

Le cycle économique et l'offre d'enseignants

Peter Dolton*, Andrew Tremayne et Tsung-Ping Chung⁺**

Rapport établi sur demande de la Division des politiques d'éducation et de formation de l'OCDE pour l'Activité *Attirer, former et retenir des enseignants de qualité*

Mars 2003

* University of Newcastle-upon-Tyne et Centre for Economic Performance, London School of Economics.

** University of Sydney et University of York.

⁺ Centre for Economic Performance, London School of Economics.

Remerciements : Les auteurs remercient vivement O.D. Marcenaro-Gutierrez d'avoir contribué à ce projet par ses recherches.

Les opinions exprimées dans ce rapport relèvent de la seule responsabilité des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OCDE ou des gouvernements de ses pays Membres.

Note liminaire

Ce rapport a été établi pour contribuer à l'activité du Comité de l'éducation intitulée *Attirer, former et retenir des enseignants de qualité* qui fait partie de son Programme de travail pour 2002-2004. Il a été commandité par la Division des politiques d'éducation et de formation de la Direction de l'éducation, et vient à l'appui des analyses effectuées par les pays participants et par le Secrétariat de l'OCDE.

L'activité *Attirer, former et retenir des enseignants de qualité* a pour objectif d'ensemble de donner aux décideurs une information et des analyses qui les aident à formuler et à mettre en œuvre des politiques relatives aux enseignants propres à susciter un enseignement et un apprentissage de qualité dans les écoles. Cette activité doit : (i) faire la synthèse de la recherche menée sur les questions qui intéressent les moyens d'attirer, de recruter, de retenir et de former des enseignants compétents; (ii) définir les initiatives et les pratiques innovantes; (iii) faciliter les échanges de leçons et d'expériences entre pays; (iv) préciser les options disponibles au plan de l'action. Le rapport de synthèse final doit être publié en 2004. On trouvera des renseignements au sujet de l'activité sur le site Internet www.oecd.org/edu/teacherpolicy

Résumé

Il est question dans ce rapport de l'effet du cycle économique sur le marché des enseignants. Nous commençons par définir et mesurer le cycle économique au Royaume-Uni. Nous présentons ensuite un modèle simple du marché du travail des enseignants. Nous cherchons aussi à savoir comment l'offre d'enseignants pourrait théoriquement être affectée par le cycle économique, afin de mettre au point un modèle exact du fonctionnement du marché du travail des enseignants. De plus, les divers concepts et les mesures de l'offre et de la pénurie d'enseignants sont explorés dans ce rapport. Nous examinons ensuite les publications qui traitent de l'influence des indicateurs macroéconomiques sur l'offre d'enseignants et d'autres travailleurs qualifiés, tant au Royaume-Uni qu'aux Etats-Unis. Il ressort de cet examen que ces publications sont peu nombreuses et relativement peu concluantes. Les indications transversales amènent à penser que le montant relatif des rémunérations dans l'enseignement comparé aux autres professions a un impact important sur le choix d'une carrière dans l'enseignement chez les diplômés, bien que cet impact dépende de la situation du marché au moment de l'enquête. Les données issues des séries chronologiques sur l'offre d'enseignants sont limitées.

Nous procédons à une nouvelle évaluation de ces éléments au moyen d'une analyse attentive des données britanniques et américaines (respectivement pour les années 1960 à 2000 et 1970 à 2000). Les données chronologiques agrégées disponibles pour cette étude sont relativement rares, mais tout a été fait pour tirer profit des sources existantes. Pour le Royaume-Uni, les données viennent principalement des publications annuelles du Gouvernement sur les enseignants et d'autres indicateurs économiques généraux, tandis que les données relatives aux Etats-Unis ont été tirées pour l'essentiel des publications du National Center for Educational Statistics (NCES), et aussi calculées à partir d'un modèle utilisé par Weaver (1980). Nous avons également pu nous servir d'une série de données sur l'enseignement recueillies par l'OCDE et par l'UNESCO avec l'aide de la Banque mondiale pour examiner les rapports entre l'offre d'enseignants et la croissance économique dans les pays ayant participé au projet sur Les indicateurs de l'éducation dans le monde (WEI).

Nous avons ajusté nos données britanniques et américaines dans un modèle autorégressif à retards échelonnés, un modèle dynamique qui nous a permis d'acquérir une compréhension empirique des rapports entre l'offre d'enseignants et le cycle économique au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. Nos mesures de l'offre d'enseignants dans le modèle économétrique comprennent le taux d'encadrement, les taux d'attrition et le réservoir d'enseignants inactifs au Royaume-Uni, et le taux d'encadrement global aux Etats-Unis. Dans le cas du Royaume-Uni, nous avons examiné chaque variable séparément selon le sexe.

La variable de la croissance du PIB en valeur réelle n'est pas statistiquement significative dans la plupart des résultats de nos régressions, quelle que soit la mesure de l'offre d'enseignants utilisée, tant pour les hommes que pour les femmes. La fécondité a un effet important sur le taux d'encadrement féminin au Royaume-Uni. Plus la fécondité est forte, plus la variable du taux d'encadrement est faible, ce qui montre que les enseignantes quittent en général la profession enseignante pour s'occuper de leur foyer, surtout après la naissance des enfants. Quand le rapport entre la croissance du PIB en valeur réelle et l'offre d'enseignants est important, l'impact de ce rapport est faible. On trouve ce résultat en utilisant le taux d'attrition masculin pour mesurer l'offre d'enseignants au Royaume-Uni. En général, les régressions masculines indiquent plus d'interactions entre la variable dépendante (c'est à dire, l'offre d'enseignants mesurée par diverses variables) et les variables indépendantes (c'est à dire la croissance du PIB en valeur réelle, le chômage des diplômés, les salaires relatifs, la densité de la syndicalisation et la qualité des enseignants) en comparaison des résultats des régressions féminines.

Les éléments issus de nos séries chronologiques montrent aussi que les hommes sont plus sensibles que les femmes au montant relatif des rémunérations. L'offre d'enseignants de sexe masculin réagit aussi à la situation du chômage des diplômés dans l'économie britannique. Les variables concernant les salaires relatifs et le chômage des diplômés sont toutes deux significatives dans les résultats des régressions, notamment lorsque l'on utilise les taux masculins d'attrition et les variations du réservoir d'enseignants inactifs de sexe masculin pour mesurer l'offre d'enseignants au Royaume-Uni. Il semble aussi que les améliorations de la qualité de l'enseignement puissent avoir un effet négatif sur l'offre d'enseignants. La variable de substitution pour la qualité des enseignants (décalée de deux périodes) est significative et positive dans un certain nombre de nos régressions, notamment les régressions des taux d'attrition des hommes et des femmes, en plus des variations de la réserve d'enseignants inactifs de sexe masculin. Le signe positif amène à penser que les enseignants dont les résultats d'examens sont meilleurs sont plus enclins à quitter le corps enseignant.

Les résultats pour les Etats-Unis sont semblables à ceux trouvés par Berman et Pflieger (1997). Pour ce qui est de la régression aux Etats-Unis, aucune variable significative ne semble correspondre à notre mesure de l'offre d'enseignants aux Etats-Unis, c'est à dire le taux d'encadrement global. Bien que les écarts de salaire relatifs entre les enseignants et d'autres salariés travaillant à temps plein aux Etats-Unis soient importants, le signe que nous obtenons est contraire à ce que l'on aurait pu attendre. Nous pensons que cet écart peut être imputable à un certain niveau d'hétérogénéité du marché du travail des enseignants aux Etats-Unis, outre le fait que notre analyse porte sur un échantillon peu nombreux. En nous servant des données des WEI pour 1999, nous sommes en mesure de déceler un rapport positif et significatif entre la variation du PIB et le niveau de rémunération des enseignants.

D'une façon générale, nos résultats font apparaître un rapport significatif entre le cycle économique et l'offre d'enseignants quand ces effets sont mesurés en fonction des salaires relatifs et du chômage (mais pas de la croissance du PIB) dans des équations établies par sexe. Les salaires relatifs semblent toujours être un facteur important qui retentit sur le marché du travail des enseignants au Royaume-Uni, en particulier quand on différencie le marché des enseignants de celui des enseignantes. Notre série d'analyses chronologiques confirme les résultats de la recherche qui utilise l'analyse transversale des données relatives au marché du travail des enseignants, tant au Royaume-Uni qu'aux Etats-Unis.

Table des matières

1. Introduction.....	8
2. Le cycle des affaires et son influence éventuelle sur l'offre d'enseignants.....	9
3. Un modèle simple du marché du travail des enseignants.....	13
4. Comment l'offre d'enseignants pourrait-elle être affectée par le cycle économique ?	16
5. Mesurer l'offre d'enseignants	19
6. Publications consacrées à l'offre d'enseignants et d'autres travailleurs qualifiés.....	23
7. L'offre d'enseignants et le cycle économique au Royaume-Uni.....	30
8. L'offre d'enseignants et le cycle économique aux Etats-Unis.....	42
9. L'offre d'enseignants et le cycle économique dans d'autres pays	49
10. Principaux résultats de la modélisation économétrique	51
11. Conclusion	57
Références	61
Annexe A : Mesurer et vérifier la présence des cycles	67
Annexe B : Modélisation économétrique - Résultats du Royaume-Uni.....	69
Annexe C : Modélisation économétrique - Résultats des Etats-Unis	87
Annexe D : Définition des données.....	95

Liste des figures

Figure 1 : Le cycle des affaires au Royaume-Uni, 1955-2000	10
Figure 2 : Le marché du travail des enseignants	15
Figure 3a : Le marché du travail dans le secteur privé non enseignant.....	17
Figure 3b : Le marché du travail des enseignants	17
Figure 4 : Effet de l'augmentation des effectifs scolarisés ou de l'abaissement du taux d'encadrement....	18
Figure 5 : Effet de l'augmentation des dépenses publiques d'éducation	19
Figure 6 : Enseignants en exercice, Royaume-Uni 1947-2000	31
Figure 7 : L'offre d'enseignants et la croissance du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1947-2000	31
Figure 8 : Nombre total d'entrants et augmentation du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1959-2000..	32
Figure 9 : Nombre total de ré-entrants et croissance du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1963-2000.	33
Figure 10 : Ré-entrantes dans l'enseignement et chiffre global du chômage, Royaume-Uni 1963-2000....	34
Figure 11 : Ré-entrantes et chômage des diplômées, Royaume-Uni 1963-2000.....	34
Figure 12 : Taux d'attrition et croissance du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1959-2000.....	35
Figure 13 : Taux d'attrition des enseignants de sexe masculin et chiffre global du chômage, Royaume-Uni 1959-2000.....	36
Figure 14 : Taux d'attrition des enseignants de sexe masculin et chômage des diplômés, Royaume-Uni 1959-2000.....	36
Figure 15 : Taux de fécondité et taux d'attrition des enseignantes, Royaume-Uni 1947-2000	37
Figure 16 : Réservoir d'enseignants inactifs (REI), Royaume-Uni 1959-2000	39
Figure 17 : Réservoir d'enseignants récupérables (RER), Royaume-Uni 1961-2000	39
Figure 18 : Salaires relatifs des enseignants au Royaume-Uni.....	40
Figure 19 : Demande excédentaire d'enseignants, ventilée par secteur, Royaume-Uni 1947-2000	41
Figure 20 : Nombre d'enseignants aux Etats-Unis, ventilé par secteur, 1960-2000	43
Figure 21 : Effectif total des enseignants et croissance du PIB en valeur réelle, Etats-Unis, 1960-2000 ...	44
Figure 22 : Demande d'enseignants supplémentaires, Etats-Unis 1960-2000	45
Figure 23 : Demande supplémentaire imputée d'enseignants de niveau élémentaire, E-U 1960-2000	46
Figure 24 : Demande supplémentaire imputée d'enseignants du secondaire, Etats-Unis 1960-2000.....	46
Figure 25 : Variations des effectifs scolarisés, Etats-Unis 1960-2000.....	48

1. Introduction

La pénurie d'enseignants constitue un sujet constant d'inquiétude pour les politiques de l'éducation dans les pays de l'OCDE. Plus précisément, la plupart des pays membres connaissent des pénuries d'enseignants dans certaines matières et certaines régions à certaines époques. Il est difficile de savoir jusqu'à quel point la pénurie d'enseignants dans un pays membre quelconque est liée à la situation générale du marché du travail dans le temps.

Dans cette étude, on cherche à savoir si les cycles économiques influent sur l'attraction et la rétention des enseignants et, si oui, de quelles manières. Pour analyser ces rapports, il faut prendre en compte l'évolution et les variations démographiques, ainsi que d'autres facteurs susceptibles d'avoir de l'effet, tels que les réformes de l'éducation, de la gouvernance ou des entreprises qui peuvent agir sur le marché du travail des enseignants. On procède dans cette étude à l'examen approfondi des thèmes suivants :

- Quel est le décalage chronologique entre les cycles économiques et les variations que l'on observe dans le marché du travail des enseignants ? Quelles sont les incidences de cette évolution (quand les mesures prises pour remédier aux pénuries peuvent se traduire ultérieurement par la pléthore) ?
- Comment le marché du travail des enseignants réagit-il à une économie forte et à un faible taux de chômage ? Est-il plus difficile de recruter et de retenir les enseignants dans ces conditions ? Dans l'affirmative, la relation est-elle différente pour certaines catégories d'enseignants (enseignement thématique, écoles primaires et secondaires) ou pour des enseignants dont les niveaux de qualification sont différents ? Quelles catégories d'enseignants quittent la profession plus tôt aux époques de prospérité économique ? En quoi leurs modalités de fonctionnement s'écartent-elles de celles (i) des fonctionnaires ou (ii) des membres d'autres professions ayant des niveaux de qualification similaires ?
- En période de crise ou de fléchissement économique, l'enseignement est-il apprécié pour la sécurité et la stabilité qu'il offre, de sorte que des individus plus nombreux souhaitent enseigner et qu'ils sont moins nombreux à quitter la profession ? Que sait-on des caractéristiques de ceux que l'enseignement attire à ces époques ? La relation fonctionne-t-elle différemment pour certaines catégories d'enseignants (enseignement thématique, écoles primaires et secondaires) ou pour les enseignants ayant des niveaux de qualification différents ? En quoi leurs modalités de fonctionnement s'écartent-elles de celles (i) des fonctionnaires ou (ii) des membres d'autres professions ayant des niveaux de qualification similaires ?

La question centrale de ce rapport est la suivante : le cycle économique influe-t-il sur l'offre d'enseignants et, si oui, dans quelle mesure ? Pour commencer à comprendre la question, il faut aussi expliquer comment le cycle économique peut théoriquement influencer sur l'offre d'enseignants. Il existe une quantité limitée de recherches empiriques sur cette question (comme le montre la section consacrée à l'examen de la documentation), ce qui tient principalement à la difficulté d'obtenir et de compiler un ensemble de données exactes. Cependant, en utilisant les sources de données disponibles au Royaume-Uni et aux Etats-Unis, on tentera dans ce rapport d'appliquer les techniques adaptées pour examiner le rapport entre le cycle des affaires de chaque pays et l'offre d'enseignants.

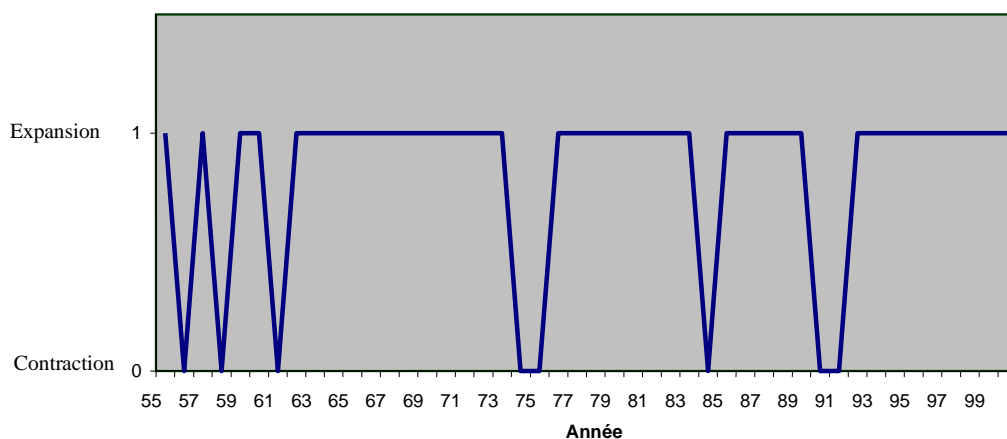
Pour mener à bien cette tâche, on tente en premier lieu de définir l'existence du cycle des affaires au Royaume-Uni, avant d'étudier la théorie de son effet éventuel sur l'offre d'enseignants. Cette dernière question sera traitée à la section 2. Nous pourrons ensuite examiner un modèle simple du marché du travail des enseignants à la section 3. Dans la section 4, on cherche à déterminer comment l'offre d'enseignants est affectée par le cycle économique, tandis qu'à la section 5, nous étudions les différents concepts d'offre et de pénurie d'enseignants. Dans la section 6, on passe en revue les publications consacrées à l'offre d'enseignants et d'autres travailleurs qualifiés, afin d'avoir une idée des résultats de recherche actuellement disponibles. Les indications empiriques concernant le Royaume-Uni et les Etats-Unis qui utilisent des descriptions graphiques fondées sur les données provenant de sources diverses seront présentées respectivement dans les sections 7 et 8. A la section 9, nous nous servons des données recueillies conjointement par l'OCDE et l'UNESCO pour examiner les rapports entre l'offre d'enseignants et le cycle économique dans d'autres pays, à savoir ceux qui ont participé au projet des Indicateurs de l'éducation dans le monde (WEI). On trouvera à la section 10 un examen des résultats obtenus au moyen des séries chronologiques dans un modèle économétrique de l'offre d'enseignants et du cycle économique. Nos conclusions sont présentées à la section 11.

2. Le cycle des affaires et son influence éventuelle sur l'offre d'enseignants

Depuis les travaux de Burns et Mitchell (1946), les spécialistes de macroéconomie cherchent à évaluer la présence de cycles dans les séries de données chronologiques. Ces auteurs ont mis au point les moyens de déterminer la présence de cycles dans des variables telles que le PIB qui se sont établies grâce à leur utilisation par la commission du NBER chargée de dater le cycle des affaires pour les Etats-Unis. Cette commission utilise des critères fondés sur l'appréciation, mais les travaux de Bry et Boschan (1971) ont mis au point un algorithme formel permettant de déterminer le cycle des affaires. Les règles inhérentes à un algorithme de ce type doivent être claires, simples et fiables. Au moyen de

l'algorithme de Bry et Boschan, Harding et Pagan, la figure 1 illustre le cycle des affaires au Royaume-Uni.¹

Figure 1 : Le cycle des affaires au Royaume-Uni, 1955-2000



Il existe aussi de nombreuses publications sur la théorie des cycles conjoncturels dans la sphère réelle (RBC). Ces théories cherchent à expliquer les fondements microéconomiques des fluctuations économiques. Quelques-uns des rapports reconnaissent explicitement que le marché du travail joue un rôle dans leur explication des cycles économiques. On en trouvera un bon résumé dans Stadler (1994) et Arnold (2002). Nous cherchons à déduire de ces théories comment la nature des fluctuations agrégées de l'économie peut agir sur l'offre d'enseignants. La majorité des ouvrages sur la RBC traite des théories qui soulignent le rôle du marché du travail dans la production de fluctuations cycliques persistantes dans l'économie. A l'inverse, nous souhaitons examiner les effets que pourrait avoir le cycle des affaires sur l'offre d'enseignants.²

Un autre inconvénient du modèle RBC est, à nos yeux, que les modèles ci-dessus se situent dans un secteur unique de la main d'œuvre. Nous nous intéressons à une situation caractérisée par un marché du travail composé de deux secteurs - le marché du travail des enseignants et le marché du travail qui ne les concerne pas. L'une quelconque de ces théories peut induire des changements de la demande de main d'œuvre en général qui génèrent des pressions à la hausse ou à la baisse sur les salaires du marché.

¹ On trouvera à l'annexe A les détails de la méthode utilisée par vérifier et mesurer la présence du cycle des affaires au Royaume-Uni.

² Il y a six théories de la RBC qui confèrent explicitement au marché du travail un rôle clé dans la génération des cycles conjoncturels. Ce sont le marché du travail néoclassique de base (voir King *et al.*, 1988), le modèle du travail indivisible, la thésaurisation du travail, le modèle de la Quête, le modèle de la concurrence imparfaite de Gali et le modèle de la déviation fiscale.

Selon l'hypothèse que nous appliquons à notre modèle théorique, le marché du travail des non enseignants est le marché du travail concurrentiel du secteur privé et tous les enseignants travaillent dans le secteur public. A partir de ce postulat, le salaire relatif réel dans l'enseignement comparé à celui du secteur privé est sujet aux caprices de n'importe quel facteur, ce qui pourrait déboucher sur un RBC. Au titre du choix entre travail et loisirs dans le modèle RBC, on peut imaginer que chaque agent a le choix entre les loisirs et le travail dans le secteur (de l'enseignement) public et le secteur privé (non enseignant). Le choix de la quantité de main d'œuvre à fournir à un secteur ou à l'autre est limité dans la pratique par des indivisibilités telles que chaque agent doit choisir une période donnée pour travailler dans un secteur ou dans l'autre. L'agent choisit en fonction du montant du salaire relatif et des perspectives d'emploi (ou de chômage) dans les deux secteurs. Cette décision peut varier à tout moment, de même que le salaire relatif varie dans les deux secteurs.

La modélisation formelle de la décision prise par le diplômé d'entrer ou de ne pas entrer dans l'enseignement a été mise au point par Zabalza *et al.* (1979), Zabalza (1979) et Dolton (1990). On montre dans ces modèles que la décision d'entrer dans l'enseignement est une fonction du salaire relatif offert dans l'enseignement et dans la voie non enseignante. Le modèle de Dolton (1990) amène aussi à penser que le coût relatif de l'entrée dans une profession ou une autre, représenté par le temps de formation et le niveau de soutien offert à l'étudiant, peut intervenir dans la décision. On peut de même facilement élargir le modèle pour y inclure la possibilité de perspectives professionnelles incertaines dans la solution non enseignante. Dans ce cas, il est simple de montrer que la décision d'entrer dans l'enseignement est aussi fonction de la probabilité de chômage dans les deux carrières envisagées.

Dans son rapport, Dolton (1990) envisage aussi la possibilité de modifier son choix de carrière à tout moment après la première décision prise dès l'obtention du diplôme. Ici encore, il est simple de montrer que la décision dépend des salaires relatifs et des perspectives de chômage dans les deux voies envisagées.

Pour avoir une idée de la façon dont l'offre d'enseignants varie au cours du cycle économique, nous devons rapprocher les données sur l'offre : de la nature du salaire relatif réel dans l'enseignement, des fluctuations du chômage et des variations du PIB. Si l'on se bornait naïvement à rechercher le rapport entre le cycle économique et l'offre d'enseignants, on se contenterait d'examiner les rapports entre la croissance du PIB et l'offre d'enseignants. Il faut savoir que tout rapport entre les fluctuations agrégées et l'offre d'enseignants se manifestera très probablement par le rapport entre le chômage des diplômés, les salaires relatifs et l'offre d'enseignants. C'est à cela que l'on peut s'attendre si les salaires relatifs et les perspectives d'emploi retentissent concrètement sur les décisions professionnelles réelles des jeunes qui envisagent de faire carrière dans l'enseignement. Il est moins probable que leur décision sera directement influencée par la santé globale de l'économie mesurée par la croissance économique.

L'interprétation simpliste du RBC suppose d'ailleurs que toute variation cyclique de l'offre d'enseignants est générée par les fluctuations de l'économie dans son ensemble telles qu'elles sont impulsées par les variations du taux de chômage des diplômés et du salaire relatif réel dans l'enseignement. Force est de reconnaître que toute observation simple du problème de l'offre d'enseignants montre qu'il existe d'autres facteurs exogènes qui pourraient retentir sur l'offre d'enseignants. Parmi les autres facteurs déterminants figurent :

- Le taux des dépenses publiques d'éducation.
- Le niveau de la densité de syndicalisation des enseignants. L'influence des syndicats est en général associée aux négociations salariales (voir Dolton et Robson, 1996). On part du principe que plus la densité ou la concentration syndicale est forte chez les enseignants, plus les accords salariaux sont élevés³. En théorie, on pourrait alors s'attendre à voir l'offre d'enseignants augmenter s'ils sont plus nombreux à être tentés d'entrer dans la profession par les salaires relatifs plus élevés résultant des accords salariaux conclus à la suite des négociations syndicales.
- Les variations des proportions de jeunes qui pourraient entrer dans l'enseignement en fonction de l'offre disponible de jeunes instruits. Les variations de l'évolution démographique et des normes de l'éducation pourraient avoir une influence à cet égard.
- Le niveau de l'aide financière offerte aux jeunes qui font des études dans l'enseignement supérieur.
- Les variations des paiements différentiels régionaux, par exemple à Londres où il existe une quantité disproportionnée de postes à pourvoir.
- Les variations exogènes⁴ de la fécondité des jeunes femmes. On a coutume de dire que les jeunes femmes quittent le marché du travail pour fonder un foyer et assumer leurs responsabilités familiales. Plus le taux de fécondité est élevé, plus les enseignantes sont nombreuses à quitter l'enseignement.

Nous devons, dans la mesure du possible, prendre en compte tous ces facteurs pour modéliser l'offre d'enseignants et ses variations au cours du cycle économique. Cependant, il n'est pas de notre propos dans ce rapport d'élaborer une théorie générale des relations entre ces facteurs. Notre tâche est avant tout empirique. Nous examinons les indications concernant ces variables pour le Royaume-Uni et les Etats-Unis, pour ensuite étudier le modèle économétrique de leurs rapports réciproques.

³ D'autres publications sur ce thème comprennent notamment Coates, 1972, Saran, 1985, Booth et Chatterji, 1995 et Ironside et Siefert, 1995.

⁴ Le changement de fécondité est considéré comme une variable exogène car c'est une variable dont la valeur n'est pas déterminée dans le modèle économétrique dont nous comptons nous servir par la suite.

3. Un modèle simple du marché du travail des enseignants

Dans le modèle du marché du travail de Zabalza *et al.* (1979), la demande d'enseignants est formulée en fonction du nombre d'enfants d'âge scolaire et du taux d'encadrement souhaité par les pouvoirs publics. Si les pouvoirs publics étaient prêts à accepter des classes plus nombreuses, ils pourraient évidemment et immédiatement réduire la demande d'enseignants en augmentant le taux d'encadrement souhaité. Dans le climat politique actuel, alors que les pouvoirs publics sont incités de toutes parts à réduire l'effectif des classes et à améliorer les résultats des examens qui jalonnent la scolarité, cette option a peu de chances d'être retenue. L'autre facteur qui détermine le niveau de la demande d'enseignants, c'est à dire le nombre d'enfants qui ont besoin d'instruction, échappe au contrôle des pouvoirs publics. Il semble donc que le moyen le plus réalisable de réduire la demande excessive d'enseignants passe par une augmentation de l'offre. C'est bien pour cette raison que ce rapport est centré sur l'offre d'enseignants.

On peut considérer que l'offre d'enseignants se compose de tous ceux qui enseignent à l'heure actuelle, plus ceux qui n'enseignent pas mais sont qualifiés pour le faire et envisageraient d'enseigner si les conditions leur convenaient. Les problèmes d'offre qui se posent concernent donc le recrutement et la rétention, ainsi que les moyens de faire revenir les individus qui ont quitté la profession.

De nombreux facteurs peuvent influencer sur l'offre d'enseignants, notamment les salaires relatifs offerts dans l'enseignement et dans d'autres métiers, les autres possibilités d'emploi et les variations relatives des conditions non pécuniaires du travail. Quelques-uns de ces facteurs peuvent être contrôlés dans une certaine mesure par les pouvoirs publics, par exemple les salaires des enseignants, de sorte que l'action publique peut influencer sur l'offre.

L'analyse qui suit porte en grande partie sur ce que les individus peuvent gagner dans l'enseignement par rapport à ce que seraient leurs salaires dans d'autres métiers, ce qui constitue l'un des principaux déterminants de la décision d'enseigner. Il est probable que des facteurs autres que pécuniaires, tels que la charge de travail, les contraintes inhérentes à l'emploi, le cadre matériel et des facteurs connexes, peuvent aussi jouer un rôle important dans la décision d'entrer dans l'enseignement.

Il semble d'ailleurs d'après des témoignages anecdotiques que ces conditions sont mal perçues par les enseignants en exercice ou potentiels, ce qui peut avoir un effet réel sur l'offre de main d'œuvre dans l'enseignement (Coulthard et Kyriacou, 2002). Malheureusement, nos séries de données ne

comprennent pas de mesures de ces conditions de travail, de sorte que nous restons centrés sur des déterminants plus quantifiables, tels que les niveaux de rémunération.⁵

Nous présentons à présent un modèle simple du marché du travail des enseignants pour montrer comment une situation de demande excessive (ou d'offre insuffisante) peut se produire. Selon Zabalza *et al.* (1979), le marché du travail des enseignants peut s'insérer dans un cadre traditionnel d'offre et de demande, avec une complication supplémentaire due au fait que les pouvoirs publics sont virtuellement les seuls employeurs.⁶

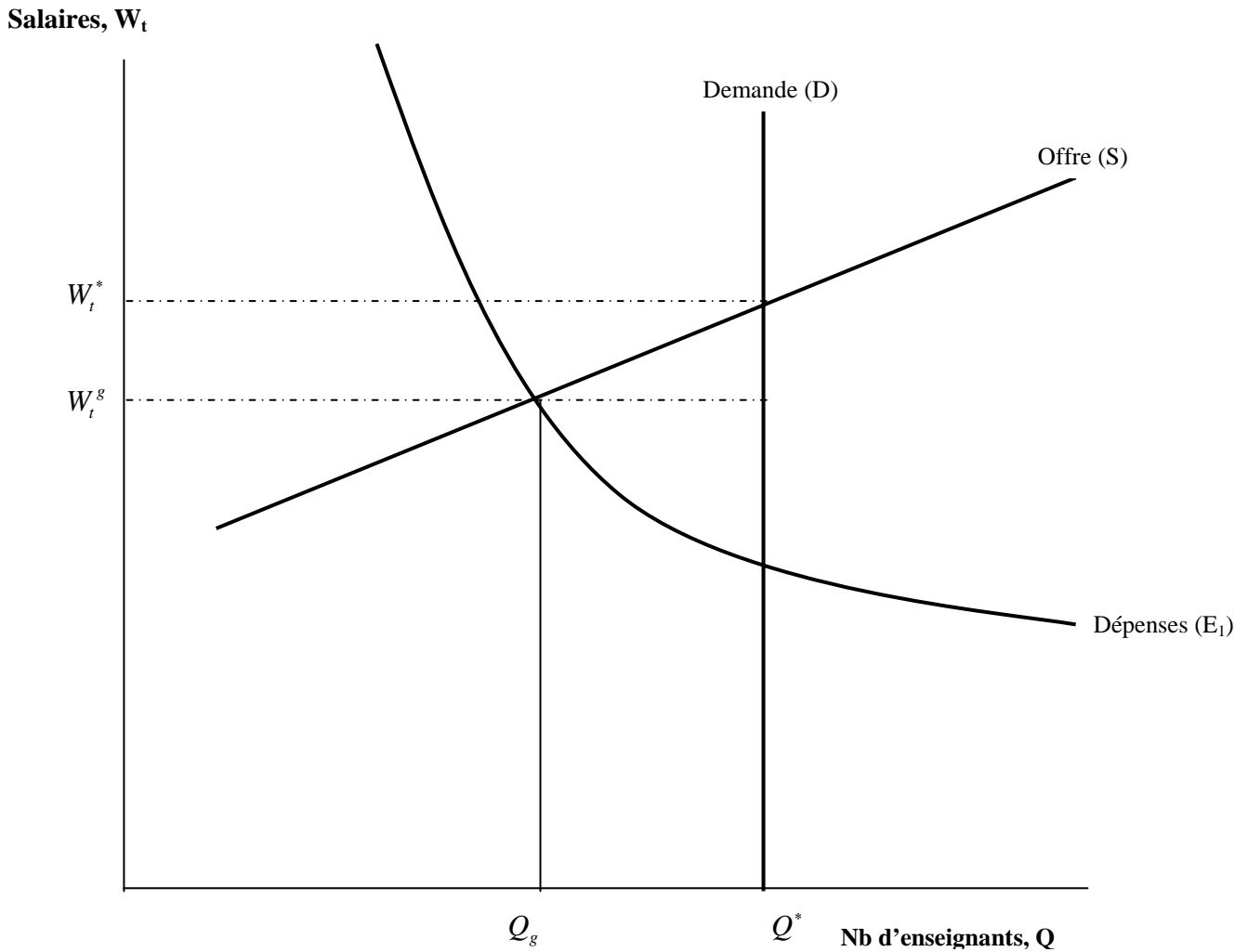
La demande d'enseignants est déterminée par le nombre d'enfants d'âge scolaire vivant dans le pays et par le taux d'encadrement souhaité par le gouvernement. Pour un ratio (taux d'encadrement) donné, la demande d'enseignants est donc une constante, indiquée par Q^* dans la figure 2. Si on pose le postulat raisonnable d'une offre d'enseignants qui serait une fonction positive de leurs salaires moyens, on peut tracer une courbe à pente positive de l'offre de main d'œuvre représentée par S . Dans un marché parfaitement concurrentiel, un salaire de W_t^* réussirait donc à équilibrer ce marché. Toutefois, le marché du travail des enseignants n'est évidemment pas parfaitement concurrentiel et le gouvernement, dans son rôle de recruteur (presque) exclusif de main d'œuvre enseignante, a d'autres préoccupations, parmi lesquelles se situe au premier rang le niveau des dépenses consacrées au total des rémunérations des enseignants.

Pour un niveau de dépenses donné, on peut tracer un rapport inverse entre les salaires des enseignants et le nombre d'enseignants embauchés, indiqué par E_1 dans la figure 2; si le gouvernement veut augmenter la rémunération des enseignants, il peut se permettre d'en embaucher moins, compte tenu du budget fixe dont il dispose. Le nombre des enseignants embauchés est donc Q_g , pour un gain moyen de W_t^g , et l'excédent d'enseignants est $Q^* - Q_g$. Cette situation ne peut être corrigée que par un relâchement des contraintes budgétaires débouchant sur une augmentation des salaires, ou par d'autres facteurs qui se modifieraient pour rendre l'enseignement plus attirant, de sorte que des enseignants potentiels en plus grand nombre offriraient leur travail moyennant un salaire donné quelconque. On examine dans ce rapport les réponses aux changements qui affectent les rémunérations et d'autres facteurs.

⁵ Dans un rapport sur le même thème (Chevalier *et al.*, 2001), nous prenons en compte la satisfaction concernant certains aspects de la vie professionnelle au moyen de données provenant des séries de données sur les cohortes de diplômés de 1985 et 1990 utilisées plus loin. Les résultats semblent indiquer que les enseignants sont moins satisfaits que d'autres diplômés de certains aspects importants de leurs emplois, notamment la rémunération et les heures de travail.

⁶ Au Royaume-Uni, le secteur privé ne représente pas plus de 5 à 7% de tous les enseignants embauchés.

Figure 2 : Le marché du travail des enseignants



Bien entendu, l'analyse qui précède est simpliste dans la mesure où les enseignants y sont considérés comme tous identiques. En réalité, il peut y avoir pénurie d'enseignants dans certaines régions, ou dans certaines matières, alors qu'il y a pléthore ailleurs. De plus, la situation réelle du marché est différente pour les maîtres des enseignements primaire et secondaire. Le nombre des enfants d'âge à fréquenter les écoles primaires et secondaires peut varier, ce qui retentit sur le nombre d'enseignants dont les enseignements primaire et secondaire ont besoin. En outre, les spécialisations requises peuvent varier entre ces deux secteurs. Nous pouvons corriger la figure 2 pour tenir compte de ces possibilités en créant une distinction simple entre les différents types d'enseignants. Une analyse simple amène à penser que la possibilité de rémunérations différentielles par matière, dans les différentes régions ou entre les secteurs primaire et secondaire pourrait être adoptée pour résoudre les problèmes de pénurie dans certains domaines. Quant à savoir si cette solution est vraiment envisageable, compte tenu des exigences des syndicats et du processus politique en général, la question reste posée. Dans toute analyse empirique détaillée, il convient d'admettre que les réponses de l'offre varient selon le domaine

étudié par les futurs enseignants. Cependant, une fois encore pour cause de limitation des données, nous ne sommes pas en mesure de prendre en compte les antécédents (c'est à dire, le domaine étudié) des enseignants potentiels.

4. Comment l'offre d'enseignants pourrait-elle être affectée par le cycle économique ?

Nous avons fait valoir ci-dessus que le principal mécanisme des fluctuations du cycle économique qui retentit sur l'offre d'enseignants est l'évolution des salaires relatifs. Selon la théorie du RBC, tout choc exogène, comme une augmentation de la rapidité du progrès technique, peut éliminer la fonction de demande de main d'œuvre et entraîner une augmentation des rémunérations dans le secteur privé. Il est probable qu'une augmentation de la rapidité du progrès technique aurait bien plus d'effet dans le secteur privé où il y a plus de possibilités de remplacer la main d'œuvre par les TI et plus de capital technologique physique de pointe.⁷

Ce changement est représenté par le passage de la demande de main d'œuvre du secteur privé de D_0 à D_1 dans la Figure 3a. L'augmentation des salaires du secteur privé qui en résulterait se traduirait par une diminution (à court terme) des salaires relatifs des enseignants, et donc un déplacement de l'offre d'enseignants; en effet le nombre de personnes postulant à des emplois dans l'enseignement diminuera compte tenu des salaires relatifs plus faibles (voir la figure 3b).

⁷ Il est évidemment possible d'utiliser les TI dans la classe, mais, en termes relatifs, l'enseignement est une activité à forte intensité de main d'œuvre qui comporte moins de possibilités de substitution, c'est à dire de remplacement des enseignants par les ordinateurs.

Figure 3a : Le marché du travail dans le secteur privé non enseignant

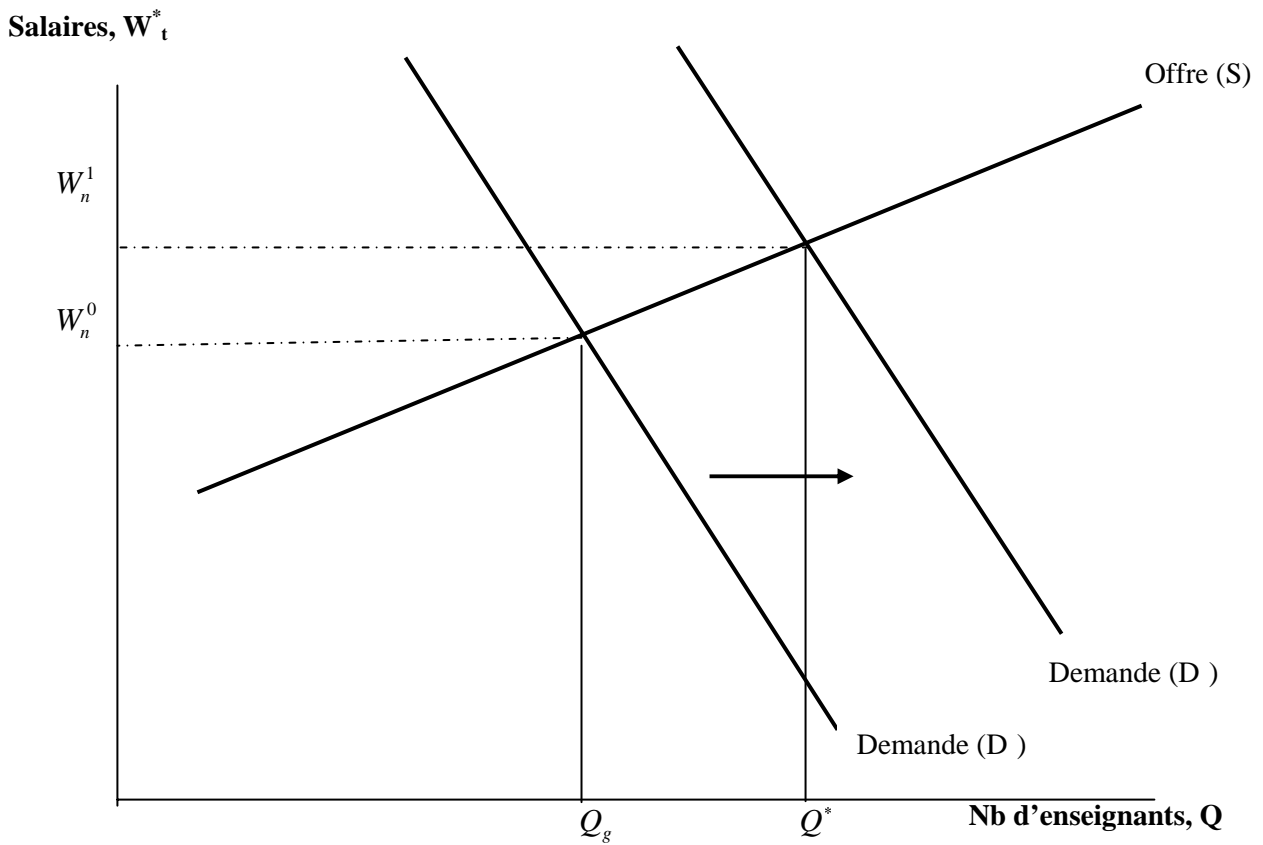
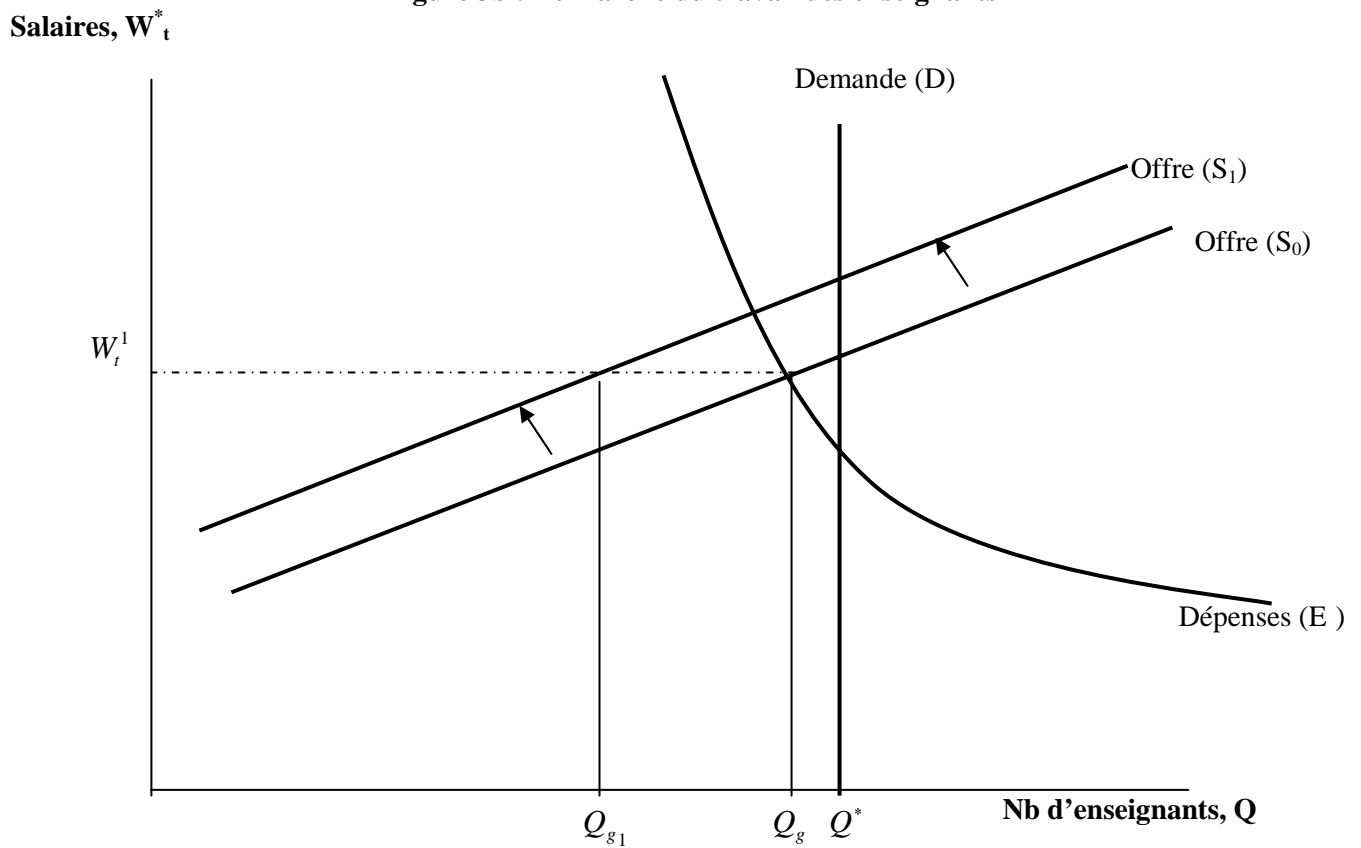


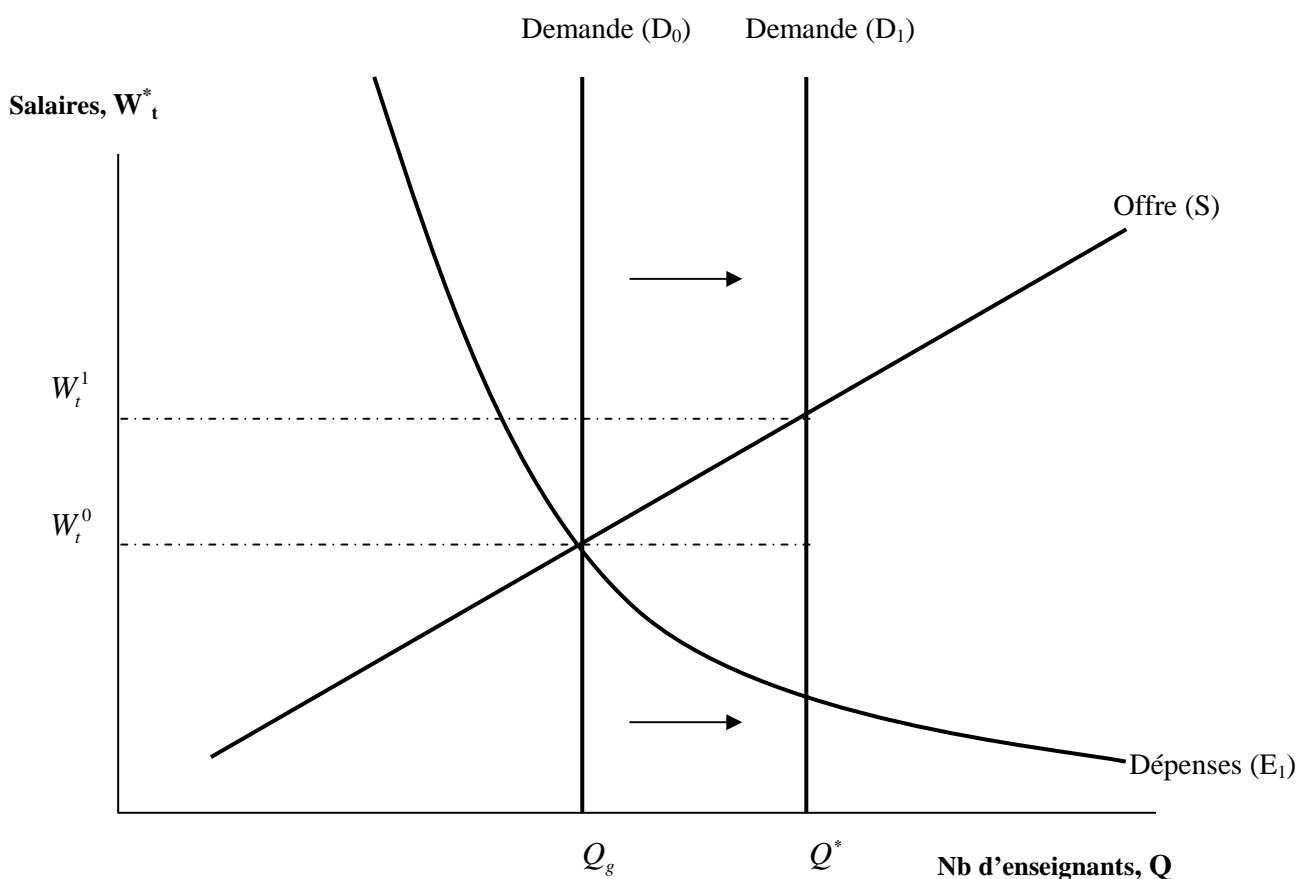
Figure 3b : Le marché du travail des enseignants



Il y a bien d'autres facteurs qui peuvent modifier l'offre d'enseignants. Envisageons l'effet d'un changement exogène des taux d'encadrement visés par les pouvoirs publics ou d'une évolution du taux de natalité. Imaginons une évolution positive du taux de natalité ou une décision du gouvernement qui souhaiterait abaisser le taux d'encadrement en augmentant les dépenses d'éducation. Supposons que l'un ou l'autre de ces changements soit capté par le déplacement de la demande inélastique de D_0 en D_1 dans la figure 4. Si le gouvernement n'est pas disposé à augmenter la rémunération des enseignants, il y aura un déficit ($Q^* - Q_g$) du nombre d'équilibre des enseignants embauchés.

Cette pénurie d'enseignants ne pourrait être allégée que si le gouvernement réagissait et se montrait disposé à élever le niveau de ses dépenses d'éducation pour y faire face. Dans ce cas, des pressions ascendantes s'exerceraient sur le salaire relatif dans l'enseignement pour remédier à cette pénurie.

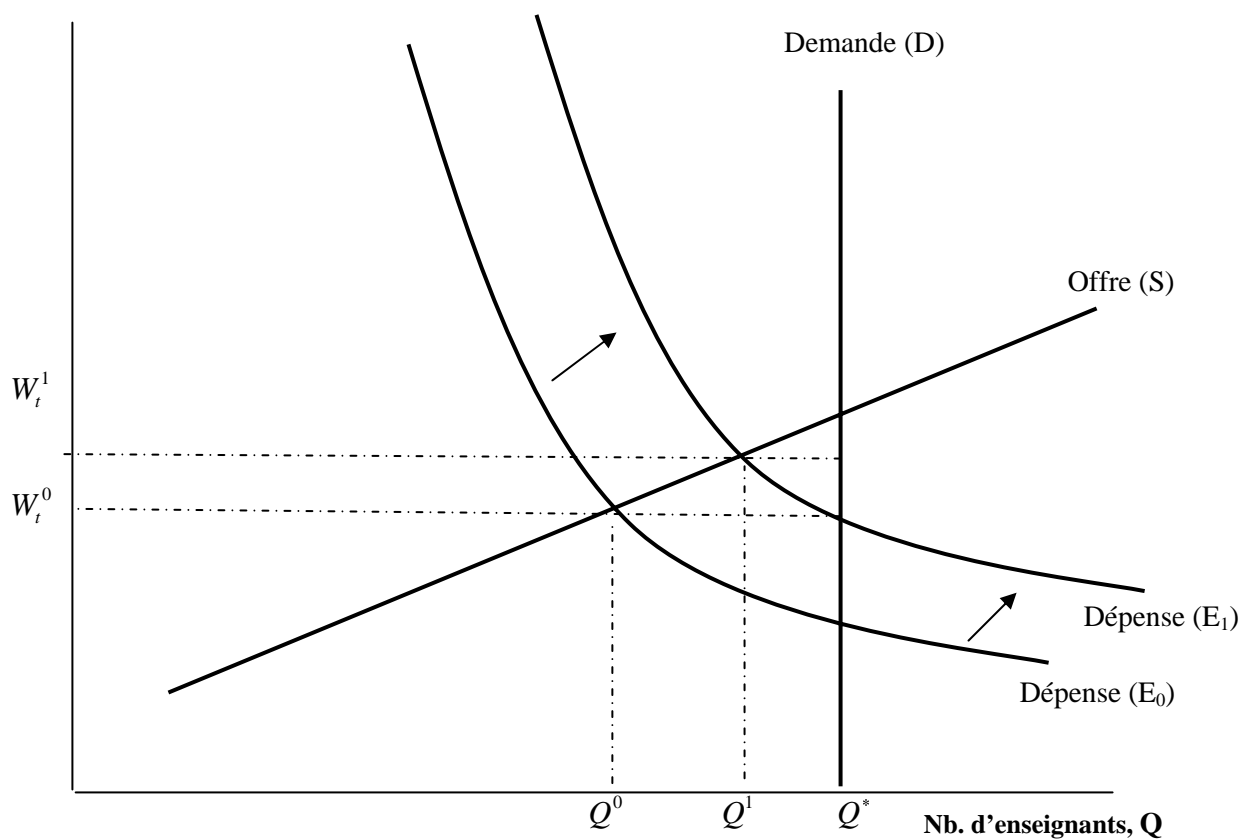
Figure 4 : Effet de l'augmentation des effectifs scolarisés ou de l'abaissement du taux d'encadrement



L'effet d'un changement exogène de la dépense publique d'éducation est représenté à la figure 5. Ici, un déplacement purement exogène des dépenses publiques consacrées à la rémunération des enseignants fait passer les contraintes budgétaires du gouvernement de E_0 à E_1 . De ce fait, des enseignants en grand nombre sont embauchés, ce qui réduit l'excédent de la demande d'enseignants de $(Q^* - Q^0)$ à $(Q^* - Q^1)$, en passant par une augmentation de la rémunération des enseignants qui va de W^0 à W^1 .

Figure 5 : Effet de l'augmentation des dépenses publiques d'éducation

Salaires, W_t^*



5. Mesurer l'offre d'enseignants

La mesure de l'offre d'enseignants et, plus précisément, les changements éventuels de l'offre d'enseignants d'une année sur l'autre, posent des problèmes.

Dans les données disponibles au Royaume-Uni, ce changement de l'offre d'enseignants peut être mesuré de diverses façons :

1. Variations du réservoir d'enseignants inactifs, REI. (Nous entendons par "inactifs" ceux qui ont été dans l'enseignement ou ont été formés pour enseigner et ont quitté la profession enseignante ou n'y sont pas entrés).
2. Variations de l'effectif du réservoir des enseignants récupérables, RER.
3. Variations de l'offre d'enseignants quand cette offre est mesurée selon la définition de Zabalza. Selon cette définition, il s'agit du nombre total d'individus qui travaillent en qualité d'enseignants (Zabalza *et al.*, 1979).
4. Le nombre des nouveaux entrants dans la profession enseignante.
5. Le nombre de ceux qui quittent la profession enseignante.
6. Le nombre de personnes qui s'inscrivent dans les programmes de formation des enseignants et qui en sortent.

Le graphique 1 montre les éléments de l'offre et de la demande d'enseignants qui sont utilisés pour déterminer si le marché des enseignants est en situation de pénurie ou d'excédent. Il est relativement simple de déterminer la demande d'enseignants car elle dépend du nombre d'élèves dans le pays et du taux d'encadrement souhaité par le gouvernement. Plus les effectifs scolarisés sont importants, plus le taux d'encadrement visé est bas, plus la demande d'enseignants augmente. C'est l'offre d'enseignants qui constitue la variable la plus problématique, comme nous l'avons expliqué au début de cette section.

L'offre d'enseignants telle qu'elle est représentée au graphique 1 peut se diviser en deux catégories, l'offre actuelle et l'offre potentielle. L'offre actuelle comprend ceux qui sont actuellement en service dans le corps enseignant. Ces enseignants en service sont indiqués par "*s*" dans notre graphique et comprennent ceux qui continuent à enseigner (et ne figurent pas dans notre graphique), les nouveaux entrants (*e*) et ceux qui réintègrent l'enseignement, les ré-entrants (*rf*). Les nouveaux entrants sont ceux qui enseignent pour la première fois dans les écoles publiques, tandis que les ré-entrants sont ceux qui ont déjà enseigné dans les écoles publiques, ont cessé de le faire, et y reviennent à présent. Le nombre d'étudiants inscrits dans les programmes de formation initiale des enseignants (FIE) alimente le flux des nouveaux entrants qui terminent leurs études et entrent dans l'enseignement public après avoir obtenu leur diplôme.

Les pénuries (*ex*) se produisent quand l'élément *s* de notre modèle ne parvient pas à satisfaire la demande d'enseignants, et inversement, les excédents se produisent quand l'offre actuelle d'enseignants dépasse la demande d'enseignants dans le pays.

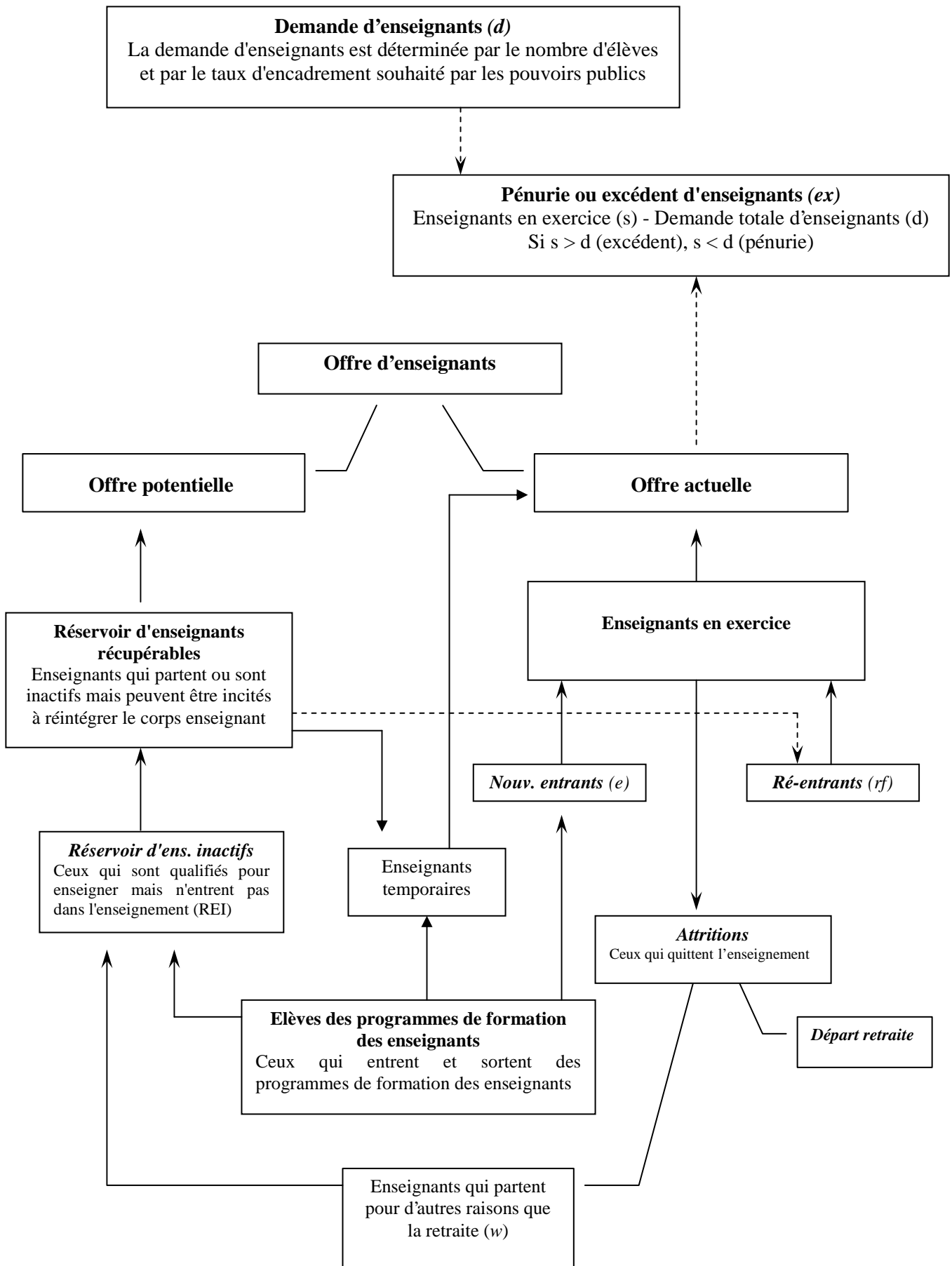
Pour parachever le modèle de l'offre et de la demande d'enseignants, il faut aussi prendre en compte les sorties d'enseignants à partir de l'offre actuelle. Le groupe des sortants peut être divisé entre ceux qui partent parce qu'ils atteignent l'âge de la retraite et ceux qui partent pour d'autres raisons (c'est à

dire ceux qui ont moins de 60 ans). Quand les enseignants qualifiés quittent la profession, ils deviennent inactifs et entrent dans le réservoir d'enseignants inactifs (*REI*), dont nous avons fait un sous-groupe de l'offre potentielle d'enseignants dans le graphique 1. En plus de ceux qui partent avant l'âge de la retraite, nous avons aussi dans le REI les diplômés de la FIE qui n'entrent pas dans l'enseignement. Le réservoir des enseignants récupérables est une deuxième composante de l'offre potentielle d'enseignants dans le graphique 1. Les enseignants du réservoir des enseignants récupérables sont ceux qui partent mais peuvent être incités à revenir et sont donc les principaux éléments de l'offre potentielle du stock national d'enseignants. Il convient de faire remarquer que toutes ces mesures de substitution de l'offre d'enseignants comportent des limites.

Le problème posé par l'utilisation des chiffres du REI est que le calcul de ces chiffres dépend de plusieurs hypothèses concernant le taux des départs en retraite. On peut en dire autant, ou davantage, au sujet du RER. La définition que propose Zabalza du nombre de personnes qui enseignent réellement ne donne pas une idée exacte du nombre de personnes qui pourraient enseigner. Le nombre de personnes en poste détermine le nombre réel des personnes qui enseignent. Il ne tient pas compte du nombre de postes à pourvoir ou du nombre d'enseignants en chômage qui cherchent des emplois et n'en trouvent pas. Il est important de noter qu'il peut y avoir une inadéquation géographique entre ceux qui cherchent des postes et les lieux où des postes sont à pourvoir. Au Royaume-Uni, les postes à pourvoir sont bien plus nombreux à Londres et dans le Sud Est, mais il y a bien plus d'enseignants formés qui ne travaillent pas mais cherchent des postes dans le Nord de l'Angleterre.

En utilisant la diminution ou la fonte des effectifs pour mesurer l'offre, on détermine clairement le taux des sorties de l'enseignement, mais sans prendre en compte le taux des entrées. En se servant du nombre de personnes qui entrent et sortent de la FIE, on obtient l'impression d'une partie seulement des entrées. D'autres éléments de ces entrées sont constitués par ceux qui sont des ré-entrants potentiels dans l'enseignement.

Graphique 1 : La demande et l'offre d'enseignants



6. Publications consacrées à l'offre d'enseignants et d'autres travailleurs qualifiés

Les publications économiques qui traitent de l'offre de travailleurs qualifiés dans divers secteurs sont relativement peu nombreuses. L'un des premiers ouvrages très complets sur la main d'œuvre qualifiée est le livre de Payne (1960) qui décrit la nature de ceux qui sont qualifiés pour travailler dans les domaines de la science et de l'ingénierie. L'auteur fait un travail approfondi en donnant une description empirique précise des effectifs qui sortent des universités et de ceux qui suivent des programmes de formation technologique et technique. Il relève la montée des qualifications éducatives en Grande-Bretagne au début de la période de l'après-guerre. Quelques rapports un peu plus tardifs - Freeman (1975), Bosworth et Wilson (1980) et Whitfield (1985), Freeman (1989) - traitent respectivement du marché des scientifiques et ingénieurs et des chimistes et physiciens. Plus rares encore sont les ouvrages qui cherchent à savoir dans quelle mesure le cycle économique retentit sur l'offre de travailleurs pour une profession ou un métier donné. Les contributions qui figurent dans le livre de Lindley (1980) rapprochent l'offre et la demande d'un modèle de "comptabilité de la croissance" de l'évolution de l'emploi et des rémunérations dans l'économie et par secteur. Cependant, elles ne présentent pas de modèle économétrique des facteurs macroéconomiques qui déterminent l'offre de main d'œuvre qualifiée. On trouve une contribution qui ne relie pas l'offre de main d'œuvre propre à un emploi à des variables macroéconomiques au premier chapitre de Freeman (1989) qui décrit le rôle de la R-D et des dépenses du budget de la Federal U.S. Science sur le marché des physiciens. Ces structures de dépenses sont toutefois plus étroitement liées à la demande explicite de scientifiques qu'aux mouvements de la macroéconomie.

L'un des facteurs qui paraît important dans l'ouvrage évoqué ci-dessus est le rôle que semble jouer la diminution du taux de rendement⁸ correspondant à un métier spécifique pour déterminer l'offre future éventuelle d'entrants potentiels dans ce métier. Ce thème a été repris par Freeman (1976), Wilson (1985) et d'autres. Il s'agit d'un autre moyen de déterminer l'offre future pour un métier donné.

L'étude de l'offre de main d'œuvre scientifique a pour grand avantage de donner assez exactement l'offre potentielle totale de scientifiques et d'ingénieurs en calculant le total des jeunes qui se qualifient dans ces domaines à l'université et en y ajoutant le stock de ceux qui travaillent déjà ou qui se sont qualifiés au cours des années précédentes et sont actuellement hors de la population active. Le calcul de l'offre potentielle d'enseignants est nettement plus aléatoire, simplement parce que l'effectif de ceux qui pourraient se former à l'enseignement est à la fois important et divers. Dans une interprétation extrême, l'offre potentielle d'enseignants se compose de tous les diplômés passés et présents et de

⁸ Le taux de rendement est le gain procuré par l'investissement de ressources dans une activité économique. Ce taux est généralement mesuré au moyen d'un modèle du capital humain qui utilise la Fonction gains.

toutes les autres catégories de travailleurs qualifiés qui pourraient se recycler. Cette conception très générale de l'offre potentielle d'enseignants est manifestement inadaptée car, dans leur grande majorité, ces personnes n'envisagent pas d'enseigner. Cela n'infirmé cependant pas la constatation selon laquelle un grand nombre de nouveaux entrants dans la formation des enseignants viennent chaque année du milieu des affaires et des professions libérales et souhaitent simplement se recycler. Cette catégorie représente une faible proportion de l'offre totale de nouveaux enseignants éventuels.

Les publications consacrées à la surqualification, qui relie l'offre d'ensemble des diplômés au marché des qualifications et à l'affectation à l'emploi des diplômés sont en augmentation. De nombreux ouvrages de ce type (par exemple Freeman (1976) et Mason (1995)), estiment que le principal problème tient à l'expansion massive de l'offre de diplômés au Royaume-Uni qui entraîne une offre excédentaire de main d'œuvre qualifiée par rapport à la demande. Il s'ensuit que nombre de diplômés ne peuvent pas obtenir d'emplois correspondant à leurs diplômes, ce qui se traduit par une baisse de niveau des emplois que les diplômés sont disposés à exercer. Cela signifie que sous la pression du marché qui s'associe à l'offre pléthorique, de nombreux diplômés qui normalement n'envisageraient pas d'enseigner le font cependant aux époques d'offre excédentaire de main d'œuvre diplômée et de fort chômage des diplômés. Dans sa description originale du problème posé par l'offre excédentaire de main d'œuvre diplômée, Freeman (1975, 1976) montre aussi comment le marché déséquilibré peut adopter un cycle en forme de toile d'araignée qui entraîne des fluctuations de l'offre et de la demande de diplômés et des salaires du marché correspondants. Dans la plupart des marchés des diplômés au Royaume-Uni, il est évident que les avances et les retards de ces fluctuations pourraient durer plusieurs années. C'est ce qui transparait dans la relation cyclique entre le chômage des diplômés et le chiffre global du chômage dans l'économie britannique telle qu'elle est décrite par Bee et Dolton (1990).

Il existe de nombreuses publications, venant pour la plupart des Etats-Unis, sur les facteurs qui agissent sur les décisions qui régissent l'offre d'enseignants. Cette documentation comporte des études qui examinent les influences sur la décision d'entrer dans l'enseignement et d'autres qui traitent de la décision d'en sortir. Dans quelques études, on envisage aussi les aspects qualitatifs des enseignants.

Si l'on considère en premier lieu la décision d'entrer, les travaux britanniques sur ce thème sont limités. Dolton (1990) se sert de données relatives à la cohorte des diplômés de 1980, qui suivent un échantillon de diplômés pendant la période, allant jusqu'à sept ans, qui suit l'obtention de leur diplôme. Dans ce travail, et dans bien d'autres ouvrages concernant ce domaine, on montre que les rémunérations sont un facteur important de la décision de devenir enseignant. Plus précisément, les salaires relatifs de début dans l'enseignement (comparés aux salaires potentiels estimés ailleurs) sont positivement corrélés à la probabilité d'entrer dans le corps enseignant. En outre, plus forte est la

croissance dans le temps de la rémunération des enseignants, et plus faible la croissance de celle des non enseignants, plus il y a de chances de voir les individus s'orienter vers une carrière dans l'enseignement.

Dans une étude très antérieure, fondée seulement sur des séries de données chronologique agrégées recueillies au Royaume-Uni pour les années 1963-1971, Zabalza *et al.* (1979) évaluent l'élasticité de l'offre de main d'œuvre pour l'enseignement ⁹ par rapport aux salaires relatifs des enseignants. Les élasticités estimées vont de 2,4 à 3,9 pour les hommes, et de 0,3 à 1,8 pour les femmes, suivant la définition des salaires alternatifs utilisée. Quand on fait la distinction entre les salaires des enseignants débutants et la croissance des salaires, les auteurs constatent que l'effet du salaire de début relatif est le même pour les hommes et les femmes, alors que l'effet de la croissance salariale au fil du temps est nettement plus sensible pour les hommes. On peut en déduire que les effets des salaires sont plus forts pour les hommes, principalement parce que les salaires semblent jouer un rôle relativement plus important dans leur carrière.

Dans Zabalza (1979a), un modèle de choix professionnel a été utilisé pour examiner les déterminants de l'offre d'enseignants. Dans ce modèle, les salaires d'entrée ainsi que les perspectives salariales dans l'enseignement et dans d'autres professions ont été inclus, en plus d'autres éléments non pécuniaires tels que les probabilités d'emploi des deux professions. On examine dans ce rapport les décisions d'entrée et de sortie au moyen d'une série de données chronologiques ¹⁰ sur les nouvelles entrées d'enseignants diplômés et les sorties (d'enseignants diplômés et non diplômés) ventilées par sexe. Zabalza constate que les nouveaux entrants de l'un et l'autre sexe sont sensibles aux changements du salaire relatif et au chômage. Les perspectives salariales constituent aussi un déterminant important de l'offre d'enseignants au Royaume-Uni. S'agissant de ceux qui sortent de la profession, les hommes diplômés sont plus sensibles aux changements des perspectives de rémunération et aussi aux salaires d'entrée. Si les femmes qui quittent la profession sont moins sensibles aux changements de salaire, elles sont influencées par le niveau du chômage dans le pays.

Il existe de même un petit nombre d'études américaines consacrées à la décision d'entrer dans le corps enseignant. On peut en citer comme exemple Manski (1987) qui se sert de données provenant de l'étude chronologique nationale (National Longitudinal Study) de la classe secondaire de 1972. Les résultats de son équation probit du choix professionnel (enseignant ou non enseignant) montre qu'une

⁹ L'élasticité mesurée par Zabalza *et al* est l'élasticité des salaires qui se réfère au changement en pourcentage de l'offre d'enseignants résultant d'une augmentation de 1% de leurs salaires relatifs.

¹⁰ Zabalza utilise une série de données datant de 1963 à 1971, recoupée selon 5 disciplines (sciences, autres sciences, langues modernes, classiques et sujets divers) et selon le sexe, alors que dans l'examen des déterminants des sorties, il utilise une série de données chronologiques allant de 1963 à 1972 et ventilées par tranche d'âge et par sexe.

augmentation de 10% des salaires hebdomadaires des enseignants fait passer l'offre d'enseignants de 19% à 24% de la cohorte des diplômés. Manski prend aussi en compte l'aspect qualitatif et calcule qu'une augmentation de 10% des salaires hebdomadaires des enseignants, à laquelle s'ajoute une exigence minimale pour l'entrée dans la profession d'une note de 800 aux épreuves du SAT, maintiendrait l'offre d'enseignants à 19% de la cohorte tout en élevant les capacités théoriques moyennes de cette catégorie jusqu'à la moyenne nationale des diplômés de l'enseignement supérieur. Zarkin (1995) propose un autre exemple. En incorporant une situation prévisible du marché au modèle du choix professionnel, Zarkin (1985) examine les nouveaux entrants attendus dans l'enseignement de niveau élémentaire et secondaire aux États-Unis. Deux variables concernant les enfants, c'est à dire le nombre retardé et le nombre futur des enfants, sont utilisées pour chercher à savoir si l'état prévisible du marché futur est un facteur important de la décision d'entrer dans le corps enseignant. Si la première variable est importante, on aura tendance à rejeter le modèle prévisible, alors que si c'est la seconde variable qui importe, l'examen de l'avenir est important pour déterminer l'offre de nouveaux entrants dans l'enseignement. Il affine encore son analyse en fonction du sexe et ses résultats montrent que les déterminants de l'entrée dans l'enseignement ne sont pas les mêmes pour les deux niveaux. Au niveau de l'école élémentaire, le nombre décalé des enfants est important pour les enseignantes, alors qu'au niveau secondaire, le nombre futur des enfants est important aussi bien pour les enseignants que pour les enseignantes. Il attribue ces résultats à la proportion d'hommes et de femmes parmi les enseignants de chacun des deux niveaux. Dans l'enseignement élémentaire, il semble y avoir une plus forte proportion d'enseignantes dont l'activité professionnelle est de plus courte durée. C'est pour cette raison que les perspectives d'avenir paraissent moins importantes pour cette catégorie. D'autre part, dans l'enseignement secondaire, la proportion des enseignants de sexe masculin est plus importante. Contrairement à leurs homologues féminines, ils ont en général des taux moyens plus élevés de participation à la population active au cours de leur vie. C'est pourquoi ils attachent plus d'importance aux perspectives d'avenir.

D'autres études portent sur la décision de continuer d'enseigner ou d'arrêter. Dans la plupart des travaux britanniques sur ce thème, on utilise des informations relatives aux diverses cohortes de diplômés de l'université; c'est notamment le cas de Dolton (1990), Dolton et van der Klaauw (1995a, 1995b, 1999), et Dolton et Mavromaras (1994). Exception faite de cette dernière étude, tous se servent des données relatives à la cohorte des diplômés de 1980.

Dans son étude de 1990, Dolton se sert d'une équation probit pour savoir si un individu occupe un emploi dans l'enseignement sept ans après l'obtention de son diplôme (à condition d'avoir choisi l'enseignement comme premier emploi à l'issue de ses études). D'après les résultats, il semble que les facteurs qui agissent sur la décision de continuer à enseigner sont très semblables à ceux qui déterminent la décision d'entrer dans l'enseignement au départ. Les trois rapports de Dolton et van der

Klaauw adoptent une approche aléatoire pour modéliser le temps passé dans le premier emploi qui suit l'obtention du diplôme chez les enseignants. Les résultats montrent que l'élasticité de l'abandon d'un poste d'enseignant par rapport au salaire relatif est d'environ - 1,5, ce qui évoque une forte réduction du comportement de départ des enseignants après une augmentation des salaires. L'importance du marché extérieur du travail et des autres possibilités est, elle aussi, clairement démontrée par l'importance des autres variables dans l'équation. Plus précisément, les enseignants quittent plus volontiers leur emploi si le taux local de chômage est faible, s'ils ont une qualification professionnelle et s'ils sont titulaires d'un diplôme de premier cycle dans un domaine autre que l'enseignement. Quand Dolton et van der Klaauw (1995b, 1999) développent leurs travaux antérieurs (1995a) en adoptant une approche des "risques concurrents" vis à vis de leur taux de risque, en permettant aux variables explicatives d'avoir un impact différent sur la probabilité de quitter l'enseignement pour d'autres domaines, et la probabilité de sortir entièrement de la population active, ils constatent qu'une rémunération plus élevée des enseignants réduit la probabilité de les voir cesser de travailler, tandis que la prévision d'une rémunération plus élevée hors de l'enseignement rend plus probable leur entrée dans un secteur autre que l'enseignement.

Le dernier rapport qui utilise les données issues de la cohorte des diplômés au Royaume-Uni est celui de Dolton et Mavromaras (1994) qui, en exploitant les données provenant des cohortes de 1970 et de 1980, est la seule à donner, comme nous le faisons ici, des comparaisons dans le temps. Les auteurs expliquent la cause de la diminution entre ces deux dates de la probabilité de devenir enseignant par les changements des caractéristiques des individus eux-mêmes, et les changements des caractéristiques du marché de l'emploi auquel ils sont confrontés. Il ressort des résultats que cette diminution est presque entièrement imputable à la dégradation de la situation du marché pour les enseignants.

Comme pour la décision d'entrer dans la profession enseignante, Zabalza *et al.* (1979) entreprennent aussi une analyse de séries chronologiques sur la décision de partir, en étudiant la période 1963-1972. De même que l'étude de Dolton et Mavromaras (1994) citée ci-dessus, ils trouvent que les hommes ont bien plus de chances que les femmes d'être influencés par les salaires, l'élasticité du taux de séparation des diplômés formés par rapport aux salaires relatifs étant de - 2,4 à - 3,0 pour les hommes et de - 0,6 à - 0,7 pour les femmes. A l'inverse de leur analyse de la décision d'entrée, Zabalza *et al.* observent que cette différence entre hommes et femmes de l'effet des rémunérations existe aussi bien pour les salaires d'entrée que pour la croissance salariale.

Il n'existe, à notre connaissance, qu'un seul rapport qui examine de façon explicite le rapport entre les fluctuations agrégées de l'économie et leur effet sur l'offre d'enseignants au Royaume-Uni. Ce document de travail récent, interne au ministère (DfES, 2002), traite du rapport entre le relevé des taux d'attrition des enseignants et des enseignantes entre 1970 et 2000. Les auteurs constatent un effet

significatif du cycle économique, mesuré par les changements du PIB, sur le taux d'attrition des personnes qui quittent l'enseignement. L'effet du cycle économique est sensible pour les hommes comme pour les femmes. Notre analyse s'écarte de la leur sur un certain nombre de points importants :

- Nous explorons divers concepts de l'offre potentielle et réelle en plus du simple taux d'attrition. En outre, notre taux d'attrition couvre une tranche d'âge plus longue que celle couverte par le rapport du DfES. Dans ce dernier, les sorties concernent les personnes de 21 à 49 ans, tandis que nos données comprennent toutes les sorties d'enseignants de moins de 60 ans.
- Nous appliquons une série de contrôles supplémentaires dont le rapport du DfES ne tient pas compte, notamment le chômage des diplômés, la densité de la syndicalisation, la qualité de l'enseignement et d'autres variables éducatives et démographiques.
- Nous utilisons des méthodes économétriques plus rigoureuses d'analyse de séries chronologiques. Elles comprennent la vérification du caractère stationnaire des variables et une exploration du concept de cycle économique. Nous éliminons de nos estimations l'utilisation assez arbitraire des moyennes mobiles et des variables enregistrées.
- Enfin, nous disposons pour certaines variables de séries chronologiques plus longues, allant de 1955 à 2000.

Aux Etats-Unis, un rapport ancien de Maaske (1951) donne une perspective historique du marché de l'emploi des enseignants aux Etats-Unis entre 1900 et 1950 en examinant la relation entre les années d'excédent, de pénurie ou d'équilibre de l'offre d'enseignants et les années marquées par la prospérité ou la crise économique. L'auteur cherche à établir le rapport entre ces deux variables, mais n'offre aucune indication statistique ou économétrique.

Passant aux publications américaines sur la décision de continuer ou de partir, les témoignages les plus proches de l'esprit des études britanniques qui se servent des données relatives aux cohortes de diplômés se trouvent dans deux rapports de Stinebrickner (1998, 2001) qui utilisent les données provenant de l'étude chronologique nationale de la classe secondaire de 1972. De même que les études britanniques, Stinebrickner (1998) laisse entendre que les enseignants continuent plus volontiers d'enseigner quand leurs traitements augmentent. Stinebrickner (2001) fait une simulation des effets de la variation de la rémunération des enseignants. Deux mesures sont considérées, la première étant une augmentation de salaire de 25% pour tous les enseignants et la seconde une augmentation salariale de 25% en moyenne, dont le montant réel dépend de manière linéaire des notes SAT des enseignants. Les résultats de la simulation montrent que la proportion des onze années considérées que les enseignants exerçant pour la première fois consacrent à l'enseignement passe de 0,48 à 0,72 quelle que soit la mesure prise, tandis que les augmentations salariales ont plus de chances de réduire le temps passé à travailler hors de l'enseignement que le temps passé hors de toute activité salariée. La deuxième mesure, qui prévoit l'augmentation des salaires en proportion de la qualité des enseignants, se traduit

par un accroissement de la proportion d'enseignants de qualité. Cet aspect de la qualité est aussi abordé dans un petit nombre d'autres études. Par exemple, Ballou et Podgursky (1995) font valoir que les augmentations salariales doivent s'associer à une recherche des enseignants les plus qualifiés ou, pour un meilleur rapport coût-efficacité, faire dépendre l'augmentation salariale d'une note minimale aux examens SAT, si l'on veut obtenir une hausse de la qualité. Dans un même ordre d'idées, Hanushek *et al.* (1999), qui utilisent les données pour les années 1993 à 1996 provenant de la base de données du UTD Texas Schools Project, montrent qu'une augmentation de 10% de la rémunération de début correspond à une baisse de 2% de la probabilité de départ pour les enseignants stagiaires et à une baisse de 1% pour ceux qui ont déjà de 3 à 5 ans d'ancienneté. La même augmentation salariale s'accompagne aussi d'une amélioration des résultats en mathématiques et en lecture chez les élèves présentant respectivement des écarts types de 0,17 et de 0,11.

Pour récapituler les autres rapports établis aux Etats-Unis sur les décisions de sortie des enseignants, nombre d'entre eux utilisent des données recueillies au niveau des Etats sur tous les enseignants enregistrés dans un Etat donné, notamment Brewer (1996), Rees (1991), Mont et Rees (1996) (qui étudient tous l'Etat de New York), Murnane et Olsen (1989) (Michigan), Murnane et Olsen (1990) (Caroline du Nord), Theobald (1990) et Theobald et Gritz (1996) (Washington). Tous conviennent que la corrélation est négative entre le salaire versé aux enseignants et leur tendance à partir, et positive avec le temps passé dans le premier emploi dans l'enseignement. Quand les études tiennent compte des différences entre hommes et femmes, on constate en général que ces effets du salaire sont plus sensibles chez les hommes que chez les femmes. En outre, les résultats montrent en général que les enseignants ayant des qualifications de niveau plus élevé, ou qui vivent dans des régions où les salaires moyens des professions autres que l'enseignement sont plus élevés, ont plus tendance à quitter leurs emplois dans l'enseignement.

Enfin, en examinant l'offre et la demande d'enseignants aux Etats-Unis au moyen des données par Etat entre 1975 et 1990, Flyer et Rosen (1997) concluent que la demande d'enseignants a augmenté au fil des années, principalement sous l'effet de l'augmentation des taux d'encadrement aux Etats-Unis, tandis que le prix de l'offre des cohortes successives d'enseignants a aussi augmenté. Ils ajoutent que plus le taux d'activité féminin est élevé, plus le taux d'encadrement s'élève quand la corrélation est positive et importante entre le taux d'activité des femmes et le taux d'encadrement aux Etats-Unis.¹¹ Les femmes entrent dans la profession enseignante car il s'agit d'un choix professionnel souple et compatible avec la production ménagère. Cette progression permet aussi de partir sans encourir de pénalité salariale. A propos de cette dernière explication, Flyer et Rosen observent que celles qui quittent le corps enseignant et y reviennent perçoivent la même rémunération qu'avant leur départ,

¹¹ Cette observation est constante dans toutes les spécifications vérifiées.

alors que celles qui ont exercé d'autres métiers subissent une perte d'environ 10% de leur salaire antérieur quand elles recommencent à travailler.

7. L'offre d'enseignants et le cycle économique au Royaume-Uni

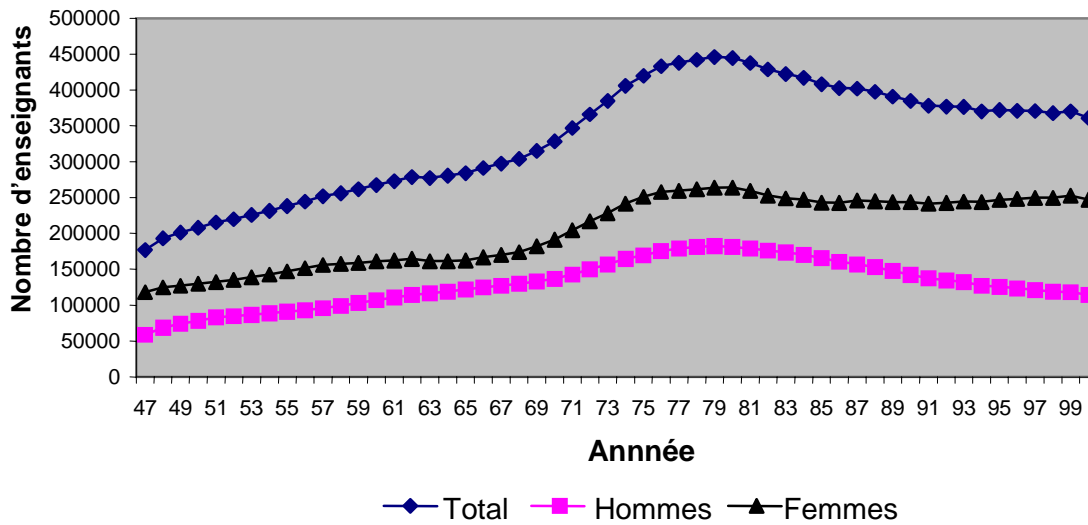
La section qui précède montre que l'offre d'enseignants au Royaume-Uni, calculée au moyen d'une série de données chronologiques a fait l'objet d'un examen assez complet par Zabalza (1979a, 1979b). Les ouvrages ultérieurs comprennent ceux de Bee et Dolton (1995) et de Dolton et Robson (1996). L'examen de l'offre d'enseignants par cette méthode est rendu possible par la disponibilité dans le temps de données provenant de diverses sources publiées. Les séries de données chronologiques concernant les enseignants dont nous disposons pour le Royaume-Uni vont de 1947 à 2000¹².

On se propose dans cette section de procéder à l'examen empirique de la situation de l'offre d'enseignants au Royaume-Uni. Nous tenterons d'étudier la tendance des différents éléments de la mesure de l'offre d'enseignants montrés dans le graphique 1. Dans un premier temps, nous examinons l'offre actuelle d'enseignants, c'est à dire les enseignants en exercice. Pendant la période étudiée, le taux moyen d'augmentation le plus élevé des effectifs enseignants correspond aux années 70, époque à laquelle le nombre des enseignants augmentait en moyenne de 4% par an. Cette situation a marqué le passage de la pénurie à l'excédent qui a motivé le rapport de Zabalza (1979b) sur le glissement d'un excès de la demande à un état pléthorique. Après cette période d'excédent, les deux décennies suivantes ont vu une diminution du nombre des enseignants avec une baisse annuelle moyenne de 1% pendant les années 80 et une diminution annuelle moyenne de 0,7% entre 1990 et 2000.

La figure 6 présente la situation des enseignants en exercice au Royaume-Uni entre 1947 et 2000. La configuration est la même chez les enseignants et les enseignantes. Le rapport entre enseignantes et enseignants au Royaume-Uni entre 1947 et 2000 est en moyenne de 60:40. Le phénomène de féminisation du corps enseignant au Royaume-Uni se retrouve dans d'autres pays de l'OCDE (Santiago, 2002). Nous observons cette situation dans toutes les variables de l'offre d'enseignants présentées dans le reste de cette section.

¹² Certaines variables ne sont disponibles que pour une durée plus courte.

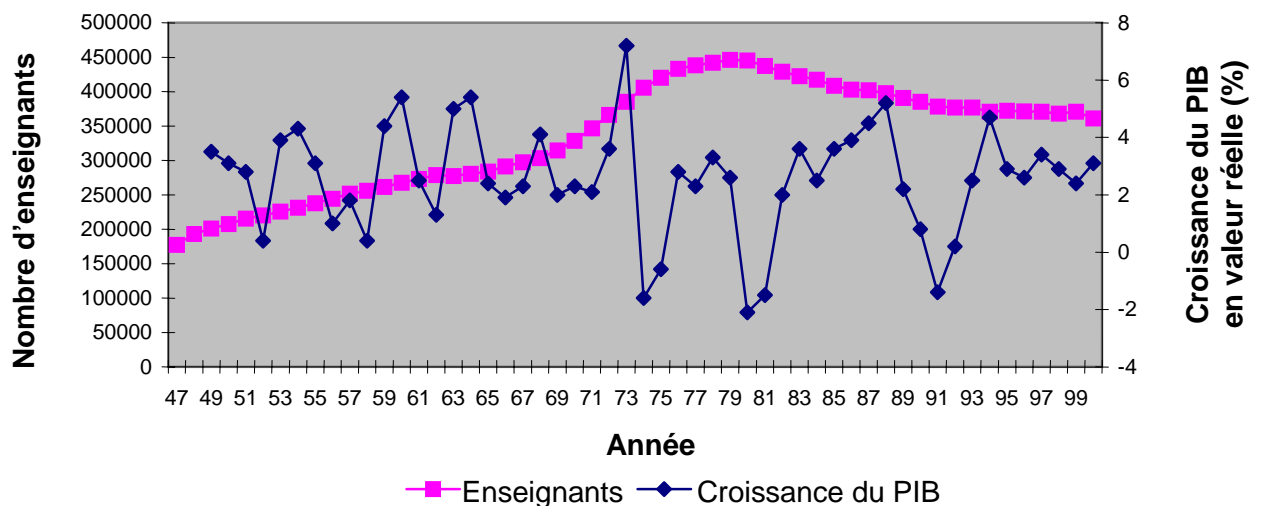
Figure 6 : Enseignants en exercice, Royaume-Uni 1947-2000



Source : Statistiques de l'éducation

Si nous rapprochons la tendance des enseignants en exercice de l'évolution du PIB en valeur réelle au fil des années, nous constatons que la représentation graphique n'indique aucune corrélation claire entre les deux variables (voir la figure 7). Un simple test de corrélation portant sur ces deux variables fait apparaître une corrélation négative faible et insignifiante entre les deux variables.

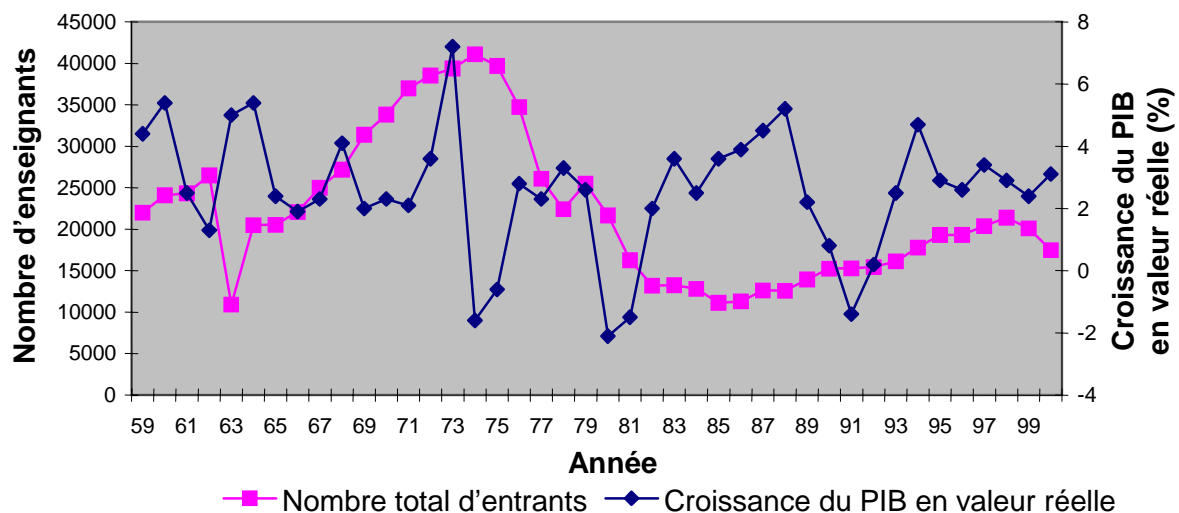
Figure 7: L'offre d'enseignants et la croissance du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1947-2000



Source : Statistiques de l'éducation et ONS

Au graphique 1, l'offre actuelle d'enseignants comprend les enseignants qui sont actuellement en exercice, les nouveaux entrants, c'est à dire ceux qui enseignent pour la première fois dans les écoles publiques et les ré-entrants, c'est à dire ceux qui étaient partis mais sont revenus. Du point de vue graphique, il semble y avoir un rapport négatif entre le nombre des nouveaux entrants dans l'enseignement et la croissance du PIB en valeur réelle (voir la figure 8). Quand le PIB en valeur réelle augmente, on constate une diminution du nombre total des entrants. L'évolution des hommes et des femmes paraît semblable à celle de l'ensemble.

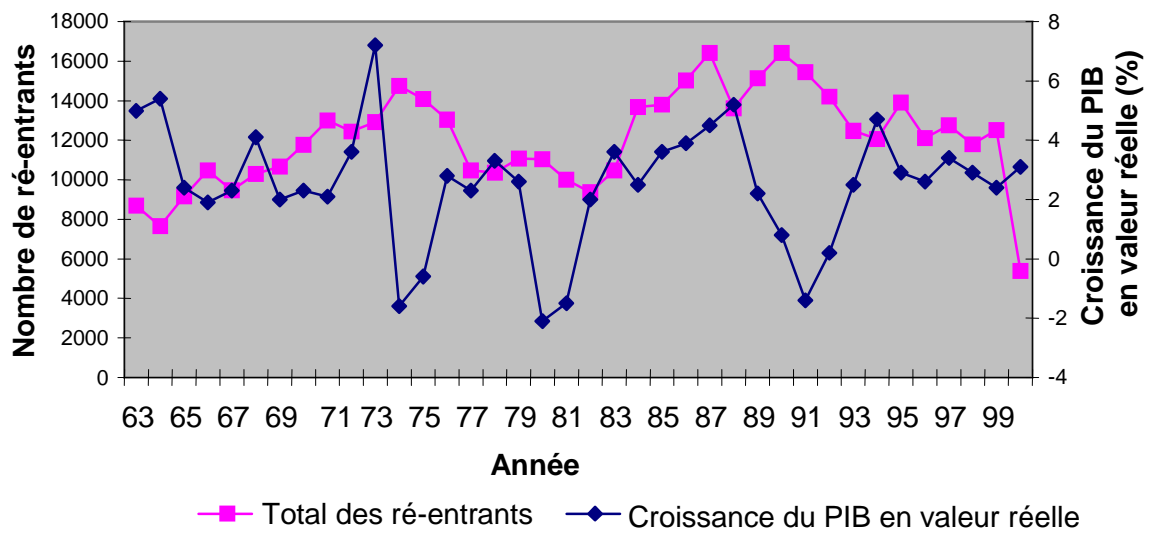
Figure 8 : Nombre total d'entrants et augmentation du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1959-2000



Source : Statistiques de l'éducation et ONS

La figure 9 montre l'évolution du nombre de ré-entrants dans le corps enseignant au Royaume-Uni et ses rapports avec la croissance du PIB en valeur réelle. Une simple analyse de corrélation de Spearman indique que la relation entre ces deux variables est négative et peu significative. Toutefois, en examinant le graphique de plus près, nous constatons une certaine hétérogénéité du rapport entre le nombre des réentrants et la croissance du PIB en valeur réelle. Par exemple, quand nous examinons la période de la première crise pétrolière de 1975, nous observons qu'à mesure que le PIB en valeur réelle augmente entre 1974 et 1975, le nombre des ré-entrants décline pour la même période. En revanche, quand nous regardons les années 1985 à 1988, alors que la croissance réelle du PIB augmente, le nombre d'enseignants qui réintègrent la profession s'accroît. Ce rapport positif est contraire à ce que nous avons constaté pour la période antérieure de 1974-1975. Par contre, la tendance pour les années 90 nous ramène à la relation négative observée au milieu des années 70; en effet la croissance du PIB en valeur réelle augmente entre 1991 et 1994, alors que le nombre de ré-entrants dans l'enseignement diminue pour la même période.

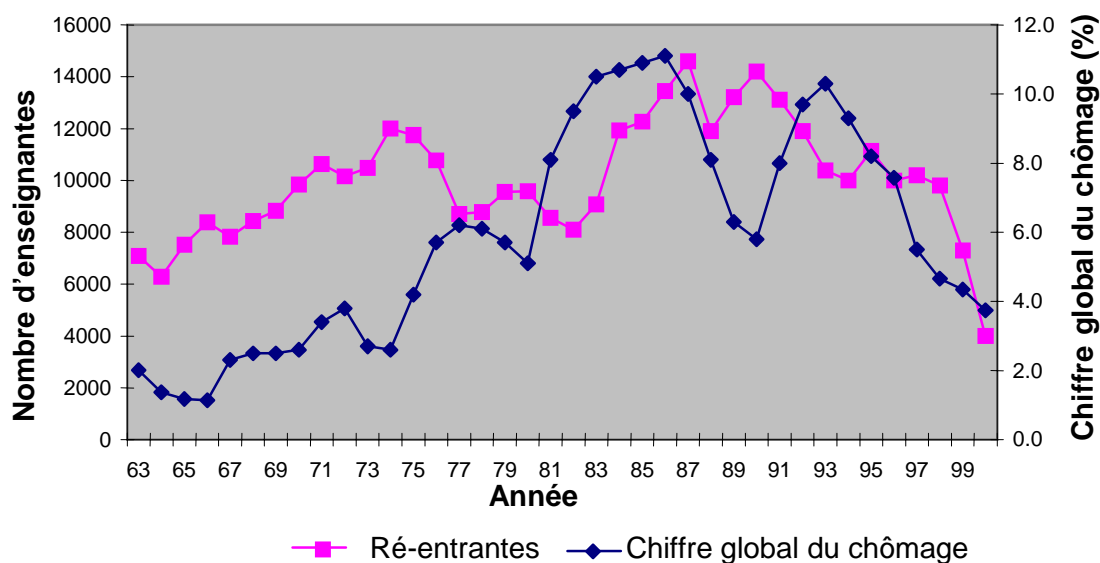
Figure 9 : Nombre total de ré-entrants et croissance du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1963-2000



Source : Statistiques de l'éducation et ONS

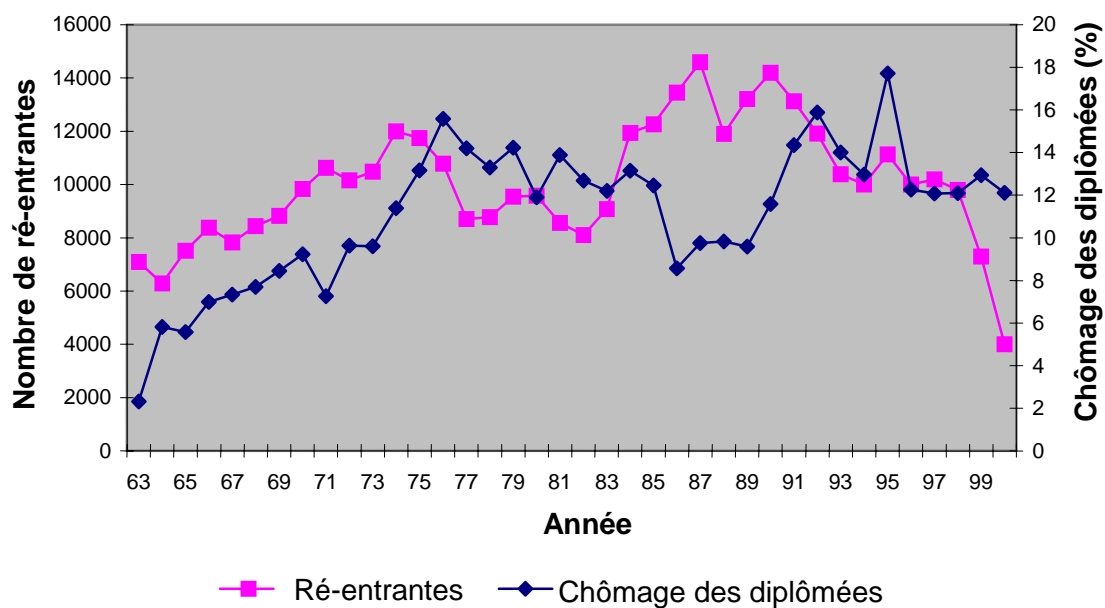
Alors que la relation entre la croissance du PIB en valeur réelle et le nombre des ré-entrants paraît peu claire, nous observons un rapport positif et important entre les ré-entrantes et le chômage d'ensemble. A la figure 10, alors que le chiffre global du chômage augmente au Royaume-Uni, le nombre de femmes qui réintègrent la profession enseignante augmente aussi. Cela indique sans doute que les enseignantes apprécient dans une certaine mesure d'être dans l'enseignement alors que la situation de l'emploi se dégrade dans l'économie. Cette relation entre les ré-entrants et le chiffre global du chômage au niveau total et pour les hommes est négative et peu importante. La figure 11 qui présente le chômage des diplômées et le nombre de ré-entrantes confirme cet état de choses.

Figure 10 : Ré-entrantes dans l'enseignement et chiffre global du chômage, Royaume-Uni 1963-2000



Source : Statistiques de l'éducation et ONS

Figure 11 : Ré-entrantes et chômage des diplômés, Royaume-Uni 1963-2000



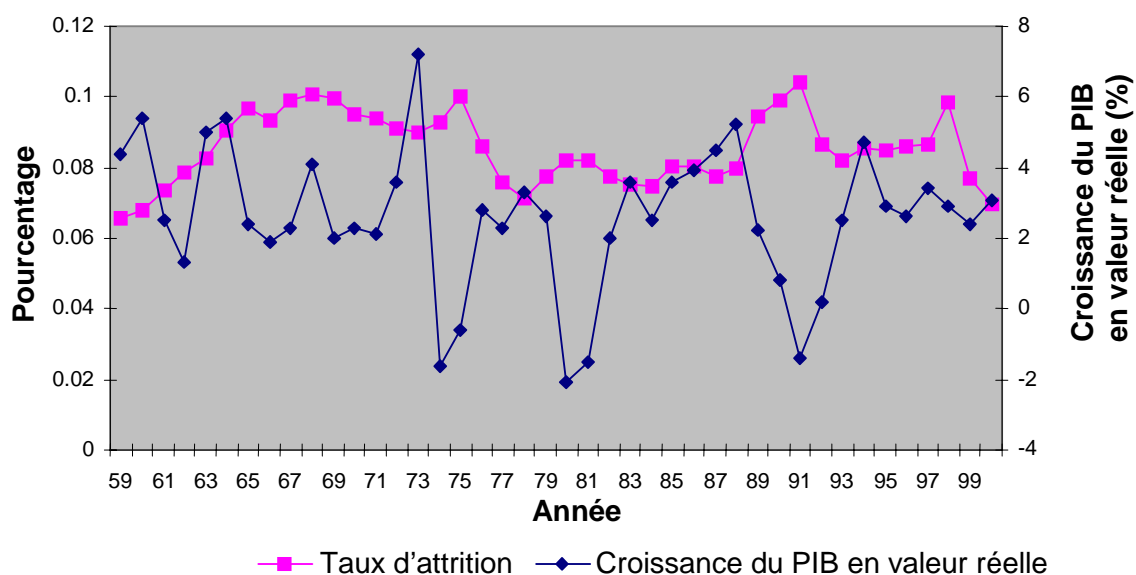
Source : Statistiques de l'éducation et ONS

Nous avons examiné jusqu'à présent les tendances des entrées dans l'offre actuelle d'enseignants au Royaume-Uni. Dans cette offre actuelle, il y a des départs d'enseignants qui correspondent pour nous au nombre de sorties de la profession enseignante. Au graphique 1, le nombre des sorties comprend ceux qui atteignent l'âge de la retraite et ceux qui partent pour d'autres raisons. C'est cette dernière

catégorie qui est intéressante car il est possible que certains de ses membres reviennent à l'enseignement si les conditions sont favorables.

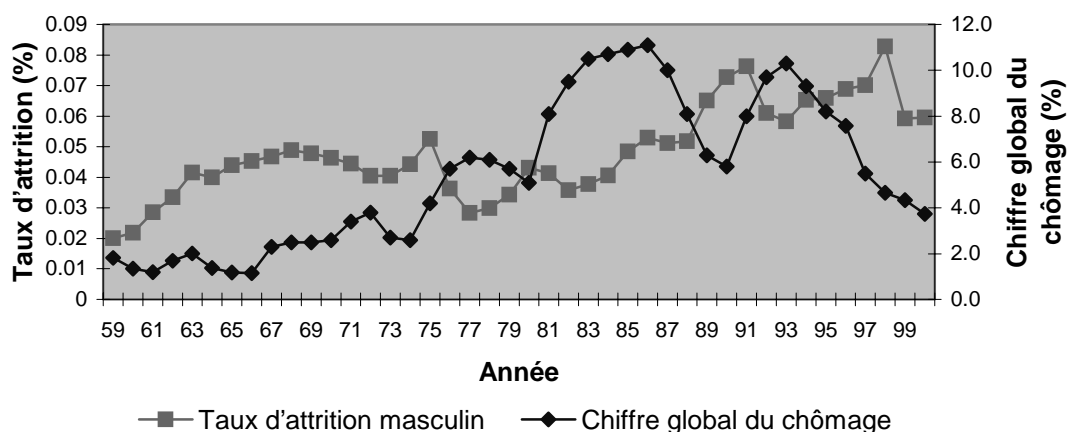
La figure 12 montre le taux d'attrition et ses rapports avec la croissance du PIB en valeur réelle. Il semble y avoir un rapport négatif entre le taux d'attrition et la croissance réelle du PIB. Alors que la croissance du PIB en valeur réelle augmente, les taux de sortie diminuent au niveau global et inversement, quand la croissance réelle du PIB diminue, le taux d'attrition augmente. Nous constatons une évolution semblable des taux d'attrition des hommes et des femmes par rapport à la croissance du PIB en valeur réelle. Cette relation négative semble indiquer que les enseignants ne trouvent pas la profession stable puisqu'ils semblent disposés à la quitter même quand la situation économique laisse à désirer. S'agissant des hommes et des femmes, il semble que cette dernière raison l'emporte chez les hommes car nous trouvons une relation positive entre le taux d'attrition des hommes et le chiffre global du chômage. Le taux d'attrition des enseignants de sexe masculin semble augmenter à mesure que s'accroît le chiffre global du chômage et ce rapport est significatif au niveau de 5% d'après le test de corrélation de Spearman. La figure 13 montre le taux d'attrition chez les hommes et le chiffre global du chômage. Une relation semblable existe entre le taux masculin d'attrition et le chômage des diplômés (voir la figure 14).

Figure 12 : Taux d'attrition et croissance du PIB en valeur réelle, Royaume-Uni 1959-2000



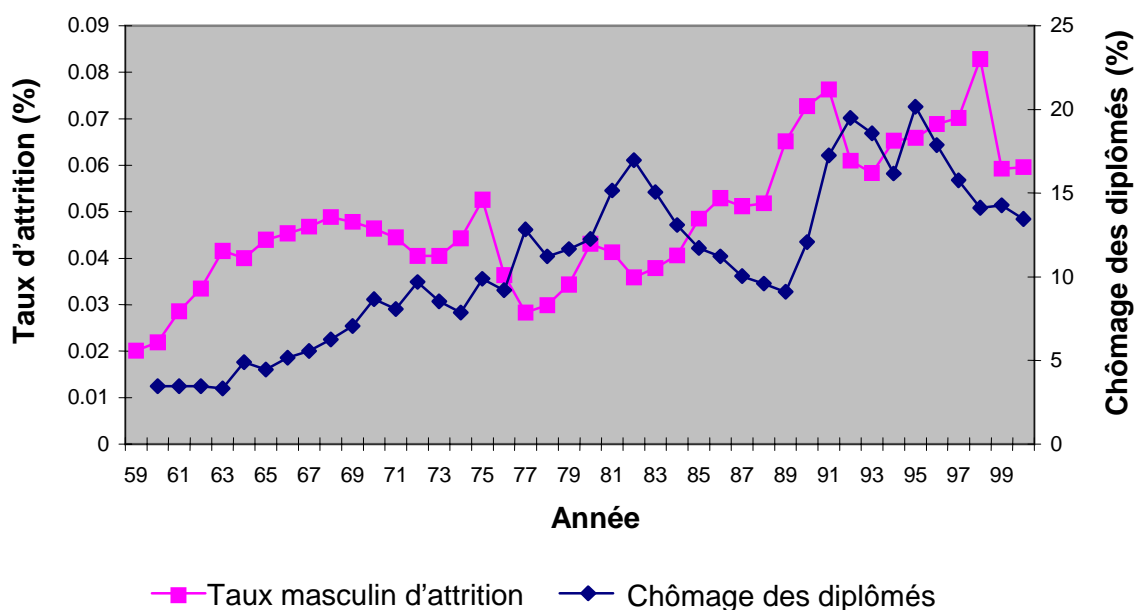
Source : Statistiques de l'éducation et ONS

Figure 13 : Taux d'attrition des enseignants de sexe masculin et chiffre global du chômage, Royaume-Uni 1959-2000



Source : Statistiques de l'éducation et ONS

Figure 14 : Taux d'attrition des enseignants de sexe masculin et chômage des diplômés, Royaume-Uni 1959-2000



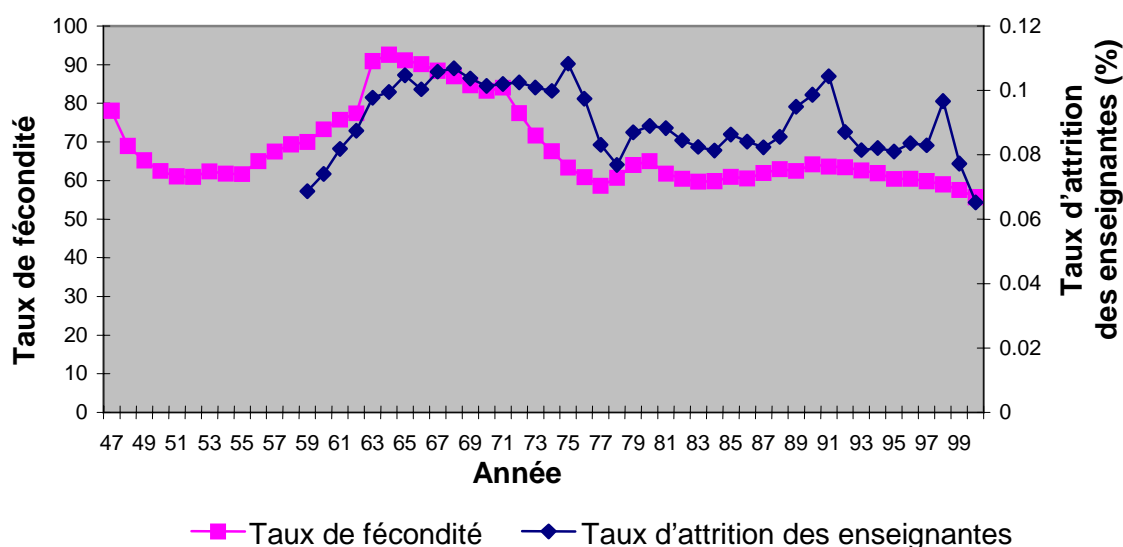
Source : Statistiques de l'éducation et ONS

Chez les femmes, on trouve un rapport négatif entre le taux féminin d'attrition et le chiffre global du chômage. Bien que son comportement soit conforme aux attentes, à savoir que les femmes ne quittent pas leur emploi quand le chiffre global du chômage augmente, cette catégorie mérite néanmoins d'être étudiée de plus près. Etant donné que ce sont les femmes qui contribuent le plus à l'offre d'enseignants, il serait intéressant de savoir pourquoi les enseignantes quittent la profession. Logiquement, les

femmes quittent plus fréquemment leur emploi pour assumer les responsabilités du foyer, notamment après la naissance des enfants. Outre les raisons de leur départ, il importe de savoir si celles qui quittent l'enseignement sont susceptibles d'y revenir. Waldvogel *et al.* (1998), qui se servent des données de la National Child Development Study (NCDS) pour 1979-1993, constatent que 52% des femmes de Grande-Bretagne reviennent travailler pour le même employeur après la naissance d'un enfant. On peut en déduire que 48% environ d'entre elles ne reprennent pas leur travail (à noter qu'il s'agit d'une approximation fruste, sachant que certaines femmes recommencent à travailler, mais chez un employeur différent).

Dans notre série de données, nous estimons qu'environ 55% des enseignantes qui quittent le corps enseignant n'y reviendront pas¹³. Ce sont ces 55% de femmes qui pourraient constituer l'offre virtuelle d'enseignants et faire partie du réservoir d'enseignants récupérables (RER) au Royaume-Uni. Pour revenir brièvement sur les raisons qui poussent les enseignantes à quitter l'enseignement, la figure 15 montre qu'il pourrait y avoir un rapport étroit entre les taux de fécondité¹⁴ et les taux d'attrition des femmes.

Figure 15 : Taux de fécondité et taux d'attrition des enseignantes, Royaume-Uni 1947-2000



Source : *Statistiques de l'éducation et Annual Abstract of Statistics*

Comme nous l'avons vu au paragraphe précédent et dans le graphique 1, l'offre d'enseignants peut être accrue grâce à l'existence d'une catégorie d'enseignants que nous considérons comme une offre

¹³ Ce chiffre a été calculé en examinant les effectifs globaux des ré-entrants au cours des 30 dernières années en pourcentage de tous ceux qui quittent l'enseignement avant l'âge de 60 ans.

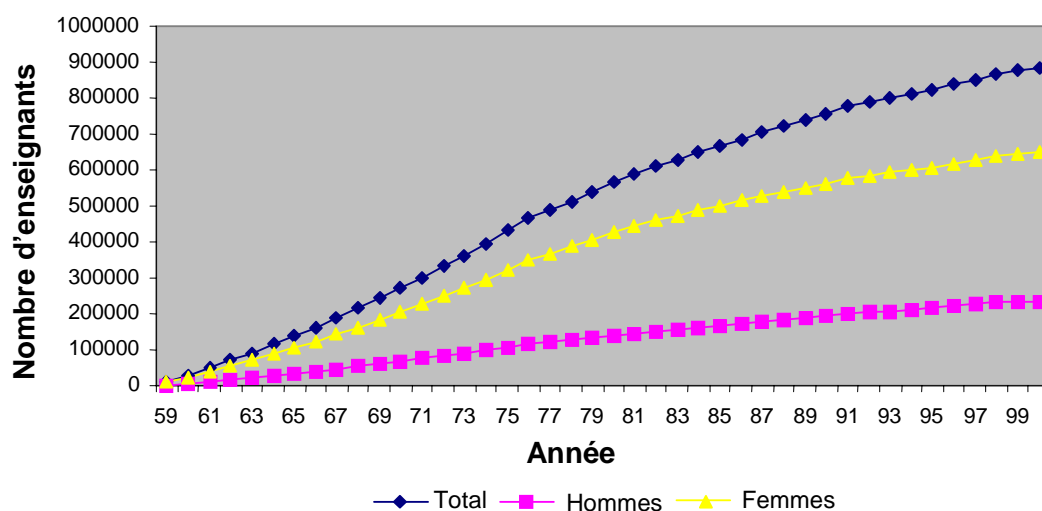
¹⁴ Les taux de fécondité utilisés sont les taux pour 1 000 femmes âgées de 15 à 44 ans.

virtuelle. Cette offre virtuelle d'enseignants se compose de deux catégories : premièrement, le réservoir des enseignants inactifs (REI), c'est à dire, ceux qui ont les qualifications nécessaires mais n'enseignent pas et, deuxièmement ceux qui peuvent être incités à réintégrer le corps enseignant. Cette dernière catégorie constitue le réservoir d'enseignants récupérables (RER). On explique en annexe comment ces deux variables sont dérivées dans notre série de données. La figure 16 présente une première estimation du REI. Ces calculs sous-estiment fortement l'effectif du stock d'enseignants formés qui ne travaillaient pas dans l'enseignement en 1959 et pendant les premières années 60. Cela tient au fait que nous n'avons pas d'estimations exactes de l'effectif de ce stock au début de la période correspondant à nos données. Pour calculer l'effectif de ce stock au fil des années, nous accumulons des chiffres relatifs à ceux qui suivent une formation mais n'entrent pas dans la profession au cours d'une année quelconque et à ceux qui quittent l'enseignement avant l'âge de la retraite. Nos chiffres donnent donc une meilleure estimation de l'effectif de ce stock dans le temps.

Vers la fin des années 80, nous sommes d'ailleurs en mesure de penser que nos données offrent une bonne estimation du REI car une grande partie du stock de 1959 aura à ce moment atteint l'âge de la retraite et ne fera donc plus partie du REI. En attendant, nous n'avons pas l'intention d'utiliser le chiffre brut du REI comme mesure de l'offre, mais seulement de nous servir des variations du REI pour montrer les ajustements de l'offre virtuelle.

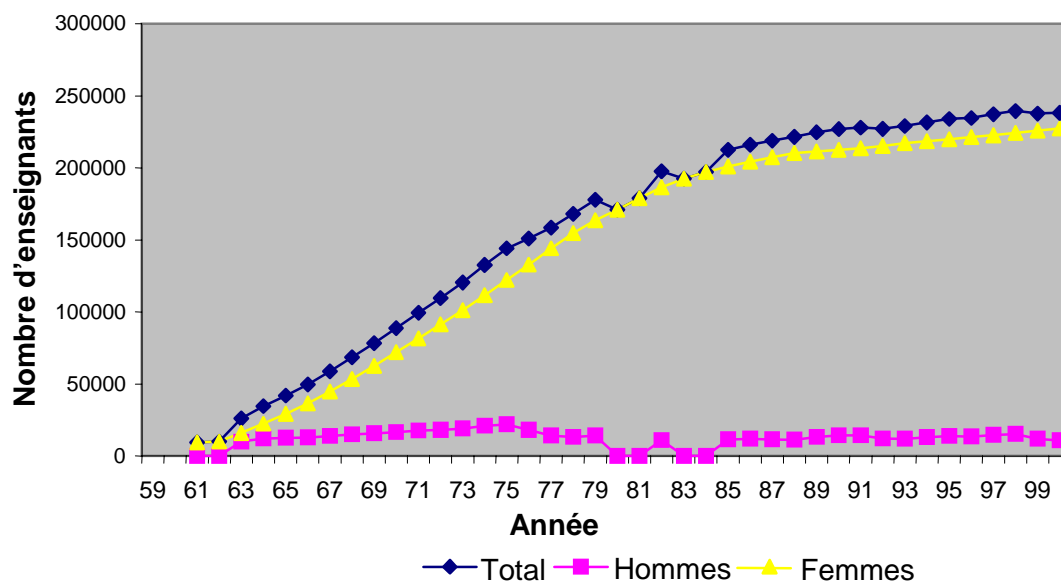
Au Royaume-Uni, la figure 16 montre que des enseignants qualifiés de plus en plus nombreux ne travaillent pas actuellement dans l'enseignement. On peut se demander pourquoi les enseignants qualifiés de cette catégorie n'exercent pas le métier pour lequel ils se sont formés. Mais en même temps, ce groupe pourrait contribuer à remédier à la pénurie d'enseignants qui se manifeste depuis deux décennies.

Figure 16 : Réservoir d'enseignants inactifs (REI), Royaume-Uni 1959-2000



Source : *Calculs des auteurs*

Figure 17 : Réservoir d'enseignants récupérables (RER)¹⁵, Royaume-Uni 1961-2000



Source : *Calcul des auteurs.*

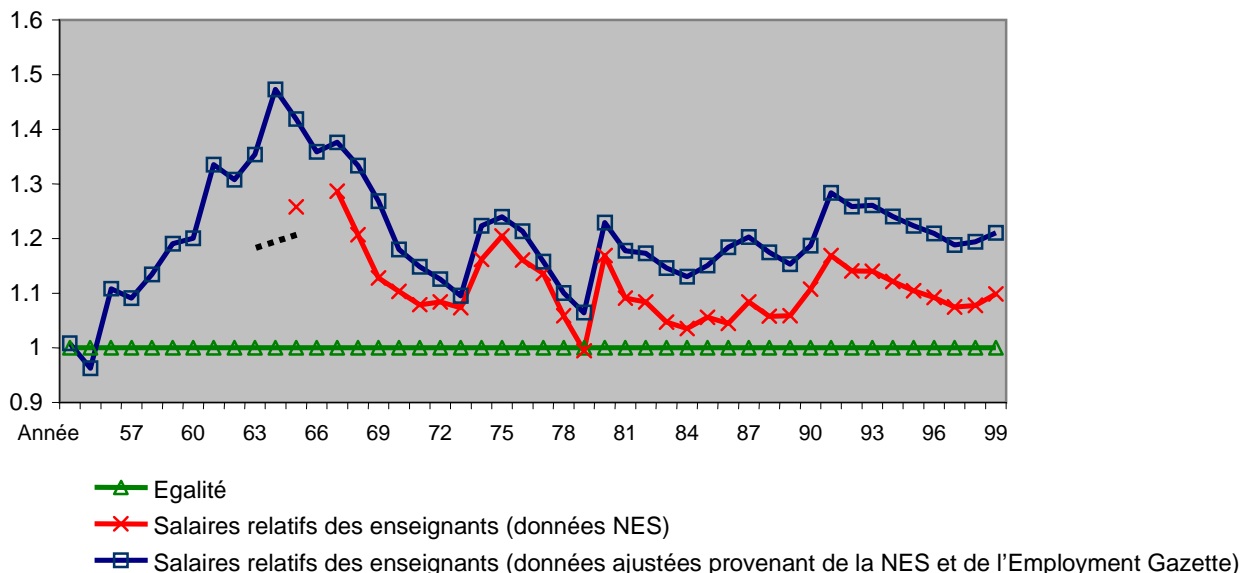
Le réservoir des enseignants inactifs (REI), inclut le réservoir des enseignants récupérables (RER), c'est à dire, des enseignants qui quittent la profession mais peuvent être incités à reprendre du service. Le nombre des enseignants qui peuvent être "récupérés" a augmenté au Royaume-Uni au cours des cinq dernières années (voir la figure 17 ci-dessus). Ces deux sous-catégories de l'offre virtuelle

¹⁵ Le réservoir des enseignants récupérables de sexe masculin est peu nombreux par rapport au réservoir des enseignantes car nous avons considéré le réservoir des enseignants (hommes) récupérables comme un flux dans lequel chaque année est traitée séparément.

d'enseignants pourraient être des sources possibles et contribuer à remédier à la situation de demande excédentaire que nous examinerons dans la suite de cette section.

Après avoir observé l'évolution de l'offre d'enseignants au Royaume-Uni, et selon les publications disponibles qui traitent des enseignants, force est de reconnaître que la rémunération des enseignants, comparée à celle d'autres professions ouvertes aux diplômés, revêt une importance capitale, car elle joue dans le choix des diplômés entre une carrière dans l'enseignement et dans une autre voie professionnelle. La figure 18 montre les salaires relatifs des enseignants, comparés aux salaires moyens des professions non manuelles et aux salaires nationaux moyens¹⁶. Les salaires relatifs les plus élevés ont été versés aux enseignants au milieu des années 60, à la suite de quoi, la situation s'est fortement dégradée jusqu'en 1973.

Figure 18 : Salaires relatifs des enseignants au Royaume-Uni



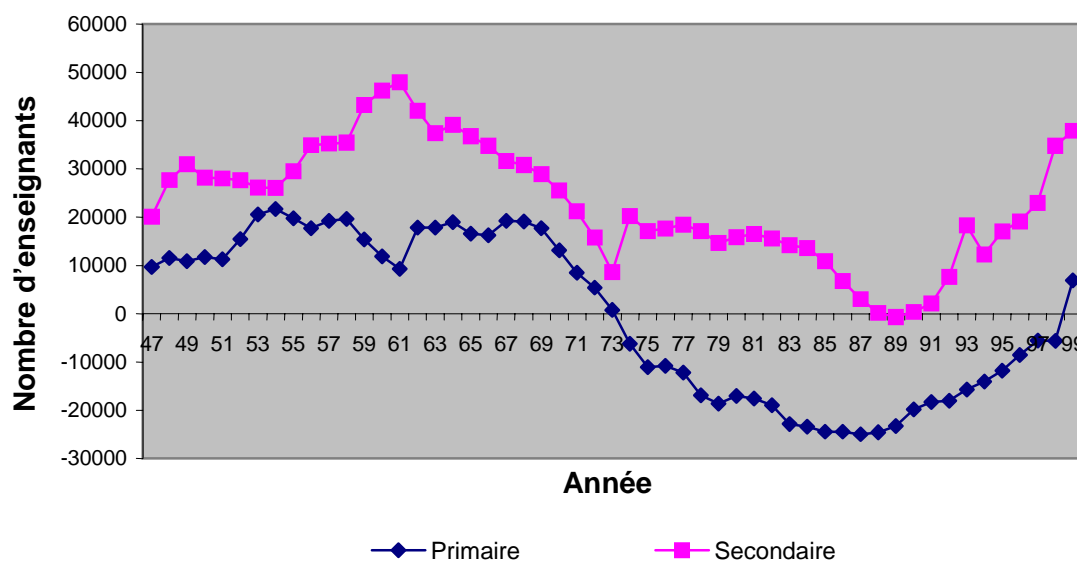
Source : *Calculs des auteurs*

¹⁶ Les données relatives aux salaires proviennent de deux sources, l'enquête d'octobre sur les salaires (October survey of earnings) et, depuis 1968, la New Earnings Survey (NES). Pour ce qui est des salaires moyens de tous les salariés, les deux enquêtes donnent des estimations analogues pendant la période où elles existent toutes deux, de sorte que le salaire moyen rapporté est une simple moyenne des deux estimations. Pour les salaires propres aux professions non manuelles, la publication du DfES, *Labour Market Trends* (autrefois *Employment Gazette*) rend compte d'un indice fondé sur la October Survey jusqu'en 1970 et, ensuite, sur la NES. Cependant, l'estimation qui en résulte est sensiblement supérieure à l'estimation des salaires des professions non manuelles fournie par la NES. C'est pourquoi à la figure 18, nous ne présentons que les salaires des enseignants par rapport à la moyenne non manuelle à partir de 1968 établie par la NES. Nous estimons la position relative aux salaires non manuels pour 1966 (pour jauger la situation pour notre première cohorte) en ajoutant la différence moyenne entre les estimations des salaires des enseignants comparés aux salaires non manuels provenant de la October Survey et de la NES (environ 20 %) à l'estimation par la October Survey de la position relative pour cette année.

Vint ensuite une série d'ajustements spectaculaires après que la rapport Houghton (1974) et la Commission Clegg (1980) aient fait valoir que les rémunérations des enseignants avaient par trop diminué. Plus récemment, les années 90 ont vu une diminution continue des salaires relatifs des enseignants, bien qu'elle n'ait pas été aussi spectaculaire que le déclin de la fin des années 60 et du début des années 70. Ces fluctuations du niveau relatif du salaire des enseignants sont importantes pour l'interprétation de la situation de l'offre d'enseignants que nous avons décrite plus haut, et pour la modélisation économétrique des enseignants et du cycle économique à laquelle nous procéderons plus loin.

Quand on étudie l'offre d'enseignants, il est rare que l'on n'évoque pas le côté de la demande. L'interaction entre ces deux variables permet de savoir s'il y a pénurie ou pléthore d'enseignants sur le marché de l'école publique. Le nombre des élèves et le taux d'encadrement souhaité et annoncé par les pouvoirs publics déterminent la demande d'enseignants. En 2000, par exemple, il y avait 4 278 123 enfants scolarisés dans le primaire (équivalents plein temps). D'après l'objectif visé par le gouvernement, il devait y avoir 21,2 élèves pour chaque instituteur de l'école primaire, ce qui suppose une demande de 210 798 instituteurs du primaire. En réalité, il y avait en 2000, 183 762 instituteurs du primaire ce qui suppose une demande excédentaire de 27 036 instituteurs. Une analyse semblable portant sur les professeurs de l'école secondaire révèle une demande excédentaire de 15 952 professeurs, ce qui donne un chiffre global de l'excédent d'environ 34 000. La figure 19 utilise cette logique pour représenter la situation pour toutes les années depuis 1947.

Figure 19 : Demande excédentaire d'enseignants, ventilée par secteur, Royaume-Uni 1947-2000



Source : Calcul des auteurs

Le graphique montre que la demande d'enseignants a été presque continuellement excédentaire pendant cette période¹⁷. Il est donc important de mieux comprendre comment les différentes mesures de l'offre d'enseignants (à savoir, les éléments de la demande actuelle et virtuelle, cette dernière étant plus importante) peuvent être utilisées pour répondre à la demande excédentaire d'enseignants au Royaume-Uni, compte tenu de l'évolution de la situation économique.

Sont omises dans cette analyse certaines matières comme les mathématiques et la science, et certaines régions particulières telles que Londres et le Sud-Est, qui ont connu de graves pénuries à diverses époques. Cette omission tient au manque d'une bonne série de données qui nous permettrait d'examiner le marché de l'offre d'enseignants sous une forme détaillée.

Dans cette section, nous avons décrit l'état de l'offre d'enseignants au Royaume-Uni et tenté de mettre en évidence ses rapports avec le cycle économique. Toutefois, nous n'avons pas étudié d'autres facteurs qui sont censés influencer sur l'offre d'enseignants et le cycle économique. L'analyse effectuée au seul moyen de graphiques ne nous permet d'étudier que deux variables à la fois car nous ne pouvons en faire interagir davantage avec cette analyse bidimensionnelle. Pour prendre en compte ces autres facteurs, il est utile d'examiner les données dont nous disposons en les appliquant au modèle économétrique que nous présentons à la section 11 du présent rapport.

8. L'offre d'enseignants et le cycle économique aux Etats-Unis

La situation des enseignants aux Etats-Unis est différente de ce qu'elle est au Royaume-Uni, tant en ce qui concerne la gouvernance que les modalités de recrutement et d'embauche des enseignants. Dimmock (1980) laisse entendre que le marché du travail des enseignants aux Etats-Unis correspond à un modèle de non intervention, alors qu'au Royaume-Uni, il se caractérise par l'intervention.

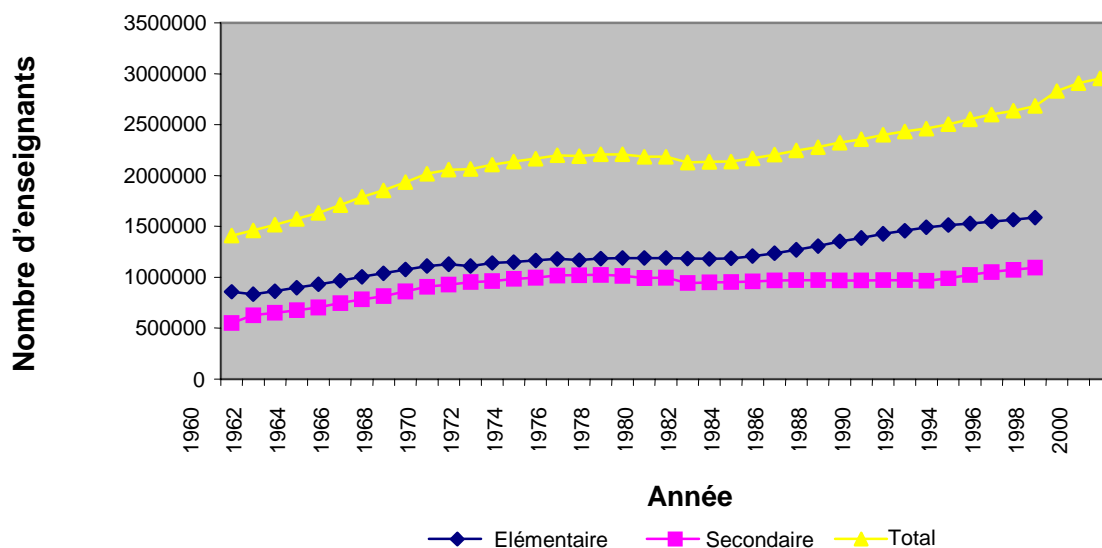
Aux Etats-Unis, chaque circonscription ou district scolaire agit comme employeur des enseignants, décide des impératifs de la formation, du recrutement et de la rémunération, tandis qu'au Royaume-Uni, le gouvernement contrôlait étroitement l'ensemble de l'orientation de la formation des enseignants et du nombre d'enseignants embauchés jusqu'aux réformes récentes qui ont conféré aux écoles plus de poids dans la prise de décision. Pour ce qui est des données, contrairement au Royaume-Uni où les statistiques annuelles sur les enseignants sont recueillies systématiquement, les Etats-Unis ne disposent pas du luxe d'une série statistique sur les enseignants faisant l'objet d'une collecte cohérente.

¹⁷ Il convient de noter qu'à la figure 19, nous avons analysé la demande excédentaire d'enseignants en la ventilant selon les différents secteurs de l'enseignement. Le total n'est pas présenté car il serait inexact de supposer que les instituteurs du primaire puissent facilement combler le déficit d'enseignants de l'école secondaire. En réalité, cette substitution est difficile.

Alors que nous sommes en mesure d'obtenir une série minimale des effectifs enseignants au cours des années, d'autres statistiques qui existent au Royaume-Uni, telles que le nombre des nouveaux entrants, des enseignants recrutés parmi les diplômés, des ré-entrants et les taux d'attrition, ne sont pas disponibles pour les Etats-Unis. Les données réellement disponibles sur quelques-unes de ces catégories (principalement ceux qui partent, se déplacent ou les nouveaux entrants) se limitent aux années pendant lesquelles a lieu l'enquête dite School and Staffing Survey (SASS) du National Center of Educational Statistics. A notre connaissance, la SASS a été effectuée en 1987-88, 1990-91, avec des enquêtes de suivi en 1988-89, 1991-92 et 1994-95. La SASS la plus récente remonte à 1999-2000.

La figure 20 montre le nombre d'enseignants aux Etats-Unis entre 1960 et 2000. Ce nombre semble augmenter au cours des 40 ans représentés dans notre graphique. Si on ventile cette croissance par décennie, ce sont les années 60 qui ont vu la plus forte augmentation du nombre des enseignants (tous niveaux confondus) aux Etats-Unis. Cette forte augmentation de l'emploi des enseignants a été favorisée par la période d'expansion démographique qui a suivi la deuxième guerre mondiale. Le nombre total des enseignants a augmenté de 4% en moyenne pendant les années 60, est passé à 0,8% dans les années 70 et 80 et a connu une augmentation importante de 2,07% au cours des années 90. L'augmentation des effectifs enseignants par niveau d'enseignement est analogue à celle du total. Le nombre des professeurs de l'école secondaire a augmenté plus rapidement que celui des instituteurs de l'enseignement élémentaire, à l'exception des années 80 qui a vu une croissance négative du nombre des enseignants du secondaire (- 0,23%).

Figure 20 : Nombre d'enseignants aux Etats-Unis, ventilé par secteur, 1960-2000¹⁸

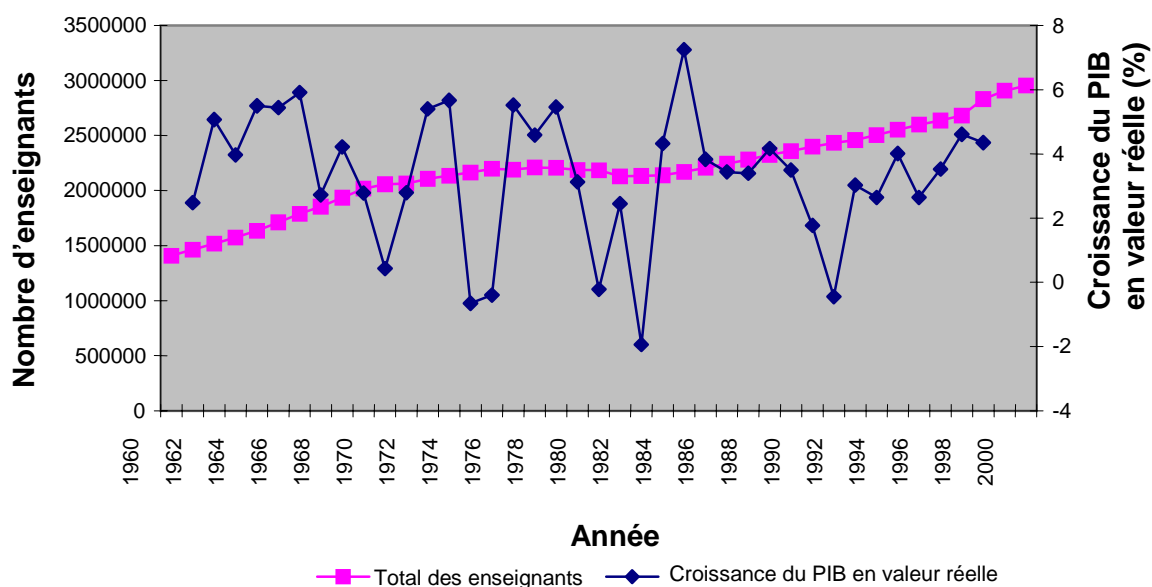


Source : NCES

¹⁸ Les données ventilées par niveau d'enseignement couvrent une période plus courte que celles qui concernent la totalité de l'enseignement; en effet, le NCES avait cessé de publier les données ventilées par niveau, primaire et secondaire, pour les dernières années. De plus, les données concernant les enseignants sont exprimées en équivalents plein temps.

Si nous examinons à présent le rapport entre le nombre d'enseignants en exercice et la croissance du PIB en valeur réelle aux Etats-Unis, nous constatons que (comme au Royaume-Uni), il ne semble pas y avoir de rapport clair entre les deux selon notre représentation graphique (voir la figure 21). Du point de vue statistique, le Bureau of Labor Statistics fait remarquer que l'emploi dans les services éducatifs aux Etats-Unis est l'une des activités qui a le moins de rapports avec les fluctuations du cycle économique. Dans cette étude de Berman et Pflieger (1997), les catégories d'emplois sont rassemblées sous l'appellation de "services éducatifs" qui couvre les enseignants, les bibliothécaires, les orienteurs, instituteurs adjoint et auxiliaires, gardiens, employés de la cantine et de l'entretien. Bien que la catégorie dont font partie les enseignants rassemble d'autres métiers, nous avons à ce stade des indices montrant que la corrélation pourrait être faible entre l'emploi des enseignants et la croissance du PIB aux Etats-Unis.

Figure 21 : Effectif total des enseignants et croissance du PIB en valeur réelle, Etats-Unis, 1960-2000



Source : NCES et Bureau of Economic Analysis

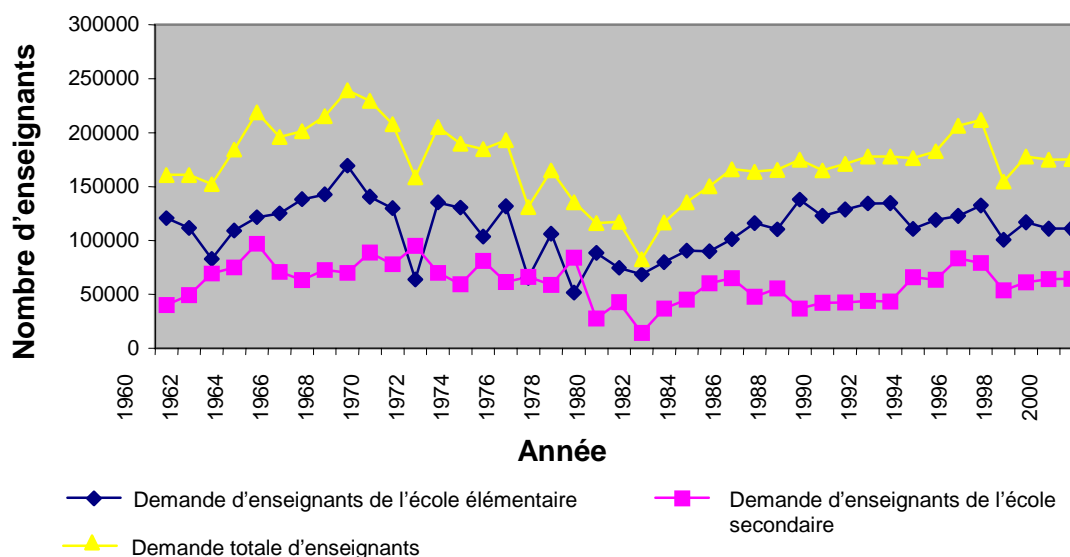
Pour étudier la situation de l'offre et de la demande d'enseignants aux Etats-Unis, nous appliquons un modèle utilisé par Weaver (1980) qui a étudié le nombre d'enseignants supplémentaires qui seraient nécessaires en cas de variation de trois éléments, à savoir, le taux de renouvellement des enseignants, le taux d'encadrement et les effectifs scolarisés. La demande supplémentaire est ensuite dérivée en calculant le nombre total d'enseignants nécessité par ces trois variations.

Du côté de l'offre, Weaver cherche à savoir comment cette demande supplémentaire peut être satisfaite par les nouveaux diplômés et les ré-entrants dans le corps enseignant. Il convient de noter ici que

l'offre de nouveaux diplômés du modèle de Weaver est limitée par le manque de données relatives au nombre de nouveaux diplômés dans le corps enseignant. S'il a pu obtenir leur nombre réel pour la période de 1970 à 1980, il a été obligé de l'estimer pour la période 1980 -1990.

Weaver s'est servi de la méthode d'extrapolation linéaire pour estimer le nombre de nouveaux diplômés entre 1980 et 1990. Cette extrapolation de l'offre de nouveaux enseignants diplômés se fonde sur le taux moyen de variation pour les cinq années précédentes pour lesquelles on dispose d'informations. Si l'offre présente une diminution nette pour la période 1975-1980, l'offre pour 1981 et celles des années suivantes jusqu'à 1990 présentent une diminution continue (Weaver, 1980). Nous avons appliqué cette même méthode pour étendre la série de données de Weaver à l'année 2000. Le nombre total d'enseignants supplémentaires requis aux Etats-Unis entre 1960 et 2000 est montré à la figure 22.

Figure 22 : Demande d'enseignants supplémentaires, Etats-Unis 1960-2000

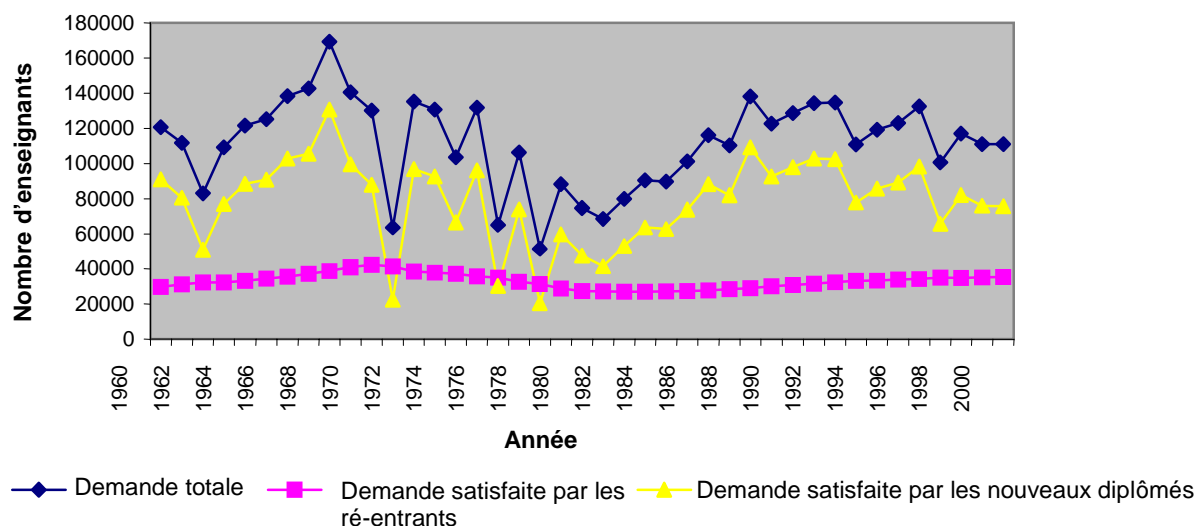


Source : Weaver (1980) et calculs des auteurs

En représentant la réponse à la demande d'enseignants supplémentaires, conformément au modèle de Weaver, les figures 23 et 24 montrent la proportion comblée par les ré-entrants et les nouveaux diplômés. La figure 23 montre la situation dans l'enseignement élémentaire, tandis que la figure 24 définit la situation des enseignants du secondaire. D'après les deux graphiques, il semble que les nouveaux diplômés constituent la principale source d'enseignants permettant de satisfaire la demande supplémentaire imposée par le marché du travail des enseignants aux Etats-Unis.

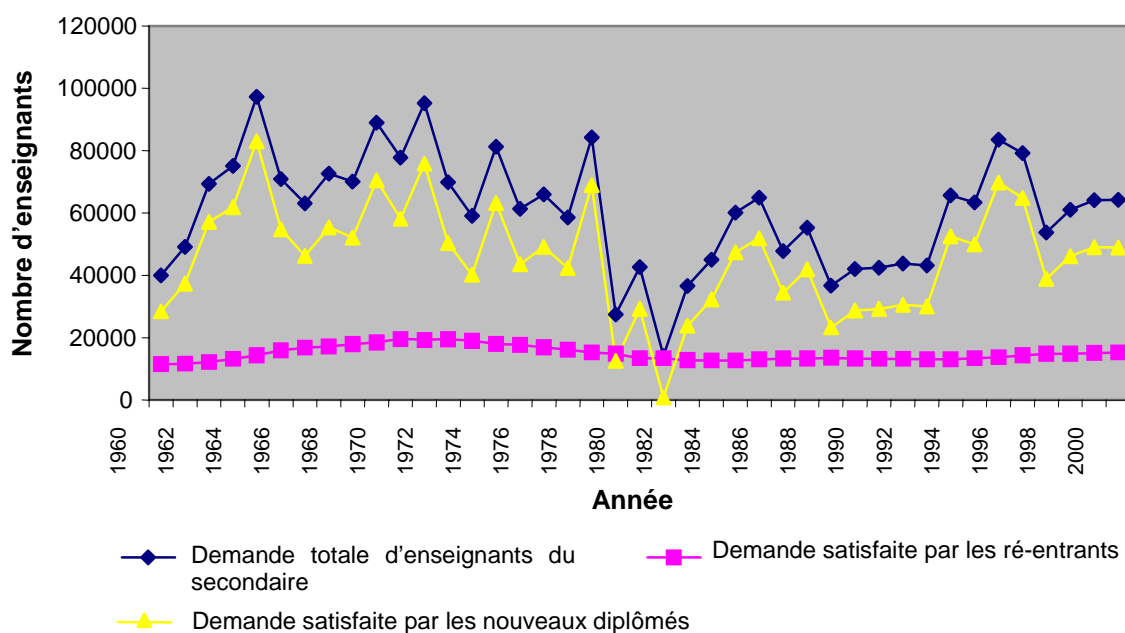
Dans notre adaptation du modèle de Weaver sur l'offre et la demande d'enseignants, nous avons appliqué un taux moyen de 2% de ré-entrée des enseignants aux Etats-Unis, fondé sur les chiffres précédemment utilisé par Weaver. Dans Murnane *et al.* (1991), on trouve parmi les enseignants "revenants", des enseignantes, des enseignants correspondant au niveau élémentaire et des enseignants ayant obtenu les notes les plus basses aux examens.

Figure 23 : Demande supplémentaire imputée d'enseignants de niveau élémentaire, Etats-Unis 1960-2000



Source : Weaver (1980) et calculs des auteurs

Figure 24 : Demande supplémentaire imputée d'enseignants du secondaire, Etats-Unis 1960-2000



Source : Weaver (1980) et calculs des auteurs

Alors que nous ne disposons pas d'une tendance du nombre d'enseignants qui quittent l'enseignement aux Etats-Unis, il est dit dans un rapport du NCES sur "Les caractéristiques de ceux restent, qui se déplacent et qui partent : résultats de l'enquête de suivi des enseignants (Teacher Follow-up Survey) de 1994-95" que le taux d'attrition des enseignants dans les écoles publiques aux Etats-Unis était de 6,6% entre les années scolaires 1993-94 et 1994-95. Pour la même période, ce taux était un peu plus élevé au Royaume-Uni où il atteignait 8,5%. Aux Etats-Unis, les enseignants les plus susceptibles de quitter la profession sont ceux qui en sont à leurs premières années d'enseignement, les jeunes enseignantes, les enseignants blancs plutôt que les noirs, les professeurs de l'enseignement secondaires, ceux ayant obtenu de bonnes notes aux examens normalisés et les enseignants les moins payés (Murnane *et al.*, 1991). L'importance des salaires relatifs pour inciter les enseignants à entrer dans l'enseignement et y rester a déjà été étudiée dans la section consacrée aux publications, et les observations de Murnane *et al.* viennent à l'appui de celles que l'on trouve dans les ouvrages examinés à la section 7.

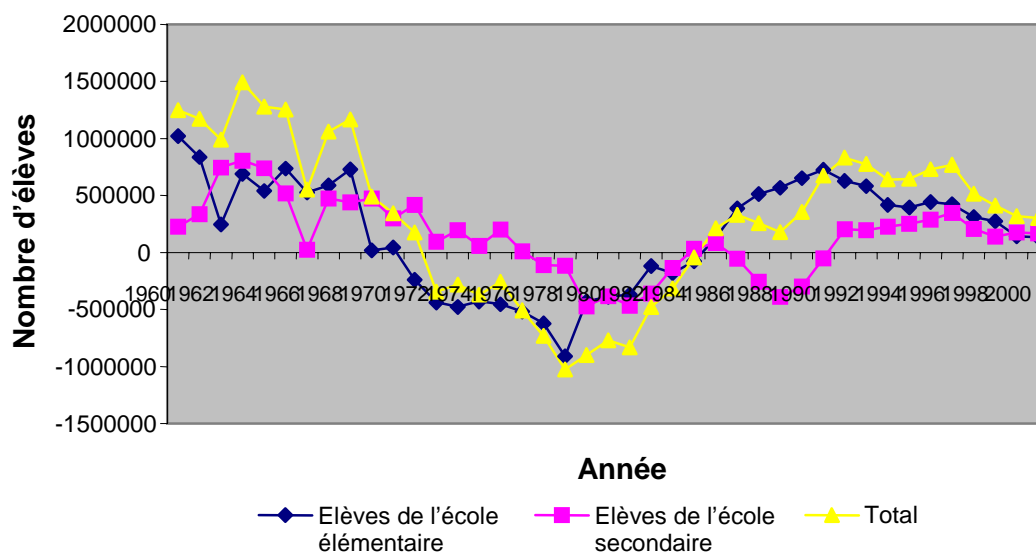
Dans l'enquête de suivi des enseignants pour 1994-95, les principales raisons de départ citées sont d'une part la retraite et de l'autre la grossesse et la nécessité d'élever ses enfants. Comme leurs homologues britanniques, les enseignants américains quittent aussi la profession parce qu'ils se disent mécontents de leur situation à l'école. Dans le rapport du NCES (1997), la discipline et les problèmes connexes font partie des raisons invoquées par les enseignants qui souhaitent quitter la profession. Dans une étude de Smithers et Robinson (2001) pour la National Union of Teachers au Royaume-Uni, les problèmes posés par la discipline des élèves font aussi partie des raisons invoquées par les enseignants pour expliquer leur départ.

Il semble d'après les indices dont on dispose que les raisons pour lesquelles les enseignants souhaitent partir sont principalement liées aux conditions de travail. En même temps les salaires relatifs paraissent aussi jouer un rôle dans les décisions prises par les enseignants de poursuivre ou non leur carrière dans l'enseignement. Le NCES (1997) fait remarquer que 53,1% des enseignants des écoles publiques estiment que des salaires plus élevés seraient le meilleur moyen de retenir les enseignants. Il faudrait donc que le marché du travail des enseignants soit assez concurrentiel pour attirer et retenir les enseignants, ce qui peut amener à penser que ce marché peut être indirectement lié au cycle économique du pays par l'intermédiaire des salaires relatifs.

Quand on croise les deux éléments de l'offre et de la demande d'enseignants, le marché des enseignants aux Etats-Unis doit faire face à une situation semblable à celle du Royaume-Uni. Il y a eu un excédent d'enseignants aux Etats-Unis à peu près au même moment qu'au Royaume-Uni. Entre 1945 et 1969, les Etats-Unis ont été confrontés à une pénurie d'enseignants, mais ont connu une situation excédentaire à partir de 1969 (Dimmock, 1980). Cette pléthore d'enseignants au cours des années 70 tient peut-être à la diminution du nombre des élèves inscrits pendant cette période. Comme

le montre la figure 25, les effectifs scolarisés ont connu une diminution spectaculaire pendant les années 70, notamment au niveau élémentaire. La baisse des effectifs scolarisés aurait entraîné une baisse du nombre d'enseignants requis, débouchant ensuite sur la pléthore d'enseignants.

Figure 25 : Variations des effectifs scolarisés, Etats-Unis 1960-2000



Source : NCES

Comme au Royaume-Uni, le marché des enseignants a connu des pénuries au cours des deux dernières décennies. La pénurie d'enseignants que l'on observe aux Etats-Unis au cours des années 80 et 90 n'est pas seulement causée par l'accroissement des effectifs d'élèves, mais est exacerbée par le fait que les enseignants qui ont été embauchés pendant les années de l'explosion démographique arrivent actuellement à l'âge de la retraite. Il faut donc à présent non seulement satisfaire la demande supplémentaire due aux variations du taux d'encadrement et des effectifs, mais aussi combler les vides laissés par les départs à la retraite. Hussar (2002) prévoit qu'en 2008-2009, les écoles publiques aux Etats-Unis devront embaucher de 1,7 millions à 2,7 millions d'enseignants.

En plus de l'attention portée aux pénuries d'enseignants aux Etats-Unis, on s'inquiète quelque peu de leur qualité. Les observations de Murnane *et al.* (1991), selon lesquelles les enseignants ayant eu les meilleures notes aux examens sont moins susceptibles de reprendre l'enseignement, sont renforcées par l'étude de Corcoran *et al.* (2002) qui constate que les élèves ayant obtenu les meilleurs résultats en matière d'expression verbale et de mathématiques aux examens normalisés, ont moins de chances d'entrer dans le corps enseignant.

Les séries chronologiques de données sur les enseignants sont relativement moins nombreuses aux Etats-Unis qu'au Royaume-Uni. Cependant, on s'est efforcé dans cette section, en utilisant toutes les

sources de données envisageables, de décrire la situation de l'offre d'enseignants aux Etats-Unis. Si les graphiques nous en donnent une indication, nous devons sans doute nous reposer sur la modélisation économétrique pour mieux comprendre le rapport entre l'offre d'enseignants aux Etats-Unis et le cycle économique (Voir la section 11).

9. L'offre d'enseignants et le cycle économique dans d'autres pays

Jusqu'à présent, nous avons étudié les indices relatifs aux différents aspects du marché des enseignants au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. Dans cette section, nous tentons de mettre en lumière le rapport entre les salaires des enseignants et certaines variables économiques et éducatives pour la plupart des pays de l'OCDE et pour les pays ayant participé au projet WEI¹⁹.

Il convient de noter que l'hétérogénéité des systèmes éducatifs des divers pays constitue l'une des grandes difficultés d'un projet de ce genre. La série de données dont nous nous sommes servis dans cette section présente donc une imperfection inévitable. Il n'en reste pas moins qu'un examen de cette nature, c'est à dire l'utilisation d'un ensemble transnational de données, ne manque pas d'intérêt. Dans une telle analyse, chaque pays se trouve à un point différent du cycle économique, et tout rapport important entre les variables représentant l'offre d'enseignants et le cycle économique dans ces données témoigne donc du lien existant entre ces deux éléments.

Dans ces données, les caractéristiques de base du système éducatif sont observées (ou dérivées) pour mesurer les dépenses unitaires d'éducation et induire l'investissement du pays dans l'éducation, le nombre moyen d'heures fournies par les enseignants (il est évident que des enseignants moins nombreux peuvent compenser leur petit nombre en fournissant plus d'heures de travail), l'offre relative d'enseignants mesurée par le nombre des enseignants et le taux d'encadrement, et la demande des services des enseignants mesurée par la croissance démographique de la population d'âge scolaire. Nous pouvons en outre prendre en compte les salaires dans les écoles primaires et secondaires ainsi que la proportion de femmes qui enseignent dans chaque pays.

Pour obtenir une vue d'ensemble des facteurs agrégés qui influent sur les salaires horaires moyens des enseignants du primaire, du premier cycle secondaire et du deuxième cycle secondaire, nous présentons nos observations au tableau 1. Le tableau 1 montre les résultats de deux spécifications différentes, obtenus au moyen d'une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). L'adéquation générale de ces modèles est forte (respectivement 0,79 et 0,81), ce qui signifie que les variables incluses ont de bonnes possibilités d'expliquer la variance observée dans les salaires des

¹⁹ Ce projet a été conduit par l'OCDE et l'UNESCO, avec l'aide de la Banque mondiale.

enseignants des pays étudiés. De plus, les résultats du test F montrent que le modèle estimé est significatif au niveau de confiance de 1% (pour les deux spécifications).

Tableau 1 : Estimation MCO expliquant les variations des salaires horaires des enseignants dans l'enseignement primaire, l'enseignement secondaire de premier cycle et l'enseignement secondaire de deuxième cycle²⁰ (1999)

<i>Variables</i>	Spécification I		Spécification II	
	Coefficient	Ecart type	Coefficient	Ecart type
Constante	38.243	24.644	37.794*	21.989
Enseignants et personnel (%)	5.258	3.664	4.483	3.428
Heures d'enseignement par an	-0.016	0.015	-0.015	0.014
Femmes dans le corps enseignant (%)	-0.715***	0.254	-0.698***	0.234
Premier cycle secondaire	-11.827*	6.610	-9.370	6.283
Deuxième cycle secondaire	-14.091	9.160	-11.858	8.527
Croissance du PIB en valeur absolue 1998-1999	1.399**	0.622		
Croissance du PIB 1998-1999 (%)			0.009***	0.003
Dépenses d'éducation en pourcentage du PIB	13.417***	3.013	11.904***	2.921
Taux d'encadrement	-0.639	0.389	-0.456	0.371
Accroissement de la population d'âge à fréquenter l'enseignement primaire, les premier et deuxième cycles secondaires (%)	-0.342	0.238	-0.285	0.218
F-statistique	10.237***		12.068***	
R-carré	0.787		0.813	

Note : * coefficient sensiblement différent de zéro au niveau de 10% de confiance; ** coefficient sensiblement différent de zéro au niveau de 5%; *** coefficient sensiblement différent de zéro au niveau de 1%.

Deux spécifications différentes sont notifiées pour tenir compte des différents effets économiques et éducatifs. D'une part, dans la spécification I, nous utilisons la croissance du PIB en valeur absolue entre 1998 et 1999, qui mesure l'importance des fluctuations de la richesse pour la viabilité des rémunérations des enseignants. D'autre part, dans la spécification II, nous incluons le pourcentage de croissance du PIB entre 1998 et 1999. Cette nouvelle variable indépendante nous permet de noter l'importance de la richesse pour expliquer le montant des salaires des enseignants dans les différents pays.

²⁰ Dans le projet WEI, les niveaux d'enseignement sont déterminés conformément à la Classification internationale type de l'éducation (CITE). Le premier cycle secondaire correspond ici au niveau 2 de la CITE, tandis que le niveau CITE 3 s'applique au deuxième cycle secondaire. Pour plus de renseignements concernant la classification des différents niveaux de l'enseignement, voir OCDE (1999).

Si l'on examine les variables, le pourcentage des femmes dans le personnel enseignant a un effet négatif sur les rémunérations des enseignants. Cela peut tenir à l'éventuelle discrimination salariale que les femmes subissent dans ces pays dans tous les domaines d'activité. Mais cela peut aussi être une conséquence des perspectives de carrière différentes qui s'offrent aux enseignants et aux enseignantes dans les divers pays examinés.

Deux variables fictives sont utilisées pour mesurer les différences entre les salaires des enseignants dans l'enseignement secondaire de deuxième cycle, secondaire de premier cycle et primaire (ce dernier constitue le groupe de référence). Ces variables sont négatives mais non significatives (exception faite du premier cycle secondaire pour la spécification I). A partir de ces résultats, nous supposons qu'il n'y a pas de différence significative entre les salaires des enseignants par niveau de l'enseignement.

Les résultats qui rapprochent la croissance du PIB des salaires des enseignants montrent qu'il existe un rapport direct et positif entre la richesse d'un pays (mesurée en valeur absolue et en valeur relative) et la rémunération de ses enseignants. Comme on pouvait le prévoir, toute augmentation des dépenses consacrées aux établissements d'enseignement (en pourcentage du PIB) a un effet significatif et positif sur les salaires des enseignants. Enfin, les variables du "taux d'encadrement" et la variable de substitution de la croissance de la demande d'éducation n'ont aucune signification.

Dans l'ensemble, les résultats semblent indiquer l'existence d'un rapport entre les variations du PIB et le niveau de rémunération des enseignants, que nous avons utilisé comme mesure de substitution de l'offre d'enseignants dans les pays compris dans la série de données de la Banque mondiale.

10. Principaux résultats de la modélisation économétrique

Aux sections 7 et 8, nous avons tenté d'illustrer le rapport entre les différentes variables de l'offre d'enseignants et la croissance économique en nous servant de la croissance du PIB dans le temps. Comme nous l'avons vu, l'illustration graphique ne nous permet de considérer que deux variables à la fois et ne donne donc pas de vue d'ensemble de ce rapport sans prise en compte des autres facteurs dont on pense qu'ils influent sur l'offre d'enseignants (par exemple, le chômage des diplômés, les activités syndicales, etc.).

Compte tenu de la nécessité de prendre en considération l'interaction des autres variables, il conviendrait d'analyser les effets du cycle économique sur l'offre d'enseignants en utilisant le modèle économétrique d'une série chronologique. Les annexes B et C contiennent les détails et les tableaux des résultats de la régression présentée dans cette section. Pour le Royaume-Uni, notre approche

consiste à modéliser les variables que constituent le taux d'encadrement ²¹, le taux d'attrition et les variations du réservoir des enseignants inactifs comme fonction de toutes les données exogènes pertinentes dont nous disposons sur le marché du travail et les tendances de l'éducation. Ces dernières sont importantes pour tenir compte des variations du chômage des diplômés, de la qualité éducative et démographique, des incitations financières et de la densité de la syndicalisation. C'est seulement en essayant de prendre en compte toutes ces variables que nous pouvons être certains d'avoir modélisé le véritable rapport entre la croissance du PIB et d'autres mesures globales du cycle économique et de l'offre d'enseignants. Il serait pratique d'analyser ces variables séparément pour les enseignants de l'un et l'autre sexe car nous avons vu à la section 7 que chaque sexe peut avoir des séries différentes de facteurs d'influence.

A l'annexe B, les tableaux B7 et B8 précisent les résultats de la régression en utilisant le taux d'encadrement pour les enseignants et enseignantes pour mesurer l'offre d'enseignants. Les principaux résultats de cette recherche montrent que la croissance économique n'a pas d'effet significatif sur l'offre d'enseignants de sexe masculin au Royaume-Uni. Les autres variables, c'est à dire les salaires relatifs des hommes et le taux de chômage des diplômés de sexe masculin, sont aussi peu significatives, ce qui confirme que le cycle économique n'agit pas sur l'offre d'enseignants quand on la mesure au moyen du taux d'encadrement masculin. Les résultats restent les mêmes quand on prend en compte la concentration syndicale chez les enseignants au Royaume-Uni et leur qualité.

On obtient des résultats similaires quand on analyse les rapports entre le taux d'encadrement féminin et le cycle économique. La seule variable qui semble avoir de l'effet sur ce taux d'encadrement est le taux de fécondité des femmes. Comme on pouvait le supposer, plus le taux de fécondité est élevé, plus est faible le taux d'encadrement, ce qui amène à penser que l'offre d'enseignantes pourrait être affectée par la décision de quitter l'enseignement pour assumer les responsabilités ménagères et avoir et élever les enfants.

Si nous mettons en commun les résultats en utilisant les taux d'encadrement masculins et féminins pour mesurer l'offre d'enseignants, nous semblons être incapables de trouver un rapport significatif entre la croissance économique au Royaume-Uni et la variable du taux d'encadrement dont nous nous sommes servis pour représenter la situation de l'offre d'enseignants. Toutefois, avant de tirer une

²¹ On utilise le taux d'encadrement car le nombre des élèves doit être rapproché de l'offre d'enseignants dans l'économie. Nous pensons que cette variable nous donne une mesure de l'offre qui est pondérée par le nombre des élèves. L'augmentation brute du nombre d'enseignants qui se produit parce que le nombre des élèves a augmenté ne constitue pas une augmentation en valeur réelle de l'offre d'enseignants tenant compte de l'effectif moyen de la classe. L'important est donc le nombre d'enseignants par élève.

conclusion définitive, nous poursuivons l'analyse de ce rapport en examinant notre deuxième variable de l'offre d'enseignants, c'est à dire le taux d'attrition des enseignants ventilé par sexe.

Les tableaux B9 et B10 de l'annexe B présentent les résultats en utilisant les taux d'attrition par sexe. Nous avons étudié des facteurs similaires (chômage des diplômés, salaires relatifs, etc.) en analysant les taux d'attrition pour mesurer l'offre d'enseignants. Il ressort des résultats que les taux d'attrition des hommes ont un rapport inverse avec le chômage de diplômés de sexe masculin. Les salaires relatifs masculins semblent aussi indiquer une relation inverse avec les taux masculins d'attrition. On pouvait s'attendre à cette constatation, sachant que l'on a tendance à rester dans une profession si les salaires relatifs à d'autres professions augmentent, ce qui donne aux enseignants de sexe masculin l'impression que les salaires sont plus élevés dans le corps enseignant que ceux d'autres emplois dans le secteur non manuel. Il reste une relation non significative entre la croissance du PIB en valeur réelle et les taux d'attrition masculins.

Toutefois, lorsque nous envisageons la concentration syndicale et la qualité des enseignants, la croissance du PIB en valeur réelle semble avoir une certaine importance pour le taux d'attrition masculin. Il s'agit d'un effet négatif (plus la croissance économique est élevée dans le pays, plus le taux d'attrition est faible). Cependant, l'importance du coefficient sur la variable de la croissance du PIB en valeur réelle est faible. En conséquence, même si nous avons un rapport négatif et significatif entre la croissance du PIB en valeur réelle et les taux d'attrition masculins, l'effet global que la croissance réelle du PIB pourrait avoir sur les sorties d'enseignants de sexe masculin au Royaume-Uni est donc faible. Dans la section précédente, nous supposions que les enseignants ne trouvaient pas la profession aussi stable [que prévu] puisque notre analyse graphique des données montrait ce qui semble être une relation négative entre les taux d'attrition et la croissance du PIB en valeur réelle. Nous pouvons à présent vérifier au moyen de notre estimation économétrique que l'effet de ce rapport inverse est faible.

Si nous pouvons interpréter les effets à court terme de notre variable indépendante sur la variable dépendante directement à partir du coefficient obtenu sur la variable qui nous intéresse, nous sommes aussi en mesure de mesurer les effets à long terme de la variable indépendante sur la variable dépendante à partir de notre modèle dynamique en examinant les effets cumulés de nos variables décalées du côté droit.

En utilisant les résultats du tableau B9, nous pouvons calculer les effets à long terme que les variations des salaires relatifs masculins pourraient avoir sur les taux d'attrition masculins. A long terme, nous nous attendrions à voir WM_{t-1} se déplacer vers WM_t , et la même chose se produire pour les salaires relatifs, c'est à dire $RWM_{t-2}=RWM_{t-1}=RWM_t$ à long terme. En appliquant ces hypothèses, nous

constatons qu'à long terme (en utilisant les résultats de la colonne (1)), les salaires relatifs masculins ont un impact positif de 0,08 sur les taux d'attrition masculins. Si ces résultats semblent aller à l'encontre de la théorie économique et du raisonnement logique, ils peuvent aussi laisser supposer que certains facteurs importants, autres que les salaires relatifs masculins, agissent sur les taux d'attrition masculins. L'un des facteurs dont nous n'avons pas tenu compte dans notre analyse est la satisfaction au travail, qui est difficile à chiffrer et pourrait être l'un des facteurs ayant un rôle à jouer sur les taux d'attrition masculins au fil du temps.

Les autres résultats du tableau B9 montrent un coefficient positif et très significatif de 0,13 sur la variable de contrôle de la qualité des enseignants décalée de deux périodes. Ce coefficient positif indique que plus est forte la proportion de jeunes qui sortent de l'école avec deux résultats positifs aux examens de niveau A, plus est élevé le taux d'attrition des enseignants de sexe masculin. Cette observation pourrait indiquer que ceux qui ont des résultats plus élevés ou réussissent mieux aux examens pré-universitaires et entrent dans le corps enseignant pourraient être plus susceptibles de quitter la profession à un moment quelconque. Aux Etats-Unis, ce facteur est très répandu parmi les caractéristiques des enseignants qui ont des chances de quitter le corps enseignant.

Les résultats du taux d'attrition des hommes indiquent qu'il y a des rapports significatifs entre le cycle économique et l'offre d'enseignants au Royaume-Uni. Le chômage des diplômés et la croissance du PIB en valeur réelle semblent être des facteurs qui agissent sur le taux d'attrition des enseignants de sexe masculin (le premier facteur étant plus important que le dernier). Cependant, l'ampleur du coefficient sur les deux variables semble faible et, par conséquent, les rapports entre le chômage des diplômés de sexe masculin et les taux d'attrition des enseignants de sexe masculin et entre la croissance économique et les taux d'attrition des enseignants de sexe masculin pourraient être des interactions significatives mais de faible portée.

D'autre part, les taux féminins d'attrition ne semblent pas faire apparaître de nombreuses interactions entre la variable dépendante et la série de variables indépendantes, en comparaison de résultats obtenus au moyen des taux masculins d'attrition. Les seules variables qui semblent compter dans l'analyse des taux féminins d'attrition sont le taux de chômage des diplômées, la densité de la syndicalisation et la variable de substitution de la qualité des enseignantes.

Il semble bien que, plus la densité syndicale est forte, plus est faible le taux d'attrition des enseignantes - c'est ce qui ressort du rapport négatif que nous obtenons à partir des résultats de notre régression (voir tableau B10, Colonne (2)). Nous obtenons des résultats similaires sur la variable de substitution de la qualité des enseignants. Cette variable a un coefficient significatif et positif, ce qui veut dire que plus est élevée la proportion des filles qui sortent de l'école avec deux résultats de niveau A ou

davantage, plus est important le taux d'attrition des enseignantes. Ce résultat nous amène à évoquer une fois de plus l'idée selon laquelle les enseignants les plus doués sont plus susceptibles de quitter la profession.

Ayant étudié les taux d'attrition des hommes et des femmes, nous examinons à présent le lien entre le réservoir d'enseignants inactifs et le cycle économique. Comme nous l'avons vu, cette catégorie d'enseignants est une source virtuelle de main d'œuvre qui pourrait contribuer à remédier aux pénuries d'enseignants dans le pays. Il est donc important de chercher à en savoir plus à son sujet. Nous avons décidé d'utiliser les variations de la réserve d'enseignants inactifs ventilée par sexe comme variable dépendante car nous souhaitons examiner les flux de cette variable et pas son stock. Nous nous intéressons aux facteurs qui incitent les enseignants à entrer dans cette réserve d'enseignants virtuels, et aussi aux facteurs qui pourraient les inciter à en sortir pour chercher du travail hors de l'enseignement. Les tableaux B11 et B12 à l'Annexe B montrent les résultats de notre analyse des variations de la réserve d'enseignants et d'enseignantes inactifs.

Au tableau B11, quand nous incluons toutes les variables explicatives dans l'analyse, les résultats montrent que toutes les variables sont hautement significatives à l'exception du chômage des diplômés de sexe masculin et de la croissance du PIB en valeur réelle. Les signes des coefficients sont conformes aux prévisions. Intuitivement, la relation entre les salaires relatifs masculins et les variations du réservoir d'enseignants inactifs de sexe masculin montre que plus le salaire relatif masculin est élevé, moins les changements du réservoir d'enseignants hommes inactifs sont sensibles. Ce dernier résultat confirme l'observation obtenue dans nos régressions du taux masculin d'attrition, où les hommes sont sensibles aux salaires relatifs.

Les résultats restent surprenants quand nous prenons en compte la densité syndicale des enseignants et leur qualité. La variable de la croissance du PIB en valeur réelle reste insignifiante, tandis que les autres variables sont très significatives. Les signes sont aussi conformes aux attentes à l'exception du signe négatif obtenu à propos de la croissance du PIB en valeur réelle. Le signe négatif (bien que la variable soit peu significative) à propos de la croissance du PIB en valeur réelle semble démontrer qu'à mesure que le PIB s'accroît, les variations du réservoir d'enseignants inactifs (de sexe masculin) diminuent. Notre réservoir d'enseignants inactifs comprend deux catégories principales. Ce sont les enseignants récemment diplômés qui n'entrent pas dans le corps enseignant et ceux qui détiennent les qualifications nécessaires, entrent dans la profession mais la quittent avant l'âge de la retraite. Cette dernière catégorie constitue la sous-population la plus nombreuse du réservoir. Par conséquent, avec une relation négative entre la croissance du PIB et l'évolution des enseignants inactifs de sexe masculin, nous sommes amenés à supposer qu'à mesure que la situation économique s'améliore, les hommes sont plus nombreux à entrer dans d'autres professions et n'envisagent pas de faire de

l'enseignement leur étape suivante. L'insignifiance de la variable vient à l'appui des résultats que nous avons obtenus jusqu'à présent en utilisant le taux d'encadrement masculin et le taux d'attrition des enseignants comme variables dépendantes, à savoir, qu'il n'existe pas de relation forte entre la croissance de l'économie (mesurée par le taux de croissance du PIB en valeur réelle) et l'offre d'enseignants.

La densité de la syndicalisation paraît avoir un effet négatif et significatif sur l'évolution du réservoir d'enseignants inactifs de sexe masculin. Plus la densité syndicale est forte chez les enseignants, moins les variations du réservoir sont sensibles. La variable de substitution pour la qualité des enseignants de sexe masculin, c'est à dire, la proportion de jeunes hommes sortant de l'enseignement avec deux résultats ou plus de niveau A, semble indiquer un rapport positif avec l'évolution du réservoir des enseignants inactifs de sexe masculin. Le rapport entre ces deux éléments est significatif au niveau de 1% et nous sommes amenés à conclure que les enseignants de qualité sont plus susceptibles de quitter le corps enseignant à un moment quelconque, comme nous l'avons déduit à partir des taux d'attrition évoqués dans un paragraphe précédent de cette section.

Dans les régressions concernant le réservoir des enseignantes inactives, seuls comptent les salaires relatifs. On observe que la variable des salaires féminins relatifs est hautement significative et que, dans cette relation, plus les salaires relatifs sont élevés, moins sensible est le changement du réservoir des enseignantes inactives. On peut en déduire que des enseignantes mieux payées auront plus de chances d'être dans l'enseignement. Les autres variables ne sont pas significatives, ce qui ne nous permet pas de faire état d'une relation quelconque entre la croissance économique (mesurée par la croissance du PIB) et/ou le chômage des diplômées et l'évolution du réservoir des enseignantes inactives. Quand nous incluons la densité syndicale et notre variable de substitution pour la qualité des enseignants, les résultats sont inchangés, étant donné que la variable du salaire relatif reste la seule variable explicative importante parmi les principales variables étudiées.

Pour étudier le rapport entre l'offre d'enseignants et le cycle économique aux Etats-Unis, nous utilisons un modèle semblable à celui qui s'applique aux données britanniques, c'est à dire un modèle autorégressif à retards échelonnés. Les résultats sont présentés au tableau C6 de l'annexe C.

Nos résultats semblent conformes aux observations rapportées aux Etats-Unis par Berman et Pflieger (1997). A propos de cette étude, il a été dit que le marché des enseignants aux Etats-Unis n'était pas affecté par le cycle économique américain. Quelle que soit la spécification utilisée, nous ne décelons aucun rapport significatif entre la croissance du PIB en valeur réelle et l'offre d'enseignants mesurée au moyen du taux d'encadrement aux Etats-Unis à partir des résultats présentés au tableau 19. Même lorsque nous utilisons l'autre indicateur de la situation aux Etats-Unis, à savoir le chômage des

diplômés, nous n'obtenons pas de signe et de coefficient significatifs à propos de cette variable. Nous ne sommes donc pas en mesure de faire état d'un lien quelconque entre le chômage des diplômés et le taux d'encadrement.

La seule variable qui semble significative d'après les résultats de notre régression est celle des salaires relatifs. Cependant, le signe de cette variable va à l'encontre de l'intuition. Les résultats font apparaître un rapport négatif entre les salaires relatifs et le taux d'encadrement. On en déduit que plus les salaires relatifs des enseignants sont élevés, plus est faible le taux d'encadrement, ce qui n'est pas conforme à la théorie économique.

La taille de l'échantillon est faible pour cette variable car nous n'avons pu analyser cette donnée que sur 34 années (dans le test de racine unitaire et 29 années dans la régression complète). Cet écart du signe de la variable peut aussi être dû à la petite taille de notre échantillon. L'autre facteur qui pourrait expliquer ce résultat contraire aux attentes quant aux salaires relatifs aux Etats-Unis (RW_USA) et au taux d'encadrement (TPRTOT) est le fait que le marché du travail des enseignants aux Etats-Unis est très différent de ce qu'il est au Royaume-Uni. Aux Etats-Unis, il s'agit d'un marché hétérogène puisque chaque Etat a sa propre législation concernant les enseignants. Selon la Education Intelligence Agency, ce sont les forces politiques et non les forces du marché qui déterminent la rémunération des enseignants de l'école publique aux Etats-Unis. L'agence note que :

"Les différences de salaire d'un Etat à l'autre sont déterminées par la situation de l'économie, les lois régissant les négociations collectives, et l'humeur de l'opinion publique. Les différences entre districts sont habituellement déterminées par l'assiette fiscale et par l'habileté relative dont font preuve les négociateurs du district et du syndicat à la table des négociations".

Education Intelligence Agency, http://www.calnews.com/Archives/IYB_II_sal.htm

En utilisant des données agrégées, nous n'avons pas pu prendre en compte l'hétérogénéité qui caractérise le marché des enseignants aux Etats-Unis, ce qui pourrait bien avoir un rôle à jouer dans les résultats contraires aux attentes que nous avons obtenus.

11. Conclusion

Ce rapport a pour principal objet de chercher à savoir si le cycle économique a un effet quelconque sur l'offre d'enseignants. Nous avons pu résumer les publications qui traitent des rapports entre le cycle économique et l'offre d'enseignants. On peut raisonnablement conclure que ces publications sont relativement peu nombreuses et relativement peu concluantes. Pour préciser la relation entre l'offre d'enseignants et le cycle économiques, il a fallu :

- Définir comment la présence d'un cycle économique peut être mesurée et empiriquement vérifiée.
- Montrer comment le marché du travail des enseignants peut théoriquement être affecté par le cycle économique. Nous pouvons de ce fait présenter un modèle précis du fonctionnement du marché du travail des enseignants.
- Préciser ce qu'est la notion de l'offre d'enseignants et comment cette offre peut être empiriquement mesurée.
- Recueillir des données temporelles concernant un pays au moins pour faciliter l'estimation des rapports sous-jacents.
- S'assurer que pour un même pays, on dispose d'assez de données de contrôle pour prendre en compte l'éducation, le marché du travail et l'évolution démographique.
- Examiner les propriétés stationnaires des séries chronologiques de données recueillies.
- Spécifier et estimer un modèle économétrique en montrant ce qui influence l'offre d'enseignants et comment elle se relie aux cycles économiques.

Nous avons inséré nos données dans un modèle autorégressif à retards échelonnés, c'est à dire un modèle dynamique qui nous a permis d'avoir une compréhension empirique de la relation entre l'offre d'enseignants et le cycle économique au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. Nos mesures de l'offre d'enseignants dans le modèle économétrique comprennent le taux d'encadrement, les taux d'attrition, le réservoir d'enseignants inactifs pour le Royaume-Uni et le taux d'encadrement pour les Etats-Unis. Dans le cas du Royaume-Uni, nous avons examiné chaque variable séparément par sexe.

Pour le Royaume-Uni, nous avons obtenu les résultats suivants :

- Il n'y a pas de rapports significatifs entre l'offre d'enseignants mesurée par le taux d'encadrement et le cycle économique mesuré par la croissance du PIB en valeur réelle. Les résultats sont les mêmes pour les hommes et pour les femmes.
- La fécondité est la seule variable significative dans l'équation du taux d'encadrement féminin.
- La croissance du PIB en valeur réelle et le chômage des diplômés ont un impact faible mais significatif sur le taux masculin d'attrition, alors que l'on ne trouve aucun rapport de ce type dans les résultats de la régression des taux féminins d'attrition.
- Les séries chronologiques montrent que les hommes sont plus sensibles que les femmes à l'effet des salaires relatifs, ce qui vient à l'appui des indices transversaux disponibles.
- On obtient des résultats cohérents en établissant une régression des variations du réservoir d'enseignants inactifs de sexe masculin avec notre série de variables indépendantes. Le changement du nombre d'hommes dans le réservoir d'enseignants inactifs est influencé de façon significative par le chômage des diplômés de sexe masculin (quand on prend en compte la densité

syndicale et la qualité des enseignants), les salaires relatifs et la densité syndicale. Ces trois variables ont un rapport négatif avec l'évolution du réservoir d'enseignants inactifs (hommes).

- Dans la régression où l'on se sert de la variation du réservoir d'ENSEIGNANTES inactives pour mesurer l'offre d'enseignants, nous n'avons pu trouver qu'un rapport négatif significatif entre les salaires relatifs et la variation du réservoir des enseignantes inactives.
- Nous trouvons aussi quelques indications montrant que l'amélioration de la qualité de l'enseignement pourrait avoir un effet négatif sur l'offre d'enseignants. La variable de substitution pour la qualité des enseignants (décalée de deux périodes) est significative et positive dans plusieurs régressions, notamment celles portant sur les attritions masculines et féminines, en plus de l'évolution du réservoir des enseignants inactifs de sexe masculin. Le signe positif semble indiquer que les enseignants ayant obtenu de meilleurs résultats aux examens sont plus enclins à quitter le corps enseignant.

Les résultats sont conformes à ceux obtenus avec une mesure différente du cycle économique. Ils sont similaires quand nous remplaçons la variable de la croissance du PIB en valeur réelle par une variable fictive construite pour mesurer les périodes d'expansion et de contraction de l'économie britannique. Les résultats récapitulés ci-dessus sont dérivés de régressions dans lesquelles nous avons pu prendre en compte la densité syndicale, la qualité de l'enseignement et d'autres variables éducatives et démographiques. Jusqu'à ce jour, nous ne connaissons aucune autre étude ayant pu procéder de la sorte au moyen d'une série chronologique de données.

Fondés sur les données provenant principalement des publications du NCES, les résultats pour les Etats-Unis semblent refléter les observations de l'étude du Bureau of Labor Statistics (Berman et Pflieger, 1997) intitulée "Which Industries are sensitive to business cycles". Dans la régression pour les Etats-Unis, il n'y a aucune variable significative qui puisse se rattacher à notre mesure de l'offre d'enseignants aux Etats-Unis, à savoir le taux d'encadrement. Bien que les salaires relatifs des enseignants et d'autres salariés travaillant à plein temps aux Etats-Unis soient importants, le signe que nous obtenons va à l'encontre des attentes. Nous pensons que ce signe erroné pourrait être imputé à un certain niveau d'hétérogénéité du marché des enseignants aux Etats-Unis qui fonctionne différemment dans chaque Etat. Il faut en outre rappeler que l'analyse est limitée aux données agrégées avec un échantillon peu nombreux.

Nous avons aussi tenté de comprendre les rapports entre l'offre d'enseignants et le cycle économique dans d'autres pays en utilisant la série de données du projet sur Les indicateurs de l'éducation dans le monde (WEI). A partir de la série des données de 1999, nous avons pu trouver un rapport entre les variations du PIB et le niveau de rémunération des enseignants dans les pays qui participent au WEI.

Cette étude a été sérieusement limitée par le peu de disponibilité des données. Nous n'avons pu, de ce fait, inclure les enseignants des différents secteurs de l'enseignement (enseignements primaire et secondaire au Royaume-Uni, et niveaux élémentaire et secondaire aux Etats-Unis), ni étudier ce problème selon les régions et les matières où les pénuries d'enseignants sont les plus fréquentes. Les travaux futurs devront tenir compte de ces limites pour permettre une meilleure compréhension des effets de la croissance économique sur l'offre d'enseignants.

Il serait aussi intéressant de reprendre ces résultats avec une série chronologique de données plus longue pour voir s'ils peuvent être reproduits. Pour le moment, nous semblons avoir mis en évidence une relation entre l'offre d'enseignants et le cycle économique et démontré qu'elle passe par les variations des salaires relatifs et du chômage plutôt que par la croissance du PIB en valeur réelle proprement dite. Les salaires relatifs semblent toujours être un facteur important qui agit sur le marché des enseignants au Royaume-Uni, en particulier quand on établit la distinction entre le marché des enseignants et des enseignantes. L'analyse des séries chronologiques que nous avons entreprise semble confirmer les résultats provenant de l'analyse transversale des données déjà effectuée, tant au Royaume-Uni qu'aux USA. Malgré les réserves formulées dans cette étude, ses incidences au niveau de l'action des pouvoirs publics semblent aller dans le sens d'une utilisation des salaires relatifs comme outil permettant de remédier aux pénuries d'enseignants. Il convient aussi de rappeler aux décideurs qu'il y a des différences entre les divers marchés des enseignants, c'est à dire entre le primaire et le secondaire, les enseignants et les enseignantes (comme cette étude l'a montré), et entre les enseignants de différentes matières dans les écoles secondaires²².

²² Voir Dolton, 1996.

Références

- Ahamad, B. (1973) 'Teachers in England and Wales' in *'The Practice of Manpower Forecasting'*, Ahamad, B. and Blaug, M.(eds), Elsevier, Amsterdam.
- Arnold, L. (2002) *'Business Cycle Theory'*, Oxford University Press, Oxford.
- Arrow, K. and Capron, W. (1959) 'Dynamic shortages and price rises: the engineer-scientist case', *Quarterly Journal of Economics*, vol.73, no.2, pp.292-308.
- Bee, M and Dolton, P.J. (1990) 'Patterns of change in UK graduate unemployment, 1962-87', *Higher Education*, Vol.20, pp.25-45.
- Bee, M. and Dolton, P. (1990) 'Where do graduates go? The first destinations of university graduates, 1961-87', *Studies in Higher Education*, vol.15, no.3, pp.313-329.
- Bee, M and Dolton, P. (1995) 'The remuneration of school teachers: time series and cross section evidence', *Manchester School*, Vol.63, pp.11-22.
- Berman, Jay and Janet Pflieger (1997), 'Which Industries are Sensitive to Business Cycles?' *Monthly Labor Review*, February.
- Ballou, D. and Podgursky (1995) 'Recruiting smarter teachers,' *Journal of Human Resources*, 30, 326-338.
- Blackstone, T. and Crispin, A. (1982) *'How many teachers? Issues of Policy, Planning and Demography'*, Bedford Way Papers, no.10, London, Heinemann.
- Booth, A. and Chatterji, M. (1995), Union Membership and Wage Bargaining when membership is not compulsory, *Economic Journal*, Vol. 105, pp. 345-360.
- Bosworth, D, and Wilson, R. (1980) 'The Labour Market for Scientists and Technologists', Chapter 8 in Lindley, R (ed) (1980).
- Brewer, D.J. (1996) 'Career paths and quit decisions: evidence from teaching,' *Journal of Labor Economics*, 14, 313-339.
- Bry, G and Boschan, C. (1971), Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs, *National Bureau of Economic Research*, New York.
- Burns, A.F. and Mitchell, W.C. (1946), Measuring Business Cycles, *National Bureau of Economic Research*, New York.
- Chevalier, A. and Walker, I. (2001) 'Further results on the returns to education in the UK,' in Harmon, C., Walker, I. and Westergaard-Nielsen, N. (Eds) *Education and Earnings in Europe: A Cross Country Analysis of Returns to Education*, Edward-Elgar
- Chevalier, A., Dolton, P. and McIntosh, S. (2001) 'The Job Satisfaction of UK Teachers,' mimeo.
- Chevalier, A., Dolton, P. and McIntosh, S. (2002) 'Recruitment and Retaining Teachers in the UK: An analysis of graduate occupation choice from 1960s to the 1990s.', CEE Discussion paper no 21.
- Clark, D. (2002) 'The demand for post-compulsory schooling in the UK' CEE discussion paper.

- Coates, R.D. (1972) *Teachers' Unions and Interest Group Politics: A study in the Behaviour of Organised Teachers in England and Wales*, Cambridge: University Press.
- Cochrane, J. (1988) 'How big is the random walk in GNP?' *Journal of Political Economy*, vol.96, pp.893-920.
- Committee on Higher Education (1963), 'Higher Education: Report of the Committee appointed by the Prime Minister under the Chairmanship of Lord Robbins 1961-63. Committee on Higher Education.' Appendix One, The Demand for Places in Higher Education.
- Conway, F. (1962) 'School teachers' salaries 1945-1959', *Manchester School*, vol.30, pp.153-79.
- Cooley, T.F. and Prescott, E.C. (1995), *Economic Growth and Business Cycles*. In: Cooley, T.F. and Prescott, E.C. (eds.) *Frontiers of Business Cycle Research*, 1-38, Princeton University Press, Princeton New Jersey.
- Corcoran, S.P., William N. Evans and Robert S. Schwab (2002), *Changing Labor Market Opportunities for Women and the Quality of Teachers, 1957-1992*, NBER Working Paper series, # 9180.
- Coulthard and Kyriacou (2002) "Does Teaching as a Career offer what students are looking for?" in Menter, I, Hutchings, M. and Ross, A. (eds), *The Crisis in Teacher Supply: Research and Strategies for Retention*," Trentham Books.
- DfEE (1998) *Teacher Supply and Demand Modelling: A Technical Description*, HMSO, London.
- DfEE (1997) 'Teacher Supply and Demand Modelling: An explanatory paper', HMSO, London.
- DfES (2002) 'The attrition model', mimeo.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), 'Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root', *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74 (366), pp. 427-431.
- Dimmock, Clive (1980), 'Teacher Supply as a Problem in the USA and England,' LACE Occasional paper no.3. London Association of Comparative Educationists.
- Dolton, P. (1990) 'The economics of UK teacher supply: the graduate's decision,' *Economic Journal*, 100, conference papers, 91-104.
- Dolton, P. (1996) 'Modelling the labour market for teachers: some lessons from the UK.', *Education Economics*, vo.4, no.2, 1996.
- Dolton, P. and Makepeace, G. (1993) 'Female labour force participation and the choice of occupation: the case of teachers', *European Economic Review*, vol.37, pp.1393-1411.
- Dolton, P. and Mavromaras (1994) 'Intergenerational occupational choice comparisons: the case of teachers in the UK,' *Economic Journal*, 104, 841-863.
- Dolton, P. and Robson, M. (1996), "Trade Union Concentration and the Determination of Wages: The Case of Teachers in England and Wales," *British Journal of Industrial Relations*, Vol.34 (4), pp.539-556.
- Dolton, P. and van der Klaauw, W. (1995a) 'Leaving teaching in the UK: a duration analysis,' *Economic Journal*, 105, 431-444.

- Dolton, P. and van der Klaauw, W. (1995b) 'Teaching salaries and teacher retention,' in Baumol, W. and Becker, W. (eds) *Assessing Educational Practices: The Contribution of Economics*, Cambridge MA, MIT Press.
- Dolton, P. and van der Klaauw, W. (1999) 'The turnover of teachers: a competing risks explanation,' *Review of Economics and Statistics*, 81, 543-552.
- Flyer, F. and Rosen, S. (1997) 'The new economics of teachers and education,' *Journal of Labor Economics*, 15, S104-S139.
- Freeman, R. (1971) *The Market for College Trained Manpower*, Cambridge, MA.
- Freeman, R. (1975) 'Legal cobwebs: a recursive model of the market for lawyers', *Review of Economics and Statistics*, pp.171-9.
- Freeman, R.B. (1976) 'The decline in the economic rewards to college education', *Review of Economics and Statistics*, vol.59, no.1, pp.18-29.
- Freeman, R. (1975) 'Supply and salary adjustments to the changing science manpower market, 1948-1973', *American Economic Review*, vol.65, pp.27-39.
- Freeman, R. (1976) *The Over-educated American*, Academic Press, New York.
- Freeman, R. (1989) *Labor Markets in Action*, Harvester Wheatsheaf.
- Greenhalgh, V. (1968) 'The movement of teachers salaries 1920-1968', *Journal of Educational Administration and History*, vol.1, pp.23-36.
- Hamilton, J.D. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357-384.
- Hanushek, E.A., Kain, J.F. and Rivkin, S.G. (1999) 'Do higher salaries buy better teachers?' National Bureau of Economic Research, Working paper 7082.
- Harding, D. and Pagan, A.R. (2001a), A Comparison of Two Business Cycle Dating methods, *Journal of Economic Dynamics and Control*, à paraître.
- Harding, D. and Pagan, A.R. (2001b), Extracting, Analysing and Using Cyclical Information, mimeo, disponible sur <http://econrsss.anu.edu.au/staff/adrian>.
- Harding, D and Pagan, A.R. (2002), Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-381.
- Hussar, William J. (2002), 'Predicting the Need for Newly Hired Teachers in the United States to 2008-09,' Report by the National Center for Education Statistics (NCES).
- Ironside, M. and Siefert, R. (1995), *Industrial Relations in Schools*, London: Routledge.
- Johnes, Geraint, Taylor, J. and Ferguson, G (1987), 'The Employability of New Graduates: A study of Differences between UK Universities,' *Applied Economics*, Vol. 19, pp.695-710.
- Katz, L. and Murphy, K. (1992), 'Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors', *Quarterly Journal of Economics*, vol.CVII, pp.35-78.

- King, R.G, Plosser, C.I. and Rebelo, S (1988), 'Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic neoclassical Model,' *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, pp. 195-232.
- Kyland, F and Prescott, E (1982), 'Time to build and Aggregate Fluctuations,' *Econometrica*, Vol. 50, pp. 1345-1370.
- Lakdawalla, D. (2001). 'The Declining quality of teachers.' NBER working paper Series, # 8263.
- Leggatt, T. (1970) 'Teaching as a profession', Chap 5 in J.A. Jackson (ed) '*Profession and Professionalization*', Cambridge University Press.
- Lindley, R. (ed) (1980) '*Economic Change and Employment Policy*', Macmillan Press, London.
- Mason, G. (1995) 'The new graduate supply shock: recruitment and utilisation of graduates in British industry', National Institute of Economic and Social Research, Report Series no.9.
- Manski, C.F. (1993) Adolescent econometricians: How do youth infer the returns to schooling?, in Clotfelter, C. and Rothschild, M. (eds) '*Studies of Supply and Demand in Higher Education*', National Bureau of Economic Research, New York.
- Manski, C.F. (1987) 'Academic ability, earnings, and the decision to become a teacher: evidence from the National Longitudinal Study of the High School Class of 1972,' in Wise, D. (ed) *Public Sector Payrolls*, Chicago IL, University of Chicago Press.
- Metcalfe, H. (ed) (1995) 'Future Skill Demand and Supply', Policy Studies Institute.
- Menter, I, Hutchings, M and Ross, A. (2002) '*The Crisis in Teacher Supply*', Trentham Books, Stoke on Trent.
- Micklewright, J. (1989) 'Choice at Sixteen', *Economica*, vol.56, pp.25-39.
- Millard, S, Scott, A. and Sensier, M. (1997) 'The labour market over the business cycle: Can theory fit the facts?', *Oxford Review of Economic Policy*, vol.13, no.3, pp.70-92.
- Mont, D. and Rees, D.I. (1996) 'The influence of classroom characteristics on high school teacher turnover,' *Economic Inquiry*, 34, 152-167.
- Murnane, R.J. and Olsen, R.J. (1989) 'The effects of salaries and opportunity costs on duration in teaching: evidence from Michigan,' *Review of Economics and Statistics*, 71, 347-352.
- Murnane, R.J. and Olsen, R.J. (1990) 'The effects of salaries and opportunity costs on length of stay in teaching: evidence from North Carolina,' *Journal of Human Resources*, 25, 106-124.
- Murnane, R. J., Judith D. Singer, John B. Willet, James J. Kemple and Randy J. Olsen (1991), '*Who will Teach: Policies that Matter*,' Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- National Center for Education Statistics (1997), '*School and Staffing Survey: Characteristics of Stayers, Movers and Leavers: Results from the Teacher Followup Survey: 1994-95*,' Office of Educational Research and Improvement, US Department of Education.
- Nerlove, M. (1958) 'Adaptive expectations and cobweb phenomena', *Quarterly Journal of Economics*, vol.72, pp.227-40.
- OCDE (1999), '*Investing in Education: Analysis of the 1999 World Education Indicators*,' OCDE, Paris.

OCDE (2001a) *'Attirer, former et retenir des enseignants de qualité'*, OCDE, Paris.

OCDE (2001b) *'Teachers for Tomorrow's Schools'*, OCDE, Paris.

Patterson, Kerry (2000), *'An Introduction to Applied Econometrics: A Time-Series Approach'*, St. Martin's Press, New York.

Perron, P. (1989), 'The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis', *Econometrica*, Vol. 57 (6), pp. 1361-1401.

Pissarides, C. (1981) 'Staying on in England and Wales', *Economica*, vol.48, pp.435-63.

Pissarides, C. (1982) 'From school to university: The demand for post compulsory education in Britain', *Economic Journal*, vol.92, pp.654-67.

Rees, D.I. (1991) 'Grievance procedure strength and teacher quits,' *Industrial and Labor Relations Review*, 45, 31-43.

Rice, P. (1987) 'The demand for post-compulsory schooling in the UK and the effects of educational maintenance allowances', *Economica*, vol.54, pp.465-75.

Saran, R. (1985), *'The Politics behind behind Burnham: A study of Teachers' Salary Negotiations'*, Sheffield papers in Education Management No. 45, Sheffield City Polytechnic.

Santiago, P. (2002), 'Teacher Demand and Supply: Improving Teaching Quality and Addressing Teacher Shortages', *OECD Education Working Paper*, No 1, OCDE, Paris.

Smithers, A. and Robinson, P (2000) 'Coping with Teacher Shortages', London, NUT.

Smithers, Alan and Pamela Robinson (2001), "Teachers Leaving," London, NUT.

Stadler, G. (1994) 'Real Business Cycles', *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXII, pp.1750-83.

Stinebrickner, T.R. (1998) 'An empirical investigation of teacher attrition,' *Economics of Education Review*, 17, 127-136.

Stinebrickner, T.R. (2001) 'A dynamic model of teacher labor supply,' *Journal of Labor Economics*, 19, 196-230.

Theobald, N.D (1990) 'An examination of the influence of personal, professional, and school district characteristics on public school teacher retention,' *Economics of Education Review*, 9, 241-250.

Theobald, N.D. and Gritz, R.M. (1996) 'The effects of school district spending priorities on the exit paths of beginning teachers leaving the district,' *Economics of Education Review*, 15, 11-22.

Thomas, R. B. (1973) 'On the definition of shortages in administered labour markets', *Manchester School*, Vol. 41, no.2, pp.169-86.

Thomas, R.B. (1973) 'Post-war movements in teachers' salaries', *Industrial Relations Journal*, vol.4, pp.12-46.

Thomas, R and Deaton, D. (1977) *'Labour Shortage and Economic Analysis'*, Oxford, Blackwell.

Waddington, J. (1993) 'Trade Union membership concentration, 1892-1987: development and causation', *British Journal of Industrial Relations*, vol.31, pp.423-57.

- Waldfogel, Jane, Yoshio Higuchi and Masahiro Abe (1998), 'Maternity Leave Policies and Women's Employment after Childbirth: Evidence from the United States, Britain and Japan,' CASE paper no.3. Centre for Analysis of Social Exclusion. London School of Economics.
- Walsh, K, Dunne, R, Stoten, B. and Stewart, J. (1985) 'Teacher Numbers', Chapter 14 in McNay and Ozga, *'Policy Making in Education'*, Pergamon Press.
- Weaver, W. T. (1980), *'America's Teacher Quality Problem: Alternatives for Reforms,'* Praeger Publishers. New York, USA.
- Weiss, Y. and Lillard, L. (1978) 'Experience, vintage and time effects in the growth of earnings: American scientists, 1960-1970', *Journal of Political Economy*, vol.86, no.31, pp.427-447.
- Whitfield, K. and Wilson, R. (1991) 'Staying on in full-time education,' The demand for post compulsory education', *Economica*, vol.58, pp.391-404.
- Wilson, A. and Pearson, R. (1993) 'The problem of teacher shortages', in *'National Commission on Education Briefings'*, Heinemann, London.
- Wilson, R. (1985) 'The declining rate of return to becoming a teacher', *Higher Education*.
- Zabalza, A. (1979a) 'The determinants of teacher supply, *Review of Economics Studies*, vol.46(1), pp.131-147.
- Zabalza, A. (1979b), 'From Shortage to Surplus: the Case of School Teachers,' *Applied Economics*, Vol. 11, pp. 55-70.
- Zabalza, A., Turnbull, P. and Williams, G. (1979) *The Economics of Teacher Supply*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Zarkin, G. (1985) 'Occupational Choice: An application to the market for public school teachers', *Quarterly Journal of Economics*, vol.100, pp.409-446.

Annexe A : Mesurer et vérifier la présence des cycles

Le PIB en valeur réelle est la série la plus généralement censée représenter le cycle conjoncturel. Les méthodes proposées à l'origine étaient non paramétriques et tentaient d'identifier les cycles en trouvant le point de retournement dans une série. A la suite des premiers travaux cités ci-dessus, la recherche universitaire s'est développée selon des lignes quantitatives ou paramétriques où les modèles du cycle peuvent être analysés. Parmi les travaux de ce dernier type, il faut distinguer Cooley et Prescott (1995) et Hamilton (1989).

Plus récemment, Harding et Pagan (2001a, 2002) ont comparé et contrasté les deux approches et fait valoir que la datation des cycles peut être abordée au moyen de leurs critères de "transparence, robustesse, simplicité et reproductibilité" (Harding et Pagan, 2001a, Section 1) au moyen de l'algorithme de Bry et Boschan (1971). On cherche à identifier les points de retournement dans une série et à les utiliser ensuite pour illustrer les expansions et les contractions d'une économie.

L'algorithme de Bry et Boschan (1971) a été mis au point pour être utilisé dans le contexte des données mensuelles. Harding et Pagan (2002) adaptent la procédure pour qu'elle fonctionne avec les données trimestrielles. Notre série de données est principalement annuelle, mais nous effectuons une première analyse en utilisant le PIB trimestriel afin de déterminer les années où l'on peut raisonnablement considérer que l'économie nationale d'un pays est en expansion ou en contraction. Il s'agit probablement d'un important déterminant de la dynamique du marché du travail des enseignants.

Il est préférable d'effectuer l'évaluation sur les niveaux d'une série sans épuration de la tendance ni filtrage. Comme le font remarquer Harding et Pagan (2001b), la documentation sur le RBC montre que la composante permanente de toute variable dont le comportement cyclique est analysé est une cause importante du cycle conjoncturel. Sa suppression (par épuration de la tendance ou par d'autres moyens) signifie que le cycle n'est plus examiné ; les arguments avancés par Harding et Pagan (2001b, section 2.1) montrent que les points de retournement dans ces séries filtrées peuvent être très différents de ceux des niveaux.

Pour l'essentiel, la procédure indique la présence d'un point de retournement dans une série comme suit :

un pic se produit dans la série au moment t si

$$y_t > y_{t-1}, y_{t-2} \text{ et } y_t > y_{t+1}, y_{t+2}$$

et un creux se produit dans la série si

$$y_t < y_{t-1}, y_{t-2} \text{ et } y_t < y_{t+1}, y_{t+2} .$$

Dans la pratique, l'algorithme doit répondre à certaines exigences supplémentaires pour éliminer les points de retournement faux. Nous entendons par là des règles qui évitent les cycles de longueur ou d'amplitude insuffisante et une procédure pour faire en sorte que pics et creux se succèdent.

Les résultats de Harding et Pagan (2001a, tableau 1) montrent que cette procédure, simple en apparence, permet de dater le cycle conjoncturel des Etats-Unis au moyen des points de retournement du PIB en valeur réelle d'une manière qui se différencie à peine de la méthode du NBER.

L'adaptation des règles de censure de Bry et Boschan (1971) au cas des données trimestrielles n'est pas dénuée de difficultés. En analysant le PIB en valeur réelle au Royaume-Uni, nous avons adopté la règle selon laquelle un cycle de 15 mois (la durée minimale d'un cycle complet) est compatible avec une durée minimale de quatre trimestres. Cette option est parallèle aux travaux de Harding et Pagan (2002) et permet d'identifier le cycle de 1974, ce qui ne serait pas faisable avec une règle de cinq trimestres.

Après avoir utilisé l'algorithme pour déterminer les points de retournement aux pics et aux creux du cycle, l'information sert à déterminer, dans le contexte des données annuelles qui forment le corps de l'analyse, les années qui peuvent être considérées comme marquées par l'expansion de l'économie nationale et celles qui se caractérisent par la contraction économique. Selon la règle que nous avons utilisée, une année est considérée comme marquée par la contraction si un ou deux de ses trimestres se situent entre un pic et un creux, faute de quoi, l'année est considérée comme expansionniste. On facilite ainsi la construction d'une variable fictive S_t , qui prend la valeur unitaire si une année est expansionniste et la valeur nulle dans le cas contraire.

Annexe B : Modélisation économétrique - Résultats du Royaume-Uni

Cette section décrit les travaux effectués pour obtenir les résultats concernant les effets du cycle économique sur l'offre d'enseignants au Royaume-Uni.

Comme nous avons une série chronologique de données, nous devons d'abord évaluer les propriétés d'intégration des données. Les données doivent être stationnaires ou $I(0)$ pour éviter d'obtenir des résultats de régression qui sont trompeurs ou peuvent induire en erreur. Pour vérifier que les données sont stationnaires, nous appliquons le test de Dickey Fuller augmenté (ADF) à chacune des variables de notre série de données. La régression générale $ADF(p)$ avec le paramètre de dérive que nous appliquons est la suivante :

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Le coefficient qui nous intéresse dans la régression ci-dessus est γ , et notre hypothèse nulle (H_0) est $\gamma=0$, indiquant que la série chronologique a une racine unitaire, et $\gamma<0$ dans l'hypothèse alternative (H_1). Si l'hypothèse nulle est rejetée, nous pouvons conclure que notre variable ne présente pas de racine unitaire parmi les propriétés de sa série chronologique. L'équation ci-dessus peut être augmentée pour inclure une variable à tendance linéaire (t) (qui indique une tendance quadratique des données dans les niveaux), pour obtenir l'équation suivante :

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \beta t + \varepsilon_t$$

Le test effectué pour vérifier la présence d'une racine unitaire dans les données de notre série chronologique sera expliqué de façon plus détaillée dans la prochaine section où nous présentons les résultats des tests pour nos variables dépendantes. Après avoir déterminé les propriétés d'intégration des données, il sera possible de prendre une décision appropriée sur la façon de traiter les analyses de régression. Il est impératif de ne pas faire de régression dans des variables non stationnaires $I(1)$ par rapport à des variables qui semblent stationnaires.

Les résultats des régressions seront testés au moyen des tests de diagnostic habituels des séries chronologiques, qui comprennent des tests pour la corrélation sériale, l'hétéroscédasticité et la forme fonctionnelle. Une fois encore, ces tests permettront de déterminer si les résultats que nous obtenons sont cohérents avec les données et d'éviter les procédures d'induction non valides.

Analyse des propriétés d'intégration des taux d'encadrement, des taux d'attrition des enseignants et des variations du réservoir des enseignants inactifs au Royaume-Uni

Les six variables que nous cherchons à expliquer dans cette analyse sont : les taux d'encadrement, les taux d'attrition des enseignants et les variations du réservoir des enseignants inactifs, subdivisés dans chaque cas entre hommes et femmes. Comme nous l'avons vu, il importe de chercher à déterminer si, pendant la période où les données sont disponibles (environ 1960-2000 sur une base annuelle) ces variables ont ou non des propriétés qui indiquent la présence d'une racine unitaire (tendance stochastique). Faute d'une tendance stochastique, toute série peut présenter des fluctuations stationnaires pour une tendance déterministe. Bien entendu, dans la réalité, rares sont les variables socioéconomiques qui peuvent présenter des tendances déterministes sur de très longues périodes, mais l'utilisation de ces éléments est parfois nécessaire pour modéliser de façon satisfaisante les variables pendant la période de temps pour laquelle il existe des observations.

L'analyse d'une parcelle de séries chronologiques pour les six variables qui nous intéressent tend à montrer qu'il est nécessaire d'examiner la répartition hommes/femmes pour les taux d'encadrement, les taux d'attrition et les variations de REI. Par exemple, bien que les taux d'encadrement fassent apparaître des parcelles similaires pour les hommes et les femmes, le niveau du taux d'encadrement des enseignants de sexe masculin (TPRM) est invariablement plus élevé que celui des femmes (TPRF). Les parcelles de ces deux variables montrent aussi à l'évidence que les ratios ont atteint un pic à la fin des années 80 et qu'ils n'ont cessé de diminuer depuis lors, ce qui peut indiquer une discontinuité dans les séries.

Si l'on aborde à présent les taux d'attrition, il est clair qu'au cours de la quarantaine d'années pour lesquelles les données sont disponibles, les taux d'attrition ont toujours varié dans une fourchette de 7 à 10% par an pour les femmes (WF), alors que les chiffres comparables pour les hommes (WM) n'ont cessé d'augmenter, passant d'à peine plus de 2% à environ 7 ou 8% au cours des dernières années.

Figure B1 : Taux d'encadrement au Royaume-Uni, 1947-2000

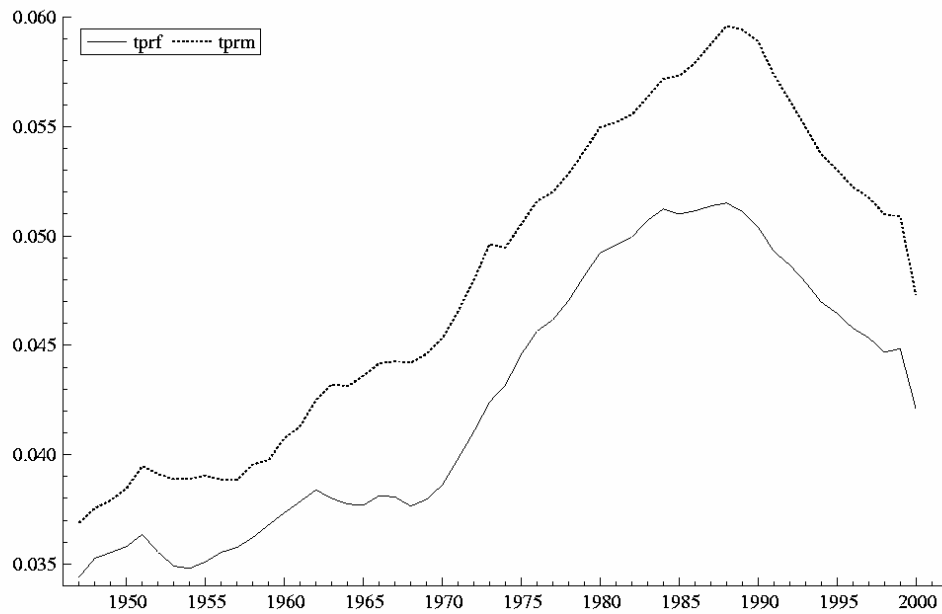
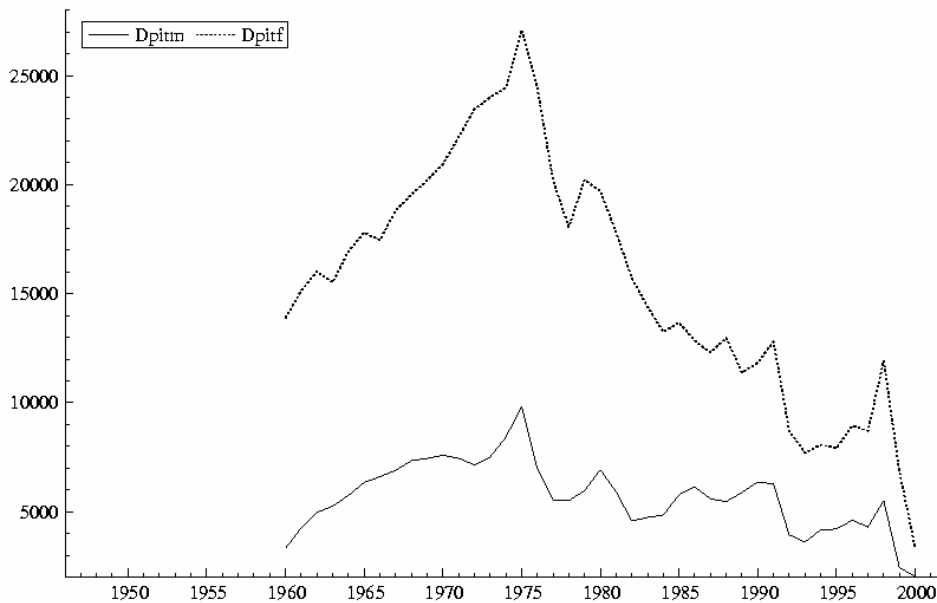


Figure B2 : Taux masculins et féminins d'attrition au Royaume-Uni, 1959-2000



L'évolution tendancielle du REI masculin et féminin que nous avons présentée à la figure 15 montre une tendance ascendante avec une variation décroissante au fil des années. Cette dernière peut être vue dans les variations de tendance du REI présentées à la figure 28 du texte principal.

Figure B3 : Variation du réservoir des enseignants inactifs au Royaume-Uni, 1960-2000



Bien que l'application des tests de racine unitaire pour déterminer la présence d'une tendance stochastique (l'hypothèse nulle d'une racine unitaire ne peut pas être rejetée sur la base des données) est désormais un exercice routinier, notamment en économétrie macroéconomique, ces tests comportent un certain nombre d'écueils. Premièrement, on sait qu'il est souvent difficile de faire la distinction entre une racine unitaire et une autorégression stationnaire pour une tendance systématique d'un coefficient de, disons, 0,85 ou plus. Cette difficulté tient aux questions concernant les mauvaises propriétés de puissance des procédures de tests classiques dans cette situation. Deuxièmement, toute la théorie statistique dans ce domaine repose sur des considérations asymptotiques et la question se pose toujours de savoir à quel point c'est un élément fiable en tant que guide pour la distribution de l'échantillon fini véritable mais inconnue de la fonction des observations utilisées dans le contexte de la taille de l'échantillon disponible. Il convient de noter ici que nous travaillons avec un maximum de 40 observations, ce qui fait que l'adhésion absolue aux résultats de la théorie asymptotique est, au mieux, sujette à caution.

Enfin, la présence d'éléments déterministes dans toute spécification utilisée pour tester les racines unitaires a des incidences importantes. Par exemple, une spécification ADF (Dickey-Fuller augmentée) utilisée pour vérifier une racine unitaire quand un élément de dérive est spécifié, amène à une théorie applicable différente, selon que le paramètre de dérive est ou non égal à zéro en vrai (même s'il est ajusté). Dans le premier cas, les tables pertinentes, fondées sur la limitation de la théorie du processus de Wiener doivent être utilisées, mais dans le dernier, il conviendra de se servir de la

distribution normale standard. A la marge, il est souvent difficile de savoir quelle est l'option qui convient le mieux. Enfin, les problèmes liés à l'insuffisance des données peuvent, en tout état de cause, réduire la fiabilité des résultats asymptotiques qui ont été utilisés.

En adoptant l'approche Dickey-Fuller augmentée pour tester une racine unitaire dans la série des taux d'encadrement masculins (sur la base de 38 observations annuelles entre 1963 et 2000), sans oublier la possibilité d'une discontinuité dans la fonction, nous avons ajusté le Modèle C de Perron (1989) pour tenir compte d'une discontinuité tant dans le paramètre de dérive que dans le paramètre de tendance en 1989. Nous constatons qu'en augmentant la régression de Dickey-Fuller de deux décalages supplémentaires, on obtient des résidus sans autocorrélation évidente. A cette fin, nous utilisons le test du multiplicateur de Lagrange pour repérer les erreurs AR(2). Les résultats, présentés au tableau B1 sont représentatifs d'un modèle présentant des paramètres de tendance constantes et linéaires hautement significatifs.

Les deux variables fictives pour la présence d'une discontinuité structurelle sont aussi très significatives aux niveaux conventionnels de signification. Nous sommes amenés à déterminer s'il existe une racine unitaire basée sur le coefficient de la valeur décalée du taux d'encadrement masculin (TPRM_1) en utilisant la distribution normale standard. L'hypothèse d'une racine unitaire peut être rejetée de façon convaincante aux niveaux conventionnels de signification (elle a une valeur de probabilité unilatérale ou un niveau marginal de signification de 0,002). Nous estimons que cette série peut être utilement modélisée comme présentant une variation stationnaire d'une tendance systématique de discontinuité.

Une approche similaire utilisée pour tester l'existence d'une racine unitaire dans la série des taux d'encadrement féminins produit des résultats analogues, y compris l'absence d'une corrélation sériale dans les résidus de la régression ADF et une valeur de probabilité pour les statistiques correspondantes de 0,003. Les résultats du test de la racine unitaire pour le taux d'encadrement féminin sont présentés au tableau B2 ci-dessous.

Tableau B1 : Résultats du test de la racine unitaire : Taux d'encadrement masculin (TPRM)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques T</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	0.0139	3.17 [0.003]***
Tendance	0.0003	3.18 [0.003]***
Discontinuité de dérive	0.0346	3.27 [0.003]***
Discontinuité de tendance	-0.0008	-3.42 [0.002]***
Taux d'encadrement masculin décalé d'une période (TPRM_1)	-0.4719	-3.11 [0.004]***
Variation du taux d'encadrement masculin décalé d'une période (DTPRM_1)	0.1598	0.790 [0.436]
Variation du taux d'encadrement masculin décalé de deux périodes (DTPRM_2)	0.1557	0.740 [0.495]
Nbre. d'obs: 38 R-carré = 0.726 F(6.31) = 13.71[0.000]*** Test AR(2) : F(2,29) = 1.2034 [0.3147]		

*** Significatif au niveau de 1%

Tableau B2 : Résultats du test de racine unitaire : Taux d'encadrement féminin (TPRF)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques T</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	0.0060	2.98 [0.006]***
Tendance	0.0002	2.98 [0.006]***
Discontinuité de dérive	0.0148	2.93 [0.006]***
Discontinuité de tendance	-0.0004	-3.11 [0.004]***
Taux d'encadrement féminin décalé d'une période (TPRF_1)	-0.2480	-2.98 [0.006]***
Variation du taux d'encadrement féminin décalé d'une période (DTPRF_1)	0.2074	0.908 [0.371]
Variation du taux d'encadrement féminin décalé de deux périodes (DTPRF_2)	0.3524	1.440 [0.159]
Nbre. d'obs : 38 R-carré = 0.678 F(6.31) = 10.89 [0.000]*** Test AR(2) : F(2,29) = 0.4396 [0.6485]		

*** Significatif au niveau de 1%

Les données relatives aux taux d'attrition sont disponibles pour une période similaire, bien que rien n'indique ici de discontinuités. Dans le cas de l'attrition des enseignantes, nous constatons qu'une

équation ADF avec deux décalages d'augmentation suffit à montrer l'absence de toute autocorrélation dans les résidus du test de régression. Un paramètre constant ou de dérive a une valeur de probabilité d'environ 0,11, de sorte qu'il est difficile d'éviter l'ambiguïté quant à sa signification. Si l'on estime que cela est important dans la régression ajustée (de sorte que la statistique-t de la valeur décalée de l'attrition des enseignantes dans la régression ajustée soit traitée comme issue de la distribution standard), la valeur de probabilité pour un test unilatéral de l'hypothèse d'un coefficient vrai égal à zéro est de 0,049. Il est évident qu'il n'existe pas ici d'induction décisive, mais le peu d'indices dont on dispose (augmentés d'autres vérifications informelles telles que les relevés de la structure d'autocorrélation des données) amène à penser que, tout bien considéré, cette variable doit être traitée comme stationnaire. Les résultats du test de la racine unitaire du taux féminin d'attrition sont présentés au tableau B3.

Dans le cas des taux d'attrition masculins (les résultats sont donnés au tableau B4), on voit apparaître une image analogue, bien que, comme l'on pouvait s'y attendre, on constate une tendance déterministe ajustée. La constante et la tendance ont à présent des valeurs de probabilité d'environ 0,12 et la variable du test une valeur de 0,02, à condition que les éléments déterministes se voient attribuer une valeur autre que zéro. Une fois encore, nous aurions tendance à traiter cette variable comme si elle était stationnaire pour la tendance déterministe. Cette interprétation des résultats permet, jusqu'à présent, de traiter les quatre variables dans un cadre similaire et d'éviter le recours à la méthodologie de cointégration avec les difficultés qui lui sont inhérentes, qu'il s'agisse de la faible dimension des échantillons ou de la présence potentielle de discontinuités.

Tableau B3 : Résultats du test de racine unitaire : Taux d'attrition féminin (WF)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques T</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	0.0214	1.66 [0.107]
Taux d'attrition féminin décalé d'une période (WF_1)	-0.2379	-1.70 [0.098]
Variation du taux d'attrition féminin décalé d'une période (DWF_1)	0.2215	1.22 [0.232]
Variation du taux d'attrition féminin décalé de deux périodes (DWF_2)	-0.0779	-0.407 [0.687]
Nbre. d'obs : 38 R-carré = 0.108 F(3,34) = 1.372 [0.268] Test AR(2) : F(2,32) = 1.1683 [0.3238]		

Tableau B4 : Résultats du test de racine unitaire : Taux d'attrition masculin (WM)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques T</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	0.0075	1.60 [0.119]
Tendance	0.0002	1.51 [0.141]
Taux d'attrition masculin décalé d'une période (WM_1)	-0.3150	-2.14 [0.040]**
Variation du taux d'attrition masculin décalé d'une période (DWM_1)	0.1263	0.717[0.478]
Variation du taux d'attrition masculin décalé de deux périodes (DWM_2)	-0.0819	-0.398 [0.693]
Nbre. d'obs: 38 R-carré = 0.177 F(3,33) = 1.652 [0.185] Test AR(2) : F(2,31) = 1.0681 [0.3560]		

** Significatif au niveau de 10%

Pour tester la troisième variable qui nous intéresse, c'est à dire, les REI masculins et féminins, les tableaux B5 et B6 présentent les résultats que nous avons obtenus à partir des régressions ADF.

Tableau B5 : Résultats du test de racine unitaire, Réservoir des enseignants inactifs de sexe masculin (PITM)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques T</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	3455.94	5.93 [0.000]***
Tendance	-65.6172	-0.401 [0.691]
Réservoir d'enseignants inactifs décalé d'une période (PITM_1)	0.0044	0.166 [0.869]
Variation du réservoir des enseignants inactifs décalé d'une période (DPITM_1)	0.6924	5.93 [0.000]***
Nbre. d'obs : 40 R-carré = 0.690 F(3,36) = 26.67 [0.000]*** Test AR(2) : F(2,34) = 1.6451 [0.2080]		

*** Significatif au niveau de 1%

En nous basant sur les résultats de la régression ADF du tableau B5, nous observons que le coefficient de notre variable PITM décalée est faible et que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle pour la présence d'une racine unitaire dans la série chronologique PITM. Une situation semblable est décelée dans les résultats de la régression ADF pour les données de la série chronologique concernant le

réservoir d'enseignantes inactives (PITF). Le tableau B6 ci-dessous présente les résultats du test de racine unitaire pour PITF.

Tableau B6 : Résultats du test de racine unitaire, Réservoir des enseignantes inactives (PITF)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques T [valeurs de probabilité]</i>
Constante	4287.53	1.08 [0.286]
Tendance	-49.0734	-0.245 [0.808]
Réservoir d'enseignantes inactives décalé d'une période (PITF_1)	-0.0025	-0.224 [0.824]
Variation du réservoir des enseignantes inactives décalé d'une période (DPITF_1)	0.8779	10.7 [0.000]***
Nbre. d'obs : 40 R-carré = 0.913 F(3,36) = 125.6 [0.000]** Test AR(2) : F(2,34) = 1.6184 [0.2131]		

*** Significatif au niveau de 1%

Alors que nous avons pu traiter TPRM, TPRF, WM et WF comme des variables stationnaires, c'est l'inverse qui s'applique à PITM et PITF. Ces deux dernières variables présentent des propriétés non stationnaires ou, en termes analogues, nous constatons que PITM et PITF sont I(1) dans la nature. Toutefois, nous n'avons pas l'intention de nous servir de PITM et de PITF comme variables dépendantes puisque nous nous intéressons à l'étude des influences que le cycle économique pourrait exercer sur les variations de ces variables. Bien que PITM et PITF soient non stationnaires, il est manifeste que les différences de ces variables peuvent être traitées comme stationnaires puisque ce sont celles que nous modélisons. Par conséquent, nous n'avons pour aucune des variables que nous modélisons besoin d'envisager la méthodologie de la cointégration.

Au moyen de la même approche, nous avons testé les autres variables de régression qui nous intéressaient et nous constatons qu'elles peuvent être considérées comme stationnaires; nous maintenons donc notre affirmation selon laquelle nous n'avons pas à prendre en compte la cointégration dans nos régressions effectuées avec les données intéressantes pour le Royaume-Uni.

Estimations et résultats obtenus en utilisant la série de données pour le Royaume-Uni

Nous estimons comme suit nos six variables de gauche dans un modèle dynamique :

$$TPRM = f(GDP95, UGM, RWM, TUD, LQ2AM)$$

$$TPRF = f(GDP95, UGF, RWF, FER, TUD, LQ2AF)$$

$$WM = f(GDP95, UGM, LRWM, TUD, LQ2AM)$$

$$WF = f(GDP95, UGF, LRWF, LFER, TUD, LQ2AF)$$

$$DPITM = f(GDP95, UGM, LRWM, TUD, LQ2AM)$$

$$DPITF = f(GDP95, UGF, LRWF, LFER, TUD, LQ2AF)$$

La définition des variables de droite est la suivante :

GDP95 est la croissance du PIB en valeur réelle (ajustée au moyen du déflateur de PIB 1995=100);

UGM et *UGF* représentent respectivement le chômage des diplômés et des diplômées;

RWM et *RWF* représentent les salaires relatifs pour les hommes et pour les femmes;

Q2AM et *Q2AF* sont les proportions de garçons et de filles qui sortent de l'école ayant passé avec succès 2 examens de niveau A. Ces variables sont des mesures de substitution de la qualité des enseignants et des enseignants virtuels. Les valeurs de décalage de ces variables sont utilisées pour tenir compte d'un éventuel effet retard sur la variable dépendante.

TUD représente la mesure de la densité syndicale parmi les enseignants du Royaume-Uni;

FER est une mesure de substitution de la fécondité des femmes au Royaume-Uni. Dans les équations portant sur l'attrition et le réservoir des enseignantes inactives, nous avons utilisé le taux de fécondité décalé d'une période pour tenir compte du fait que la décision de quitter un emploi est prise après la mise au monde d'un enfant.

L représente un facteur de décalage des variables individuelles et *D* représente l'usage de la variation des données.

L'annexe sur les données présente en détail la source et les mesures de toutes les variables disponibles dans notre série de données.

A partir des résultats des tests de racine unitaire, nous avons ajusté les données pour le Royaume-Uni dans un modèle autorégressif à retards échelonnés en utilisant une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Le tableau B7 présente les résultats de notre modèle estimé qui utilise le TPRM comme variable dépendante, tandis que le Tableau B8 montre l'estimation du modèle qui utilise le TPRF comme variable dépendante.

Par suite de la présence d'une discontinuité dans notre série chronologique de données sur le TPRM, nous avons inclus les deux variables fictives, ce qui permet une discontinuité de la dérive et de la tendance de notre série de données TPRM. Ces variables fictives sont similaires à celles dont nous sommes servis quand nous avons testé nos données pour vérifier la présence d'une racine unitaire. Les résultats montrent que les variables fictives de discontinuité sont significatives dans nos trois spécifications (au niveau de signification de 10% pour la colonne (1) et au niveau de signification de 1% pour les colonnes (2) et (3)).

A part la variable fictive de discontinuité, dans la colonne (1) du tableau B7, nous présentons les résultats qui utilisent toutes les variables indépendantes sauf TUD et Q2AM_2, tandis qu'à la colonne (2), les résultats ont été obtenus en incluant notre mesure de la densité syndicale (TUD) et notre mesure de substitution pour la qualité des enseignants (Q2AM_2). La colonne (3) montre le résultat d'un modèle qui inclut une valeur décalée des salaires relatifs, car nous souhaitons étudier la possibilité d'un effet retard des salaires relatifs sur les taux d'encadrement masculins au Royaume-Uni.

Tableau B7 : Modélisation du taux d'encadrement masculin (TPRM) au moyen de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

<i>Variable indépendante</i>	(1)	(2)	(3)
Constante	0.0105** (2.38)	0.0209*** (3.53)	0.0205*** (3.36)
Tendance	0.0002* (1.80)	0.0005*** (3.08)	0.0005*** (3.57)
Discontinuité de dérive	0.0231** (2.14)	0.0406*** (3.16)	0.0434*** (3.48)
Discontinuité de tendance	-0.0006** (-2.25)	-0.0010*** (-3.24)	-0.0010*** (-3.58)
Taux d'encadrement masculin décalé d'une période (TPRM_1)	0.7039*** (4.63)	0.4030** (2.14)	0.3464** (1.88)
Croissance du PIB en valeur réelle (GDP95) divisée par 100 000	3.9473 (0.682)	4.1920 (0.766)	2.9217 (0.562)
Salaires relatifs masculins (RWM)	-0.0011 (-0.453)	-0.0001 (-0.0513)	
Salaires relatifs masculins décalés de deux périodes (RWM_2)			0.0022 (0.881)
Chômage des diplômés de sexe masculin (UGM) divisé par 100 000	-0.6720 (-0.158)	1.4887 (0.321)	0.6561 (0.140)
Densité syndicale (TUD)		-0.0019* (1.73)	-0.0026* (-1.99)
Proportion des garçons sortis de l'école avec deux résultats positifs ou plus de niveau A décalée de deux périodes (Q2AM_2)		-0.0105* (-2.00)	-0.0102* (-1.91)
Nbre. d'obs.	41	41	39
R-carré	0.99	0.99	0.99
Test AR(2)	F(2,31)=0.41988	F(2,29)=0.21362	F(2,27)=0.38110

Note : les statistiques-t sont présentées entre parenthèses

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Pour modéliser la variable du taux d'encadrement féminin (TPRF), nous utilisons les mêmes variables que pour le taux d'encadrement masculin, et une variable supplémentaire, FER_1, le taux de fécondité féminine décalé d'une période. Le Tableau 8 donne les résultats de notre modélisation de l'estimation du taux d'encadrement féminin. La présentation du tableau des résultats pour le taux d'encadrement féminin est semblable à celle du tableau B7.

Tableau B8 : Modélisation du taux d'encadrement féminin (TPRF) au moyen de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

<i>Variable indépendante</i>	(1)	(2)	(3)
Constante	0.0140*** (4.02)	0.0142*** (3.92)	0.0150*** (3.35)
Tendance	5.0371 (0.732)	7.1924 (0.792)	9.0212 (1.09)
Discontinuité de dérive	0.0112* (1.99)	0.0114* (1.77)	0.0130** (2.15)
Discontinuité de tendance	-0.003** (-2.10)	-0.0003* (-1.88)	-0.0003** (-2.32)
Taux d'encadrement féminin décalé d'une période (TPRF_1)	0.7879*** (8.66)	0.7733*** (7.63)	0.7448*** (8.53)
Croissance du PIB en valeur réelle (GDP95) divisé par 100 000	-0.6267 (-0.137)	-0.7282 (-0.149)	-1.5977 (-0.325)
Salaires relatifs féminins (RWF)	-0.0015 (-0.900)	-0.0013 (-0.686)	
Salaires relatifs féminins décalés de deux périodes (RWF_2)			-0.0015 (-0.640)
Chômage des diplômées (UGF) divisé par 100 000	0.8763 (0.225)	0.5734 (0.120)	1.0829 (0.210)
Taux de fécondité (FER) divisé par 100 000	-4.7553** (-2.35)	-4.7407** (-2.19)	-4.2249 (-1.33)
Densité syndicale (TUD)		-0.0003 (-0.254)	-0.0002 (-0.165)
Proportion des filles sorties de l'école avec deux résultats positifs ou plus de niveau A décalée de deux périodes (Q2AF_2)		-0.0010 (-0.285)	-0.0017 (-0.458)
Nbre. d'obs.	41	41	39
R-carré	0.99	0.99	0.99
Test AR(2)	F(2,30)=0.64663	F(2,28)=0.73041	F(2,26)=0.34184

Note : les statistiques-t sont présentées entre parenthèses

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Les deux variables fictives représentant la discontinuité dans la série des données TPRF sont significatives comme celles trouvées dans le modèle du taux d'encadrement masculin. En ce qui concerne les principales variables étudiées, notre taux d'encadrement féminin semble donner des résultats plus faibles comme en témoignent les signes du coefficient attaché aux variables qui nous intéressent. Nous avons un signe négatif sur les variables GDP95 et RWF dans les trois modèles présentés au tableau B8. A part le signe inattendu, les variables ne sont pas significatives. On obtient aussi un effet non significatif entre le chômage des diplômées et le taux d'encadrement féminin.

Comme l'on pouvait s'y attendre, la fécondité a un rapport négatif avec notre taux d'encadrement féminin (plus le taux de fécondité est élevé, plus le taux d'encadrement féminin est faible car les enseignantes sont plus nombreuses à quitter le corps enseignant pour mettre au monde leurs enfants). Les résultats ne changent pas quand nous prenons en compte dans l'équation les variables de l'activité syndicale (TUD) et de la qualité des enseignantes (Q2AF_2), comme le montre la colonne (2) du tableau B8. Toutes choses étant égales par ailleurs, ces deux variables supplémentaires ont un rapport négatif avec le taux d'encadrement féminin et sont aussi non significatives.

Le tableau B9 présente les résultats du modèle autorégressif à retards échelonnés que nous avons appliqué avec le taux d'attrition masculin (WM) comme variable dépendante. Dans la première colonne, nous n'avons comme facteur de régression que les principales variables étudiées, tandis qu'à la colonne (2) nous incluons les variables habituelles de prise en compte de la densité syndicale et de la qualité des enseignants.

Tableau B9 : Modélisation du taux d'attrition masculin (WM) au moyen de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

<i>Variable indépendante</i>	(1)	(2)
Constante	-0.0201 (-0.731)	-0.0349 (-1.23)
Tendance	0.0007*** (3.15)	0.0006** (2.22)
Taux d'attrition masculin décalé d'une période (WM_1)	0.6851*** (6.33)	0.5868*** (4.53)
Chômage des diplômés de sexe masculin (UGM)	-0.0010** (-2.33)	-0.0017*** (-4.05)
Salaires relatifs masculins (RWM)	-0.0608** (-2.36)	-0.0502** (-2.23)
Salaires relatifs masculins décalés d'une période (RWM_1)	0.0547* (1.83)	0.0486* (1.78)
Salaires relatifs masculins décalés de deux périodes (RWM-2)	0.0321 (1.27)	0.0424* (1.77)
Croissance du PIB en valeur réelle (GDP95)	-0.0006 (-1.02)	-0.0009* (1.72)
Densité syndicale (TUD)		-0.0042 (-0.520)
Proportion des garçons sortis de l'école avec deux résultats positifs ou plus de niveau A décalée de deux périodes (Q2AM_2)		0.1309*** (3.42)
Nbre. d'obs.	38	38
R-carré	0.84	0.89
Test AR(2)	F(2,28)=0.016882	F(2,26)=0.45149

Note : les statistiques-t sont présentées entre parenthèses

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Le tableau B10 montre les résultats obtenus en utilisant les taux d'attrition des enseignantes comme variable dépendante. La présentation est la même que celle du tableau B9.

Tableau B10 : Modélisation du taux d'attrition féminin (WF) au moyen de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

<i>Variable indépendante</i>	(1)	(2)
Constante	0.0358* (1.84)	0.0568** (2.38)
Taux d'attrition féminin décalé d'une période (WF_1)	0.5360*** (3.77)	0.3771** (2.20)
Chômage des diplômées (UGF)	-0.0007 (-1.33)	-0.0011* (-1.86)
Salaires relatifs féminins (RWF)	-0.0287 (-1.31)	-0.0314 (-1.54)
Salaires relatifs féminins décalés d'une période (RWF_1)	0.0065 (0.262)	-0.0008 (-0.034)
Salaires relatifs féminins décalés de deux périodes (RWF-2)	0.0327 (1.45)	0.0380 (1.62)
Croissance du PIB en valeur réelle (GDP95)	-0.0007 (-1.25)	-0.0008 (-1.49)
Taux de fécondité décalé d'une période (FER_1)		0.0002 (0.784)
Densité syndicale (TUD)		-0.0162*** (-2.77)
Proportion des filles sorties de l'école avec deux résultats positifs ou plus de niveau A décalée de deux périodes (Q2AF_2)		0.0706** (2.09)
Nbre. d'obs.	38	38
R-carré	0.71	0.78
Test AR(2)	F(2,29)=1.7492	F(2,26)=2.3469

Note : les statistiques-t sont présentées entre parenthèses

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Tableau B11 : Modélisation de la variation du réservoir des enseignants inactifs de sexe masculin (DPITM) au moyen de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

<i>Variable indépendante</i>	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>
Constante	16707.0*** (4.85)	16860.0*** (6.19)
Tendance	-54.1754** (-2.31)	-72.4607*** (-2.81)
Variation du réservoir des enseignants inactifs décalée d'une période (DPITM_1)	0.5061*** (4.99)	0.4069*** (4.70)
Chômage des diplômés de sexe masculin (UGM)	-74.5337 (-1.47)	-185.460*** (-3.94)
Salaires relatifs masculins (RWM)	-11356.1*** (-4.00)	-10453.7*** (-4.53)
Croissance du PIB en valeur réelle (GDP95)	-34.9427 (-0.524)	-85.2435 (-1.58)
Densité syndicale (TUD)		-1212.99** (-1.89)
Proportion des garçons sortis de l'école avec deux résultats positifs ou plus de niveau A décalée de deux périodes (Q2AM_2)		19394.6*** (4.66)
Nbre. d'obs.	40	40
R-carré	0.80	0.88
Test AR(2)	F(2,32) = 0.71846	F(2,30) = 0.09928

Note : les statistiques-t sont présentées entre parenthèses

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Tableau B12 : Modélisation de la variation du réservoir des enseignantes inactives (DPITF)) au moyen de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

<i>Variable indépendante</i>	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>
Constante	44798.4*** (3.47)	38818.3** (2.72)
Tendance	-548.431*** (-3.58)	-441.307** (-2.35)
Variation du réservoir des enseignantes inactives décalée d'une période (DPITF_1)	0.6540*** (4.78)	0.6584*** (4.81)
Chômage des diplômées (UGF)	-109.244 (-0.655)	-72.8297 (-0.426)
Salaires relatifs féminins (RWF)	-16808.6*** (-3.01)	-16958.5*** (-3.04)
Croissance du PIB en valeur réelle (GDP95)	-4.47296 (-0.0303)	25.7805 (0.171)
Taux de fécondité décalé d'une période (FER_1)		65.7011 (0.988)
Densité syndicale (TUD)		519.562 (0.197)
Proportion des filles sorties de l'école avec deux résultats positifs ou plus de niveau A décalée de deux périodes (Q2AF_2)		15292.8 (1.37)
Nbre. d'obs.	38	38
R-carré	0.94	0.94
Test AR(2)	F(2,28) = 2.1470	F(2,27) = 2.0157

Note : les statistiques-t sont présentées entre parenthèses

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Dans cette section, nous décrivons en détail comment nous avons tenté d'appliquer un modèle dynamique à l'examen du rapport entre le cycle économique et l'offre d'enseignants au Royaume-Uni. Nous avons mesuré l'offre d'enseignants en nous servant de trois variables, à savoir, le taux d'encadrement, les taux d'attrition et la variation du réservoir des enseignants inactifs, et ventilé ces variables par sexe. Pour mesurer la situation de l'économie, nous avons utilisé comme variables de droite ou variables indépendantes la croissance du PIB en valeur réelle et le chômage des diplômés.

Pour récapituler nos résultats, notre modèle autorégressif à retards échelonnés qui utilise la méthode d'estimation par MCO montre que la relation est inexistante entre le cycle économique et l'offre d'enseignants (mesurée par la variable du taux d'encadrement). La croissance du PIB en valeur réelle et le chômage des diplômés semblent non significatifs dans toutes nos estimations et l'ampleur de l'impact est si faible qu'il est difficile d'établir un rapport prospectif entre les taux d'encadrement et les deux variables. Pour les enseignantes, le taux de fécondité semble être un facteur significatif qui agit

sur les taux d'encadrement féminins. A mesure que la fécondité augmente, elle a, comme prévu, un effet adverse sur le taux d'encadrement féminin.

Quand nous étendons notre analyse aux taux masculins et féminins d'attrition, les résultats sont aussi quelque peu décourageants; en effet, seules les régressions du taux d'attrition masculin font apparaître un rapport significatif entre nos mesures de la situation économique et l'offre d'enseignants. Les taux masculins d'attrition semblent avoir un rapport significatif avec le chômage des diplômés de sexe masculin, les salaires relatifs masculins, la croissance du PIB en valeur réelle et la qualité des enseignants, le tout représenté par la proportion des jeunes qui sortent de l'école avec deux résultats de niveau A. Le RWM significatif que l'on trouve dans les résultats des taux masculins d'attrition, mais pas des taux féminins, paraît aller dans le sens des indices tirés des données transversales (voir Dolton et Mavromaras, 1994), selon lesquelles les hommes sont plus enclins que les femmes à être influencés par les salaires. La signification des variables relatives au chômage des diplômés de sexe masculin et de la croissance du PIB en valeur réelle est estompée par la faible ampleur obtenue pour le coefficient des deux variables qui nous intéressent.

Quand nous utilisons le DPIT ventilé par sexe, soit DPITM pour les hommes et DPITF pour les femmes comme variable dépendante dans notre régression, nous obtenons des résultats similaires où les équations concernant les hommes paraissent présenter plus de variables significatives que celles qui concernent les femmes. Dans les régressions masculines, toutes les variables sont significatives, notamment quand nous prenons en compte la densité syndicale et la qualité des enseignants. Les variations du PIT masculin sont négativement affectées par la croissance du PIB en valeur réelle (GDP95), le chômage des diplômés de sexe masculin (UGM), les salaires relatifs (RWM) et les activités syndicales (TUD). La qualité des enseignants (Q2AM-2) a un rapport positif et significatif avec le DPITM, ce qui pose une fois de plus la question de la probabilité plus forte de voir les enseignants ayant obtenu de meilleures notes aux examens quitter le corps enseignant.

A partir des régressions du PIT pour les enseignantes, nous n'avons trouvé de rapport significatif qu'entre DPITF et RWF. Cela montre que les questions de salaire importent aux enseignantes quand elles doivent prendre la décision de quitter l'enseignement à plus long terme. La fécondité n'a pas d'influence significative sur le DPITF, alors que dans les résultats du taux d'encadrement féminin, la fécondité a un effet adverse et significatif sur le TPRF. Cette observation pourrait signifier qu'il existe une différence entre facteurs qui affecte la décision des femmes de quitter le corps enseignant à court terme (éventuellement pour assumer leurs responsabilités familiales) ou à long terme. Tous les résultats obtenus restent similaires, même quand nous remplaçons notre mesure du cycle économique (croissance du PIB en valeur réelle) par la variable fictive calculée qui signale les périodes d'expansion et de contraction de l'économie au Royaume-Uni.

Annexe C : Modélisation économétrique, résultats pour les Etats-Unis

Dans cette section, nous décrivons les résultats de l'analyse effectuée au moyen des données sur les Etats-Unis. Après l'inspection de l'intégration des données pour le Royaume-Uni, nous soumettons les données américaines aux mêmes tests de racine unitaire. Il convient de noter que la série chronologique dont nous disposons pour les Etats-Unis couvre une période plus courte que celle du Royaume-Uni. Il faut donc faire preuve de prudence en examinant les résultats des tests de racine unitaire pour les Etats-Unis. Comme nous l'avons vu précédemment, les tests de racine unitaire reposent sur des considérations asymptotiques et, ne disposant que d'une série de données qui va d'environ 1970 à 2000 pour procéder à l'estimation des données américaines, nous sommes confrontés à un échantillon de très petite dimension pour faire une analyse de séries chronologiques. Il n'existe pas pour les données des Etats-Unis de ventilation par sexe ce qui nous oblige à traiter cette partie du rapport au niveau global.

Les données que nous utilisons pour procéder à la modélisation économétrique pour les Etats-Unis sont présentées dans les graphiques ci-dessous. La figure 29 montre la tendance du taux d'encadrement, TPRTOT, aux Etats-Unis entre 1965 et 2000, tandis que la figure 30 montre les autres variables dont nous nous servons pour notre modélisation économétrique.

Figure C1 : Taux d'encadrement aux Etats-Unis, TPRTOT, 1965-2000

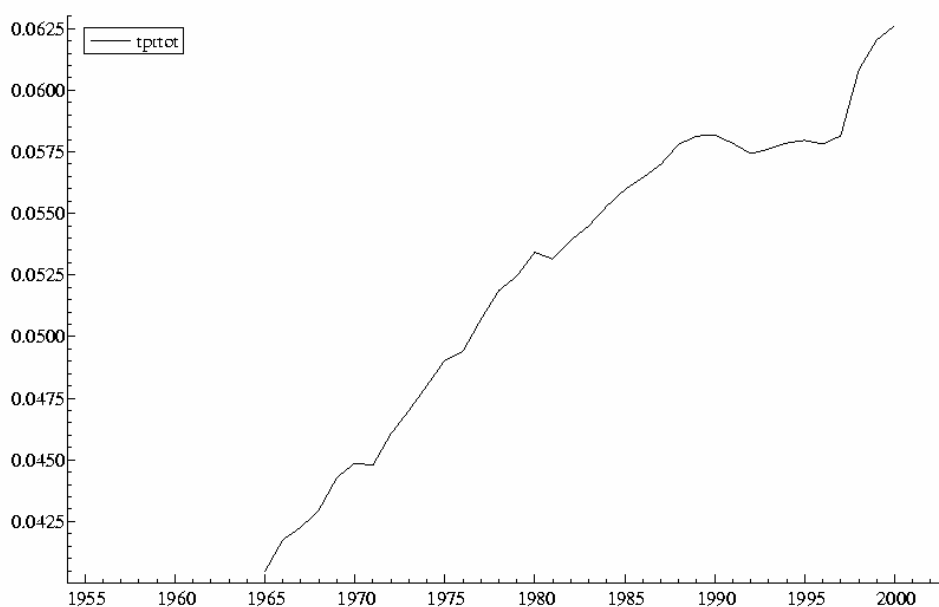


Figure C2 : Salaires relatifs aux Etats-Unis, 1960-2000



Figure C3 : Chômage des diplômés aux Etats-Unis, 1970-2000

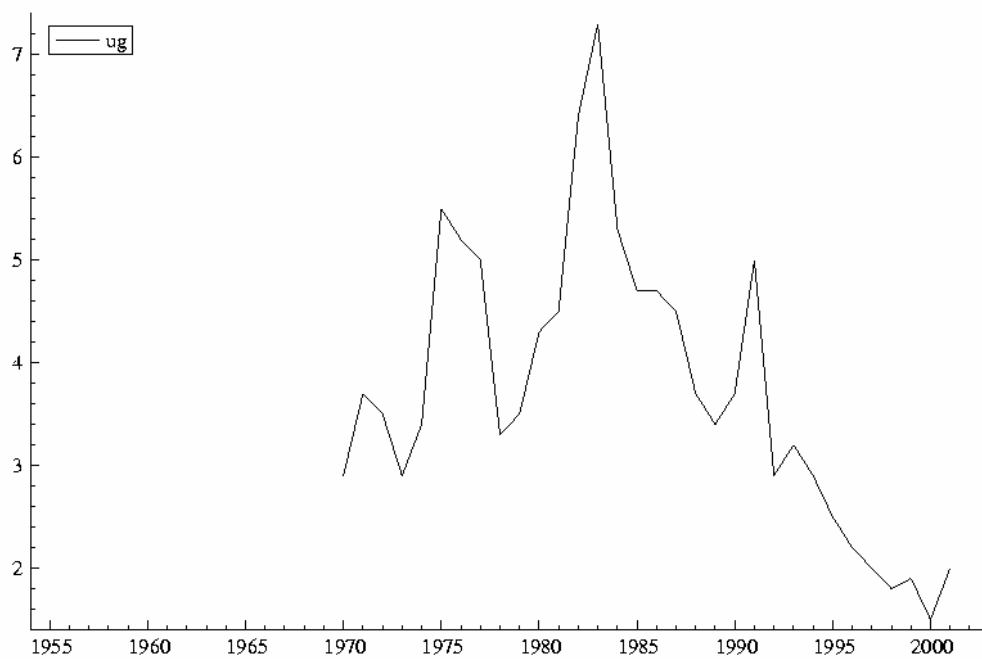


Figure C4 : Croissance du PIB en valeur réelle aux Etats-Unis, 1960-2000

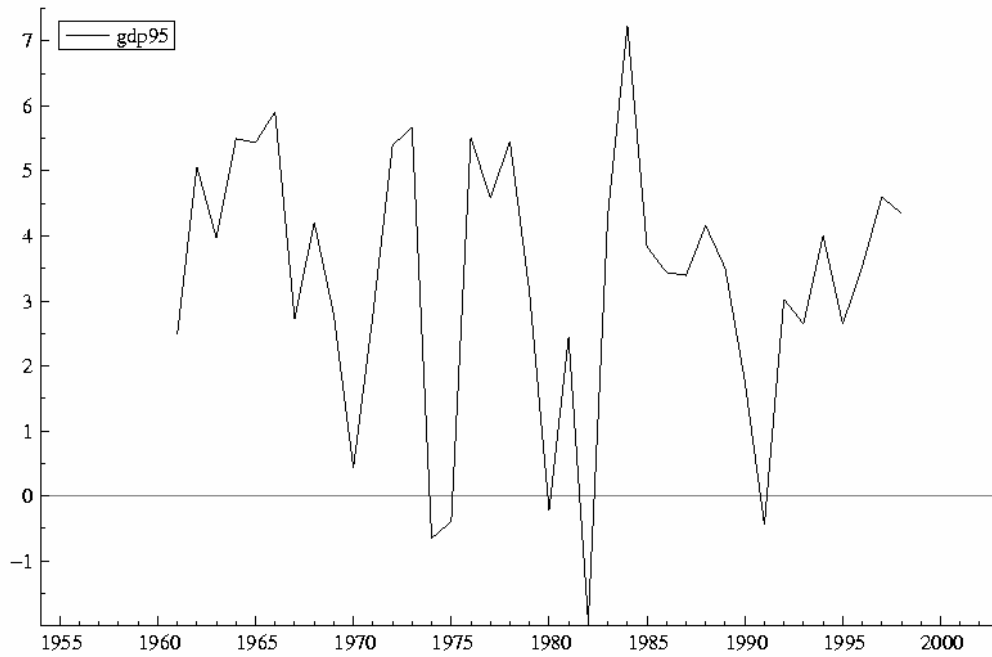
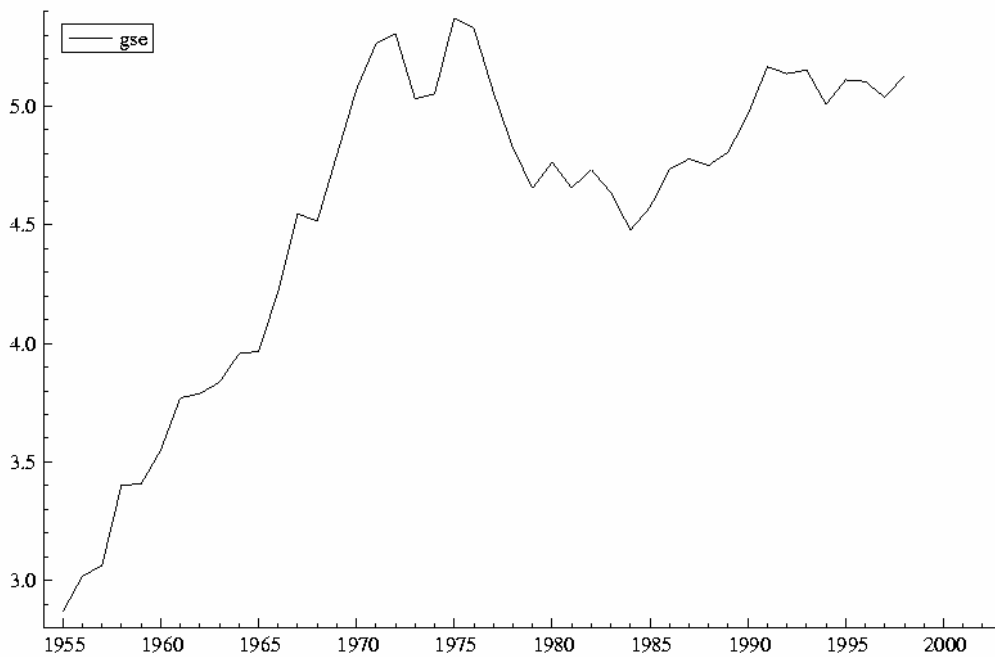


Figure C5 : Dépenses publiques d'éducation aux Etats-Unis, 1955-2000



Du point de vue graphique, les variables ci-dessus semblent indiquer des propriétés stationnaires (notamment celles de la croissance du PIB en valeur réelle (GDP95_USA) et du chômage des diplômés (UG_USA). Bien que les parties antérieures des salaires relatifs (RW_USA) semblent indiquer une tendance aléatoire, les sections plus tardives de cette série paraissent montrer un mouvement assez systématique. Pour identifier les propriétés d'intégration de ces variables, nous appliquons le test ADF à chacune d'entre elles. Les variables testées sont le taux d'encadrement total (TPRTOT), le chômage des diplômés (UG_USA), la croissance du PIB en valeur réelle (GDP95_USA), les salaires relatifs (RW_USA) et les dépenses consacrées à l'éducation par l'administration américaine (GSE_USA).

Le tableau C1 présente les résultats de la régression ADF pour le taux d'encadrement dans la série de données pour les Etats-Unis. La régression ADF avec un décalage supplémentaire produit des résidus qui n'ont aucune autocorrélation évidente. Bien que la constante soit significative au niveau de 10%, la variable de tendance est non significative.

Tableau C1 : Résultats du test de racine unique, Taux d'encadrement aux Etats-Unis (TPRTOT)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques-t [valeurs de probabilité]</i>
Constante	0.0049	1.961[0.059]*
Tendance	0.0006	1.491 [0.146]
Taux d'encadrement décalé d'une période (TPRTOT_1)	-0.1177	-1.714 [0.097]*
Variation du taux d'encadrement décalée d'une période (DTPRTOT_1)	0.2753	1.634[0.113]
Nbre. d'obs. : 34 R-carré = 0.17 F(3,30) = 2.0045 [0.135] Test AR(2) : F(2,28) = 0.086064 [0.9178]		

* Significatif au niveau de 10%

Si nous estimons que la tendance est importante dans la régression ajustée, les statistiques-t pour le TPRTOT décalé peuvent être examinées au moyen de la distribution normale standard. La valeur de probabilité pour un test unilatéral de l'hypothèse selon laquelle le coefficient vrai est nul est égale à 0,049. Au vu de ces résultats, nous estimons que la variable TPRTOT doit être traitée comme stationnaire.

Tableau C2 : Test de la racine unitaire, chômage des diplômés aux Etats-Unis (UG_USA)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques-t</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	2.6311	2.30 [0.030]**
Tendance	-0.0419	-1.85 [0.076]*
Chômage des diplômés décalé d'une période (UG_USA_1)	-0.3498	-2.27 [0.032]**
Variation du chômage des diplômés décalé d'une période (DUG_USA_1)	0.1007	0.521 [0.607]
Nbre. d'obs. : 29 R-carré = 0.195 F(3,25) = 2.017 [0.137] Test AR(1) : F(2,23) = 0.60702 [0.5535]		

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

A partir des résultats de la régression ADF pour le chômage des diplômés aux Etats-Unis, tels qu'ils apparaissent au tableau C2, nous constatons que la dérive et la tendance sont toutes deux significatives aux niveaux 5 et 10 respectivement. Le tableau des résultats montre que l'interprétation des statistiques-t pour la variable du chômage des diplômés décalé (UG_USA_1) peut être faite en utilisant la distribution normale standard. Il est assez clair que nous pouvons traiter UG_USA comme une variable stationnaire basée sur les résultats ci-dessus.

Comme le laissait prévoir le relevé des données sur la croissance du PIB en valeur réelle, la variable de la croissance du PIB en valeur réelle dans notre série de données pour les Etats-Unis est stationnaire. Les résultats de la régression ADF sur GDP95_USA (Tableau 16) confirment la propriété d'intégration de cette variable, à savoir qu'elle est stationnaire. La variable de tendance n'est pas significative dans la régression ADF et, sur cette base, nous utilisons les tableaux DF pour chercher à savoir si la variable de la croissance en valeur réelle pour les Etats-Unis est ou non stationnaire. Dans les tableaux DF, la valeur critique est -3,5386. La statistique-t obtenue à partir de notre variable GDP95_USA est de -4,7094, ce qui nous a permis par la suite de rejeter l'hypothèse selon laquelle GDP95_USA est intégrée d'ordre 1 (non stationnaire).

Tableau C3 : Résultats du test de racine unitaire, Croissance du PIB en valeur réelle aux Etats-Unis (GDP95_USA)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques-t</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	4.0039	3.03 [0.005]***
Tendance	-0.0248	-0.730 [0.470]
Croissance du PIB en valeur réelle décalée d'une période (GDP95_USA_1)	-1.0198	-4.71[0.000]***
Variation de la croissance du PIB en valeur réelle décalée d'une période (DGDP95_USA_1)	0.2860	1.68 [0.102]
Nbre. d'obs. : 36 R-carré = 0.442 F(3,32) = 8.461 [0.000]*** Test AR(2) : F(2,30)=1.0568 [0.3601]		

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Tableau C4 : Résultats du test de racine unitaire, Salaires relatifs des enseignants aux Etats-Unis (RW_USA)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques-t</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	0.1514	1.90 [0.066]*
Salaires relatifs décalés d'une période (RW_USA_1)	-0.1334	-1.91[0.065]*
Variation des salaires relatifs décalés d'une période (DRW_USA_1)	0.1169	0.774 [0.444]
Variation des salaires relatifs décalée de deux périodes (DRW_USA_2)	0.3712	2.41 [0.021]**
Nbre d'obs. : 38 R-carré = 0.197 F(3,34) = 2.786 [0.056]* Test AR(2) : F(2,32) = 0.58474 [0.5631]		

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

Les données de la série chronologique pour les salaires relatifs sont aussi stationnaires d'après le résultat de la régression ADF que nous présentons au tableau C4. La dérive ou constante de la régression est significative et nous pensons que ce coefficient est non nul, ce qui permet d'utiliser la distribution normale standard des statistiques-t pour examiner les propriétés d'intégration de cette variable. Selon le test unilatéral de la valeur de probabilité obtenue (0,037) pour la variable des

salaires relatifs décalés, nous trouvons que la variable RW de la série de données pour les Etats-Unis est stationnaire.

Tableau C5 : Résultats du test de racine unitaire, Dépenses publiques d'éducation aux Etats-Unis (GSE_USA)

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Statistiques-t</i> <i>[valeurs de probabilité]</i>
Constante	0.4516	2.66 [0.011]**
Dépenses publiques d'éducation décalées d'une période (GSE_USA_1)	-0.0895	-2.46 [0.018]*
Variation des dépenses publiques d'éducation décalées d'une période (DGSE_USA_1)	0.1626	1.11 [0.275]
Nbre. d'obs. : 42 R-carré = 0.181 F(2,39) = 4.323 [0.020]** Test AR(2) : F(2,37) = 0.97238 [0.3876]		

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

Le tableau C5 rend compte des résultats de la régression ADF pour GSE_USA, les dépenses publiques d'éducation aux Etats-Unis. La dérive ou constante est significative au niveau de 5% de signification. Si l'on regarde les statistiques-t pour la variable décalée GSE, il semble raisonnable de traiter GSE_USA comme stationnaire.

Au vu des résultats du test de racine unitaire utilisant la régression ADF, nous constatons que nous pouvons traiter toutes les variables pour les Etats-Unis comme stationnaires, ce qui nous permet d'effectuer la régression pour les Etats-Unis sans avoir à prendre en compte la méthodologie de co-intégration. Le modèle dynamique de l'offre d'enseignants et de cycle économique pour les Etats-Unis peut s'exprimer par l'équation suivante, tandis que les résultats de cette régression sont calculés au tableau C6 :

$$TPRTOT = \alpha + \beta_1 TPRTOT_{t-1} + \beta_2 GDP95_USA + \beta_3 RW_USA + \beta_4 UG_USA + \beta_5 GSE_USA + \varepsilon_t$$

La colonne (1) du tableau C6 montre la régression effectuée uniquement avec les principales variables étudiées, c'est à dire, le taux d'encadrement décalé d'une période, la croissance du PIB en valeur réelle, les salaires relatifs et le chômage des diplômés. La colonne (2) présente en outre les dépenses publiques d'éducation.

Tableau C6 : Modélisation du taux d'encadrement total aux Etats-Unis (TPRTOT) au moyen d'une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires

<i>Variable indépendante</i>	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>
Constante	0.0143*** (3.16)	0.0146** (2.03)
Tendance	0.0001 (1.46)	0.0001 (1.13)
Taux d'encadrement total décalé d'une période (TPRTOT_1)	0.8503*** (8.98)	0.8448*** (6.04)
Croissance du PIB en valeur réelle aux USA (GDP95_USA) divisée par 100 000	4.0658 (0.833)	3.9789 (0.760)
Salaires relatifs (RW_USA)	-0.0071** (-2.68)	-0.0070** (-2.04)
Chômage des diplômés (UG_USA) divisé par 100 000	-3.7185 (-0.313)	-3.5302 (-0.280)
Dépenses publiques d'éducation (GSE_USA)		-4.4701 (-0.054)
Nbre. d'obs.	29	29
R-carré	0.99	0.99
Test AR(2)	F(2,21) = 0.0114	F(2,20) = 0.0141

Note : Les statistiques-t sont présentées entre parenthèses

* Significatif au niveau de 10%

** Significatif au niveau de 5%

*** Significatif au niveau de 1%

Annexe D : Définition des données

Dans la série de données pour le Royaume-Uni

Chiffre global du chômage (UA)

Le chiffre global du chômage au Royaume-Uni définit le taux de chômage fondé sur le nombre des demandeurs d'emploi en pourcentage de la population active totale estimée. Les données ont été rassemblées dans l'Annual Abstract of Statistics.

Attritions (W)

Il s'agit du taux d'attrition des enseignants ou du taux de ceux qui quittent le corps enseignant. Les données sur l'attrition que nous avons utilisées concernent les personnes de moins de 60 ans. Les variables WM et WF se réfèrent aux taux d'attrition des enseignants et enseignantes de moins de 60 ans. Les chiffres de l'attrition et le nombre d'enseignants de sexe masculin et féminin proviennent des Statistics of Education, Teachers' Volumes, DES/DfES .

Variables fictives

dumNC - Il s'agit d'une variable fictive représentant les années au cours desquelles le National Curriculum (programme scolaire national) a été imposé dans le système éducatif (DfES, 2002). Le National Curriculum a été instauré en 1988 et mis en œuvre au cours de l'année suivante. Nous utilisons donc la variable fictive 1 pour les années 1989-2000.

dumH et dumC - Variables fictives pour les années du Rapport Houghton sur les rémunérations des enseignants en 1974 et du Rapport Clegg en 1980, décalées d'une période pour que les effets s'en fassent sentir sur les salaires.

Dépenses d'éducation en pourcentage du PIB (GSE)

Les données sur le PIB ont été tirées du site Internet de l'ONS (cité dans notre explication du Produit intérieur brut) tandis que les données sur les dépenses d'éducation proviennent du Annual Abstract of Statistics.

Demande excédentaire d'enseignants (EX)

La demande excédentaire se calcule en prenant le total de la demande modifiée d'enseignants moins l'offre d'enseignants décrite ci-dessus. Nous disposons de cette mesure pour les enseignants du primaire (*EXPRI*). Cependant, pour le sous-groupe des enseignants du secondaire, il n'a pas été possible de calculer la demande modifiée. Pour ce faire, il aurait fallu une ventilation de l'enseignement secondaire (nous aurions dû être en mesure d'identifier le nombre des enseignants selon qu'ils enseignaient les élèves âgés de moins et de plus de 16 ans).

Dépense par étudiant de l'enseignement supérieur (HE) provenant des pouvoirs publics (EPS)

Les données concernant les dépenses de l'enseignement supérieur (HE) sont tirées des diverses éditions des Statistics of Education : Volume 5 on Finance and Awards. Les dépenses d'enseignement supérieur comprennent les dépenses consacrées aux universités, à l'enseignement complémentaire et à la formation des enseignants. Les données correspondant aux années 1994 et suivantes sont tirées de la publication du DfES : Education and Training expenditure since 1988/89, 1989/90, 1990/91 and 1991/92. Les données que nous utilisons sont présentées en valeur réelle (d'après les prix de janvier 1987).

Fécondité des femmes (FER)

Les taux de fécondité des femmes sont extraits de l'Annual Abstract of Statistics Les taux utilisés sont les taux pour 1 000 femmes âgées de 15 à 44 ans.

Chômage des diplômés (UG)

La série des données sur le chômage des diplômés est calculée au moyen de données tirées d'une publication annuelle de l'University Grants Committee sous les titres suivants : First Employment of University Graduates (1961-1970), First Destination of University Graduates (1971-1978), Details of First Destination of University Graduates for 1979-1980 et, pour les autres années entre 1981 et 2000, les données pertinentes se trouvent dans le Volume 2 de University Statistics : First Destinations of University Graduates, publié par les Universities' Statistical Records pour le compte de l'University Grants Committee; au cours des 5 dernières années, la publication des statistiques universitaires a été prise en main par la Higher Education Statistics Agency (HESA). La mesure du chômage des diplômés suit la définition utilisée dans Johnes *et al.* (1987), comme suit :

$$ug = \frac{UNEMP + TEMPJOB}{GRADS - UNAVAIL - UNKNOWNNS}$$

où

ug = chômage des diplômés

UNEMP = diplômés dont on pense qu'ils sont au chômage

TEMPJOB = diplômés qui occupent des emplois de courte durée

UNAVAIL = diplômés non disponibles pour l'emploi

GRADS = total des diplômés

UNKNOWNNS = diplômés pour lesquels aucune information n'est disponible.

Le chômage des diplômés et diplômées est mesuré en utilisant des données de même provenance et de même définition.

Produit intérieur brut (PIB)

Cette définition mesure la croissance du PIB du Royaume-Uni et provient du site Internet de l'ONS : <http://www.statistics.gov.uk/statbase/tsdataset.asp?vlnk=205>

Nouveaux entrants dans le corps enseignant (E)

On entend par Nouveaux entrants dans le corps enseignant ceux qui n'ont aucune expérience pédagogique préalable dans les secteurs de l'enseignement financés, aidés ou subventionnés par les fonds publics. Cette série de donnée est tirée des Statistics of Education : Teachers in England and Wales du DES/DfES. Cette série de données a été rassemblée pour les hommes et les femmes à partir de la même source.

Taux de fréquentation de l'enseignement supérieur (PAR)

Le taux de fréquentation de l'enseignement supérieur (HE) mesure la proportion de la population du Royaume-Uni âgée de 15 à 19 ans (*Source : Annual Abstract of Statistics*) dans l'enseignement supérieur. Il s'agit ici de tous les étudiants qui fréquentent la première année des universités, de l'enseignement complémentaire et de la formation des enseignants. Les étudiants de l'enseignement complémentaire sont tous ceux qui suivent les cursus dispensés par les collèges et les établissements d'enseignement complémentaire. La définition des étudiants de l'enseignement supérieur suit celle qui est utilisée dans le Rapport Robbins (1963) sur l'enseignement supérieur au Royaume-Uni. Dans la compilation des étudiants de l'enseignement complémentaire, une réserve s'applique aux données recueillies à partir de 1981. Dans ces chiffres, les étudiants étrangers sont inclus et ont ensuite été supprimés pour faire en sorte que la série soit cohérente. Par conséquent, pour les années pendant lesquelles la composante des étudiants étrangers est comptée, nous sommes partis du principe que 30% des garçons suivant l'enseignement complémentaire et 23% des filles venaient de l'étranger. Les données sont extraites du Volume 6 des Statistics of Education on Universities (publication du DES) pour les chiffres concernant les étudiants de l'université, et de la publications postérieure de l'HESA sur les étudiants de l'enseignement supérieur à partir de 1994. Pour ce qui est des étudiants de l'enseignement complémentaire et de la formation des enseignants, nous avons trouvé ces chiffres respectivement dans les Volumes 3 et 4 des Statistics of Education du DES/DfES.

Réservoir des enseignants inactifs (REI)

Cette variable tente de recenser ceux qui sont qualifiés pour enseigner mais n'enseignent pas pendant une année donnée. Nous avons dû poser quelques hypothèses en utilisant les données disponibles pour dériver cette variable. La mesure du REI se définit comme suit :

$$PIT_{(t)} = PIT_{(t-1)} + ITT - NT - RET + W<60$$

où

ITT représente ceux qui terminent leur formation pédagogique

NT représente les enseignants formés qui n'entrent pas dans l'enseignement

RET représente ceux qui font partie du REI et atteignent l'âge de la retraite

W<60 représente ceux qui quittent l'enseignement avant l'âge de 60 ans.

Les données sur le REI ne sont disponibles que pour la période de 1959 à 2000. Pour les établir, nous avons supposé que le REI global pour 1959 se composait de ceux qui avaient quitté le corps enseignant et avaient moins de 60 ans (c'est à dire W<60) en 1959. Le REI pour les années suivantes est calculé au moyen de la formule présentée plus haut. Les estimations du taux des départs à la retraite et du taux d'entrée dans l'enseignement d'enseignants nouvellement formés sont tirées du rapport de la Chambre des Communes. Nous avons postulé un taux de départ à la retraite de 1,9% entre 1959 et 1989. A partir de 1990, le taux de départ à la retraite est de 2,6%, comme le montre un rapport spécial établi par l'Education and Employment Committee de la Chambre des Communes (1997). Le taux d'entrée dans l'enseignement des enseignants nouvellement formés dès la fin de leur cursus de formation initiale, est estimé à 80%. On note dans le rapport "*Sur ceux qui acquièrent une qualification, 80% occupent un poste dans l'enseignement, soit immédiatement, soit plus tard*". Le REI pour les hommes (PITM) et les femmes (PITF) peut être déterminé de la même manière. A noter à propos de l'estimation des réservoirs d'enseignants et d'enseignantes inactifs que nous ne sommes pas en mesure de distinguer par sexe le taux de départ à la retraite et le taux d'entrée dans le corps enseignant.

Réservoir des enseignants récupérables (PRT)

Le réservoir des enseignants récupérables (RER) contient les enseignants qui ont quitté l'enseignement, et qui sont aussi susceptibles d'être incités à y revenir.

Pour estimer cette variable, le RER masculin est considéré comme un flux dans lequel chaque année est traitée séparément; une fois que les hommes ont quitté l'enseignement l'année précédente, ils ont peu de chances de revenir. Par ailleurs les enseignantes du RER constituent un stock et celles qui ont quitté la profession l'année, ou les années, suivante(s) peuvent être incitées à y revenir à un moment quelconque.

Pour calculer le RER des enseignants de sexe masculin, nous avons appliqué le raisonnement et le postulat suivants : si le nombre d'hommes qui réussissent la formation initiale des enseignants est supérieur au nombre d'hommes qui entrent dans le corps enseignant, nous utilisons l'attrition des hommes de moins de 60 ans plus le nombre d'hommes qui entrent dans le corps enseignant pour

induire la variation du RER pour cette année; autrement, nous supposons que la variation du RER masculin est nulle. Cela signifie que s'il y a plus d'hommes qualifiés que de nouveaux entrants dans la profession enseignante, nous supposons que le nombre des hommes qui peuvent être incités à réintégrer la profession est égal à ceux qui partent, plus ceux sont entrés dans l'enseignement cette année en particulier.

Dans le cas des enseignantes, le calcul du RER féminin contient le stock du RER des femmes pour l'année précédente + les femmes âgées de 25 à 34 ans qui ne réintégreront pas l'enseignement après l'avoir quitté (nous avons supposé que 55% des femmes de cette tranche d'âge partent et semblent peu susceptibles de revenir) - celles qui, dans ce stock, prennent leur retraite - celles qui entrent dans le corps enseignant immédiatement ou à un moment quelconque après avoir achevé leur programme de formation initiale (comme nous l'avons noté dans les calculs du REI, représentent 80% de celles qui achèvent leur formation initiale. On calcule les 55% de femmes qui ne semblent pas devoir revenir en se fondant sur la proportion des ré-entrantes dans le nombre moyen des attritions féminines (à moins de 60 ans) dans notre série de données. Le RER total représente la somme du RER masculin et du RER féminin.

Proportion des diplômés titulaires de diplômes de première classe ou de diplômes 2:1 (QD1 et QD21)

Cette variable représente le pourcentage de ceux qui ont obtenu un diplôme avec la mention de First Class Honours sur le nombre total de titulaires d'un diplôme de première classe à la fin de l'année universitaire. De même, la proportion des diplômés titulaires de diplômes 2:1 comprend ceux qui ont achevé leur diplôme avec la mention Second Upper Honours sur le nombre total de titulaires d'un premier diplôme. Les données sont tirées des diverses publications sur les statistiques de l'enseignement supérieur au Royaume-Uni, à savoir les DES Statistics of Education : Volume 6 on Universities, les statistiques de l'enseignement supérieur publiées par le University Central Council on Admissions et le rapport du HESA intitulé First Destination of University Graduates.

Proportion des jeunes sortis de l'école qui obtiennent leur diplôme trois ans plus tard (SLG)

Il s'agit d'une des rares variables utilisées pour mesurer la qualité des enseignants éventuels dans ce rapport. La formule utilisée pour calculer cette mesure de substitution est la suivante :

$$slg = \frac{\text{nombre de titulaires d'un premier diplôme}_{(t)}}{\text{nombre de jeunes qui sortent de l'école}_{(t-3)}}$$

Proportion de jeunes qui sortent de l'école avec deux résultats positifs de niveau A (Q2A)

Le nombre des jeunes qui sortent de l'école avec deux réussites ou plus de niveau A peut provenir de sources diverses - principalement des Statistics of Education : Volume 2 on School Leavers GCE and

CSE. Quand ce volume a cessé de paraître, nous avons extrait les données des Statistics on Education, UK, compilées par le DES. Les données pour les années 1954 à 1961 ont été tirées du Rapport Robbins (annexe 1, page 112). Pour les années ultérieures (1996-2000), les données viennent des GCSE/GNVQ and GCE A/AS/VCE/Advanced GNVQ Examination Results du DES. Les proportions sont ensuite mesurées en prenant le nombre de jeunes sortis de l'école avec deux ou plus examens de niveau A divisé par le nombre total des jeunes sortis de l'école. Il convient de noter ici que la population des jeunes sortis de l'école a cessé d'être notifiée à partir de 1991; pour les années manquantes, les pourcentages de ceux qui avaient passé avec succès deux examens de niveau A ou plus se fondent sur la population totale âgée de 17 ans.

Proportion des enseignants titulaires de diplômes (QTG)

La série de données relatives aux enseignants titulaires de diplômes est extraite de la publication annuelle du DES/DfES sur les enseignants (Statistics of Education : Teachers in England and Wales).

Embauche d'enseignants qui réintègrent le corps enseignant (R)

Il s'agit des ré-entrants dans l'enseignement et les données sont tirées des Statistics of Education du DES/DfES : Teachers in England and Wales. Les ré-entrants sont des enseignants qui ont déjà servi dans tout secteur de l'enseignement financé, assisté ou subventionné par les fonds publics mais qui n'étaient pas en poste dans ce secteur au début de l'année. Les ré-entrants ventilés par sexe sont aussi extraits de la même publication.

Salaires relatifs des enseignants/non enseignants (RW)

Les données sur la rémunération des enseignants est extraite de la série des publications du DES/DfES sur les enseignants (Statistics of Education : Teachers in England and Wales). Pour les salaires des non enseignants, nous avons utilisé l'information recueillie dans la New Earnings Survey (Source : *Employment Gazette for the non-manual earnings index for the earlier years, 1959-1967 and Part E of the New Earning Survey publications*) pour les travailleurs non manuels, afin de mesurer les salaires des non enseignants. La mesure des salaires relatifs est calculée en se fondant sur les salaires réels (janvier 1987=100) des enseignants et des travailleurs non manuels. Les salaires relatifs sont aussi calculés séparément pour les hommes et les femmes.

Bourses allouées aux étudiants dans l'enseignement supérieur (GHE)

Il s'agit des bourses d'entretien (à l'exclusion des droits d'inscription ou d'étude) allouées aux étudiants préparant un premier diplôme dans les universités et les établissements d'enseignement complémentaire. Elles comprennent les contributions estimées (des parents, conjoints, étudiants) et l'élément fourni par les LEA (autorités locales de l'enseignement). Ce taux correspond à chaque année universitaire et est extrait des tableaux 6 ou 7 des Statistics of Education du DES/DfES : Volume 5 on

Finance and Awards. Pour les années 1961-1974, la subvention est calculée en ajoutant le montant total de l'entretien par les parents/étudiants à l'apport des LEA et en divisant ensuite par le nombre d'étudiants. On a procédé ainsi parce que les chiffres des données n'étaient pas présentés sous la même forme que pour les années ultérieures. Pour les années 1988, 1998 et 1999, seule la contribution des LEA est publiée. Pour obtenir l'apport des parents et le taux global de la bourse, on a pris les moyennes des années précédentes et estimé les contributions estimées des parents/conjoints/étudiants et le taux global.

Offre d'enseignants (S)

Cette variable correspond au nombre d'enseignants en service le 31 mars. Les chiffres sont tirés des Statistics of Education : Teachers in England and Wales, publiées par le Department for Education and Skills. Nos données comprennent aussi les enseignants en service ventilés par sexe, soit *SM* (enseignants de sexe masculin en service) et *SF* (enseignantes en service).

Teacher Inner London Allowances (AIL)

Les allocations spéciales aux enseignants du centre ville de Londres pour les années 1945-1983 sont extraites du Scale of Salaries for teachers in primary and secondary schools : England and Wales. Les données pour les années 1984-1987 s'inspirent du rapport de la commission consultative intérimaire sur les rémunérations et conditions de travail des enseignants, 31 mars 1988. Les données pour les autres années, c'est à dire, 1988-2000, sont extraites du document sur les rémunérations et conditions de travail des enseignants (School Teachers' Pay and Conditions). La division entre allocations selon la zone desservie (centre, extérieur, périphérie) n'a commencé qu'en 1974. Avant cette année, il n'y avait qu'un seul taux pour tous les enseignants de Londres, tous quartiers confondus.

Densité syndicale (TUD)

La série de données sur les syndicats d'enseignants sont tirées de Dolton & Robson (1996) et a été prolongée jusqu'en 2000. Les données pour les années plus tardives (1993-2000) ont été recueillies auprès du Certification Office for Trade Unions and Employers' Association. Les syndicats inclus sont The National Association of Schoolmasters and Union of Women Teachers (NASUWT), National Association of Head Teachers (NAHT), Association of Teachers and Lecturers (ALT), Secondary Heads Association (SHA), Professional Association of Teachers (PAT) et National Union of Teachers (NUT). Les fusions de syndicats qui sont intervenues au cours des années sont prises en compte dans les données.

La concentration de la syndicalisation est définie comme suit :

$$tud = \frac{\text{Appartenance à un syndicat}_t}{\text{Enseignants}_t}$$

La demande d'enseignants (D)

La demande annuelle d'enseignants pour les années 1946-1990 est tirée de Bee & Dolton (1995). Dans ce rapport, D est calculé en utilisant le rapport entre le taux d'encadrement visé (PTR) et le nombre réel des élèves. Nous avons continué à nous servir du PTR en 1990 pour les années 1991-2000 car il n'y avait pas de PTR facilement identifiable fixé par les pouvoirs publics après 1990. Si cette variable nous donne une mesure des enseignants requis en fonction des taux d'encadrement visés tels qu'ils sont fixés par les pouvoirs publics, nous avons une autre mesure dans laquelle la demande est modifiée selon le taux d'encadrement qui existe dans la réalité. Cette variable est la demande modifiée totale d'enseignants. Pour calculer la demande modifiée, le PTR réel remplace le PTR visé quand il est inférieur à ce dernier.

Dans la série de données pour les Etats-Unis

Demande supplémentaire (EX, EXELE et EXSEX)

Pour estimer la demande supplémentaire d'enseignants aux Etats-Unis, nous avons appliqué le modèle de l'offre et de la demande d'enseignants de Weaver (1980) qui calcule les enseignants supplémentaires requis par les variations des effectifs scolarisés, le taux de rotation des enseignants et les variations du taux d'encadrement (PTR). Les enseignants supplémentaires recherchés sont aussi mesurés par niveau de l'enseignement, c'est à dire, enseignements élémentaire (*EXELE*) et secondaire (*EXSEC*).

Chiffre global du chômage (UA_USA)

Les données relatives au chiffre global du chômage proviennent des séries publiées par le Bureau of Labor Statistics et disponibles sur Internet (<http://www.bls.gov/cps/cpsaat1.pdf>). Cette mesure du chômage couvre les individus âgés de 16 ans révolus en pourcentage de la population active.

Dépenses d'éducation en pourcentage du PIB (GSE_USA)

Les données relatives aux dépenses d'éducation et au produit national brut sont tirées du Digest of Education Statistics du NCES.

Fécondité des femmes (FER_USA)

Les taux de fécondité des Américaines sont tirés du rapport intitulé National Vital Statistics. Ce rapport peut être consulté sur l'Internet à <http://www.cdc.gov/nchs/fastats/births.htm> et http://www.cdc.gov/nchs/fastats/pdf/nvsr50_05t1.pdf

Chômage des diplômés (UG_USA)

Le Bureau of Labor Statistics des Etats-Unis a fourni cette série de données extraites de la Current Population Survey (CPS). Les taux de chômage des diplômés se réfèrent aux personnes âgées de 25 à 64 ans qui sont diplômées de l'enseignement supérieur ("college") et sans emploi. Il faut noter qu'à partir de 1992, la CPS a classé le niveau d'instruction selon le diplôme délivré. Avant 1992, il était classé en fonction du nombre d'années d'études achevées. Dans ce dernier cas, nous avons pris le taux de chômage des personnes ayant suivi de 1 à 3 ans d'études dans l'enseignement supérieur, conformément à la définition du chômage des diplômés au Royaume-Uni qui couvre les titulaires d'une qualification de premier degré.

Produit intérieur brut (GDP_USA)

Cette variable mesure la croissance du PIB des Etats-Unis et provient du Bureau of Economic Analysis à <http://www.bea.doc.gov/bea/dn/gdpchg.xls>. Pour obtenir la croissance du PIB en valeur réelle, les chiffres du PIB ont été ajustés au moyen de l'indice d'ajustement du PIB pour les Etats-Unis (1995=100) et les taux de croissance recalculés pour tenir compte des valeurs réelles.

Embauche des ré-entrants dans le corps enseignant (RF)

La variable de substitution utilisée pour les ré-entrants dans l'enseignement aux Etats-Unis est la demande supplémentaire d'enseignants satisfaite par les ré-entrants, qui utilise les taux de réintégration tirés de la série de données de Weaver et aussi des résultats de la School and Staffing Survey (SASS) du NCES. La SASS a été effectuée en 1987-88, 1988-89 et une enquête de suivi a eu lieu en 1994-95. Toutefois, les résultats notifiés ne concernent que le niveau global et il n'a donc pas été possible d'obtenir les taux de réintégration par niveau d'enseignement. Au niveau des divers niveaux de l'enseignement, nous avons maintenu les taux utilisés par Weaver.

Salaires relatifs enseignants/non enseignants (RW_USA)

Pour les Etats-Unis, la rémunération moyenne des enseignants est tirée des diverses éditions du Digest of Education Statistics, qui donne aussi les salaires moyens des salariés travaillant à plein temps aux Etats-Unis (représentant le secteur non enseignant). Les données sont ajustées pour refléter les salaires réels au moyen du Consumer Price Index (CPI), 1982-84= 100.

Offre d'enseignants (S, SE, et SS)

Le nombre d'enseignants en service aux Etats-Unis est tiré des diverses éditions du Digest of Education Statistics, publié par le National Center for Education Statistics (NCES). Le nombre des enseignants se répartit entre ceux qui enseignent dans les écoles élémentaires (SE), et les écoles secondaires (SS). Le NCES comprend dans sa définition du niveau élémentaire le niveau du jardin

d'enfants jusqu'à la 8^{ème} classe tandis que le niveau secondaire comprend les classes de la 9^{ème} à la 12^{ème}.

Dans les séries de données de l'OCDE et du WEI

Croissance du PIB en valeur absolue 1998-1999

Cette variable mesure la croissance du PIB en valeur absolue (par habitant, en équivalents de dollars Etats-Unis, calculé sur la base d'un indice des prix par parités de pouvoir d'achat) dans les pays de l'OCDE et du WEI entre 1998 et 1999. Les données concernant le PIB sont extraites de la base de données de la Banque mondiale (<http://www.worldbank.org/data/onlinedatabases.html>).

Dépenses d'éducation en pourcentage du PIB

Les données proviennent d'OCDE (2001b) et se réfèrent aux dépenses directes et indirectes consacrées aux établissements d'enseignement primaire et secondaire (1999) en pourcentage du produit intérieur brut.

Croissance du PIB 1998-1999 (%)

Cette variable mesure la croissance du PIB en valeur absolue (par habitant, en équivalents de dollars Etats-Unis, calculé sur la base d'un indice des prix par parités de pouvoir d'achat) dans les pays de l'OCDE et du WEI (%) entre 1998 et 1999. Les données relatives au PIB proviennent de la base de données de la Banque mondiale. (<http://www.worldbank.org/data/onlinedatabases.html>).

Croissance des effectifs de la population en âge de fréquenter les enseignements primaire/secondaire de premier cycle et secondaire de deuxième cycle (%)

On calcule une variable de substitution de la croissance de la demande d'éducation, en utilisant la variation relative de la population d'âge correspondant aux enseignements primaire/secondaire de premier cycle et secondaire de deuxième cycle entre 1995 et 1999.

Premier cycle secondaire

Il s'agit d'une variable fictive qui est égale à 1 si l'observation concerne les enseignants du premier cycle secondaire (les enseignants de l'enseignement primaire constituent le groupe de référence).

Taux d'encadrement

Ratio élèves/enseignants dans les établissements publics et privés des enseignements primaire/secondaire de premier cycle et secondaire de deuxième cycle (1999).

Enseignants et personnel (%)

Enseignants et personnel des enseignements primaire/secondaire de premier cycle et secondaire de deuxième cycle en pourcentage de la main d'œuvre totale en 1999.

Salaires des enseignants

Cette variable concerne les salaires moyens des enseignants par heure légale d'enseignement dans les enseignements primaire/secondaire de premier cycle et secondaire de deuxième cycle en 1999. Le salaire moyen est calculé au moyen des données contenues dans OCDE (2001b) sur les salaires de début, le salaire correspondant au maximum du barème, les années entre le salaire de début et le salaire maximal et le pourcentage des enseignants par tranche d'âge.

Heures d'enseignement par an

Il s'agit du nombre légal d'heures annuelles d'enseignement (1999), c'est à dire, du temps net de présence exprimé en heures par an dans les enseignements primaire/secondaire de premier cycle et secondaire de deuxième cycle.

Deuxième cycle secondaire

Cette variable fictive est égale à 1 si l'observation concerne les enseignants de l'enseignement secondaire de deuxième cycle (les enseignants de l'enseignement primaire constituent le groupe de référence).

Les femmes dans le personnel enseignant (%)

Pourcentage de femmes dans les établissements publics et privés des enseignements primaire/secondaire de premier cycle et secondaire de deuxième cycle.