

# Microsimulation et modèles d'agents : une approche alternative pour l'évaluation des politiques d'emploi

Muriel Barlet, Didier Blanchet et Thomas Le Barbanchon\*

---

De nombreux outils sont régulièrement mobilisés pour prévoir ou analyser l'effet des politiques d'emploi : modèles macroéconométriques, maquettes d'équilibre général, évaluations *ex post* sur séries temporelles ou sur données microéconomiques. Cet article explore une approche additionnelle, à mi-chemin des méthodes de microsimulation et des modèles dits *ACE* (*agent-based computational economics*). Le principe est de décrire le comportement des agents au niveau individuel, en prenant en compte la façon dont ils interagissent et répondent aux modifications de l'environnement économique général. On applique ce principe à la simulation dynamique des créations et destructions d'emploi, à l'appariement entre individus et postes, ainsi qu'aux comportements de négociation salariale. Ces processus se déroulent sous contrainte de profitabilité et sous une éventuelle contrainte de demande globale par type de biens/qualifications. Le modèle est calibré pour reproduire les principales caractéristiques du chômage et de l'emploi salarié privé en France, puis il est appliqué à la simulation de quelques exemples de chocs : choc démographique, choc sur le salaire minimum, politiques d'allègement de charges.

Ce modèle est encore à l'état de prototype, mais il permet de retrouver les ordres de grandeur obtenus par les approches existantes et il présente un plus grand potentiel pour l'analyse détaillée des effets de ces politiques d'emploi. Une version plus élaborée pourrait donc utilement compléter la panoplie d'instruments actuellement disponibles pour l'analyse du marché du travail.

---

\* Didier Blanchet appartient au département des Études Économiques d'Ensemble (D3E) de l'Insee, Muriel Barlet et Thomas Le Barbanchon, appartenaient, lors de la rédaction de cet article, à la division Croissance et Politiques Macroéconomiques du même département.

Ce travail a bénéficié de présentations au séminaire interne du D3E, au séminaire *Emploi et Travail* du Centre d'Études de l'Emploi et de la Dares, au séminaire Fourgeaud, ainsi qu'à la 1<sup>re</sup> Conférence de l'International Microsimulation Association (Vienne, 2007). Les auteurs remercient les participants à ces différentes rencontres et tout particulièrement François Legendre, Benoit Ourliac et Valérie Albouy. Ils remercient également les deux relecteurs de la revue pour leurs remarques très utiles. Ils restent seuls responsables des erreurs ou omissions.

L'évaluation des politiques d'emploi peut actuellement s'appuyer sur une assez grande variété d'instruments. Une méthode qui a connu des développements importants au cours des dernières années est l'évaluation *ex post* sur données microéconomiques. Elle consiste à comparer les trajectoires d'emploi du groupe-test des agents bénéficiaires et du groupe témoin des non-bénéficiaires. Une application typique est l'analyse des dispositifs d'aide à la réinsertion des demandeurs d'emploi, mais elle a été aussi appliquée à l'analyse des effets des allègements de charges sur la demande de travail des entreprises (Crépon et Desplatz, 2001).

L'apport de cette démarche est indéniable, mais on sait qu'elle présente divers risques de biais. En toute rigueur, elle n'est valide que dans des situations quasi-expérimentales où l'affectation des individus ou des entreprises entre le groupe test et le groupe témoin est parfaitement exogène ou contrôlable. Elle suppose également que la politique soit totalement dénuée d'effets sur le groupe témoin, or ceci ne sera pas le cas en présence d'effets d'éviction. Par exemple, l'accompagnement d'une certaine catégorie de chômeurs peut freiner l'accès à l'emploi des autres catégories, ou des aides ciblées sur certaines entreprises peuvent favoriser ces dernières au détriment des entreprises non aidées. Dans ces deux cas, la comparaison groupe à groupe donnera une image incorrecte des effets globaux de la politique suivie. L'observation microéconomique est *a fortiori* incapable de capter les effets des politiques passant par des canaux plus macroéconomiques. On utilise le terme d'effets de bouclage pour caractériser tous ces phénomènes et ils sont l'un des arguments les plus souvent avancés pour relativiser la portée de cette méthode d'évaluation (voir Sterdyniak, 2002 et une réponse dans Crépon et Desplatz, 2002).

Une autre méthode d'évaluation *ex post* s'appuie sur les données macroéconomiques. Elle consiste à introduire un indicateur de la politique analysée dans une équation macroéconométrique d'emploi. Elle permet en principe de prendre en compte les effets d'éviction et de bouclage, puisqu'elle s'intéresse à l'évolution de l'emploi global et non pas au différentiel d'évolution entre individus traités et non traités. Mais cette méthode ne mesure correctement les effets de la politique considérée que si l'on est sûr de bien prendre en compte l'ensemble des autres facteurs qui affectent la trajectoire de l'emploi. L'estimation de l'effet d'une politique peut aussi être biaisée par le caractère endo-

gène de cette politique : si sa mise en place est décidée en réaction à une dégradation de l'emploi, le constat empirique sera celui d'un lien négatif entre cette politique et le niveau d'emploi, à l'opposé de la liaison qu'on est supposé estimer.

L'observation empirique *ex post* apparaît donc insuffisante, qu'elle soit micro ou macroéconomique. Il faut la compléter par des approches *ex ante* à base de modèles. Au lieu de demander aux données de révéler l'impact réel de la politique considérée, ces approches s'appuient sur un modèle de fonctionnement de l'économie pour en prévoir ou en reconstituer l'impact probable. L'intérêt est de s'appuyer sur un cadre qui décrit explicitement les enchaînements par lesquels la politique produit ses effets. La limite est que la pertinence du résultat dépend directement de la pertinence du modèle utilisé.

On peut par exemple s'appuyer sur des modèles macroéconométriques. Leur avantage est d'être fortement ancrés sur l'observation des évolutions économiques passées, mais ceci ne les rend pas forcément aptes à bien décrire les effets de politiques nouvelles (critique de Lucas). Par ailleurs, leur caractère agrégé est mal adapté à la simulation de politiques différenciées par catégorie de main-d'œuvre. Il est certes possible de les enrichir d'une distinction entre travailleurs qualifiés et non qualifiés, mais d'une manière qui reste en général *ad hoc* et partielle (Beffy et Langevin, 2005).

Les maquettes d'équilibre général calculable répondent en partie à ces critiques. Leurs fondements théoriques sont plus précis que ceux des modèles macroéconométriques, et il est cette fois assez fréquent d'y différencier la main-d'œuvre par qualification. Un exemple de maquette purement statique est par exemple la maquette de Salanié (2000). D'autres exemples de modèles semi-dynamiques incluant le processus d'appariement entre travailleurs et emplois sont les maquettes proposées par Doisy, Duchêne et Gianella (2004) ou encore Belan, Carré et Grégoir (2007), mais cette désagrégation reste beaucoup moins fine que ce que nécessiterait la description précise des politiques effectivement mises en place. Pour ne donner qu'un exemple, un aspect important du débat sur la politique d'allègement de charges concerne leur dégressivité : comment se comparent les effets d'une politique où la plage de dégressivité s'étend jusqu'à 1,6 Smic, comme c'est le cas aujourd'hui, comparée à une politique où cette plage s'arrête à 1,3 Smic, comme

c'était le cas dans les années 1990 ? Une autre limite de ces maquettes est leur technicité qui complique la communication sur leurs hypothèses et leurs résultats.

Globalement, on peut donc dire qu'il n'y a donc pas de méthode qui soit parfaite et la meilleure stratégie est de les utiliser conjointement et de comparer leurs messages pour essayer de cerner l'effet réel des politiques sur l'emploi. L'Horty (2006) propose par exemple le recensement de 14 études consacrées aux effets des allègements de charge, conduisant à une fourchette d'effets comprise entre 100 000 et 600 000 créations d'emplois, avec un point d'accumulation vers 200 000 emplois, pour une mesure calibrée à un coût d'environ cinq milliards d'euros.

Le but de ce texte est de diversifier encore davantage la batterie d'instruments mobilisés pour ces évaluations. La nouvelle voie que l'on se propose d'explorer partage avec la méthodologie de l'évaluation microéconométrique le fait de s'intéresser aux effets de la politique au niveau des agents économiques *élémentaires*. Mais elle relève de l'évaluation *ex ante*. Elle est fondée sur un modèle qui permet la prise en compte d'au moins une partie des effets d'éviction et de bouclage. Cette approche est au confluent de l'approche par microsimulation et du courant plus récent de ce qu'on appelle les *modèles d'agents*, ou encore modèles *ACE* (encadré 1). Les modèles de microsimulation ont déjà une assez longue tradition d'application aux questions de marché du travail. Mais à quelques exceptions près (Laroque et Salanié, 2000), il s'agit en général plutôt d'approches d'offre : on décrit le détail du système de prélèvements et de transferts sociaux et la façon dont il affecte les décisions d'offre de travail d'un échantillon d'individus ou de ménages représentatifs de la population étudiée. Ce type d'approche reste donc inadapté à l'étude de dispositifs du type allègement de charge dont le but est de modifier les relations entre les deux groupes d'agents économiques que sont les employeurs et les travailleurs. Les modèles d'agent sont précisément des modèles qui se focalisent sur ces interactions entre agents économiques, et le modèle proposé ici va effectivement essayer de décrire, de manière dynamique, la rencontre entre demandeurs et offreurs de travail et la façon dont son résultat global est affecté par telle ou telle modification de paramètres tels que le salaire minimum ou les barèmes de charges sociales.

Pour donner dès à présent une idée un peu plus précise de ce que ce modèle va tenter de faire,

on peut résumer son principe en disant qu'il simule le devenir de postes et d'individus avec un pas temporel annuel. Les appariements postes/individus existant à chaque début de période peuvent être détruits du fait de son occupant par départ volontaire ou du fait de l'employeur en raison de chocs sur les productivités individuelles ou sur le coût du travail. Selon le cas, ces postes sont ré-ouverts et de nouveaux postes sont éventuellement créés en fonction du niveau de rentabilité moyen. Les destructions/créations de poste peuvent aussi découler de chocs de demande. Des appariements se réalisent entre le stock de postes vacants et la population des chômeurs et des nouveaux entrants sur le marché du travail. Un processus de négociation salariale intervient également pour les individus restant en emploi d'une année sur l'autre, intégrant un effet Phillips du type de celui qu'on trouve dans les modèles macro-économétriques. La structure du modèle lui permet enfin, potentiellement, de simuler les phénomènes de déclassement.

À ce stade, la maquette qui est présentée reste expérimentale et son calibrage est très préliminaire mais elle permet déjà d'approximer un assez grand nombre de caractéristiques stylisées du marché du travail français. Les avantages de ce type de modèle sont potentiellement assez nombreux. L'avantage le plus évident est que repartir d'un niveau individuel permet de simuler l'impact de politiques fortement différenciées selon la qualification ou le taux de salaire. Cet avantage a son pendant en termes de résultats. Un tel modèle qui simule le devenir d'un échantillon d'individus ou de postes est capable de donner des messages sur l'évolution d'un très grand nombre de variables d'output, qu'elles aient été explicitement prévues ou non par le modélisateur : taux d'emploi, de chômage, rotation sur les postes, durée de séjour dans les différents états, rendements de l'expérience ou de l'éducation, trajectoires salariales, différenciés au besoin selon tel ou tel des descripteurs sociodémographiques introduits au départ dans la base. Cette dernière capacité est particulièrement intéressante si l'on souhaite pouvoir identifier les principaux bénéficiaires des politiques ou leurs perdants éventuels.

Ce type de modèle a aussi un intérêt en complément de la démarche d'évaluation microéconométrique *ex post*. Dès lors que le modèle simule des ensembles complets d'observations individuelles de même nature que les données réelles auxquelles on applique ces méthodes d'évaluation microéconométrique, il existe de nombreux

## MODÈLES DE MICROSIMULATION ET MODÈLES ACE

L'intérêt des économistes pour les modèles de microsimulation remonte à Orcutt (1957). Prenant appui sur les perspectives offertes par l'informatique naissante, il préconisait le développement d'outils de simulation procédant par agrégation directe de simulations menées au niveau des acteurs économiques de base, ménages, entreprises ou administrations. Il s'agissait d'offrir une alternative à la voie empruntée par la modélisation macro-économique qui raisonne en termes d'agents représentatifs agrégés.

Pendant longtemps, le développement de ces modèles est néanmoins resté bridé par les capacités des ordinateurs. Ceci a souvent conduit à limiter leur application à des exercices relativement mécaniques tels que la simulation des effets redistributifs des transferts sociaux et fiscaux, en équilibre partiel, c'est-à-dire en excluant toute rétroaction de ces barèmes fiscaux et sociaux vers les comportements des agents. Pour la France, le modèle *Sysiff* du Delta a été l'un des premiers exemples (Bourguignon, Chiappori et Sastre-Descals, 1988). On trouvera dans Legendre, Lorgnet et Thibault (2003) un panorama global des outils de ce type maintenant disponibles en France. Ces exercices sont importants pour l'analyse des politiques sociales et fiscales, mais ils sont évidemment très loin des approches en équilibre général qui, en principe, sont nécessaires pour connaître les véritables effets finaux de ces politiques de transferts.

Une première voie d'amélioration de ces modèles a été d'y introduire des réactions comportementales des ménages. De nombreux modèles intègrent un module d'offre de travail qui lie comportements d'activité et transferts. Un autre enrichissement consiste dans le passage d'une modélisation statique à une modélisation dynamique. L'approche dynamique est indispensable lorsqu'on veut simuler les conséquences de politiques de transferts dont les effets se manifestent dans la durée, comme c'est le cas pour les réformes de retraite. Le passage du statique au dynamique implique de simuler la façon dont la situation des individus évolue au cours du temps, par exemple leurs transitions sur le marché du travail, leurs changements de statut matrimonial, la naissance de leurs enfants, etc. Ces évolutions sont simulées par combinaison de règles déterministes ou probabilistes, ou éventuellement par recours à des modèles de comportement. Par exemple, le modèle *Destinie* de l'Insee, qui projette les droits à retraite d'un échantillon représentatif de la population française, inclut un module simulant les décisions individuelles de départ en retraite comme résultant d'un arbitrage individuel entre niveau de pension et durée de la retraite (Bardaji *et al.* 2003).

Malgré ces améliorations, ces modèles restent néanmoins très pauvres en matière de bouclage économique. S'agissant de l'emploi, il s'agit essentiellement de modèles d'offre. L'offre de travail peut certes y être contrainte en prenant en compte les probabilités de transition sur le marché du travail, comme c'est le cas dans le modèle *Destinie*. Mais il s'agit là d'une procédure

*ad hoc* qui vise surtout à caler les résultats du modèle sur des projections existantes de population active ou des hypothèses de chômage données *a priori*.

Les modèles dits ACE (*Agent-based Computational Economics*) ont une origine différente (Gilbert, 2007). Leurs premières apparitions remontent aux années 1980. Comme les modèles de microsimulation, ils partent du principe qu'une modélisation correcte des phénomènes économiques doit repartir de l'échelon individuel et renoncer à la fiction de l'agent représentatif. Mais, contrairement aux modèles de microsimulation qui font peu de place aux interdépendances entre situations ou trajectoires individuelles, ces modèles sont dès l'origine dédiés à la question des *interactions* entre ces agents économiques élémentaires. Ces modèles ont pris appui sur les développements de l'intelligence artificielle. On simule des ensembles d'agents qui réagissent aux actions les uns des autres, selon des règles plus ou moins sophistiquées et qui peuvent être évolutives (processus d'apprentissage) et souvent avec une dimension spatiale.

Ces outils sont notamment utiles pour mettre en évidence des processus d'auto-organisation tels que l'émergence de structures de marché ou de régularités agrégées. Outre cette capacité à simuler des phénomènes complexes d'auto-organisation, un intérêt des modèles ACE est de pouvoir s'appuyer sur des représentations des comportements individuels plus proches de l'expérience commune que celles utilisées par les modèles théoriques ou à agent représentatif. Le dialogue entre constructeurs et utilisateurs des modèles peut s'en trouver facilité.

Des points récents sur les perspectives que ces modèles offrent aux économistes pourront être trouvés chez Colander *et al.* (2008) et LeBaron et Tesfatsion (2008). Des exemples d'application au marché du travail sont Ballot (2002), Fagiolo *et al.* (2004) et Neugart (2008). Neugart s'intéresse en particulier à la question de l'évaluation des politiques d'emploi, en prenant l'exemple d'une politique de subvention à la formation des chômeurs. Une difficulté à laquelle se heurte encore la construction de ces modèles ACE reste toutefois celle de leur calibrage ou de leur validation empirique (Fagiolo *et al.*, 2006).

Le travail proposé dans cet article est intermédiaire entre la microsimulation au sens traditionnel du terme et cette approche ACE. Il se rapproche de la microsimulation usuelle par son objet - simuler l'incidence de barèmes sociaux ou fiscaux - et par le fait de raisonner sur un échantillon qu'on a essayé de rendre à peu près représentatif de la population française. Il se rapproche de la démarche ACE par le fait qu'il modélise des *interactions dynamiques* entre ses acteurs élémentaires - des demandeurs et des offreurs de travail. Mais les règles de comportement de ces acteurs restent néanmoins assez frustes et non évolutives, contrairement aux hypothèses généralement retenues dans les modèles ACE et le modèle n'inclut aucune dimension spatiale.

ses possibilités de confrontation et de validation mutuelle des deux approches. Les évaluations microéconométriques peuvent directement alimenter le calibrage du modèle. Inversement, des simulations du modèle peuvent servir à évaluer la robustesse ou les biais des méthodes d'estimation microéconométriques, par exemple le degré auquel elles peuvent être perturbées par les effets d'éviction.

Un dernier avantage non négligeable est que la simulation au niveau individuel permet de formuler les hypothèses de comportement sous forme de règles simples et intuitives, plus proches de la réalité que l'abstraction de l'agent représentatif rationnel des modèles agrégés. Cette plus grande attention à la réalité pratique des comportements économiques est une caractéristique que le courant *ACE* partage avec une autre branche actuellement en plein développement, celle de l'économie expérimentale. Elle peut faciliter le dialogue entre constructeurs et utilisateurs des modèles.

## Structure générale du modèle

**O**n va commencer par justifier les principales options qui ont été retenues pour la structure d'ensemble du modèle. LeBaron et Tesfatsion (2008) identifient trois étapes clés de la construction d'un modèle *ACE* : (a) une étape taxonomique consistant à spécifier les types d'agents que l'on envisage de simuler et les actions ou interactions qu'il leur sera possible d'entreprendre ou d'avoir, (b) le choix d'une échelle, c'est-à-dire du nombre d'agents qu'il est nécessaire de simuler pour obtenir des résultats pertinents, et enfin une phase (c) de validation et de confrontation aux données.

L'étape (c) sera examinée plus loin et également développée en annexe 1. Nous passerons rapidement sur l'étape (b) dans ce texte. La question du nombre d'agents à simuler est surtout un enjeu lorsque la taille du système a une importance structurelle pour son fonctionnement. Par exemple, les phénomènes de concurrence ne se posent pas de la même manière dans un marché de quelques agents ou à plusieurs milliers d'agents. Ce n'est pas le genre de question que l'on se posera ici puisque l'on travaillera de toute manière sur des échantillons de taille assez large. Le choix précis de cette taille relève plutôt d'un arbitrage précision/délai de calcul. On en a fait un paramètre du modèle que l'on peut fixer à une valeur faible pour la mise au

point du modèle et que l'on fixe à une valeur plus élevée en phase d'exploitation.

On va se centrer dans cette section sur l'étape (a). Les questions sont de savoir quels agents on veut modéliser des deux côtés du marché du travail, jusqu'où l'on souhaite pousser leur différenciation et comment vont être décrites les interactions entre ces agents.

### Quelles unités de base : individus ou ménages, entreprises ou postes ?

La structure retenue pour le modèle découle à la fois de son objectif et d'un certain nombre de contraintes de faisabilité. L'objectif est d'offrir une simulation conjointe de l'offre et de la demande de travail, et le faire de manière dynamique. Du côté de l'offre, une approche par ménages est envisageable. Elle serait indispensable pour prendre en compte l'incidence des barèmes sociaux et fiscaux sur cette offre de travail puisqu'ils sont en général dépendants de la structure du ménage. Mais telle n'était pas la priorité du présent exercice. L'offre de travail y sera donc traitée comme un phénomène purement individuel. En fait, on se contentera même d'attribuer une offre de travail totalement inélastique à l'ensemble des individus simulés par le modèle. De ce point de vue, le modèle est en retrait par rapport à l'état de l'art en matière de microsimulation des comportements d'activité, mais il s'agit d'une simplification délibérément assumée pour cette étape exploratoire.

L'effort a plutôt porté sur le côté demande, où se pose la même question : qui sont les acteurs élémentaires à considérer du côté de cette demande ? Le réflexe naturel est de chercher à simuler des décisions d'embauche émanant d'un échantillon d'entreprises ou d'établissements. Mais une telle approche aurait posé de nombreux problèmes.

Un premier problème technique est celui de la très grande variabilité de la taille des entreprises ou des établissements : leur population combine de très grosses unités en petit nombre et un très grand nombre de toutes petites unités. Faire tenir les deux types d'objets dans un échantillon microsimulé unique pose un problème technique difficile à résoudre. Les enquêtes auprès des entreprises gèrent en général ce problème en appliquant des taux de sondage différenciés par strates de taille. On pourrait imaginer de retenir la même approche dans un modèle qui ne simulerait *que* ce côté entreprise. Mais le faire dans

un modèle appariant unités productives et individus supposerait d'accepter des pondérations inégales au sein de la population des individus, qui seraient de plus variables pour un même individu au cours du temps au gré de ses changements d'employeur ou des franchissements de seuil de taille de son employeur. Se poserait également la question du poids à appliquer aux individus qui sont sans emploi. Il est difficile de trouver une façon simple de gérer ce problème.

Dans un contexte dynamique, un problème supplémentaire est celui de la démographie propre à ces unités de production. Les réductions d'emploi peuvent conduire à la disparition de certaines d'entre elles. Une simulation réaliste devrait compenser ce flux par un flux symétrique de création d'unités nouvelles. En toute rigueur, il faudrait aussi rendre compte des mouvements de fusion ou d'éclatement.

Enfin, même pour des unités pérennes, l'hétérogénéité pose aussi un problème qualitatif. Le bloc de demande de travail du modèle doit spécifier la façon dont l'entreprise décide d'ouvrir ou de fermer des postes de travail et doit également détailler le profil de ces postes. Plus l'entreprise est grande, plus ce processus est complexe. Il n'est pas forcément évident de rendre compte dans les mêmes termes des comportements d'embauche d'une petite et d'une très grosse entreprise.

Ces difficultés ne sont pas dirimantes. Il existe des tentatives de simuler les interactions entre les salariés et les firmes (Ballot, 2002) mais, par rapport aux objectifs poursuivis ici, il a paru préférable de d'abord se rabattre sur l'idée plus simple de modéliser la demande de travail directement au niveau des postes. C'est le poste qui sera l'unité que l'on suivra du côté demande. Derrière chaque poste créé ou fermé se trouve bien évidemment une entreprise mais celle-ci n'est pas explicitée. Une limite de cette approche est que, en l'état, le modèle n'est pas capable de simuler des politiques différenciées par taille d'entreprise. Mais on a néanmoins choisi de s'en tenir à cette approche qui a l'avantage de la légèreté et qui est la démarche en général retenue par les modèles théoriques d'appariement.

### Quelle forme d'hétérogénéité interindividuelle ?

Un deuxième choix de base dans la conception du modèle concerne la façon de décrire l'hétérogénéité interindividuelle. On souhaite décrire

des différentiels de salaire et des différentiels d'exposition au risque de chômage. On pourrait le faire dans un cadre à un seul bien. Tous les individus produiraient le même type de bien et se différencieraient uniquement par leur efficacité dans la production de ce bien. Cela signifierait que qualifiés et non qualifiés sont en concurrence complète pour la production de ce bien unique. À l'inverse, on pourrait imaginer des biens ou services différenciés à l'extrême, comme dans un modèle de concurrence monopolistique. Dans ce cas, on aurait dû définir une demande et un prix pour chaque bien, une solution bien trop exigeante.

La solution retenue dans ce modèle est intermédiaire. On retient un nombre limité de biens et autant de types de poste. Plus précisément, on part de quatre types de postes correspondant à quatre niveaux de qualification - non qualifiés (NQ), à basse qualification (BQ), professions intermédiaires (PI) et cadres (C) - et on définit quatre types de biens composites qu'il faudra interpréter comme les types de biens et services produits sur chacun de ces postes. Ces biens ne sont pas des biens finaux, mais plutôt des biens intermédiaires, ce qui n'empêche pas de leur affecter des prix. Par exemple,  $Prix(NQ)$  sera le prix total de marché pour les « services » produits par les non qualifiés. Dans l'état actuel du modèle, ces prix sont traités comme exogènes, ce que l'on peut justifier par l'hypothèse d'une petite économie ouverte. L'écart entre ces prix exogènes et le coût du travail va jouer un grand rôle pour déterminer l'employabilité des différents salariés et la dynamique salariale (1).

Au sein de chacune des catégories, les individus diffèrent par leur efficacité. Celle-ci est déterminée par un double processus stochastique. D'une part, lorsqu'il entre sur le marché du travail, une efficacité initiale est tirée pour chaque individu, après quoi cette efficacité est affectée chaque année par un choc également aléatoire. Combinée au prix exogène du bien ou du service produit sur le poste, cette efficacité détermine la valeur de la production de chaque salarié et donc la marge de l'employeur. Une marge trop basse se traduira par un risque accru de perte d'emploi car les employeurs exigent en permanence d'avoir une marge minimale sur la valeur de la production de l'employé. Une

1. Lors de l'élaboration du modèle, on a également exploré des spécifications à prix endogènes : des prix endogènes permettent d'imaginer que les politiques de coût du travail influencent directement la demande de biens via leur impact sur les prix. Mais cette hypothèse s'est avérée compliquer le calibrage. Cette piste a donc été réservée à des travaux ultérieurs.

marge élevée offre en revanche du champ à la négociation salariale de la part de l'employé.

On notera que cette structure permettra de supposer des substituabilités asymétriques entre qualifications pour la production des différents biens. Un non qualifié ne peut occuper un poste de cadre, mais l'inverse pourrait être vrai. Ceci peut se faire en supposant qu'un individu de qualification donnée a une efficacité nulle sur tous les postes de qualification supérieure, mais positive pour tous les postes de niveau inférieur, ce qui lui permet de candidater sur ces postes moins qualifiés. Cette possibilité du modèle ne sera pas utilisée dans la version présentée ici, car elle complique le calibrage mais elle lui permet, potentiellement, de traiter les phénomènes de déqualification et d'éviction de travailleurs peu qualifiés par des travailleurs qualifiés en situation de déclassement.

## Présentation détaillée du modèle

Ces choix structurants ayant été précisés, on peut définir la liste de variables simulées par le modèle à un instant donné et décrire les étapes de la simulation d'une année type.

### Que mesure-t-on à une date donnée ?

À chaque période, le modèle va gérer une liste de postes indicés par  $p$  et appartenant à l'un ou l'autre des quatre types de postes ( $k = NQ$  jusqu'à  $C$ ), et une liste d'individus indicés par  $i$ . Chacune de ces entités va être caractérisée par un certain nombre de variables. Les variables individuelles sont :

- l'âge,
- la qualification,
- les efficacités sur les quatre types d'emplois possibles,
- le statut courant de l'individu,
- l'ancienneté dans ce statut,
- l'identifiant du poste (s'il y a lieu),
- le salaire brut.

Symétriquement, il existe une série de variables relatives aux postes qui sont :

- le type de ce poste c'est-à-dire la qualification minimale requise pour l'occuper,

- l'identifiant de l'occupant du poste,
- la production en volume sur ce poste : elle correspond à l'efficacité de son occupant,
- la production en valeur, qui correspond au produit de la production en volume par le prix du bien composite produit sur le poste,
- le coût du travail, égal au salaire brut augmenté des charges patronales,
- la marge de l'employeur, l'écart entre production en valeur et coût du travail,
- la durée déjà passée sur ce poste par son occupant,
- la durée du contrat d'occupation du poste s'il s'agit d'un contrat à durée déterminée (CDD).

À partir de ces variables micro-économiques, le modèle construit diverses sortes de variables agrégées. Certaines joueront un rôle direct dans la simulation. Par exemple, le taux de chômage moyen détermine le pouvoir de négociation des employés, le taux de marge moyen détermine le nombre de postes vacants créés et donc l'évolution de la demande de travail. D'autres ne sont que des variables d'output du modèle. Leur liste peut être allongée en fonction des besoins de l'utilisateur. C'est un des intérêts d'une approche par microsimulation de pouvoir potentiellement générer des prédictions pour toutes sortes d'agrégats calculables à partir des données individuelles calculées par le modèle.

Il existe enfin un petit nombre de variables macroéconomiques qui ne sont pas générées par le modèle mais qui sont des inputs exogènes du modèle. C'est évidemment le cas pour les variables institutionnelles (salaire minimum et barèmes de charges sociales) et également pour les prix des quatre biens composites associés aux quatre types d'emplois. Comme on l'a déjà indiqué, l'exogénéité de ces prix correspond à une hypothèse de petite économie ouverte, où les prix sont fixés par l'environnement international.

On va maintenant décrire les événements qui sont simulés au cours d'une période. Actuellement, le pas du modèle est annuel, mais cette durée pourrait être modifiée ultérieurement sans profonde modification de la modélisation (2). La simulation est séquentielle. Le graphique 1

2. Le seul inconvénient d'un passage à pas plus fin est l'accroissement des temps de calcul, qui alourdit surtout la phase de calibration qui requiert un très grand nombre de simulations du modèle.

synthétise les principaux flux simulés par le modèle et l'encadré 2 donne une vue d'ensemble des étapes de cette simulation sous forme de code informatique stylisé (« pseudocode »). Quelques-unes des équations du modèle sont fournies au fil de la présentation du modèle mais l'essentiel de sa description restera littéraire. C'est un des avantages de ce type de modèle de pouvoir être presque complètement décrit sous cette forme.

### Simulation d'une année-type : les premières étapes

Au début d'une période type, on dispose de la population d'individus et de la population de postes. Une partie des individus sont au chômage et certains postes peuvent être vacants, les autres étant occupés.

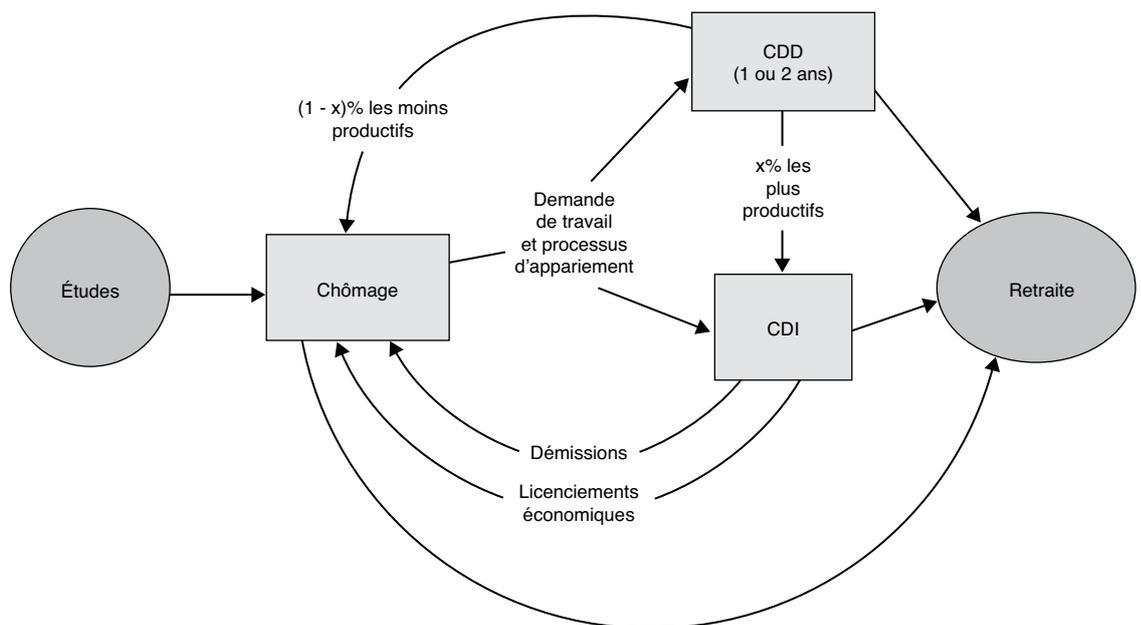
La première étape consiste à faire vieillir d'un an l'ensemble de la population et à simuler un certain nombre de séparations spontanées ou exogènes. L'âge et les durées en emploi et au chômage sont incrémentés d'une année. Les travailleurs qui arrivent à l'âge de la retraite quittent leurs emplois qui deviennent vacants. Il existe aussi un flux de démissions volontaires à tous les âges. Ces démissions sont simulées par tirage aléatoire selon une probabilité fixe  $\delta$ . On simule enfin les fins de CDD. À ce stade, les CDD ne sont introduits dans le

modèle que pour en accroître le réalisme, mais leur gestion reste essentiellement exogène. Les fins de CDD peuvent prendre la forme de séparations, de renouvellements ou de transformations en contrat à durée indéterminée (CDI). Le partage entre les trois types de fins de CDD se fait en fonction de leur rentabilité pour l'employeur. Les employés en CDD les plus productifs voient leur contrat transformé en CDI, les contrats des employés les moins productifs ne sont pas reconduits. Entre les deux, pour des employés moyennement productifs les CDD peuvent être renouvelés pour une période d'un an. Chacune de ces fins possibles de CDD concerne un tiers des contrats en cours. Ce pourcentage permet d'obtenir des taux de CDD et des durées d'emploi cohérents avec ce qui est observé.

Les départs en retraite sont ensuite compensés par des entrées sur le marché du travail, qui vont consister à ajouter un certain nombre de nouveaux individus dans la base. On leur attribue des caractéristiques individuelles, principalement un âge, un niveau de qualification et des efficacités potentielles sur les quatre types d'emplois (nulles pour les emplois de niveau supérieur à leur qualification).

Par défaut, le modèle vise à simuler des régimes stationnaires. Les flux d'entrée sont donc calibrés pour compenser les flux de sortie, mais cette hypothèse peut faire l'objet de variantes :

Graphique I  
Principaux flux simulés par le modèle



Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.

une des variantes que l'on examinera plus loin est précisément une variante démographique d'intensification temporaire des entrées sur le marché du travail (arrivée de classes d'âge nombreuses).

Une fois réalisés ces premiers ajustements, on procède à la simulation des licenciements résultant de chocs de productivité ou de coût du travail. Le principe de cette étape est le suivant. Pour chaque poste occupé, on définit le taux de marge égal à la différence relative entre la production en valeur, qui est le produit de l'efficacité de son occupant par le prix du bien composite qu'il produit, et le coût du travail, charges sociales comprises.

$$Tx\_marge = (Production\ en\ valeur - Coût\ du\ travail) / Production\ en\ valeur$$

$$= 1 - (Salaire + Charges\ sociales) / (Efficacité * Prix)$$

Ce taux de marge est le pendant de la fonction de profit des employeurs dans les modèles théoriques d'appariements usuels (3). À la différence de ces modèles, l'employeur considère toujours ici le taux de marge instantané et ne fait pas d'optimisation intertemporelle. Ceci permet de garder, pour ce modèle encore exploratoire, une modélisation simple et facile à manipuler mais relativement réaliste.

Pour l'année  $t$ , avant toute négociation salariale, ce taux de marge peut se trouver modifié sous l'effet de quatre facteurs :

- des chocs de productivité affectant l'efficacité des individus sur le poste qu'ils occupent,
- l'évolution exogène du prix du bien ; on peut par exemple simuler un choc négatif sur la valeur

3. Pour une revue de littérature sur ces modèles on se référera à Rogerson, Shimer and Wright (2005).

## Encadré 2

### PSEUDOCODE DU MODÈLE

Création tableaux initiaux d'individus et de postes

si taux de marge inférieur à seuil

Création liens entre individus en emploi et postes occupés

licenciement (avec risque fonction décroissante du taux de marge)

pour  $n$  années

*Négociation salariale*

*Viellissement et séparations spontanées*

pour chaque poste occupé

pour chaque individu

négociation nouveau salaire

incrémentation âge et ancienneté dans statut courant

*Ajustement final de l'emploi*

si en emploi

pour chaque qualification

départ en retraite si âge > âge de la retraite

démission selon probabilité exogène

si fin de CDD, sortie d'emploi ou transformation en CDI

calcul taux de marge moyen sur cette qualification

dans tous les autres cas, maintien du statut antérieur

calcul cible d'emploi fonction du taux de marge et des débouchés

Simulation des chocs de productivité

calcul nombre de postes occupés et vacants

si nombre de postes occupés > cible d'emploi

simulation licenciements supplémentaires

sinon

*Renouvellement population*

pour chaque qualification

génération nouveaux entrants et de leurs caractéristiques

si cible d'emploi > postes occupés + postes vacants

création postes vacants additionnels

création listes des chômeurs susceptibles d'être recrutés

*Licenciements économiques*

mise à jour paramètres institutionnels (Smic et charges sociales)

mise à jour prix du bien composite associé à chaque qualification

pour chaque poste occupé

calcul coût du travail avec nouveaux paramètres institutionnels

calcul taux de marge sur le poste

calcul nombre d'appariements effectifs

pour chaque poste à appairer

tirage de l'individu apparié dans la liste de chômeurs

affectation au poste et attribution salaire d'embauche

*Calcul et édition des statistiques d'intérêt pour l'année en cours*

du bien produit par les non qualifiés sous l'effet de la concurrence des pays à bas salaires,

- l'éventuel rattrapage par le Smic, pour les moins qualifiés,

- l'effet, s'il y a lieu, des modifications des barèmes de charge.

Le modèle simule ces quatre éléments, ce qui permet de mettre à jour la marge que l'employeur réalise sur ce poste. Un licenciement intervient alors si ce taux de marge devient trop faible. Plus précisément, on définit deux seuils : *Marge\_min* et *Marge\_ref*. Il n'y a aucun licenciement tant que la marge reste supérieure à *Marge\_ref*. Puis, la probabilité de licenciement croît au fur et à mesure que la marge s'abaisse pour devenir égale à 1 lorsque l'on franchit le seuil *Marge\_min*. *Marge\_min* définit par conséquent le « point de menace » de l'employeur lors de la négociation salariale puisqu'un individu évitera de négocier un salaire auquel il est certain de se faire licencier.

Une fois simulés ces licenciements économiques, il reste en emploi des individus dont la productivité est jugée suffisante par l'employeur. Pour ces *insiders*, on suppose qu'une négociation salariale peut avoir lieu. Elle conduit à un salaire négocié compris entre le salaire de l'année précédente et le salaire maximal acceptable par l'employeur, c'est-à-dire celui qui le laisse avec la marge *Marge\_min*. Leur pondération dépend du taux de chômage qui affecte le pouvoir de négociation du salarié : plus le chômage est faible, plus le salarié prend le risque de négocier un salaire élevé. Formellement, le résultat de la négociation s'écrit :

$$\text{Salaire}(t) - \text{Salaire}(t - 1) = \lambda * \beta(\text{Tx\_cho}(t)) * (\text{Salaire\_max} - \text{Salaire}(t - 1))$$

où  $\beta$  est une fonction sigmoïde du taux de chômage décroissant de la valeur 1 pour un chômage nul à la valeur zéro pour un niveau de chômage *Tx\_ref*. Au-delà de cette valeur on suppose que toute négociation à la hausse du taux de salaire s'interrompt. Le paramètre  $\lambda$  est un paramètre additionnel décrivant l'intensité de la négociation, *i.e.* la part de l'écart entre son salaire courant et son salaire cible que le salarié arrive à combler à chaque date. L'effet du taux de chômage dans cette équation correspond à la fois à l'effet Phillips des modèles macroéconométriques usuels et à l'effet du comportement d'optimisation intertemporelle qu'on trouve

dans les modèles de négociation salariale, dans lesquels le chômage incite le salarié à prendre moins de risque lors de la négociation salariale.

On notera que cette modélisation implique un taux de marge de l'employeur décroissant avec l'ancienneté du salarié, une fois passée la période initiale au cours de laquelle l'employeur découvre les productivités effectives des individus qu'il a embauchés. Plus le salarié reste longtemps en emploi, plus son salaire est élevé à productivité donnée et plus faible est le taux de marge de l'employeur. On notera aussi que ce processus exclut toute flexibilité du salaire à la baisse. L'ensemble de ces hypothèses est bien sûr à discuter et pourra faire l'objet d'ajustements ultérieurs. C'est précisément l'un des avantages de cette forme de modélisation que de laisser une grande marge de manœuvre pour affiner la représentation du comportement des agents et la faire mieux coller aux comportements réellement observés, sans les contraintes de calculabilité qui s'imposent aux modèles théoriques ou à agent représentatif.

## Créations de postes et appariement

Au terme de cette première série d'étapes, l'emploi est nécessairement plus bas que celui de l'année antérieure. La dernière étape de la simulation consiste à ajuster cet emploi aux besoins de l'année courante en générant des recrutements ou, très éventuellement, des séparations additionnelles. Cet ajustement est fait qualification par qualification, en partant de la plus élevée, ce qui peut permettre la simulation du déclassement, même si cette possibilité n'est pas exploitée dans la version du modèle présentée ici.

Pour chaque qualification/produit, une production cible est d'abord calculée. Elle correspond à la production de l'année précédente, corrigée d'un ou deux facteurs parmi trois facteurs possibles : un facteur de type « classique », et l'un ou l'autre de deux facteurs « keynésiens » (dépression ou stimulation).

Le facteur « classique » est lié à la différence entre le taux de marge moyen courant et le taux *Marge\_ref*. Si le taux de marge moyen sur la qualification considérée est au-dessous (resp. au-dessus) de cette référence, la capacité de production désirée est plus basse (resp. plus haute) que la production de l'année précédente. Il s'agit d'un effet du taux de marge sur l'emploi qui s'ajoute au canal microéconomique

présenté à la section précédente, qui ne jouait que sur les destructions : son ajout permet que l'augmentation de la profitabilité se traduise par des créations d'emplois.

Les deux facteurs « keynésiens » ne jouent jamais de manière simultanée. Le premier est un facteur limitant la demande de manière supposée exogène (dépression keynésienne). Le second facteur permet inversement de rendre compte d'une stimulation exogène de la demande qui a pour effet d'augmenter la demande de travail au-delà de ce qu'un écart positif de taux de marge dicterait naturellement.

En combinant facteurs classiques et keynésiens, la production cible s'écrit :

$$Prod\_cible(t) = Prod(t-1) * \min(1 + frein, (1 + accel) * (1 + \mu * (Marge(t-1) - Marge\_ref)))$$

où  $\mu$  est un paramètre ayant été calibré provisoirement à la valeur de 0,2.

En simulation de référence, les deux facteurs keynésiens sont inopérants : par défaut le modèle est en régime classique, ce qu'on réalise en mettant le facteur *accel* à zéro et le facteur *frein* à une valeur arbitrairement élevée.

Une fois établie la cible de production désirée, une cible d'emploi est calculée en divisant la cible de production par l'efficacité moyenne des *insiders*. La règle de détermination de la l'emploi désiré se rapproche donc de la condition de libre-entrée des modèles théoriques d'appariement, surtout dans le cas classique. En effet, cette condition stipule que de nouveaux postes sont créés tant que les profits réalisés lors de l'appariement sont plus importants que le coût d'ouverture du poste.

Une fois l'emploi-cible calculé, on distingue deux situations :

- L'emploi-cible peut être plus faible que l'emploi résultant des séparations précédentes. En pratique, cette situation est relativement rare. Si on est dans ce cas, le modèle simule des séparations additionnelles, visant en premier lieu les salariés sur lesquels la marge est la plus faible, et ce, jusqu'à ce que l'emploi-cible soit atteint.

- Si l'emploi-cible est au contraire supérieur à l'emploi résultant des premières étapes, on simule une vague d'embauches par appariements

entre les postes correspondants et les individus actuellement sans emploi. Ceci peut d'abord supposer de créer de nouveaux postes vacants si la cible globale d'emploi est supérieure à la somme des emplois occupés et des postes laissés vacants par les premières étapes de la simulation. Du côté des individus, on exclut de l'appariement les individus venant juste d'être mis au chômage. On répertorie donc les individus au chômage depuis plus d'un an. On retient un nombre effectif d'appariements égal au maximum du nombre de postes à pourvoir et d'une fraction de ce stock de chômeurs appariables. Il s'agit donc d'une fonction d'appariement de type  $\text{Min}(V, \theta U)$ , où  $V$  est le nombre de postes à apparier,  $U$  le nombre de chômeurs appariables à ces postes et où le paramètre  $\theta$  mesure l'efficacité du processus d'appariement. Une fois défini le nombre d'appariements, on sélectionne aléatoirement les individus qui en bénéficieront. Si le taux d'appariement est trop faible ou le nombre de postes à pourvoir trop important, ceci peut conduire à ne pas complètement satisfaire la demande de travail (4).

Comment est déterminé le salaire pour chaque nouvel appariement ? On suppose que l'employeur ne peut pas observer l'efficacité de l'individu au moment du recrutement. Ce n'est qu'au bout d'un an qu'elle lui sera connue conduisant à un licenciement économique si elle s'est avérée trop faible. Ceci conduira à une assez forte concentration de ces licenciements économiques sur les individus de faible ancienneté. En l'absence d'information initiale sur la productivité, le recrutement se fait à un salaire forfaitaire pour les individus qui n'ont jamais été employés (le Smic pour les non qualifiés et des multiples de ce Smic pour les autres qualifications). Pour les individus ayant déjà travaillé, le salaire d'embauche est calculé en appliquant une décote au dernier salaire de l'emploi précédent. Par ailleurs, le type de contrat, CDD ou CDI, du nouvel appariement est tiré de manière aléatoire.

Contrairement à certains modèles théoriques d'appariement, le chômeur qui se voit proposer un poste l'accepte systématiquement. En effet, pour lui tous les postes sont équivalents, il n'a donc pas de raison de refuser une opportunité d'autant que, en l'état, le modèle ne simule aucune prestation de remplacement pour les individus qui sont hors de l'emploi.

4. Si la demande de travail est durablement en excès, le taux d'appariement des chômeurs est constant. Il n'est alors pas affecté par la politique puisqu'il est exogène. Le chômage frictionnel est invariant aux politiques envisagées.

Ce processus d'embauche clôt la simulation de l'année courante. Au terme de cette étape, la population en emploi est composée de deux sous-populations. La première est un stock d'actifs occupés d'ancienneté supérieure à un an qui ont renégocié leur salaire au cours de l'année écoulée. Cette négociation les a éventuellement rapprochés de la zone à risque en matière de licenciement économique. La seconde sous-population est composée de nouveaux recrutés dont on ne sait pas encore si l'emploi va s'avérer économiquement assez profitable pour l'employeur. L'ensemble de ce processus est ensuite itéré année après année.

### **En amont d'une simulation : la construction de deux populations artificielles**

Avant de procéder à cette simulation itérative, il faut évidemment disposer d'un état initial de la population d'individus et de postes. Ceci correspond aux deux premières lignes du pseudo-code de l'encadré 2.

Comment cette initialisation se fait-elle ? Une solution serait de directement partir d'une base de données microéconomiques observées par enquête ou collecte administrative. Cette solution n'a pas été retenue pour deux raisons. La première est que de telles données n'auraient aucune raison de correspondre à une situation d'équilibre du marché du travail. Or l'ambition du modèle n'est pas de réaliser des projections d'évolutions du marché du travail à partir d'un état initial observé, mais plutôt de procéder à des variantes analytiques, c'est-à-dire la simulation de transitions entre états d'équilibres associés à différents contextes économiques ou législatifs. La deuxième raison est qu'au moins une partie des données individuelles requises sont des données par nature inobservables, à savoir les productivités non seulement sur le poste actuellement occupé mais sur les différents types d'emplois alternatifs. Mobiliser des données d'enquêtes n'apporterait pas d'information directe sur cet élément crucial du modèle.

Ces deux raisons ont conduit à opter plutôt pour la constitution d'un échantillon de départ artificiel. L'échantillon qu'il s'agit de constituer doit correspondre à une situation d'équilibre stochastique du modèle, c'est-à-dire une situation où les situations individuelles sont en mouvement continu, mais dont la structure agrégée est constante. La procédure retenue est en deux temps. On construit d'abord un échantillon

d'individus et de postes appariés qui essaye d'approximer au mieux la situation d'équilibre qu'on veut atteindre. Ceci comprend les sous-étapes suivantes :

- constitution de la population d'individus par qualification, avec des effectifs à peu près proportionnés aux effectifs réels,
- affectation à ces individus des efficacités pour les différents types d'emplois possibles,
- répartition des individus sur les postes ou au chômage. Les individus en emploi de qualification  $k$  seront donc soit affectés à des emplois correspondant à leur qualification, soit en non-emploi. Le nombre de postes de chaque type est une grandeur que l'on se donne au départ. À qualification donnée, l'affectation initiale sur les postes se fait totalement au hasard.

Cet appariement ayant été fait, on peut calculer une production globale par type d'emploi en sommant les efficacités des occupants de ces emplois. On suppose que, dans cet état initial, la marge est la même sur chaque poste et égale à la marge de référence *Marge\_ref*. Pour chaque qualification on choisit alors un prix correspondant aux coûts du travail observés empiriquement, augmentés de ce taux de marge de référence. On en déduit des productions en valeur par poste et des salaires par individu en emploi.

Au terme de cette étape, on dispose d'un jeu de données complet mais qui ne correspond pas nécessairement à une situation d'équilibre. On arrive à une situation d'équilibre en effectuant un certain nombre d'itérations du modèle à paramètres constants, jusqu'à stabilisation des caractéristiques macroéconomiques de la population. La convergence s'obtient en général en quelques dizaines d'itérations. C'est à partir de cette stabilisation que démarre la simulation des variantes proprement dite.

### **Dernière étape : le calibrage du modèle**

Une fois le modèle spécifié et programmé avec des valeurs arbitraires de ses paramètres, il reste à optimiser ces valeurs pour rendre au mieux compte des caractéristiques structurelles du marché du travail. Cette étape de calibrage est en fait l'opération la plus longue et la plus problématique. Elle nécessite de nombreux tâtonnements. Le but n'est pas d'aligner exactement le modèle sur les conditions d'une année donnée, puisque ce qu'il simule est un équilibre stochas-

tique qui n'est pas observé dans la réalité. Mais on essaye néanmoins de rendre la simulation de référence proche des caractéristiques actuelles du marché du travail, en prenant pour référence l'année 2006 - y compris donc la législation de cette année 2006 en matière de salaire minimum et de charges sociales.

Dans un premier temps, ce calibrage nécessite de préciser ces caractéristiques dont on cherche à rendre compte. La première attente en matière d'ajustement est évidemment que le modèle débouche sur un chômage d'équilibre correspondant au taux de chômage observé. On souhaite également reproduire le salaire moyen et le taux de CDD. On souhaite encore que le modèle rende compte d'un certain nombre d'aspects de la dynamique du marché du travail. Plus précisément, on cherche à reproduire l'ancienneté moyenne dans l'emploi et au chômage. Pour chacune de ces variables, on vise à la fois un ajustement global et pour les différents groupes, tels que le taux de chômage des cadres, des non qualifiés. *A minima*, lorsqu'un calage quantitatif précis n'a pas pu être atteint, on a au moins cherché à respecter la hiérarchie des valeurs observées pour ces différents groupes. On s'attache également à reproduire la distribution des bas salaires afin d'avoir une bonne représentation des employés ciblés par les politiques d'allègement de charges.

On aurait également pu s'intéresser aux distributions d'autres grandeurs (ancienneté, durée de chômage, etc.). Les caractéristiques de ces distributions (écart type, médiane, etc.) ne sont pour l'instant pas un output principal du modèle mais pourraient le devenir facilement puisqu'il suffit de les tabuler en sortie des simulations.

Sur cette base, le calage du modèle consiste à choisir les paramètres de sorte que les grandeurs simulées par le modèle soient aussi proches que possible de cibles observées. Il s'agit donc d'une méthode d'inférence indirecte, et plus exactement de moments simulés. Toutefois, étant donné la grande dimension de notre modèle, on n'applique pas cette méthode au sens strict. Elle combine des reconstitutions directes de paramètres « quasi-observés », le choix d'ordres de grandeur approximatifs pour des paramètres pour lesquels on pense disposer d'*a priori* raisonnables, et enfin l'inférence indirecte proprement dite pour quelques paramètres clés et mal connus *a priori*. Ce dernier ensemble comprend huit paramètres, choisis pour minimiser un écart quadratique pondéré entre observations et simulations pour cinq grandeurs principales qui sont

les taux de chômage, les salaires moyens, l'ancienneté moyenne dans l'emploi et les proportions de salariés rémunérés en dessous de 1,3 et 1,6 Smic. Chacune de ces grandeurs étant elle-même désagrégée par qualification, ceci représente un total de 20 cibles sur lesquelles se fait l'ajustement. Ceci n'est que faiblement supérieur au nombre de paramètres et on aurait pu choisir d'optimiser l'écart à un nombre de cibles plus important, mais notre choix a l'avantage de focaliser la qualité du calibrage sur un certain nombre de caractéristiques-clés dont la bonne reconstitution semble prioritaire.

Les détails complets de cette procédure de calibrage sont donnés en annexe 1. On se borne ici à indiquer le résultat obtenu en termes d'ajustement des principales caractéristiques du marché du travail (tableaux 1A et 1B). Dans l'ensemble, les caractéristiques simulées se comparent assez bien à celles du marché observé, particulièrement pour les taux de chômage et les salaires. Compte tenu du caractère expérimental du modèle et de sa méthode d'estimation, il est néanmoins normal d'observer des écarts que des versions ultérieures devront s'attacher à réduire. Parmi les points qui restent insatisfaisants, on notera la surestimation des durées en emploi pour les qualifications les plus élevées. Ceci est dû au fait que le modèle ne simule pas les transitions d'emploi à emploi. De plus, il y a un arbitrage entre le taux de chômage des faibles qualifications (NQ et BQ), leurs salaires et la proportion d'individus en dessous des seuils d'allègement de charge (1,3 Smic et 1,6 Smic). À ce stade, il n'a pas été possible d'atteindre simultanément les trois cibles. On a privilégié le taux de chômage et les salaires par rapport aux proportions de salariés sous les seuils (en sous-pondérant cette variable dans la fonction objectif).

## Examen de quelques variantes-types

Globalement, ce calibrage reste très préliminaire : un calibrage plus approfondi conduirait d'ailleurs sans doute à revenir sur certains des choix de spécification du modèle, ce qui est laissé à des travaux ultérieurs. Ce calibrage provisoire permet néanmoins de commencer à illustrer la gamme de résultats pouvant être fournis par ce type de modèle. On s'est intéressé à trois variantes de choc par rapport au compte central : une variante démographique et deux variantes de politique économique.

La variante démographique consiste à simuler une hausse permanente du flux d'entrées sur le marché du travail. On supposera que les flux d'entrée sont augmentés de 25 % par rapport au scénario de référence. Cette variante vise principalement à vérifier la stabilité du modèle.

Les deux variantes de politique économique sont des variantes qui modifient les coûts du travail. La première est une hausse du Smic, porté de 1 200 à 1 300 euros. On suppose que cette hausse se fait de manière linéaire sur dix années. Cette variante illustre la possibilité donnée par le modèle d'étudier des mécanismes de diffusion des hausses de Smic aux salaires supérieurs, possibilité qui n'est pas offerte à un niveau aussi fin par les autres approches avec agent représentatif.

La seconde variante de politique économique vise à tester la contribution à l'emploi des allègements de charge. Pour ce faire, puisque le calage porte sur une période avec allègements, la variante consiste à imaginer leur réduction ou leur suppression. Le scénario « allègements réduits » consiste à imaginer un retour aux allègements dits « Juppé » qui prévalaient en 1998. Le scénario de suppression consiste à revenir aux cotisations uniformes d'avant 1993. La comparaison entre réduction et suppression totale per-

mettra d'illustrer l'idée que les effets des allègements sont non linéaires. On examinera divers aspects ou sous variantes de ces deux scénarios. On tirera notamment avantage de la possibilité de comparer les trajectoires individuelles des variantes et du scénario de référence pour examiner la présence d'effets de trappe à bas salaires. On comparera également les effets des allègements en contexte keynésien et classique.

Ces exemples de politiques économiques ont été choisis en fonction de leur intérêt intrinsèque et aussi de la capacité du modèle à les traiter. Les politiques de l'emploi s'appuyant sur une modification de l'offre de travail, comme la prime pour l'emploi (PPE) ou le revenu de solidarité active (RSA), ne peuvent pas être évaluées par le modèle en son état actuel puisque l'offre de travail est inélastique. Des politiques modifiant la protection de l'emploi pourraient être simulées mais avec des hypothèses sur l'évolution du taux de marge de référence, reproduisant l'évolution des coûts de licenciement qui ne sont pas explicites dans le modèle. *A priori*, la politique de réduction du temps de travail (RTT) pourrait aussi être simulée au moyen d'hypothèses sur l'évolution de la productivité, mais il serait certainement plus raisonnable d'introduire une demande d'heures travaillées dans le modèle.

Tableau 1  
Comparaisons simulations/observations

**A - Principales variables par qualification**

	Taux de chômage (%)	Salaires (euros)	Stock de CDD (%)	Ancienneté au chômage (année)	Ancienneté en emploi (année)
<b>Simulé</b>					
Non qualifiés	23,4	1 587	13,14	1,20	7,96
Basses qualifications	15,5	1 881	7,62	1,21	9,67
Professions intermédiaires	12,4	2 463	9,49	1,20	12,88
Cadres	10,4	4 202	7,45	1,32	16,03
<b>Observé</b>					
Non qualifiés	23,8	1 496	12,6	1,11	7,71
Basses qualifications	16,2	1 760	6,5	1,08	10,84
Professions intermédiaires	10,5	2 324	6,4	1,03	10,97
Cadres	8,3	4 116	4,3	1,04	11,13

**B - Distribution des salaires en dessous des seuils d'allègement de charge**

	< 1.3 Smic	< 1.6 Smic
Simulé	25,7	47,6
Observé	21,6	47,0

Lecture : pour le calcul du taux de chômage la population active est limitée aux employés du secteur privé et aux chômeurs.  
Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.  
Source : DADS et enquête emploi, calculs des auteurs.

Toutes les simulations portent sur une population représentant à peu près 1/500<sup>ème</sup> de l'emploi salarié privé, à savoir 33 000 individus. Même avec un effectif aussi élevé, les résultats présentent une certaine variabilité stochastique, comme pour tout modèle de microsimulation. Leur lecture doit en tenir compte.

### Choc démographique

Le choc démographique se traduit par une augmentation de la population en âge de travailler de 12,5 % (5). Le modèle donne un message cohérent avec l'idée que ce type de choc démographique a un effet au plus transitoire sur le chômage, qui s'atténue ensuite : à long terme, le choc démographique se traduit uniquement par un changement d'échelle du marché du travail, sans modification de ses caractéristiques (cf. tableau 2). L'effet à court terme sur le taux de chômage global est d'environ 0,7 point. Il s'agit d'un effet modéré, compte tenu de l'ampleur du choc qui est simulé. Cet effet est proche de celui trouvé par Ouvrard, Rathelot et Simon (2008) à l'aide une maquette macroéconomique (6).

On notera que l'impact de ce choc démographique ne se limite pas à l'augmentation de l'offre de travail. Il conduit aussi à son rajeunissement. Or l'efficacité augmente avec l'âge, l'efficacité de l'ensemble de la population est donc plus faible dans ce scénario que dans le scénario de référence. Au-delà du chômage frictionnel généré par le surplus d'entrées, un surplus de chômage de type « classique » apparaît également.

Par quels canaux se fait le retour du chômage à son niveau d'équilibre ? Le canal auquel on pense le plus spontanément est l'impact de la flexion salariale sur les créations d'emploi. Dans le calibrage retenu ici, il s'avère que cet effet reste virtuel car l'emploi effectif reste contraint par le processus d'appariement. L'effet favorable de la flexion salariale transite donc essentiellement par la moindre fréquence des

séparations. De ce fait il y a moins de *turnover* sur les postes. D'autre part, à *turnover* donné, le flux plus élevé d'arrivants sur le marché du travail rend l'appariement plus facile pour les employeurs.

Ces effets n'épuisent évidemment pas les mécanismes par lesquels le marché du travail se rééquilibre après un choc démographique. La dynamique du retour à l'équilibre apparaît par ailleurs assez lente, ce qui peut suggérer diverses améliorations de la spécification du modèle et de son calibrage. En particulier, les calibrages ultérieurs devront parvenir à un meilleur équilibre entre les différents canaux de transmission des effets de la modération salariale.

### Augmentation du salaire minimum à productivité inchangée

La variante de hausse du salaire minimum consiste en une augmentation de 8 % (de 1 200 à 1 300 euros), cette hausse étant étalée sur dix années. On rappelle qu'il s'agit bien sûr d'une hausse toutes choses égales par ailleurs, par exemple sans modification de l'efficacité du travail. La hausse du coût du travail a d'abord un effet sur l'emploi au niveau microéconomique : un resserrement de l'écart productivité/coût du travail accroît le risque de licenciement.

La hausse est simulée dans un contexte macroéconomique classique : il n'y a aucune contrainte keynésienne sur la demande de travail. Dans ce régime, la hausse du salaire minimum peut aussi déprimer la création de postes, lorsque le taux de marge moyen baisse fortement. Ce canal macroéconomique joue essentiellement sur l'embauche. On a mentionné à propos de la variante démographique le fait que ce canal

5. Ce choc est progressif : pendant 20 ans, la population active augmente de 0,6 % par an.

6. Un choc démographique progressif d'une ampleur totale de 1 point a un effet de l'ordre de 0,1 point de chômage.

Tableau 2  
Effets du choc démographique (en déviation absolue)

	Après 5 ans	Après 15 ans	Après 40 ans
Emploi (en milliers)	401	1 295	1 722
Taux de chômage global (en points)	0,7	0,4	- 0,2
Salaire mensuel moyen (en euros)	- 30	- 63	52

Lecture : les effets sont mesurés en déviation absolue par rapport au scénario de référence. Ils sont moyennés sur 5 ans autour de l'horizon considéré afin d'obtenir une mesure robuste aux aléas du modèle. De la troisième année à la septième année après le début du choc démographique, le taux de chômage est en moyenne supérieur de 0,7 points dans la variante par rapport au scénario de référence.

Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.

Source : calculs des auteurs.

soit dans la pratique neutralisé du fait de la prédominance de la contrainte d'appariement dans le calibrage retenu. Il en est de même pour cette variante et les variantes d'allègements de charge présentées à la suite. On précise aussi que d'éventuels effets de revenu sont absents des simulations (cf. tableau 3).

Augmenter le salaire minimum de 8 % dans un régime classique a un effet négatif sur l'emploi. Cet effet augmente progressivement pour atteindre - 100 000 emplois à long terme (30 ans après le début du choc). L'effet se concentre sur les travailleurs non qualifiés et peu qualifiés. 90 % des pertes d'emploi concernent les travailleurs non qualifiés. L'ordre de grandeur obtenu s'inscrit dans la fourchette généralement retenue. Une revue de littérature proposée en 1999 (CSERC, 1999) estimait par exemple qu'une hausse de 1 % du Smic cause une perte d'emplois comprise entre 4 000 et 20 000. La hausse envisagée ici est de 8,33 %, la fourchette à viser est donc plutôt des pertes d'emploi de 32 000 à 160 000 et nos chiffres cadrent bien avec cette fourchette.

Le modèle permet d'évaluer l'impact de cette mesure sur la dynamique des salaires, avec tout de même une certaine réserve dans la mesure où le calibrage de la dynamique des négociations salariales a été moins exigeant que le calibrage des éléments statiques du modèle. À long terme, les salaires augmentent en moyenne de 9 euros. Pour les non qualifiés, cette augmentation est légèrement supérieure (13 euros), avec un point culminant aux alentours de 20 euros. Comme on pouvait s'y attendre, on observe un fort tassement des salaires au niveau du Smic (cf. graphique II).

Deux facteurs expliquent que la hausse des salaires effectifs soit beaucoup plus faible que la hausse du Smic. Le premier est que la hausse du chômage fait perdre du pouvoir de négocia-

tion aux employés. Le second est que, en l'état, la diffusion automatique des hausses de Smic aux salaires supérieurs transite uniquement par l'effet des allègements de charge : le niveau du seuil d'extension des allègements augmentant avec le Smic, les allègements sont plus généreux à salaire donné, ce qui donne de la marge à la négociation salariale. Il ne s'agit que d'un aspect très particulier du mécanisme de diffusion. Une diffusion automatique par effet de grille salariale serait à rajouter au modèle - avec pour conséquence induite de renforcer l'effet négatif de ces hausses de Smic sur l'emploi. La faiblesse de diffusion automatique de la hausse du Smic explique pourquoi l'effet simulé sur les salaires est relativement plus faible que l'ordre de grandeur généralement admis (CSERC, 1999).

### Variantes d'allègements de charges

On s'intéresse enfin aux diverses variantes relatives aux allègements de charges, en se concentrant principalement sur le régime classique (cf. encadré 3). On rappelle que, dans le calibrage, la forme des allègements retenus est celle en vigueur depuis 2006 : le taux de cotisation patronale est de 14 % au niveau du Smic et il augmente jusqu'à 40 % au niveau de 1,6 Smic. Ces allègements sont qualifiés d'allègements « Fillon ». Dans une première sous variante, on simule une disparition totale échelonnée sur dix années. Dans une seconde sous variante, on considère une disparition partielle, consistant à revenir à la situation de 1998 dans laquelle les allègements sont de 18 % au niveau du Smic et nuls au-delà de 1,3 Smic. Cette seconde variante est envisagée avec deux calendriers : soit une disparition progressive en dix années, soit une disparition brutale.

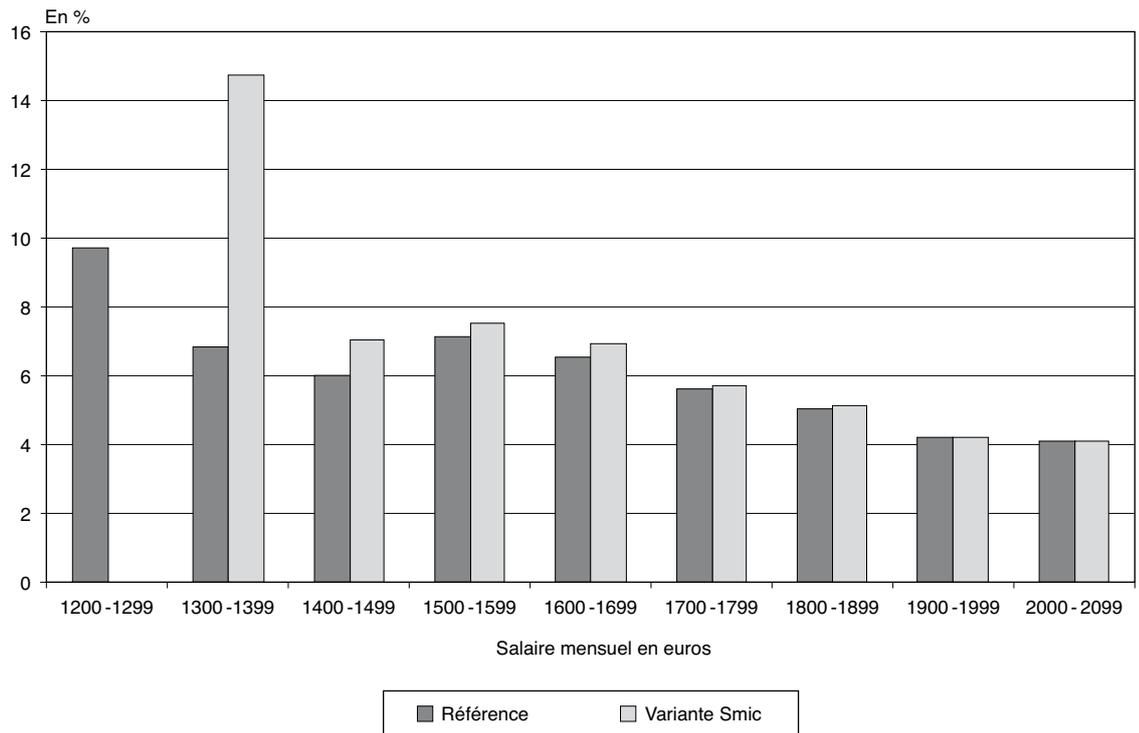
Les effets obtenus (cf. tableau 4 et figure III) cadrent-ils avec les estimations déjà existantes ?

Tableau 3  
Effets d'une hausse du salaire minimum (en déviation absolue)

	Après 5 ans	Après 10 ans	Après 30 ans
Emploi (en milliers)	- 24	- 87	- 96
Taux de chômage global (en points)	0,15	0,53	0,58
Taux de chômage des non qualifiés (en points)	0,55	1,78	1,94
Salaire mensuel moyen (en euros)	4	11	9
Salaire mensuel moyen des non qualifiés (en euros)	13	21	13

Lecture : les effets sont mesurés en déviation absolue par rapport au scénario de référence. Ils sont moyennés sur 5 ans autour de l'horizon considéré afin d'obtenir une mesure robuste aux aléas du modèle. De la troisième année à la septième année après le début de la hausse du Smic, le taux de chômage est en moyenne supérieur de 0,15 points dans la variante par rapport au scénario de référence.  
Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.  
Source : calculs des auteurs.

Graphique II  
Évolution de la distribution des bas salaires (variante Smic, régime classique)



Lecture : dans le scénario de référence, environ 9,7 % des salariés ont un salaire compris entre 1 200 et 1 300 euros. Avec un salaire minimum remonté à 1 300 euros, cette tranche disparaît. Le nombre de salariés rémunérés entre 1 300 et 1 400 euros monte en revanche à près de 14,7, contre 6,8 % dans la situation initiale. L'ampleur de cet effet de concentration s'explique par le fait que, en l'état, le modèle ne simule que très peu d'effets de diffusion des hausses.

Champ : salariés du secteur privé.

Source : calculs des auteurs.

### Encadré 3

#### MISE EN PLACE DES ALLÈGEMENTS DE CHARGES EN RÉGIME KEYNÉSIEEN OU CLASSIQUE

Le modèle permet de comparer les effets des allègements de charge en situations de chômage classique ou keynésien. Contrairement à ce qui est fait dans le texte, il est plus intéressant de comparer ces deux contextes pour une période de mise en place de ces allègements plutôt que pour des scénarios de démantèlement. On simule cette fois-ci une extension

des allègements de charge depuis les allègements « Juppé » jusqu'aux allègements de type « Fillon ».

Dans le scénario classique, on retrouve les créations d'emploi à long terme qui sont le symétrique approximatif des destructions auxquelles on assistait dans les scénarios de démantèlement (cf. tableau). Mais le pro-

#### Effets différenciés des allègements de charge selon le contexte macroéconomique

	Environnement classique			Environnement keynésien		
	Après 5 ans	Après 10 ans	Après 0 ans	Après 5 ans	Après 10 ans	Après 30 ans
Emploi (en milliers)	236	365	326	39	112	109
Chômage global (en points)	- 1,4	- 2,2	- 2,0	- 0,2	- 0,7	- 0,7
Chômage des non qualifiés (en points)	- 2,4	- 4,4	- 3,6	- 0,4	- 1,6	- 1,4
Salaire mensuel moyen (en euros)	- 6	23	29	0	8	15
Salaire mensuel moyen des non qualifiés (en euros)	11	92	105	3	28	49

Lecture : En régime classique, le passage d'allègement de type « Juppé » à des allègements de type « Fillon » conduit à la création de 236 000 emplois au bout de 5 ans. L'effet n'est que de 39 000 emplois en contexte keynésien.

Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.

Source : calculs des auteurs.



L'effet des allègements de type Balladur-Juppé est celui qui a été le plus étudié. Nos calculs permettent de le reconstituer par différence entre le scénario de réduction et de suppression totale, soit 200 000 emplois, pour un coût total simulé dans le modèle de 5,3 milliards d'euros. Ce chiffre cadre assez bien avec la fourchette donnée par L'Horty (2006) citée en introduction, qui donnait un intervalle de 100 000 à 600 000 emplois avec un point d'accumulation autour de 200 000 emplois pour une mesure calibrée à 5 milliards d'euros.

On a moins de point de référence pour le nombre d'emplois induits par les allègements actuels, parce que la mise en place de ceux-ci a été associée à celle des 35 heures, ce qui complique beaucoup l'estimation de leurs effets (Crépon, Leclair et Roux, 2005). Un chiffrage souvent cité (COE, 2006) suggère qu'un démantèlement complet des allègements pour-

rait déboucher sur la perte de 800 000 emplois, chiffre obtenu par extrapolation simple des effets mesurés sur les allègements Balladur-Juppé. À court terme, et dans le scénario de démantèlement brutal, le présent modèle débouche sur un chiffre lui aussi élevé, d'environ 550 000 pertes d'emploi (graphique III), mais néanmoins plus faible.

Une des raisons qui peuvent expliquer ce chiffre plus faible est la non-linéarité des effets. L'effet des charges sociales sur le coût global du travail et sur l'employabilité est à son maximum au niveau du salaire minimum, en raison de la rigidité de ce dernier. Il décroît ensuite au fur et à mesure que l'on s'éloigne de ce salaire minimum. La non-linéarité découle aussi de la forme de la distribution des productivités et des salaires : une extension d'ampleur donnée des allègements mord sur une population plus ou moins importante selon l'endroit où elle inter-

#### Encadré 3 (suite)

fil temporel est différent : alors que le démantèlement conduit à des pertes brutales d'emploi qui se résorbent ensuite partiellement, on assiste ici à une montée en régime progressive.

Pour créer un environnement keynésien, on commence par faire régresser la production cible chaque année de 0,3 % par rapport à la valeur de l'année précédente pendant les dix années précédant la mise en place des allègements, ce qui porte la production en début de choc à un niveau environ 3 % inférieur à son potentiel d'équilibre, ce plafonnement restant actif après le choc. Ce scénario keynésien conduit à un nombre initial total d'emplois inférieur d'environ 460 000 unités à

celui du régime classique. Dans le scénario keynésien, les effets des allègements sont encore plus progressifs, et l'effet à long terme est beaucoup plus limité. Cet effet reste néanmoins présent : il tient à ce que le coût du travail affecte la fréquence des licenciements même lorsque la demande globale est contrainte. En réduisant la fréquence des séparations, la baisse des charges limite le chômage frictionnel auquel celles-ci conduisent.

Évidemment, il est artificiel de supposer une contrainte keynésienne maintenue indéfiniment sans autre réaction de politique économique. Les résultats à long terme ne sont donc qu'illustratifs.

Tableau 4

#### Effets d'une suppression progressive des allègements de charge (en déviation absolue)

	Suppression	Après 5 ans	Après 10 ans	Après 30 ans
Emploi (en milliers)	partielle	- 141	- 148	- 133
	totale	- 207	- 366	- 327
Taux de chômage global (en points)	partielle	0,85	0,9	0,8
	totale	1,26	2,22	1,98
Taux de chômage des non qualifiés (en points)	partielle	1,04	1,27	1,11
	totale	2,14	4,44	3,65
Salaire mensuel moyen (en euros)	partielle	1	- 16	- 17
	totale	5	- 21	- 29
Salaire mensuel moyen des non qualifiés (en euros)	partielle	- 6	- 37	- 38
	totale	- 8	- 84	- 106

Lecture : les effets sont mesurés en déviation absolue par rapport au scénario de référence. Ils sont moyennés sur 5 ans autour de l'horizon considéré afin d'obtenir une mesure robuste aux aléas du modèle. De la troisième année à la septième année après le début de l'uniformisation partielle des allègements de charge, le taux de chômage global est en moyenne supérieur de 0,85 points dans la variante par rapport au scénario de référence.

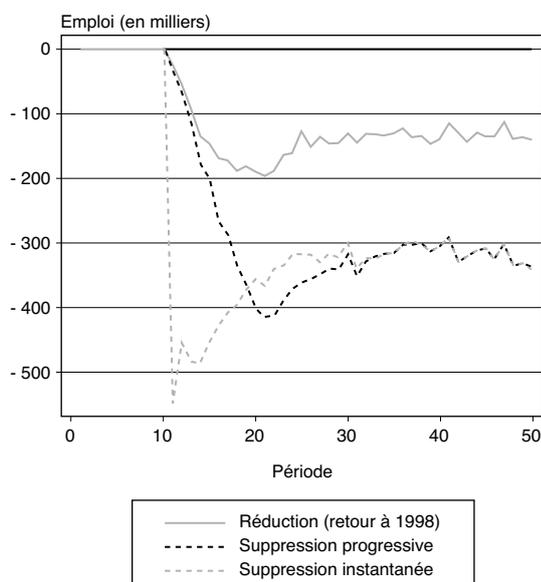
Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.

Source : calculs des auteurs.

vient. C'est l'intérêt de l'approche par micro-simulation de bien intégrer tous ces effets et, dans ce cas d'espèce, la non-linéarité conduit à des rendements décroissants des allègements au fur et à mesure que l'on en étend la zone d'application.

À moyen-long terme, le modèle ajoute d'autres effets modérateurs. Les fortes pertes d'emploi enregistrées à court terme conduisent à une forte modération salariale qui, progressivement, ramène le coût du travail à un niveau moins contraignant. Les propriétés dynamiques du présent modèle n'ont pas été particulièrement approfondies à ce stade, si bien que le délai de résorption qui apparaît sur la figure III ne doit pas être pris au pied de la lettre, mais on voit qu'on est ramené *in fine* aux 330 000 destructions déjà mentionnés plus hauts. Le scénario de disparition progressive conduit au même chiffre à long terme, mais avec un effet transitoire beaucoup plus modéré, de seulement 400 000 pertes d'emploi à la dixième période. La modération salariale commence en effet à produire ses effets avant-même que les allègements n'aient totalement disparu.

Graphique III  
Effet sur l'emploi d'une réduction ou d'une disparition instantanée ou progressive des allègements de charge (cas classique)



Lecture : un démantèlement total et instantané des allègements conduit à 550 000 destructions d'emplois à court terme. Un démantèlement complet mais progressif conduit à des pertes d'un peu plus de 400 000 emplois à la date  $t = 20$ . Le même effet à cet horizon est d'un peu moins de 200 000 emplois perdus si le démantèlement n'est que partiel, c'est-à-dire s'il consiste à revenir aux allègements qui prévalaient en 1998.  
Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.  
Source : calculs des auteurs.

## Allègements et dynamique salariale

Le modèle peut aussi aider à éclairer d'autres questions relatives aux allègements de charge. Par exemple, une objection courante à ces allègements est le fait qu'ils sont susceptibles de générer des trappes à bas salaires. Les salaires après allègements progressent moins vite, car le coût marginal de l'augmentation du salaire pour l'employeur est majoré.

Mais on peut faire valoir à l'inverse que les allègements de charge, en abaissant le chômage et en rehaussant le revenu partageable entre l'employeur et le salarié, peuvent aussi jouer en faveur des salaires. Le démantèlement des allègements devrait conduire à une flexion à la baisse du salaire moyen des non qualifiés (cf. tableau 4). À l'inverse, leur mise en place est donc favorable à ces mêmes salaires, aussi bien à court qu'à long terme.

Cette superposition entre effets de signe opposés peut expliquer la difficulté à faire ressortir cet effet de trappe à bas salaires sur données empiriques. (Audenis, Laïb et Roux, 2002 ; Aeberhardt et Sraër, ce numéro). Toute la difficulté de ce test est d'essayer de reconstituer les contrefactuels, c'est-à-dire les trajectoires salariales fictives sans allègements de charge auxquelles comparer les trajectoires effectivement observées. L'intérêt de l'approche par micro-simulation est que ces contrefactuels y sont directement simulables, individu par individu. Ces contrefactuels découleront évidemment des hypothèses du modèle, mais ils donnent des indications intéressantes sur la façon dont peuvent se superposer les mécanismes en jeu.

À titre d'exemple, nous avons comparé les hausses annuelles moyennes de salaire pour des individus observés dans l'emploi aussi bien dans la variante avec allègement que dans la variante sans allègement (cf. graphique IV). On se limite donc à des individus qui ne doivent pas leur emploi à la politique d'allègement de charge. Les évolutions de salaire sont examinées par tranches de salaire initial, sur les cinq premières années suivant le début du choc.

Quelle que soit la tranche de salaire, le modèle simule une dynamique salariale plus favorable dans le scénario avec allègement suggérant que, avec la spécification actuelle du modèle, l'effet favorable sur le salaire l'emporte, que ce soit par des canaux micro ou macro-économiques (l'effet Phillips). Ceci peut être renforcé par le fait que, dans les hypothèses actuelles, le modèle

suppose que les salaires de première embauche sont insensibles à la politique d'allègement de charge : ce point pourrait être amendé mais, en l'état, un salaire cible plus élevé associé à un salaire d'embauche inchangé est favorable à la dynamique salariale des premières années de carrière.

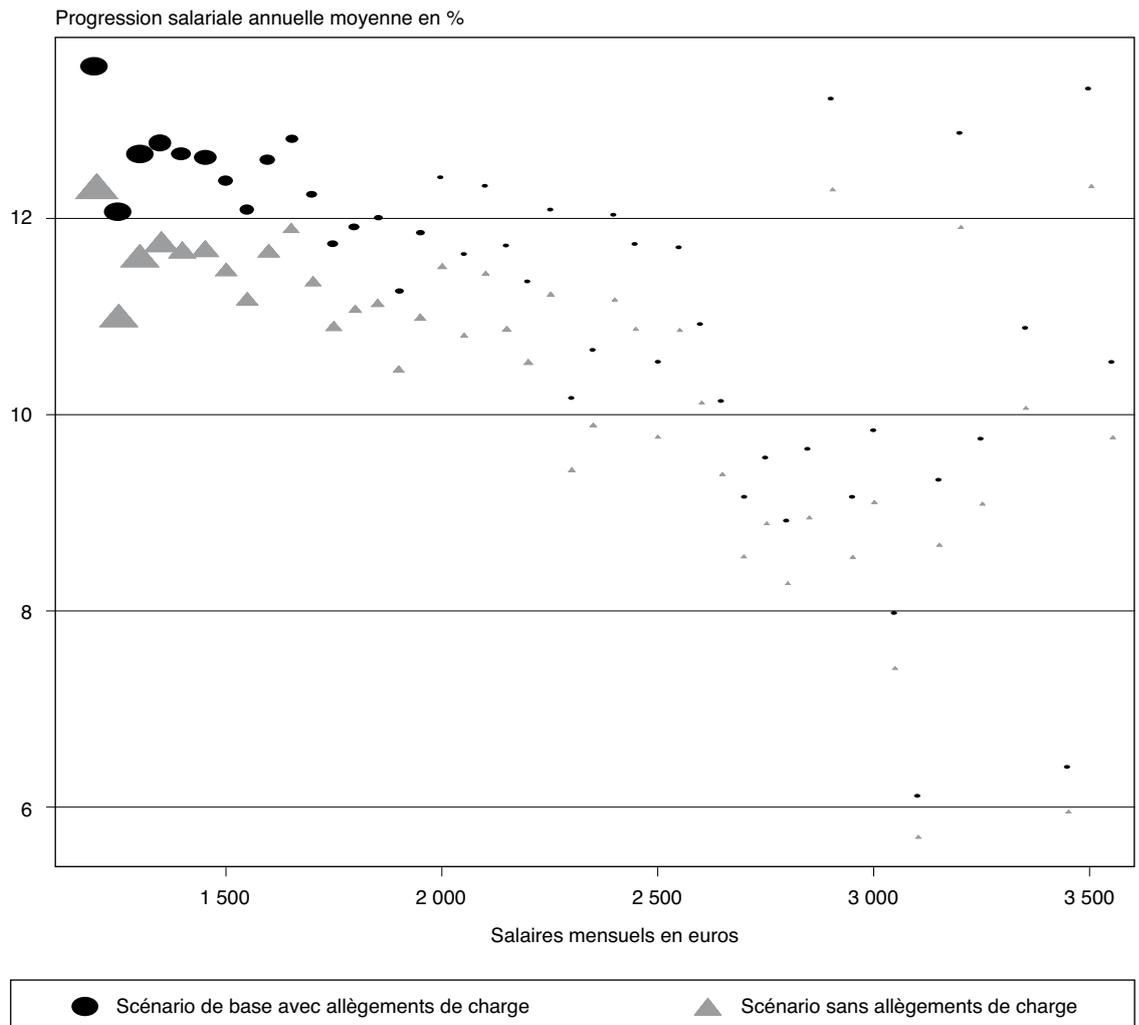
Évidemment, ce résultat est obtenu à évolutions de la productivité inchangée : ce sont les mêmes chocs de productivité individuels qui sont affectés aux individus dans les deux scénarios. Un effet de trappe pourrait apparaître si la progressivité des charges freinait l'amélioration de la productivité individuelle, parce que le salarié doit s'attendre à en retirer un moindre bénéfice en termes de salaire net. Nos résultats

n'épuisent donc pas, loin s'en faut, le débat sur les effets salariaux des politiques d'allègement. Comme l'ensemble des autres simulations présentées dans ce texte, leur rôle est avant tout d'illustrer les pistes qu'ouvre ce type de modélisation, en attendant la construction d'un modèle plus complet et calibré de manière plus systématique.

\* \*  
\*

Les modèles de ce type restent, à notre connaissance, encore peu nombreux. Le présent exercice doit donc plutôt être pris comme une étude de faisabilité et c'est en ces termes qu'on a pris soin de le présenter. Beaucoup de problèmes

Graphique IV  
**Croissance moyenne des salaires sur cinq ans des non qualifiés par tranche de salaire initial dans le scénario de référence et dans la variante d'allègement de charges**



Lecture : la taille des symboles est proportionnelle au nombre d'individus dans la tranche de salaire.  
Champ : salariés non qualifiés du secteur privé.  
Source : calculs des auteurs.

restent en effet à régler pour parvenir à une modélisation opérationnelle. Un certain nombre d'entre eux concernent la spécification même du modèle. Plusieurs phénomènes importants y sont mal ou pas du tout modélisés : on a notamment cité l'absence de simulation des mobilités d'emploi à emploi, le caractère très arbitraire du processus de négociation salariale, l'absence de mécanismes explicites de diffusion des hausses du Smic, ou encore le choix d'une fonction d'appariement assez simpliste. La dynamique du modèle demande également à être explorée plus en détail et améliorée.

Au-delà de la question de la spécification, il est bien apparu que le calibrage de ce type de modèle en est l'un des aspects les plus délicats. Ces modèles peu parcimonieux nécessitent l'estimation d'un grand nombre de paramètres et de

leurs dispersions individuelles. En fait, on peut même dire que ce sont des distributions complètes de paramètres individuels inobservés qu'il s'agit d'imputer, par exemple les efficacités individuelles qui sont par nature inobservables et dont les valeurs sont cruciales pour déterminer le lien entre employabilité et coût du travail. Il faut également quantifier les dynamiques de ces efficacités individuelles au cours du cycle de vie. Idéalement, on souhaiterait pouvoir caler au maximum ce type d'imputation sur des trajectoires individuelles réellement observées dans des fichiers de micro-données longitudinales. Nous sommes clairement restés en deçà de cet objectif. Les premiers résultats obtenus suggèrent néanmoins l'intérêt qu'il pourrait y avoir à poursuivre dans une telle direction, parallèlement aux outils plus traditionnels d'évaluation des politiques d'emploi. □

## BIBLIOGRAPHIE

**Audenis C., Laïb N. et Roux S. (2002)**, « L'évolution de l'emploi faiblement rémunéré au cours des dix dernières années » in *L'Économie française, édition 2002-2003*, Insee, Le livre de Poche.

**Aeberhardt R. et Sraer D. (2009)**, « Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale », *Économie et Statistique*, ce numéro.

**Ballot G. (2002)**, « Modelling the Labour Market as an Evolving Institution : Model ARTEMIS », *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 49, n° 1, pp. 51-77.

**Bardaji J., Sédillot B. et Walraët E. (2003)**, « Un outil de prospective des retraites : le modèle de microsimulation Destinie », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 193-214.

**Beffy P.-O. et L'Angevin C. (2005)**, « Chômage et boucle prix-salaires : l'apport d'un modèle qualifiés/peu qualifiés », *Document de travail INSEE/DESE* n° 2005/10.

**Belan P., Carré M. et Grégoir S. (2007)**, « Subvention des emplois non qualifiés dans un marché du travail dual », *Revue Économique*, vol. 58, n° 3, pp. 693-702.

**Bourguignon F., Chiappori P.A. et Sastre-Descals J. (1988)**, « Sysiff : a Micro-Simulation Program of the French Tax-Benefit System » in

A. Atkinson et H. Sutherland, *Tax benefit models*, STICERD-London.

**Colander D., Howitt P., Kirman A., Leijonhufvud A. et Mehrling P. (2008)**, « Beyond DSGE Models : Toward an Empirically Based Macroeconomics », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 98, n° 2, pp. 236-240.

**Conseil d'Orientation pour l'Emploi (2006)**, *Rapport au Premier ministre relatif aux aides publiques*.

**Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts (1999)**, *Le Smic : salaire minimum de Croissance*, La Documentation française.

**Crépon B. et Desplatz R. (2001)**, « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348, pp. 3-24.

**Crépon B. et Desplatz R. (2002)**, « Réduction de charges et emploi : évaluer la critique », *Revue de l'OFCE*, n° 82.

**Crépon B., Leclair M. et Roux S. (2005)**, « RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprise », *Économie et Statistique*, n° 376-377, pp. 55-89.

- Deissenberg C., van der Hoog S. et Dawid H. (2007)**, « EURACE : a Massively Parallel Agent-Based Model of the European Economy », draft.
- Doisy S., Duchêne S. et Gianella C. (2004)**, « Un modèle d'appariement avec hétérogénéité du facteur travail : un nouvel outil d'évaluation des politiques économiques », *Économie et Prévision*, n° 162.
- Fagiolo G., Dosi G. et Gabriele R. (2004)**, « Matching, Bargaining and Wage-Setting in an Evolutionary Model of Labor Market and Output Dynamics », *Advances in complex systems*, n° 14, pp. 237-273.
- Fagiolo G., Windrum P. et Moneta A. (2006)**, « Empirical Validation of Agent-Based Models : a Critical Survey », LEM working paper series, Sant'Anna school of advanced studies, n° 2006/14.
- Gilbert N. (2007)**, *Agent-Based Models*, Sage Publications, Londres.
- Gouriéroux C., Monfort A. et Renault E. (1993)**, « Indirect Inference », *Journal of Applied Econometrics*, n° 8(S), pp. 85-118.
- Kirman A. P. (1992)**, « Whom or What Does the Representative Individual Represent ? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, n° 2, pp. 117-36.
- Laroque G. et Salanié B. (2000)**, « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, n° 381, pp. 47-66.
- LeBaron B. et Tesfatsion L. (2008)**, « Modelling Macroeconomics as Open-Ended Dynamic Systems of Interacting Agents », *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 98, n° 2, pp. 246-250.
- Legendre F., Lorgnet J.P. et Thibault F. (2003)**, « Que peut-on retenir de l'expérience française en matière de microsimulation ? » *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. I-XIV.
- L'Horty Y. (2006)**, « Dix ans d'évaluation des exonérations sur les bas salaires », *Connaissance de l'Emploi*, n° 24.
- Neugart M. (2008)**, « Labour Market Policy Evaluation with ACE », *Journal of Economic Behaviour and Organization*, n° 67, pp. 418-430.
- Orcutt G. H. (1957)**, « A New Type of Socio-Economic System », *The Review of Economic and Statistics*, vol. 39, n° 2, pp. 116-123.
- Ouvrard J.F., Rathelot R. et Simon O. (2008)**, « Démographie : tendances, incertitudes, implications », *Revue Économique*, vol. 59, n° 5.
- Rogerson R., Shimer R. et Wright R. (2005)**, « Search-Theoretic Models of the Labor Market : A Survey », *Journal of Economic Literature*, vol. 43, n° 4, pp. 959-988.
- Salanié B. (2000)**, « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », *Économie et Prévision*, n° 146, pp. 1-15.
- Sterdyniak H. (2002)**, « Une arme miracle contre le chômage ? », *Revue de l'OFCE*, n° 81.

## CALIBRAGE DU MODÈLE

Le calibrage du modèle est une opération complexe. L'objectif est de choisir des paramètres tels que l'état d'équilibre stochastique associé reproduise les principales caractéristiques structurelles du marché du travail français. Cette annexe précise les critères d'ajustement et la démarche suivie pour sélectionner les valeurs des paramètres.

### Les critères d'ajustement

Les principales cibles sur lesquelles on cherche à aligner le modèle sont un chômage d'équilibre proche du taux de chômage moyen observé, des niveaux également réalistes pour les salaires moyens, le taux de CDD, l'ancienneté moyenne dans l'emploi et au chômage. Pour chacune de ces variables, on vise à la fois un ajustement global et pour les différents groupes, tels que le taux de chômage des cadres et des non qualifiés. On s'attache également à reproduire la distribution des salaires afin d'avoir une bonne représentation des employés ciblés par les politiques d'allègement de charges.

L'ensemble de ces cibles à atteindre ont été calculées à partir de deux sources statistiques : l'enquête emploi et les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS). Notre modèle visant à reproduire le fonctionnement du marché du travail des salariés du secteur privé, on a exclu du champ de notre échantillon les inactifs, les fonctionnaires, les travailleurs indépendants et les dirigeants d'entreprise. On utilise uniquement les années 2004 et 2005 de l'enquête emploi et les années 2003 et 2004 des DADS.

L'enquête emploi permet de mesurer la part des travailleurs appartenant à chaque niveau de qualification. En outre, elle fournit les cibles à atteindre pour les variables relatives au chômage (taux de chômage par qualification, durée moyenne du chômage) et celles relatives au stock de CDD. Les DADS sont utilisées pour fixer les cibles relatives aux salaires (salaire d'embauche, salaire moyen, distribution des salaires).

Pour calculer les cibles par niveau de qualification, on établit une correspondance entre les niveaux de la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) et notre classification en quatre niveaux. Le niveau non qualifié correspond aux PCS « Employés de commerce », « Personnels des services directs aux particuliers », « Ouvriers non qualifiés » et « Ouvriers agricoles ». Le niveau « Basse Qualification » correspond aux PCS « Employés de la fonction publique », « Employés administratifs d'entreprise » et « Ouvriers qualifiés ». Enfin, pour les niveaux « Cadre » et « Profession intermédiaire » la correspondance est immédiate. Pour les chômeurs, on utilise la PCS du dernier emploi occupé. Pour les chômeurs qui n'ont jamais travaillé, on a recours au niveau d'étude.

### Trois groupes de paramètres

Le calage du modèle consiste à choisir les paramètres de sorte que les grandeurs simulées par le modèle soient aussi proches que possible de cibles observées. Ce type de calage correspond exactement à une méthode d'estimation par inférence indirecte, plus particulièrement

à une méthode des moments simulés. Toutefois, étant donné la grande dimension de notre modèle, on n'applique pas cette méthode au sens strict.

Il y a trois grandes catégories de paramètres inconnus à estimer :

- Des paramètres « quasi-observés ». Il s'agit de paramètres qui ne sont pas directement observés mais qui peuvent être reliés assez simplement à des caractéristiques connues du marché du travail. On les estime donc directement par ce biais.
- Des paramètres non observés auxquels on attribuera des valeurs *a priori*, ou arbitraires mais plausibles, ou obtenues après quelques tâtonnements sommaires.
- Des paramètres non observés auxquels il est difficile d'attribuer des valeurs *a priori* et qui sont particulièrement cruciaux pour la qualité du modèle. Ce sont ces paramètres qui seront estimés par une méthode de type inférence indirecte (Gouriéroux, Monfort et Renault, 1993).

Une vue d'ensemble de ces différents groupes de paramètres est proposée sur le tableau. On va examiner rapidement les différents cas.

Commençons par les paramètres gouvernant le *turnover* sur les postes. Pour évaluer ces paramètres, on tire parti de l'utilisation d'une version du modèle sans déclassement, ce qui permet de considérer les marchés par qualification comme cloisonnés. Pour chaque qualification, on peut établir des relations analytiques approximatives entre ces paramètres et diverses variables observables et on utilise ces relations analytiques pour le calibrage. Par exemple, conditionnellement au taux de chômage, la durée moyenne au chômage est entièrement déterminée par le taux d'appariement. Conditionnellement au taux de chômage et au taux d'appariement, la part des CDD en stock est déterminée par leur part dans le flux. Enfin, la résolution du modèle sans hétérogénéité permet d'obtenir des taux de séparation en accord avec des valeurs jugées réalistes de la part du chômage frictionnel dans le chômage total, en entendant par chômage frictionnel le chômage qui serait observé sans contrainte de débouchés ni de profitabilité. Plus précisément, nous avons fixé le chômage frictionnel aux valeurs suivantes : 5,8 % pour les cadres, 8,5 % pour les professions intermédiaires, 11,7 % pour les basses qualification et 17,4 % pour les non-qualifiés. Ces grandeurs correspondent à environ  $\frac{3}{4}$  des taux de chômage observés. Le détail de tous ces calculs est précisé dans l'annexe 2.

Les paramètres suivants sont ceux qui gouvernent la demande de travail et la négociation salariale : leurs valeurs ont été fixées à des ordres de grandeur semblant *a priori* plausibles, mais sans calage plus précis sur des données réelles. Par exemple, on a supposé que l'employeur vise une marge d'au moins 20 % sur chaque poste, ou qu'un épisode de chômage se traduit par une décote salariale de 10 % lors de la reprise d'emploi. De tels ordres de grandeur pourront être affinés dans des calibrages ultérieurs, par exemple à partir de données micro-économiques sur le partage de la valeur ajoutée ou à partir de données de panels permettant de mesurer

les salaires de part et d'autre d'un épisode de chômage. De la même manière, la modélisation et le calibrage de la négociation salariale pourront être améliorés à partir d'observations directes sur les pratiques de négociation, par exemple leur fréquence, ou l'ampleur moyenne des hausses négociées à chaque période.

Pour ce qui concerne la productivité, on est dans un cas hybride qui combine observations, hypothèses *a priori* et inférence indirecte.

On notera d'abord que les productivités sur chaque type de poste ne sont définies qu'à un facteur près, puisqu'on est libre de choisir comme on veut l'unité de mesure des quantités des biens correspondants. C'est ce qui permet de retenir des productivités moyennes conventionnellement égales à un pour chaque qualification. À partir de là, le problème est de quantifier la dispersion de ces productivités. Cette dispersion dépend de trois éléments : la façon dont cette productivité croît en moyenne avec l'âge, la dispersion des productivités initiales en début de carrière, et enfin la façon dont ces productivités initiales divergent avec l'avancée en âge.

La trajectoire de productivité moyenne selon l'âge peut être approximée au premier ordre par les pentes des trajectoires salariales : ces pentes ont été obtenues à partir des DADS. Ces pentes étant connues, la normalisation à un des productivités moyennes permet de fixer les valeurs médianes des productivités de début de carrière. On rajoute ensuite une dispersion à ces médianes initiales, ce qu'on fait de manière totalement *a priori* en postulant des ratios de 0,9 entre les premiers quartiles et les médianes de ces dispersions initiales.

Reste alors à spécifier la dispersion des chocs annuels de productivité qui va faire que deux individus de mêmes caractéristiques initiales pourront voir diverger leurs carrières ultérieures. Il s'agit cette fois de paramètres qui vont être estimés par la procédure d'inférence indirecte, et ils vont l'être conjointement avec les quatre autres paramètres encore inconnus qui sont les prix unitaires des quatre biens fictifs produits sur les quatre types de postes, soit un total de huit paramètres.

La démarche consiste à trouver les valeurs des paramètres du modèle qui minimisent la distance entre les grandeurs simulées et les grandeurs observées. Notre fonction objectif est la suivante :

$$\sum_{qualif} \left\{ ((U - U^*) / 0,01)^2 + ((W - W^*) / 100)^2 + (Anc - Anc^*)^2 \right\} \\ + 0,5 \sum_{qualif} ((P_{W < 1,3Smic} - P_{W < 1,3Smic}^*) / 0,05)^2 \\ + 0,5 \sum_{qualif} ((P_{W < 1,6Smic} - P_{W < 1,6Smic}^*) / 0,05)^2$$

avec  $U$  le taux de chômage,  $W$  le salaire,  $Anc$  l'ancienneté en emploi et  $P_{W < n.Smic}$  la proportion de salariés rémunérés en dessous de  $n$  fois le  $Smic$ , les étoiles indiquant les valeurs cibles. Avec une méthode d'inférence indirecte *stricto sensu*, chaque grandeur cible serait pondérée par l'inverse de sa variance. Néanmoins, nous avons trouvé ces pondérations trop contraignantes et ne laissant pas suffisamment de place aux priorités du modélisateur. Les pondérations choisies traduisent ces priorités. Elles signifient que l'on considère qu'une erreur d'un point de chômage est équivalente à une erreur de 100 euros sur le salaire moyen ou de 1 an sur l'ancienneté en emploi moyenne ou encore de 5 points sur la proportion des bas salaires.

Ce choix de n'appliquer la méthode qu'à un nombre très restreint de paramètres s'explique évidemment par son coût. Ce calcul est particulièrement long puisque chaque itération nécessite la simulation complète du modèle sur un nombre d'années suffisamment grand pour atteindre un équilibre dynamique stochastique (de l'ordre d'une cinquantaine). On notera au passage que le caractère stochastique du modèle crée une autre complication. Un jeu de paramètres peut donner un bon ajustement pour une réalisation aléatoire particulière du modèle et un ajustement moins satisfaisant pour une autre réalisation. Pour éviter les difficultés qui en résultent, on doit optimiser l'ajustement à valeurs données des aléas intervenant dans le tirage des événements.

Les valeurs obtenues sont celles données sur le tableau. L'écart type des chocs annuels sur l'efficacité varie entre 0,07 et 0,017 points. Les valeurs unitaires des biens produits sur les différents types, c'est-à-dire les productivités mensuelles en valeur sur ces postes s'étagent entre 3 600 et 8 400 euros environ quand on passe des non qualifiés aux cadres. Après déduction des marges et des charges sociales, ces chiffres permettent de retomber sur les ordres de grandeur empiriques des salaires par catégorie sociale, mais avec une variance qui sera *a priori* plus grande pour les plus qualifiés - ne serait-ce qu'en raison d'un plus fort effet d'âge.

## Principaux paramètres du modèle et mode de calibrage

Paramètre	Information mobilisée pour le calibrage	Valeurs retenues			
		Non qualifiés	Basses qualifications	Professions intermédiaires	Cadres
<b>Flux sur le marché du travail (en %)</b>					
Taux de renouvellement de la population active ( <i>r</i> )	Inverse de la durée de vie active	2,5	2,5	2,5	2,5
Taux d'appariement ( $\theta$ )	Ancienneté moyenne du chômage	47	48	49	49
Taux de séparations spontanées ( $\delta$ )	Cible de chômage frictionnel	4	3	1	0
Taux de CDD ( <i>s</i> )	Observation directe	13	6	6	4
<b>Déterminants de la demande de travail (en %)</b>					
Marge minimale en deçà de laquelle le risque de licenciement est de 100 % ( <i>Marge_min</i> )	<i>A priori</i>			20	
Marge au-dessus de laquelle il n'y pas de licenciement ( <i>Marge_ref</i> )	<i>A priori</i>			30	
<b>Paramètres de la négociation salariale (en %)</b>					
Taux de chômage au-delà duquel les salaires sont totalement stables ( <i>Taux_ref</i> )	<i>A priori</i>			40	
Part de l'écart entre le salaire et le salaire cible pouvant être comblée chaque année ( $\lambda$ )	<i>A priori</i>			15	
Décote salariale après un épisode de chômage	<i>A priori</i>			10	
<b>Productivités</b>					
Moyennes	Par convention de mesure des volumes			1	
Taux de croissance selon l'âge, en %	} D'après profils de salaires par âge	1,1	1,5	1,6	3,1
Valeurs médianes de début de carrière (en fraction des productivités moyennes)		0,78	0,69	0,67	0,38
Premier quartile des productivités initiales (en fraction des productivités moyennes)	<i>A priori</i> (90 % des médianes)	0,70	0,62	0,61	0,34
Écart-type des chocs annuels (en fraction des productivités moyennes)	Inférence indirecte	0,07	0,03	0,02	0,02
<b>Prix (en euros)</b>					
Prix du bien composite produit sur chaque type de poste (équivalent à la productivité en valeur par poste)	Inférence indirecte	3 625	3 879	4 722	8 412

Champ : marché du travail des salariés du secteur privé.

Source : calculs des auteurs.

## RELATIONS ANALYTIQUES UTILISÉES POUR LE CALCUL DE CERTAINS PARAMÈTRES DU MODÈLE

### *Taux d'appariement*

Le taux d'appariement est la part maximale de chômeurs qui peut retrouver un emploi à chaque période. En régime classique, il reste toujours des postes vacants, par conséquent le taux d'appariement détermine exactement le taux de sortie du chômage. Ainsi, il peut être directement déduit de la durée moyenne du chômage. Soit  $\theta$  le taux d'appariement, la probabilité d'être au chômage durant moins d'un an est de  $\theta$ , celle d'y être entre une et deux années est de  $\theta(1 - \theta)$ . Ainsi la durée moyenne du chômage est égale à  $\sum_{n=0}^{\infty} n\theta(1 - \theta)^n = \frac{1}{\theta} - 1$ .

### *Part des CDD dans les flux d'embauches*

Le stock observé de CDD permet de déterminer complètement la part  $p_{cdd}$  d'embauches qui se fait sous forme de CDD. Soit  $r$  le taux de renouvellement de la population active. Dans ce cas, le taux d'entrée dans l'emploi est de  $\theta(u + r - ru)$ . En effet, en début de période, une proportion  $u$  de la population est au chômage, une partie  $r$  de ces chômeurs quittent le marché du travail et la population est renouvelée au taux  $r$  également. Comme tous les nouveaux entrants sont d'abord au chômage, le stock de chômeurs avant le début du processus d'appariement est donc de  $(u + r - ru)$  et une fraction  $\theta$  de ce stock trouve un emploi. À l'équilibre, la part de CDD de moins de un an dans la population en emploi notée  $s_1$  est égale à  $p_{cdd}\theta(u + r - ru)/(1 - u)$ . Au bout d'un an de CDD, un tiers des CDD est transformé en CDI et un tiers est renouvelé pour un an. Ainsi, le stock de CDD de deux ans noté  $s_2$  est égal à  $s_1(1 - r)/3$  étant donnée qu'une fraction  $r$  des individus en CDD est partie à la retraite. Au final, le stock de CDD est lié au flux de CDD par l'équation suivante :

$$s = s_1 + s_2 = p_{cdd}\theta(u + r - ru)(1 + (1 - r)/3) / (1 - u)$$

### *Le taux de séparation*

On choisit de fixer le taux de séparation exogène de sorte à avoir un chômage frictionnel réaliste. Le taux de

chômage frictionnel s'obtient en ignorant les licenciements pour raisons économiques. Les sorties du chômage ont deux motifs :

- La retraite :  $ru$
- L'entrée sur le marché du travail :  $\theta(u - ru + r)$

Les chômeurs viennent de trois horizons :

- Les nouveaux entrants :  $r$
- La fin des CDD :

$$2s_2(1 - r)(1 - u) / 3 + s_1(1 - r)(1 - u) / 3$$

- Les séparations exogènes :

$$[1 - u - (1 - u)r - 2s_2(1 - r)(1 - u) / 3 - s_1(1 - r)(1 - u) / 3]\delta$$

Avec  $r$  le taux de départ en retraite égal au taux d'entrée sur le marché du travail (pour maintenir constante la taille de la population en emploi, ce taux est égal à l'inverse de la durée de la vie active),  $u$  le taux de chômage,  $\theta$  le taux d'appariement,  $s_i$  le stock de CDD de l'année  $i$  et  $\delta$  le taux de séparation exogène. En égalisant les taux d'entrée et de sortie du chômage on obtient le chômage frictionnel :

$$u = \frac{\delta + r - r\theta - r\delta + s(1 - \delta) \left[ \frac{(1 - r)/3}{1 + (1 - r)/3} (1 + 2(1 - r)/3) \right]}{\theta + \delta + r - r\theta - r\delta + s(1 - \delta) \left[ \frac{(1 - r)/3}{1 + (1 - r)/3} (1 + 2(1 - r)/3) \right]}$$

$$\text{avec } s = s_1 + s_2$$

Notons que si  $r$  et  $s$  sont nuls, on obtient la formule habituelle du chômage frictionnel. Dans l'équation ci dessus,  $r$  est exogène,  $s$  est observé et  $\theta$  est fixé par la durée moyenne du chômage. En choisissant  $\delta$ , on fixe donc le taux de chômage frictionnel du modèle.