

NOTE TECHNIQUE

CALCUL DE L'EMPLOI « AJUSTÉ DE LA QUALITÉ »

Dans les statistiques d'emploi habituelles, le recours au facteur travail est mesuré au travers de sa quantité, usuellement exprimée par le nombre d'effectifs salariés (mesuré en personnes physiques ou en équivalent temps plein) ou encore par le volume des heures travaillées. Ces deux mesures agrégées de quantité de travail reposent implicitement sur le postulat que les salariés sont équivalents entre eux, c'est-à-dire qu'ils réalisent chaque heure de travail avec la même efficacité. Elles masquent ainsi un éventuel effet de structure lié à l'hétérogénéité des travailleurs : ces derniers ne disposent pas tous des mêmes caractéristiques individuelles, telles que l'âge, le niveau de diplôme ou encore l'expérience. Il est alors pertinent de compléter ces mesures quantitatives traditionnelles par d'autres retraçant l'évolution de la « qualité » du facteur travail, c'est-à-dire une mesure tenant également compte de l'évolution de la composition de la force de travail suivant différentes catégories de travailleurs.

À titre d'exemple, une hausse du niveau d'emploi de 1000 travailleurs non expérimentés (cas 1) est comptabilisée de façon identique à une hausse de 1000 travailleurs expérimentés (cas 2) dans les statistiques usuelles. En termes de « qualité » ces évolutions ne sont pourtant pas équivalentes et pourraient conduire à des diagnostics différents en ce qui concerne l'évolution de la productivité agrégée. Pour une évolution donnée de la valeur ajoutée, si la « qualité » de l'emploi s'est dégradée (cas 1), cela signifie que la productivité « ajustée de la qualité » a crû pour compenser cette baisse de la qualité. En revanche, pour la même évolution de la valeur ajoutée, si la « qualité » de l'emploi s'est au contraire améliorée (cas 2), cela pointe plutôt vers un ralentissement de la productivité ajustée. La mesure habituelle de la productivité, par construction « non-ajustée de la qualité » car indifférente aux caractéristiques des travailleurs, traiterait ces deux situations de manière identique.

La présente étude vise à construire un indicateur d'emploi « ajusté de la qualité » en distinguant deux catégories de travailleurs : les alternants et les « non alternants »¹. La méthodologie employée consiste à ré-agréger les évolutions des effectifs de ces deux catégories de travailleurs à l'aide d'une pondération spécifique captant leurs différences de « qualité ». Les travaux théoriques indiquent que les parts relatives attribuées à chaque catégorie de travailleurs dans les coûts salariaux des entreprises constituent l'échelle appropriée pour apprécier les différences de « qualité » entre catégories de travailleurs. Ces parts sont utilisées pour calculer

1. Par hypothèse et par limite statistique, ces catégories sont supposées homogènes dans la suite de l'étude. En pratique, des profils hétérogènes existent au sein même de chacune de ces catégories, en particulier parmi les alternants qui se distinguent notamment par le niveau de diplôme préparé.

un indice dit de Törnqvist, devenu progressivement l’outil de référence pour construire des mesures d’emploi « corrigé de la qualité » grâce à ses bonnes propriétés théoriques². L’évolution d’un indice de Törnqvist entre deux dates successives est donnée comme suit :

$$Q_{t-1}^t = \prod_i \left(\frac{l_{i,t}}{l_{i,t-1}} \right)^{\left(\frac{p_{i,t} + p_{i,t-1}}{2} \right)}$$

où Q_{t-1}^t représente le taux de croissance de l’emploi « ajusté de la qualité » entre les période t et $t - 1$, avec $l_{i,t}$ les effectifs salariés de la catégorie de travailleurs i et $p_{i,t}$ la part des travailleurs i dans les coûts salariaux.

Dans notre cas d’étude, le poids relatif des alternants dans les coûts salariaux, nécessaire au calcul de l’indice de Törnqvist, n’est pas directement observable. La mobilisation d’une modélisation théorique spécifique est alors indispensable pour approximer ce poids relatif à partir d’autres données statistiques. Ce cadre théorique est décrit ci-après.

On considère une entreprise représentative dans une économie concurrentielle dont la production résulte uniquement de l’utilisation du facteur travail, le recours au facteur capital étant négligé par simplification. Cette firme peut employer deux types distincts de salariés : (i) des alternants (dont l’effectif est noté L_A ci après) et (ii) des salariés classiques dits « hors alternance » (effectif noté L_{HA}). La technologie de production est spécifiée sous une forme standard de fonction à élasticité de substitution constante (CES). Elle intègre également, conformément à la formalisation utilisée par [Rotemberg et Woodford \(1999\)](#) et [Nekarda et Ramey \(2020\)](#), des « frais généraux » d’encadrement liés à la présence des alternants dans l’entreprise. La fonction de production prend ainsi la forme suivante :

$$Y(L_{HA}, L_A) = Z (\beta_{HA}(L_{HA} - \gamma L_A)^\rho + \beta_A L_A^\rho)^{1/\rho}$$

Les frais généraux sont représentés par le paramètre γ : on suppose que pour chaque alternant présent dans l’entreprise, une fraction γ du temps de travail de son encadrant est détournée de sa fonction productive habituelle pour être consacrée à du temps d’encadrement. Du point de vue du travail hors alternance L_{HA} , le temps nécessaire d’encadrement des alternants représente ainsi une « perte » γL_A d’emploi non alloué à la production.

Les paramètres β_{HA} et β_A représentent les productivités individuelles moyennes de chaque catégorie de travailleurs. Une échelle relative des productivités est construite en imposant la relation $\beta_{HA} + \beta_A = 1$.

Le paramètre ρ dépend de l’élasticité de substitution entre les deux types de catégories de travailleurs, notée σ , avec la relation $\rho = (\sigma - 1)/\sigma$. Le paramètre Z représente enfin une simple constante de normalisation.

L’objectif de la firme est de déterminer, compte tenu de sa technologie de production, sa demande optimale de travail (mesurée en effectifs) de chaque catégorie de travailleurs, dans le but de maximiser son profit. Ce profit s’exprime par différence entre les recettes de la firme (soit la quantité produite multipliée

2. Les travaux de [Diewert \(1976\)](#) montrent que les variations du facteur travail « ajusté de la qualité » sont mesurées exactement par les variations d’un indice de Törnqvist.

par le prix de vente du produit, ici normalisé à un 1) et les coûts de production (soit le paiement du salaire W_{HA} pour les salariés « hors alternance » et d'un salaire δ pour les alternants). Le programme statique d'optimisation de la firme s'écrit comme suit :

$$\begin{cases} \text{Max}_{L_{HA}, L_A} \Pi(L_{HA}, L_A) = Y - W_{HA}L_{HA} - \delta L_A \\ \text{s.c} \\ Y = Z (\beta_{HA}(L_{HA} - \gamma L_A)^\rho + \beta_A L_A^\rho)^{1/\rho} \end{cases}$$

Les conditions du premier ordre correspondant à la résolution de ce programme sont les suivantes :

$$\frac{\partial \Pi(\cdot)}{\partial L_{HA}} = Z \beta_{HA} (L_{HA} - \gamma L_A)^{\rho-1} [\beta_{HA}(L_{HA} - \gamma L_A)^\rho + \beta_A L_A^\rho]^{(1-\rho)/\rho} - W_{HA} = 0 \quad (1)$$

$$\frac{\partial \Pi(\cdot)}{\partial L_A} = Z (\beta_A L_A^{\rho-1} - \gamma \beta_{HA} (L_{HA} - \gamma L_A)^{\rho-1}) [\beta_{HA}(L_{HA} - \gamma L_A)^\rho + \beta_A L_A^\rho]^{(1-\rho)/\rho} - \delta = 0 \quad (2)$$

À l'équilibre, ces conditions nécessaires d'optimalité imposent que la productivité marginale de chaque catégorie de travailleurs soit égale à son coût marginal pour l'entreprise. À partir de (1) et (2) on obtient la relation suivante :

$$\delta = W_{HA} \left[\frac{\beta_A}{\beta_{HA} \left(\frac{L_{HA}}{L_A} - \gamma \right)^{\rho-1}} - \gamma \right]$$

En réintégrant cette expression dans la fonction de coûts salariaux de la firme, on trouve :

$$W_{HA}L_{HA} + \delta L_A = W_{HA} \left[L_{HA} + \left(\frac{\beta_A}{\beta_{HA} \left(\frac{L_{HA}}{L_A} - \gamma \right)^{\rho-1}} - \gamma \right) L_A \right]$$

En notant $\epsilon = \frac{L_A}{L_{HA}} \left[\frac{\beta_A}{\beta_{HA} \left(\frac{L_{HA}}{L_A} - \gamma \right)^{\rho-1}} - \gamma \right]$, il est donc possible d'exprimer les parts de chaque catégorie de travailleurs dans les coûts salariaux comme suit :

$$P_{L_A} = \frac{\delta L_A}{W_{HA}L_{HA} + \delta L_A} = \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} \quad \text{et} \quad P_{L_{HA}} = \frac{W_{HA}L_{HA}}{W_{HA}L_{HA} + \delta L_A} = \frac{1}{1 + \epsilon}$$

En pratique, on supposera que les effectifs trimestriels d'alternants et de salariés hors alternance mesurés dans les statistiques d'emploi correspondent effectivement à ces fonctions optimales de demande de travail de la part des entreprises, ce qui revient à faire l'approximation que le modèle se situe toujours à un point d'équilibre.

Pour déduire ensuite les parts relatives dans les coûts salariaux, trois paramètres restent alors à calibrer :

- le proxy du ratio des productivités individuelles β_A/β_{HA} : ce paramètre doit à la fois tenir compte des différences intrinsèques de productivité individuelle mais aussi du temps de travail moindre des alternants en raison du temps passé en formation. En 2021, les alternants percevaient en moyenne une

rémunération nette 3.7 fois inférieure au salaire net moyen du reste des salariés. Cette statistique de rémunération nette est utilisée ici comme proxy imparfait de ce ratio des productivités moyennes. Des simulations alternatives correspondant à des valeurs du paramètre de 3 et 4 sont proposées.

- l'élasticité de substitution $\sigma = 1/(1 - \rho)$: des résultats économétriques (Roger et Wasmer (2011)) indiquent une élasticité de substitution entre salariés distingués par âge et niveau de qualification de $\sigma = 4.5$. À titre illustratif, le cas polaire d'une substituabilité parfaite entre alternants et salariés hors alternance ($\sigma \rightarrow \infty$) est également considéré.
- le « coût » en emploi lié au temps d'encadrement des alternants γ : une semaine de travail à temps complet étant composée de 10 demi-journées, une valeur du paramètre $\gamma = 0.1$ correspond par exemple à une durée d'encadrement des alternants d'1 demi-journée cumulée dans la semaine. Ne disposant que de peu d'information statistique sur la valeur adéquate du paramètre, il est proposé des simulations correspondant à plusieurs valeurs afin d'affiner la robustesse des résultats.

À l'aide de ces paramètres, on reconstruit, trimestre après trimestre, la valeur de la statistique ϵ , utilisée ensuite dans le calcul du taux de croissance de l'indice de Törnqvist de qualité de l'emploi. Ces taux de croissance trimestriels sont enfin chaînés à partir d'une date de référence, fixée dans cette étude au premier trimestre 2015.

Résultats

Au troisième trimestre 2022 et dans un scénario « central » (table 1, encadré rouge), l'emploi « ajusté de la qualité » est évalué à un niveau inférieur de près de 240 000 personnes par rapport à l'emploi « non-ajusté de la qualité », tel que mesuré dans les Estimations d'emploi publiées par l'Insee. En miroir, l'effet de composition sur la productivité induit par l'afflux d'alternants dans l'emploi, c'est-à-dire le surcroît de productivité qui serait attendu si la « qualité » de l'emploi revenait à son niveau d'avant la mise en place de la réforme de l'apprentissage, est évalué à 1,3 %.

Ces résultats varient en fonction du degré de complémentarité supposé entre les alternants et les autres salariés dans le processus de production, des différences de productivité moyenne et enfin du temps d'encadrement nécessairement consacré aux alternants. À titre de comparaison, plusieurs scénarios sont simulés dont deux cas polaires (table 1, encadrés verts). Le premier comprend une imparfaite substituabilité (autrement dit une complémentarité partielle) entre les deux types de travailleurs, un écart plus faible de productivité moyenne et enfin une parfaite autonomie des alternants dans leur travail (i.e. scénario de faible dégradation de la « qualité » de l'emploi). Le second cas repose sur les hypothèses d'une substituabilité parfaite entre les travailleurs, d'une forte différence de productivité moyenne et d'un temps d'encadrement élevé (i.e. scénario de forte dégradation de la « qualité »). Dans ces deux simulations polaires, l'emploi « ajusté de la qualité » serait inférieur au niveau d'emploi observé de -144 000 (cas 1) à -421 000 effectifs (cas 2), tandis que l'effet de composition lié à l'alternance induirait un écart avec la productivité observée compris entre 0,8 point (cas 1) et 2,4 points (cas 2). Le scénario central représente ainsi une situation intermédiaire.

Les exercices de robustesse conduits autour de la quantification de ces effets mettent ainsi en évidence

que plus le degré de substituabilité et la différence de productivité moyenne entre les alternants et les « non alternants » sont élevés et plus l'écart en emploi et l'effet de composition calculés sont importants. Sous ces hypothèses en effet, l'incorporation des alternants dans la force de travail serait venue en substitution de travailleurs plus expérimentés et plus qualifiés et se serait donc déroulée au détriment de la « qualité de l'emploi ». Il en va de même lorsque l'on augmente le paramètre du coût d'encadrement : dans ce cas également, l'écart en emploi et l'effet de composition calculés augmenteraient au fur et à mesure de la hausse de l'emploi en alternance, reflétant la dégradation partielle de la productivité marginale des « non alternants », contraints d'allouer de plus en plus de temps productif à l'encadrement et la formation des alternants.

TABLE 1 – Résultats des simulations

(a) - Ratio des productivités individuelles $\beta_{HA}/\beta_A = 3$

	Facteurs imparfaitement substituables $\rho = 0.778, \sigma = 4.5$				Facteurs parfaitement substituables $\rho = 1, \sigma \rightarrow +\infty$			
	0	0.1	0.2	0.25	0	0.1	0.2	0.25
Frais généraux : γ	0	0.1	0.2	0.25	0	0.1	0.2	0.25
écart d'emploi ajusté vs non-ajusté (en milliers)	-144	-186	-229	-250	-277	-320	-363	-385
effet de composition sur la productivité (en %)	0.8	1.0	1.3	1.4	1.6	1.8	2.0	2.2

(b) - Ratio des productivités individuelles $\beta_{HA}/\beta_A = 3.7$

	Facteurs imparfaitement substituables $\rho = 0.778, \sigma = 4.5$				Facteurs parfaitement substituables $\rho = 1, \sigma \rightarrow +\infty$			
	0	0.1	0.2	0.25	0	0.1	0.2	0.25
Frais généraux : γ	0	0.1	0.2	0.25	0	0.1	0.2	0.25
écart d'emploi ajusté vs non-ajusté (en milliers)	-196	-238	-281	-302	-304	-347	-390	-412
effet de composition sur la productivité (en %)	1.1	1.3	1.6	1.7	1.7	1.9	2.2	2.3

Lecture : résultats au 3^e trimestre 2022, calculs des auteurs. Le scénario « central » est encadré en rouge, les scénarios polaires en vert.

(c) - Ratio des productivités individuelles $\beta_{HA}/\beta_A = 4$

	Facteurs imparfaitement substituables $\rho = 0.778, \sigma = 4.5$				Facteurs parfaitement substituables $\rho = 1, \sigma \rightarrow +\infty$			
	0	0.1	0.2	0.25	0	0.1	0.2	0.25
Frais généraux : γ	0	0.1	0.2	0.25	0	0.1	0.2	0.25
écart d'emploi ajusté vs non-ajusté (en milliers)	-212	-255	-298	-319	-313	-356	-399	-421
effet de composition sur la productivité (en %)	1.2	1.4	1.7	1.8	1.8	2.0	2.2	2.4

Lecture : résultats au 3^e trimestre 2022, calculs des auteurs. Le scénario « central » est encadré en rouge, les scénarios polaires en vert.

Références

- W. E. Diewert. Exact and superlative index numbers. *Journal of econometrics*, 4(2) :115–145, 1976.
- C. J. Nekarda and V. A. Ramey. The cyclical behavior of the price-cost markup. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52 (S2) :319–353, 2020.
- M. Roger and M. Wasmer. Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills. *Institut National de la Statistique et des Études Économiques Working Paper*, (G2011/04), 2011.
- J. J. Rotemberg and M. Woodford. The cyclical behavior of prices and costs. *Handbook of macroeconomics*, 1 :1051–1135, 1999.
- P. Schreyer and D. Pilat. Measuring productivity. *OECD Economic studies*, 33(2) :127–170, 2001.
- C. Zoghi. Measuring labor composition: a comparison of alternate methodologies. In *Labor in the New Economy*, pages 457–485. University of Chicago Press, 2010.