avec une contribution négative estimée à environ -0.05 point de % sur les derniers trimestres.

La variable relative à l'échelle mobile des salaires correspond à la cote d'application qui augmente de 2.5% après chaque déclenchement d'indexation. En niveau, cette variable présente donc une évolution par palier. Pour rappel, les salaires réels figurent déjà dans les parties de long et court terme de l'équation estimée. Mais le coût salarial réel, directement affecté par l'indexation, intègre également des éléments permettant d'en amortir l'impact, tels que les primes et gratifications versées aux salariés<sup>42</sup>, ou encore le dénominateur, c'est-à-dire les prix de valeur ajoutée<sup>43</sup>.

L'élasticité estimée entre l'échelle mobile et les heures totales travaillées est de -0.25 environ, mais la variable peine à être significative à un niveau de risque de première espèce de 10%. Elle a un effet anticipé de trois trimestres, ce qui signifie qu'après un délai assez substantiel, une hausse de la cote d'échéance de 2.5% génère une baisse directe des heures totales travaillées de 0.6% environ. Cet effet peut paraître important, mais en réalité, l'impact est souvent étalé sur deux trimestres, car la tranche indiciaire tombe plus souvent à la fin (dernier mois) ou au début (premier mois) plutôt qu'au milieu d'un trimestre. Cet impact négatif de -0.6% s'étalerait donc sur deux trimestres, ce qui reviendrait à un "coût" moyen d'une tranche indiciaire d'environ -0.1 point de % sur six mois, toutes choses égales par ailleurs.

**Tableau B**  
**Résultats des estimations des équations à correction d'erreur**

Variable dépendante : dlog(heures totales)	Modèle 1 : Équation à correction d'erreur dynamique	Modèle 1 augmenté des variables explicatives une-par-une	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
<b>Variables explicatives :</b>						
Heures totales (-1)	-0.26 ***		-0.26 ***	-0.26 ***	-0.25 ***	-0.26 ***
Heures totales (-2)	-0.21 ***		-0.26 ***	-0.24 ***	-0.25 ***	-0.27 ***
Valeur ajoutée brute en volume	+0.23 ***		+0.23 ***	+0.18 **	+0.23 ***	+0.21 ***
Coût salarial réel	-0.64 ***		-0.65 ***	-0.63 ***	-0.66 ***	-0.68 ***
Chômage partiel, demandes effectives	-0.0064 **	-0.0061 **	-0.0063 **	-0.0062 **	-0.0066 **	
Opinions sur l'activité récente (enqu. conj., -2)	+0.00047 **	+0.00053 **	+0.00034 (p=0.14)	+0.00051 **	+0.00043 *	
Taux de faillites (nombre de salariés concernés, -1)	-0.019 (p=0.47)	-0.038 (p=0.13)		-0.038 (p=0.13)	-0.039 (p=0.11)	
Investissement réel (-3)	+0.013 (p=0.14)			+0.012 (p=0.16)		
Échelle mobile des salaires (-3)	-0.26 (p=0.10)		-0.22 (p=0.16)		-0.26 *	
Résidus retardés de l'équation de long terme (correction d'erreur)	-0.19 ***		-0.13 ***	-0.13 ***	-0.13 ***	-0.13 ***

Source : STATEC, période d'estimation 2010T1-2025T2 ; méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires. Le nombre d'étoiles indique les seuils de significativité respectifs de 10%, 5% et 1%. Les variables explicatives sont toutes exprimées en dlogs ou en différence première. Toutes les équations ont une variable indicatrice (dummy) pour 2020T2 et 2020T3 (crise sanitaire). Dans la colonne B, le modèle 1 est augmenté par les variables explicatives prises isolément. Dans les modèles 2-5, les variables explicatives sont intégrées en bloc, c.-à-d. toutes ensemble.

41 Le taux d'investissement est le rapport entre l'investissement nominal et la valeur ajoutée nominale.

42 Les échéances des prochaines tranches d'indexation étant généralement connues suffisamment longtemps à l'avance, les primes et gratifications peuvent être modulées pour amortir le coût des indexations.

43 Pour les entreprises ayant un certain pouvoir de marché, une hausse des prix de valeur ajoutée peut partiellement ou complètement amortir le coût d'une tranche indiciaire.

## Interprétation des résultats trouvés à la lumière de la baisse de la productivité

Un élément qui est venu contrarier l'intention de trouver des facteurs explicatifs de la rétention de main-d'œuvre est le fait que les équations à correction d'erreur dynamiques ayant comme variable expliquée l'emploi en personnes ne présentent pas de résultats satisfaisants. Or, la rétention de main-d'œuvre se rattache en général à l'emploi exprimé en personnes : si une entreprise retient des travailleurs, elle peut diminuer leur nombre d'heures, mais elle veille à maintenir la relation contractuelle de travail, afin de pouvoir relancer la production en cas de reprise de la demande. Exprimer la rétention de main-d'œuvre sur base des heures totales travaillées ne paraît donc pas approprié.

En revanche, les heures travaillées ont une étroite corrélation avec l'emploi (exprimé en personnes), et on peut présumer que les facteurs jouant sur les heures travaillées jouent également sur l'emploi, aux variations des heures moyennes près. Finalement, certaines des variables qui se sont avérées significatives permettent de proposer un narratif en relation avec la productivité, à défaut de pouvoir jeter une lumière nouvelle sur la rétention de main-d'œuvre.

Un des éléments les plus intéressants est la très forte corrélation entre les salaires réels et la productivité du travail. Certes, ce constat est ancré de longue date dans la théorie économique, mais on ne s'attendrait ex ante peut-être pas à une simultanéité aussi forte, entre les phases d'accélération, de décélération et de baisse des deux variables ([graphique D et tableau C](#))<sup>44</sup>. Il n'est pas étonnant que la relation de cointégration se trouve ainsi confirmée économétriquement. La question qui reste ouverte est celle de savoir si la causalité irait plutôt dans la direction de la productivité vers les salaires (théorie néoclassique) ou des salaires vers la productivité (cf. revue de la littérature). Dans le deuxième cas, il faudrait peut-être repenser le schéma d'interprétation de la baisse de la productivité au Luxembourg qui pourrait, comme dans d'autres pays, s'expliquer du moins partiellement par la faiblesse des salaires réels. De futurs tests de causalité systématiques et approfondis (au niveau branches) pourraient donner un éclairage à ce sujet.

Un certain nombre de variables ont été testées dans la partie court terme du MCE. Celles qui sont ressorties comme significatives, ou presque, permettent – sous certaines réserves – d'approfondir le narratif sur la baisse de la productivité.

Le **chômage partiel** est un instrument de premier plan pour préserver l'emploi dans les entreprises, pour éviter des licenciements secs en cas de baisse temporaire de la demande, ce qui évite des coûts futurs (réembauchage, formation) en cas de reprise de l'activité. À notre connaissance, cette étude est la première à établir un lien économétrique entre le chômage partiel et les fluctuations de l'emploi (ou des heures travaillées totales) pour le secteur marchand non financier. Toutefois, la variable ressort ici avec un signe négatif, ce qui lui procure un signal précurseur bienvenu et utile, mais peu propice à étoffer le narratif concernant le "lien entre *labour hoarding* et productivité". En effet, la hausse du chômage partiel tire ainsi les heures travaillées vers le bas, ce qui accroît mécaniquement et pour une courte période la productivité horaire, alors qu'on s'attendrait au contraire (le recours au chômage partiel devrait baisser temporairement la productivité-personnes).

D'autres variables explicatives semblent véhiculer un lien économique pertinent avec la productivité :

- Les faillites : une hausse des faillites entraîne une baisse des heures totales travaillées, ce qui augmente la productivité horaire du fait d'un accroissement de l'efficience ;
- L'échelle mobile des salaires : la pression inflationniste tire les heures totales vers le bas à court terme, ce qui quasi mécaniquement pousse la productivité horaire vers le haut. En effet, face à la hausse des coûts, les entreprises vont améliorer leurs efficiencies productives par le biais d'une rationalisation de leurs productions augmentant leur productivité.

<sup>44</sup> Pour que deux ou plusieurs variables soient cointégrées, il ne faut pas qu'elles covarient à chaque instant. Au contraire, l'idée de la cointégration est justement qu'elles peuvent épouser des trajectoires momentanément opposées, mais qu'à long terme, elles montrent une sorte de convergence, expression type de leur propriété de cointégration.

Deux variables qui sont ressorties comme étant significatives lors de la procédure d'estimation une-par-une (cf. tableau A2 en annexe) peuvent également étoffer le narratif bien qu'elles jouent un rôle moins pertinent que celles qui sont restées significatives après l'ajout d'autres variables explicatives. Il s'agit du travail intérimaire et des heures supplémentaires dont la hausse tire la productivité horaire vers le bas (coefficients estimés positifs). Ces résultats peuvent s'expliquer à la lumière de la théorie des rendements marginaux décroissants : lorsque les entreprises ont (davantage) recours aux heures supplémentaires ou au travail intérimaire, on peut présumer qu'il s'agit de travailleurs à productivité moyenne plutôt faible, ce qui aurait un impact baissier sur la productivité agrégée.

**Tableau C**  
**Évolution de la productivité et des salaires réels**

Période	Coût salarial réel horaire	Productivité horaire
1995-2025	0.8	0.9
1995-2000	1.7	3.2
2000-2019	1.0	1.1
2020-2025	-1.1	-2.0
1995-2008	1.3	1.6
2009-2025	0.3	0.3

Source : STATEC

## Conclusions et perspectives

Cette étude s'inscrit dans le fil de celles qui ont tenté de cerner les causes de la baisse de la productivité au Luxembourg. Les données examinées ici se concentrent sur la productivité horaire dans les branches marchandes non financières. Celle-ci montre une tendance haussière jusqu'en 2020, et décroît depuis, à une rythme annuel moyen de 2% environ.

L'apport de l'étude se situe au niveau technique, avec l'introduction d'une équation trimestrielle "à correction d'erreur" qui tente de modéliser les heures totales travaillées en fonction notamment des salaires réels et de la valeur ajoutée, ce qui permet de faire le lien avec la productivité. Un certain nombre de variables conjoncturelles (comme le chômage partiel ou le solde d'opinions sur l'activité récente issu des enquêtes de conjoncture) s'avèrent pertinentes pour expliquer les fluctuations de court terme de la productivité. Le lien entre la rétention de main-d'œuvre et la productivité du travail, mis en avant dans une étude précédente (cf. Note de conjoncture 1-2025), y est également confirmé.

De nombreuses questions restent sans réponse, toutefois, et certaines pistes méritent d'être explorées :

- Si le lien entre heures totales, activité et salaires réels peut être modélisé avec succès à travers une équation à correction d'erreur, il faudrait tenter de comprendre pourquoi tel n'est pas le cas avec le nombre d'employés comme variable dépendante ;
- L'étude met en avant un lien très fort, à la fois à court et à long terme, entre les salaires réels (déflatés par les prix de valeur ajoutée) et la productivité ; dans la théorie néoclassique, la productivité constitue un des déterminants principaux des salaires ; la causalité allant dans le sens des salaires vers la productivité, se basant notamment sur le concept des "salaires d'efficience", n'a jamais été explorée pour le Luxembourg et mériterait une étude approfondie, le cas échéant en panel par branche ;

- Les quatre équations retenues, le cas échéant moyennant quelques transformations, pourraient être intégrées dans l'arsenal des équations de prévision de court terme ;
- Les spécifications retenues l'ont été sur base d'une combinaison de méthodes "forward selection"<sup>45</sup> et "backward selection" ; des méthodes plus sophistiquées basées sur des techniques modernes de "machine learning" pourraient changer les spécifications optimales.

## Annexes

### Annexe A1 : Examen de la stabilité des équations (MCE)

Les MCE sont estimés sur la période 2010-2025, soit sur une soixantaine de trimestres. Même si le nombre d'observations peut paraître élevé, il est à considérer dans le contexte d'un nombre a priori élevé de paramètres à estimer. Il est ainsi opportun de tester la stabilité des équations estimées.

Dans un premier temps, les équations ont été estimées jusqu'en 2019 seulement, laissant de côté les années récentes de crise (pandémie, crise énergétique). Les spécifications retenues (tableau B) restent globalement valides, surtout en ce qui concerne le MCE de base (sans variables ajoutées), estimé en deux étapes (c'est-à-dire en injectant les résidus retardés de la régression de long terme). Avec les variables explicatives incluses pour les spécifications des modèles 2-5, les statistiques de Student baissent, c'est-à-dire que les équations fonctionnent moins bien, tout en étant remaniées légèrement, mais elles restent globalement valides. Les résultats détaillés ne sont pas rapportés ici, mais on peut avancer, à titre d'exemple, que la variable "chômage partiel" est retardée d'un trimestre ou que la variable "activité récente" des enquêtes de conjoncture fonctionne mieux en n'étant pas différenciée.

En tout état de cause, le cas inverse, c'est-à-dire une spécification qui fonctionnerait mieux sur la période 2010-2019 que sur celle se terminant en 2025 serait à rejeter, car le but était de trouver un ou plusieurs modèles adéquats sur la période entière, du moins celle couverte par un maximum de variables explicatives, ce qui fait démarrer les estimations en 2010.

Dans un deuxième temps, toujours dans le but de vérifier la stabilité des paramètres estimés et des relations entre variables y figurant, les équations estimées ont été utilisées pour faire une prévision sur un ou deux trimestres, en dehors de la période d'observation et d'estimation ("out-of-sample"). À chaque étape, les élasticités de long terme entrant dans les MCE ont également été réestimées. Le but de l'exercice était de vérifier que les modèles augmentés (2-5) battent le MCE par défaut et que les erreurs calculées (simples et en valeur absolue) respectaient un certain ordre de grandeur<sup>46</sup>.

Sur base des données figurant au tableau A1, il est permis d'avancer que les résultats sont globalement satisfaisants<sup>47</sup>. Les MCE augmentés surpassent, en règle générale, le MCE simple (modèle 1). De plus, les erreurs absolues, traduisant la dispersion de la prévision, ont des valeurs acceptables. Seules les erreurs moyennes sont élevées, elles dénotent en fait un biais de sous-estimation, ce qui est dû aux deux derniers points. En arrêtant la procédure d'estimation et de prévision au 2<sup>e</sup> trimestre 2024, les erreurs moyennes tendent vers zéro (résultats non rapportés ici).

**Tableau A1**  
**Résultats des prévisions "out-of-sample"**<sup>1</sup>

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Prévision à un trimestre					
Erreur moyenne	0.48	0.14	0.47	0.14	0.24
Erreur moyenne absolue	0.95	0.93	0.95	0.89	0.89
Prévision à deux trimestres					
Erreur moyenne	0.59	0.40	0.55	0.41	0.45
Erreur moyenne absolue	0.99	0.86	0.86	0.75	0.84

Source : STATEC

<sup>1</sup> Dans le but de tester la stabilité et le pouvoir explicatif des équations à correction d'erreur "augmentées", elles ont été utilisées pour faire des prévisions au-delà de la période d'estimation. Les paramètres de long terme ont à chaque fois été ré-estimés et introduits dans les MCE. La période de test s'étend du 3<sup>e</sup> trimestre 2022 au 2<sup>e</sup> trimestre 2025.

<sup>46</sup> Ce dernier est donné par la croissance trimestrielle moyenne, de la variable dépendante, qui est de 0.6% par trimestre, sur la période 2010-2025.

<sup>47</sup> Les spécifications ont également été testées contre un simple processus autorégressif, lequel s'avère être moins performant en prévision "out-of-sample" (résultats non rapportés ici).

<sup>45</sup> "Forward Selection" : on commence avec aucun prédicteur et on ajoute les variables une par une selon leur contribution ; "Backward Elimination" : on commence avec toutes les variables et on retire celles qui sont les moins significatives.

## Annexe A2 : Résultats d'estimation des MCE avec les variables explicatives perdant leur significativité en étant ajoutées à d'autres variables

Pour rappel, des variables explicatives ont été rajoutées au MCE dynamique réduit pour tenter de trouver des spécifications interprétables et plausibles économiquement parlant. Elles ont été testées d'abord une par une, puis par bloc de variables. Celles qui se sont avérées les plus pertinentes et les plus stables ont été retenues dans les modèles 2-5 (tableau A2).

Certaines, bien que les tests statistiques interprétés au sens strict aient dû mener à leur rejet, ont été maintenues dans ces spécifications. D'autres se sont avérées significatives dans l'approche "une-par-une", mais ont perdu complètement de leur significativité ou alors le coefficient estimé s'est avéré contre-intuitif (car du mauvais signe).

Le tableau A2 reprend les variables qui ont été testées mais qui n'ont pas été retenues pour les modèles 2-5. Il fournit aussi un commentaire succinct sur la pertinence des coefficients estimés, bien que parfois non significatifs.

**Tableau A2**  
Résultats des estimations relatives aux variables qui se sont avérées non significatives lorsque ajoutées à d'autres variables

Variable dépendante : dlog(heures totales)	Coefficients estimés	Commentaires
Variables explicatives (retard entre parenthèses) :	Probabilité < 0.10	Probabilité > 0.10
Crédit, nominal (-1)	-0.038 (p=0.25)	Une hausse du crédit entraînerait une baisse des heures travaillées.
Crédit, réel (-1)	-0.044 (p=0.16)	Si le crédit est utilisé pour investir, cela illustrerait une substituabilité entre travail et capital.
Investissement, nominal	+0.013 (p=0.14)	L'investissement nominal et réel sort avec un signe positif, mais seul le réel a été retenu dans la spécification multivariable.
Conditions d'octroi de crédits (-1) <sup>1</sup>	-0.000086 (p=0.34)	Des conditions d'octroi de crédits plus strictes freinent l'emploi (signal contraire à celui émis par le crédit lui-même).
IPCN (-2)	-0.34 (p=0.27)	L'IPCN a été testé en lien avec l'EMS ; alors que l'élasticité estimée est similaire, l'IPCN, qui déclenche les indexations, fonctionne moins bien.
Prix de l'énergie (-1) <sup>2</sup>	0.041 (p=0.11)	Des prix de l'énergie plus élevés, freinant au passage la demande d'énergie, auraient un effet positif sur les heures travaillées, ce qui dénoterait une substituabilité improbable entre énergie et travail.
Travail intérimaire (-3)	+0.052 *	Une hausse de ces deux variables aurait un effet positif sur les heures travaillées. On mesure sans doute un signal précurseur ici, alors qu'un lien avec la productivité peut éventuellement être établi (cf. corps du texte).
Heures supplémentaires (-3)	+0.051 *	
Indicateur de tension macroéconomique <sup>3</sup>	Signe positif, retard zéro	Ces deux variables ont été omises. Elles ne fonctionnent qu'avec le retard zéro, or on a de bonnes raisons de croire que la causalité ne va pas d'elles vers les heures, mais en sens inverse. La condition d'indépendance des variables explicatives avec les résidus ne serait ainsi pas donnée.
Taux de chômage	Signe négatif, retard zéro	
Activité freinée par manque de main-d'œuvre (-2) <sup>4</sup>	+0.0010 **	On mesure probablement aussi un signal précurseur (signe positif), alors qu'un signe négatif ne serait pas contre-intuitif non plus.

Source : STATEC (le nombre d'étoiles indique les seuils de significativité respectifs de 10%, 5% et 1%)

<sup>1</sup> Une hausse indique un durcissement des conditions d'octroi de crédits.

<sup>2</sup> Moyenne simple gaz, électricité et carburants.

<sup>3</sup> Nouvelles offres d'emplois/nouvelles demandes.

<sup>4</sup> Source : enquêtes de conjoncture.

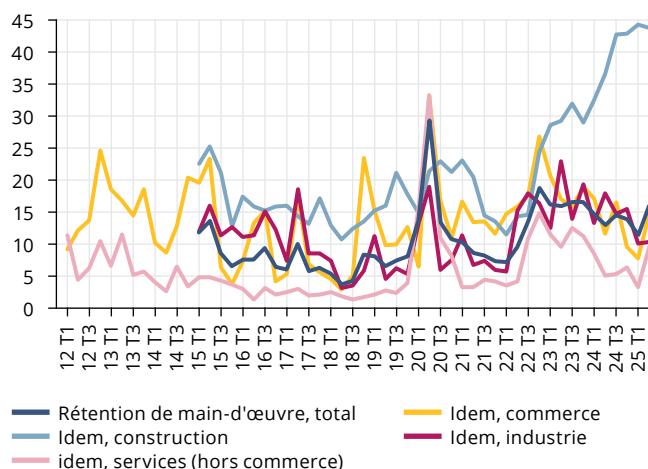
## Annexe A3 : Nouvelles données sur la rétention de main-d'œuvre

Pour rappel, dans la Note de conjoncture 1-2025, de nouvelles données mesurant l'intensité de la rétention de main-d'œuvre avaient été présentées et analysées. Initialement publiées à partir de 2015, ces séries sont maintenant disponibles pour les principales branches de services (commerce et autres) à partir de 2012. Comme les services constituent le gros de l'emploi du secteur marchand non financier, ils peuvent servir de proxy pour la tendance de l'ensemble sur la période ajoutée (cf. graphiques A1 et A2).

**Graphique A1**

### Nouvelle mise à disposition des données de rétention de main-d'œuvre remontant à 2012

En % du total des entreprises

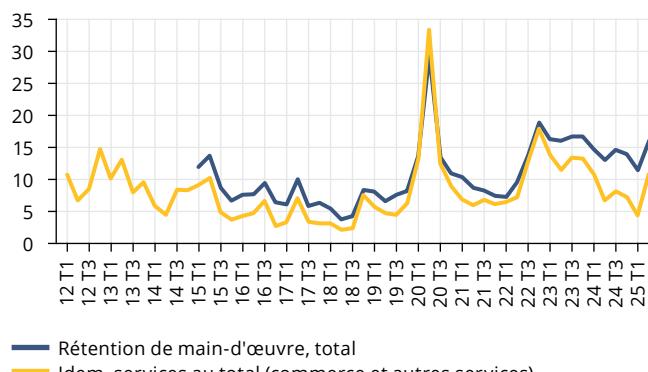


Source : STATEC

**Graphique A2**

### Données sur la rétention de main-d'œuvre, total et services

En % du total des entreprises



Source : STATEC

## Bibliographie

Amjadi G. et al. (2020) : "LuxKLEMS: total factor productivity developments" in Annual Report 2019, National Productivity Board, Luxembourg

Chen, X., et C. Peroni (2022) : "Luxembourg's Labour Productivity Slowdown in a Comparative Perspective", in Annual Report 2021-2022, National Productivity Board, Luxembourg

Coquet B., E. Heyer (2025) : "La productivité retrouve des couleurs", OFCE Policy Brief 142, avril 2025

Cruz D. M. (2022) : "Labor productivity, real wages, and employment: evidence from a panel of OECD economies over 1960-2019", Colorado State University Working Paper no. 2203

De Souza, J. P. A. (2014) : "Real Wages and Labor-saving Technical Change: Evidence from a Panel of Manufacturing Industries in Mature and Labor-surplus Economies", University of Massachusetts Amherst Working Paper 2014-03

Fontanari C., A. Palumbo (2022) : "Permanent Scars: The Effects of Wages on Productivity", Institute for new Economic Thinking Working Paper No. 187

Gabriele C., K. Gumanova, M. Kühl (2024) : "Labour hoarding – EURO area's Achilles heel?", ESM Blog October 2024

Goldin et al. (2024) : "Why Is Productivity Slowing Down?", Journal of Economic Literature vol. 62(1), 196–268

Machin S. (2025) : "Real wage and productivity stagnation", Oxford Review of Economic Policy vol. 41, 105–119

Mangiarotti, G. (2021) : "Productivity dispersion and allocative efficiency – Firm-level evidence for Manufacturing and Non-financial services in Luxembourg", in Annual Report 2021-2022, National Productivity Board, Luxembourg

Mangiarotti, G. (2022) : "Productivity and wage dispersion. Preliminary firm-level evidence for Manufacturing and Non-financial Services in Luxembourg", in Annual Report 2021-2022, National Productivity Board, Luxembourg

Marquetti A. (2004) : "Do rising real wages increase the rate of labour-saving technical change? Some econometric evidence", Metroeconomica vol. 55:4, 432–441