



SERVICES
DU PREMIER MINISTRE
AFFAIRES SCIENTIFIQUES
TECHNIQUES ET CULTURELLES



*‘Marché du travail et chômage.
Valorisation de banques de données existantes:
la STAT.92’*

Programme de valorisation des banques de données
socio-économiques fédérales

Contrat SSTC n° DB/10/035

Rapport final.
Décembre 1998

Isabelle Bardoulat
Muriel Dejemeppe
Yves Saks
Sous la direction de Bart Cockx et Bruno Van der Linden

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION ET RESUMÉ	5
1. LA STAT.92 : DU FICHIER BRUT A UNE SOURCE STATISTIQUE EXPLOITABLE	5
2. EFFET DES FORMATIONS PROFESSIONNELLES SUR LA SORTIE DU CHÔMAGE	9
2.1. OBJECTIF	9
2.2. MÉTHODE	10
2.3. RÉSULTATS	11
3. ANALYSE DE LA DÉPENDANCE À LA DURÉE	13
3.1. OBJECTIFS	13
3.2. MÉTHODE	13
3.3. RÉSULTATS	14
4. INADÉQUATION ENTRE OFFRE ET DEMANDE DE TRAVAIL EN BELGIQUE	15
4.1 OBJECTIFS	15
4.2 MÉTHODE	15
4.3 RÉSULTATS	15
5. PERSPECTIVES	17
PROBLEMES ET LIMITES DE LA STAT.92	17
CHAPITRE I : VALORISATION DE LA BANQUE DE DONNÉES STAT.92	19
1. PRÉSENTATION GÉNÉRALE DE LA STAT.92	20
2. DESCRIPTION DE LA STRUCTURE INITIALE DE LA STAT.92	21
2.1. DESSIN DES FICHIERS DE DONNÉES	21
2.1.1. Bande B-463 : les stocks fin avril 1994	21
2.1.2. Bande B-464 : les blocs historiques	21
2.2. INFORMATION DISPONIBLE	22
2.2.1. Définition des variables 'caractéristiques individuelles'	22
2.2.2. Renseignements contenus dans les blocs historiques	29
2.3. PREMIÈRES LIMITES DE LA STAT.92	31
3. CORRECTIONS ET ANALYSES PRÉLIMINAIRES	33
3.1. VÉRIFICATIONS RÉALISÉES ET RECTIFICATIONS APPORTÉES SUR LA BANDE B-463 RELATIVE AUX VARIABLES DE STOCK	34
3.2. EXAMENS EFFECTUÉS ET MODIFICATIONS APPLIQUÉES À LA BANDE B-464 RELATIVE AUX BLOCS HISTORIQUES	36
3.3. EXPLORATION PLUS APPROFONDIE DE LA STAT.92	38
3.4. DIFFICULTÉS SÉRIEUSES POSÉES PAR LA STAT.92	40
3.4.1. Problème relatif à la fréquence des sorties de courte durée	40
3.4.2. Problème relatif aux mouvements intra-mensuels	43
3.4.3. Nombre élevé de catégories distinguées	44
3.5. FICHIERS SAS 'AMÉLIORÉS' PRODUITS	44
4. TRAITEMENTS SPÉCIFIQUES AUX ÉTUDES ENVISAGÉES	46
4.1. THÈMES DES ANALYSES MENÉES ULTÉRIEUREMENT	46
4.2. DERNIÈRES MISES EN GARDE ET CORRECTIONS	46
4.3. PRÉPARATION DE LA STAT.92 À L'ANALYSE DE DONNÉES DE DURÉE	48
4.3.1. Définition des différents états	48
4.3.2. Construction du flux d'entrée en chômage	51
4.3.3. Extraction d'épisodes de chômage	54
4.4. REGROUPEMENT DES DONNÉES DE DURÉE EN CELLULES HOMOGÈNES	58

4.4.1.	Principes de l'agrégation en cellules homogènes	58
4.4.2.	Décompte du nombre de cellules générées	62
4.4.3.	Contraintes imposées lors de ce regroupement	62
4.4.4.	Calculs annexes préalables aux estimations	63

ANNEXES AU CHAPITRE I **65**

CHAPITRE II : L'ÉVALUATION DE PROGRAMMES DE FORMATION PROFESSIONNELLE **80**

1.	INTRODUCTION	80
2.	LA FORMATION PROFESSIONNELLE COMME INSTRUMENT DE LUTTE CONTRE LE CHÔMAGE	80
2.1.	DU DÉPLOIEMENT DES POLITIQUES DU MARCHÉ DU TRAVAIL À LA NÉCESSITÉ DE LES ÉVALUER	80
2.2.	LA PLACE ACCORDÉE À LA FORMATION PROFESSIONNELLE DES CHÔMEURS	81
2.3.	LES FONCTIONS DE LA FORMATION PROFESSIONNELLE	82
2.4.	LES MODALITÉS D'ACTION DE LA FORMATION PROFESSIONNELLE	82
2.5.	LA SITUATION DE LA FORMATION PROFESSIONNELLE EN WALLONIE	83
2.5.1.	L'offre de formation accessible aux chômeurs	83
2.5.2.	Le public de la formation professionnelle	84
3.	LA QUESTION DE L'ÉVALUATION D'UNE POLITIQUE	86
3.1.	DE L'ÉVALUATION ADMINISTRATIVE À L'ÉVALUATION ÉCONOMIQUE	86
3.1.1.	L'Évaluation administrative d'une mesure	86
3.1.2.	L'Évaluation économique d'une mesure	86
3.2.	DISTINCTION EN TERMES DE NIVEAUX D'ANALYSE CHOISIS	87
3.2.1.	L'Analyse de l'efficacité au niveau individuel	87
3.2.2.	L'analyse de l'efficacité au-delà de l'effet individuel	87
3.3.	LA PORTÉE DE L'ÉTUDE MENÉE	88
3.3.1.	Le positionnement de cette étude	88
3.3.2.	Les limites de cette étude	88
4.	LA MESURE DE L'EFFICACITÉ D'UNE POLITIQUE	90
4.1.	LES CARACTÉRISTIQUES COMMUNES PARTAGÉES PAR LES APPROCHES USUELLES	90
4.2.	EXPOSITION COMPARATIVE DES PRINCIPALES MÉTHODOLOGIES	91
4.2.1.	Le concept 'd'expérience sociale'	91
4.2.2.	Entraves à la mise en oeuvre des expériences	92
4.2.3.	Les alternatives à l'approche expérimentale	93
4.2.4.	Les limites de l'approche expérimentale	96
4.2.5.	Les 'expériences naturelles' comme ultime recours	98
4.2.6.	Une critique de la méthode 'd'expériences naturelles' : un effet de traitement variable	98
5.	L'ÉVALUATION MENÉE DANS LE CADRE DE CETTE CONTRIBUTION	99
5.1.	L'OBJECTIF POURSUIVI PAR CETTE ÉTUDE	99
5.2.	L'APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE SUIVIE	100
5.2.1.	Le choix de l'approche dite des 'expériences naturelles'	100
5.2.2.	A la recherche d'une expérience naturelle	101
5.2.3.	Validité de l'expérience naturelle considérée	102
5.3.	RAPPELS SUR LES DONNÉES	109
5.4.	LES LIMITES DE LA PORTÉE DE L'ANALYSE MENÉE	110
5.4.1.	Un traitement global des sorties	110
5.4.2.	Focalisation sur les effets des formations FOREM	110

5.4.3.	Restrictions imposées au plan de l'échantillon retenu	111
5.5.	ANTICIPATION DE LA DIRECTION DU BIAIS DE SÉLECTION	111
5.6.	RETOUR SUR LES ÉTUDES EMPIRIQUES BELGES EXISTANTES	112
5.7.	LE MODÈLE STATISTIQUE DÉVELOPPÉ	114
5.7.1.	L'Agrégation de données de durée en cellules homogènes	115
5.7.2.	Un indicateur de participation variant avec la durée	117
5.7.3.	Démarche empruntée pour résoudre le problème de sélectivité	118
5.8.	SYNTHÈSE DES EFFETS ESTIMÉS	122

ANNEXES AU CHAPITRE II **124**

CHAPITRE III : DÉPENDANCE A LA DURÉE DU CHÔMAGE WALLON : CAUSES ET CONSÉQUENCES POUR LES POLITIQUES D'EMPLOI **135**

INTRODUCTION	135
1. DÉCROISSANCE DU TAUX DE SORTIE DU CHÔMAGE AVEC LA DURÉE D'INOCUPATION :	
APERÇU THÉORIQUE	137
1.1. VRAIE ET FAUSSE DÉPENDANCE NÉGATIVE À LA DURÉE	137
1.2. IMPLICATIONS AU NIVEAU DES POLITIQUES ACTIVES	138
1.3. ETUDES ÉCONOMÉTRIQUES SUR LA DURÉE DU CHÔMAGE	141
1.4. HYPOTHÈSE DE CLASSEMENT CONTRE HYPOTHÈSE DE SÉLECTION	142
2. ETUDE EMPIRIQUE SUR LES DÉTERMINANTS DU TAUX DE SORTIE	146
DU CHÔMAGE EN WALLONIE	146
2.1. DONNÉES ET VARIABLES EXPLICATIVES	146
2.2. RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS	147
2.2.1. Résultats des estimations	148
2.2.2. Test de l'hypothèse de classement contre celle de sélection	154
3. CONCLUSION	158

CHAPITRE IV : NIVEAUX D'EDUCATION ET SORTIE DU CHÔMAGE **161**

1. INTRODUCTION	161
2. LES DONNÉES	163
3. NIVEAU DE QUALIFICATION DES ENTRANTS DANS LE CHÔMAGE	164
4. NIVEAU DE QUALIFICATION ET TAUX DE SORTIE	166
5. DIFFÉRENCES RÉGIONALES SELON LA CONJONCTURE APRÈS CORRECTION DES EFFETS DE LA QUALIFICATION	172
6. CONCLUSION	173

ANNEXE AU CHAPITRE IV **174**

BIBLIOGRAPHIE GÉNÉRALE **178**

INTRODUCTION ET RESUME

Cette recherche avait pour but d'exploiter une banque de données fédérales existante : la STAT.92. Il s'agit d'un fichier de suivi individuel de chômeurs et de personnes au statut apparenté au chômage. L'exploitation correcte de ce type de source statistique requiert des méthodologies complexes, généralement mal maîtrisées en Belgique. La recherche visait à développer une expertise dans le domaine de l'exploitation de ce type de grand fichier administratif. Il s'est agi dans un premier temps de se familiariser avec ce fichier, de vérifier la validité des informations qu'il contient et d'adapter ensuite cette source statistique en vue de l'exploiter pour améliorer le diagnostic du fonctionnement du marché du travail et évaluer l'effet des politiques menées par les autorités publiques. Le choix de ces objectifs a découlé de notre connaissance progressive du contenu effectif de la STAT.92 et de notre analyse des enjeux et des controverses majeures qui traversent le marché du travail. Ce choix s'est effectué en accord avec les SSTC et le comité d'accompagnement.

1. LA STAT.92 : DU FICHIER BRUT A UNE SOURCE STATISTIQUE EXPLOITABLE

A tout le moins à l'époque où nous avons réceptionné cette banque de données, l'ONEm gérait cette source statistique au profit des entités communautaires et régionales que sont le FOREM, l'ORBEM et le VDAB.

A l'origine, la STAT.92 est une statistique de stocks relative aux individus recensés par les services publics de placement professionnel.¹ Cette statistique distinguait diverses catégories (principalement, les demandeurs d'emploi inoccupés, les bénéficiaires du plan de résorption du chômage, les chômeurs occupés à temps réduit pour échapper au chômage et des demandeurs d'emploi en formation professionnelle) et fournissait des indications concernant un éventuel placement ou une radiation du chômage.

Depuis février 1989, cette banque de données contient les biographies de tout individu entré un jour en contact avec les services de placement. Ces biographies sont limitées aux périodes où l'individu s'est retrouvé dans une des catégories répertoriées ci-dessus (blocs historiques reprenant ces catégories et les dates de changements sous la forme année-mois) et complétées par un ensemble de caractéristiques (telles que le bureau de placement ou le sexe) observées lors de la dernière mise à jour de la banque de données.

Le fichier principalement exploité couvre la période allant de février 1989 à avril 1994 et ne concerne que la Wallonie. Nous y observons 738.055 individus. Au cours de la période d'observation, ces individus ont été caractérisés par 3.126.168 mouvements entre les différentes catégories identifiées.

Ce fichier contenait un ensemble d'anomalies et d'erreurs qui ont nécessité un lourd travail de correction et de traitement informatique préliminaire, préalable à la phase d'exploitation proprement dite de la banque de données. Le premier chapitre du rapport résume ce travail.

¹ La STAT92 est disponible depuis 1972 sous forme d'un seul recensement en juin de l'année.

Notre intérêt pour les flux sur le marché du travail et les limites de la STAT.92 nous ont conduit à faire certaines hypothèses. La STAT.92 discrétise le temps en mois. Or, on trouve de très nombreux mouvements dont les dates se réfèrent au même mois. De telles transitions, qui se produisent à l'intérieur d'un mois donné, soulèvent deux difficultés. D'une part, on ne peut mesurer leur durée précise. D'autre part, on doit se demander si parmi ces séquences très momentanées, certaines ne s'avèreraient pas être de caractère purement administratif. On notera que près du tiers de l'ensemble des mouvements recensés surviendrait à l'intérieur d'un même mois. Après des contacts avec le FOREM, nous avons choisi d'ignorer les mouvements intra-mensuels et de privilégier la dernière catégorie occupée au cours du mois.

Il faut ensuite s'entendre sur ce qu'est une "sortie du chômage". Un code ('79') rassemble toutes les formes de sortie du fichier qui ne correspondent ni à un placement par l'administration, ni à un départ au service militaire. En fin de période d'observation, l'information s'affine quelque peu. Néanmoins, le code '79' demeure la sortie prépondérante. Par ailleurs, lorsque nous identifions un retour en chômage (avant mai 1994), c'est à dire lorsque nous sommes capables de mesurer la durée de la sortie, il apparaît que près de la moitié de celles-ci ne durent qu'au plus trois mois. Ceci pose la question du caractère "réel" ou "administratif" de la sortie. Information prise au FOREM, nous avons, comme R. Plasman (ULB), supposé que l'accès au code '79' ne s'interprète comme une sortie que si la durée passée dans ce code dépasse trois mois. Dans le cas contraire, la sortie est ignorée.

Etant donné le nombre considérable de catégories distinguées dans la STAT.92, tout travail micro-économétrique nécessite une sélection et/ou un regroupement de ces catégories. Cette démarche doit s'adapter à l'objet de l'analyse. Ainsi, pour analyser les effets de programmes de formation professionnelle sur la durée du chômage, le regroupement adopté se doit d'établir une partition claire des divers codes en un minimum de trois 'états' : l'un relatif au cas de chômage sans participation à la formation, un autre justement propre au cas de participation à une formation et enfin un dernier associé au cas de sortie du chômage. L'approche méthodologique empruntée afin de résoudre la difficulté inhérente à toute évaluation d'un dispositif, à savoir le « biais de sélection », n'apporte de correction à ce problème crucial que dans le cas des formations dispensées par le FOREM. Aussi, seul ce dernier dispositif de formation a pu être analysé. D'où une découpe de ces différentes mesures de formation au sein d'états distincts, de manière à isoler les formations du FOREM de toutes les autres. Plus précisément, l'état '1', chômage à temps plein indemnisé, sans participation à une formation professionnelle dispensée par le FOREM, assemble les catégories de demandeurs d'emploi suivantes : les chômeurs complets indemnisés, les demandeurs d'emploi en attente, les autres chômeurs indemnisés et les formations par d'autres opérateurs que le FOREM qu'il s'agisse des formations professionnelles individuelles en entreprise (FPI) ou des formations restantes (code '97') proposées par des opérateurs très variés (EPS, IFCM, etc.). L'état '2' identifie les demandeurs d'emploi bénéficiant d'une formation professionnelle du FOREM (à temps plein ou partiel). L'état '3' repère les « sorties du chômage » et regroupe toutes les situations ne remplissant pas exactement la totalité des critères retenus par les délimitations des deux précédents états. Le regroupement qui en découle est donc relativement large. En particulier, il met ensemble, et par suite traite sur le même plan, des emplois « normaux » et des emplois « subventionnés » par les autorités publiques, sans pouvoir pleinement exclure les cas de sortie de la population active. Ce problème est néanmoins atténué par la restriction à la population n'ayant pas encore atteint l'âge de 50 ans à l'amorce de leur période de chômage. Rappelons que la recherche conduite ne se préoccupe que des seules « sorties durables », tout séjour temporaire (c.a.d. strictement inférieur à 3 mois) dans cet état '3' n'étant pas considéré comme donnant lieu à une véritable sortie.

Concernant le second sujet de recherche abordé dans ce rapport, soit le phénomène de dépendance à la durée du chômage (chapitre 3), celui-ci a nécessité une partition limitée à 2 états, le premier se restreignant au seul code '00' des chômeurs complets indemnisés, le second reprenant tous les autres codes (dès lors assimilés à une sortie du chômage) et constituant alors l'unique destination possible après le chômage. A noter, de nouveau que les « sorties non-durables » ont ici aussi été ignorées.

Pour la troisième étude (chapitre 4), la banque de données agrégées utilisée est légèrement différente. On y étudie des cohortes définies en termes de sexe, de région d'habitation, de groupe

d'âge, de niveau d'éducation. Pour chaque cohorte, on calcule en juin la probabilité annuelle de sortie conditionnelle à la durée déjà passée en chômage ('elapsed duration'). Les personnes présentes en juin et qui ne sont plus présentes dans le registre un an plus tard sont considérées comme sorties du chômage. Ces données agrégées sont disponibles pour la période de 1973 à 1991. Comme dans la deuxième étude, la partition est limitée à 2 états : le premier reprend les chômeurs ayant les codes '00' et '01', le second tous les autres codes (dès lors assimilés à une sortie du chômage).¹

Préalablement à toute analyse, il faut encore davantage préciser la population étudiée. Il faut savoir qu'un échantillon tiré du stock des chômeurs à une date particulière induit malencontreusement un biais. Pour éviter ce biais, nous avons retenu l'échantillon extrait du flux de chômage sur la période disponible. On a donc procédé, dans le cadre de l'étude relative aux formations, à la construction du flux d'entrée en chômage sur la période, le terme chômage devant être compris au sens large c.a.d. accompagné ou pas d'une participation à une formation professionnelle du FOREM. En d'autres termes, on a déterminé pour chaque mois de la période, l'ensemble des individus qui entraient, au cours du mois fixé, soit dans l'état '1' chômage soit dans l'état '2' formation, cette entrée devant impérativement soit correspondre à une première inscription au chômage, soit intervenir après une sortie d'une durée minimale de trois mois. Dans le cas où un même individu connaît plusieurs épisodes de chômage entre mai 1989 et mars 1993, chacun précédés d'une sortie minimale de 3 mois (sauf éventuellement le premier s'il s'agit d'une entrée initiale), chacun d'eux est retenu comme une entrée valable dans le flux. On est cependant alors contraint de poser l'hypothèse implicite d'une indépendance entre ces divers épisodes, puisqu'on les reprend comme s'il s'agissait d'épisodes réalisés par des individus distincts.

Relativement au sujet de la dépendance à la durée (chapitre 3), une démarche analogue a été suivie afin de déterminer un flux d'entrée en chômage sur la période. Mais, étant donnée la spécificité de la définition de ses états, cet autre flux est quelque peu plus restrictif que le précédent, puisqu'il se limite aux individus accédant à son état '1', c.a.d. devenant CCI.

La troisième étude (chapitre 4) utilise comme définition de la durée écoulée la période allant de la date d'inscription telle que définie par les organismes de placement et la date de recensement.

Pour le fichier exploité dans les deux sections suivantes, la période théoriquement exploitable va de février 1989 à avril 1994. Pourtant, celle-ci a dû être restreinte à ses deux extrémités dans le cadre de l'analyse de l'impact des formations professionnelles. Ainsi, cette étude se fonde sur les seuls épisodes de chômage ayant débuté au cours de l'intervalle mai 1989 - mars 1993. Cela principalement en vue de palier à tout problème d'interprétation. La première limitation, relative à la date de début de la période, est imposée afin de parer aux complications dues à la *censure à gauche* des données. Ce phénomène de censure à gauche se produit lorsqu'il y a incertitude sur l'instant exact d'entrée au chômage. La date de fin de la période mars 1993 coïncide, elle, avec l'entrée en vigueur de la phase II du Plan d'Accompagnement des Chômeurs (PAC). Celle-ci porte précisément sur ce volet formation². Or, on sait qu'une proportion élevée des chômeurs concernés par le PAC ont, à la suite de l'action 'orientation' de ce dispositif, introduit une demande de formation professionnelle, laquelle a très fréquemment abouti à une entrée effective en formation. Comme la STAT.92 n'identifie pas la participation au PAC, les cas, dissimulés à nos yeux, de suivi d'une formation de bénéficiaires du PAC pourraient venir « contaminer » nos résultats. Car, il se peut que l'effet mesuré traduise au moins partiellement l'effet 'orientation' induit par le PAC et non pas celui de la formation en tant que telle. Dans le cadre de l'étude de la dépendance à la durée du chômage, seule la restriction liée à l'exclusion des trois premiers mois de la période d'observation disponible a été appliquée. Elle demeure, en effet, dans cet autre contexte tout aussi pertinente et ce pour des raisons identiques. À

¹ Le code '01' concerne les chômeurs complets indemnisés dispensés du contrôle communal. Cette base de données agrégées n'a en outre subi aucune correction visant à éliminer des sorties de très courte durée.

² L'entrée en application de la Phase I (diagnostic + signature de la convention + évaluation) du PAC s'est, elle, effectuée en janvier 1993, l'approbation de la Phase II n'intervenant qu'en mars 1993.

l'inverse, l'argumentation relative à la perturbation générée par le PAC n'a plus aucun sens. L'intervalle de temps analysé va donc alors de mai 1989 à avril 1994.

2. EFFET DES FORMATIONS PROFESSIONNELLES SUR LA SORTIE DU CHOMAGE

2.1. Objectif

Suite aux changements rapides intervenus au cours de ces dernières années dans la structure de l'emploi de la plupart des pays européens, de nombreuses professions et qualifications ont été rendues largement obsolètes. Afin de répondre de façon adéquate aux nouvelles pressions et tensions apparues sur le marché du travail, la remise à jour ou la conversion de compétences et qualifications existantes s'est révélée être un problème crucial, problème allant jusqu'à requérir l'intervention directe des gouvernements concernés et impliquant alors l'introduction et le développement de politiques dites « actives » sur le marché du travail, destinées à améliorer l'efficacité de ce dernier.

A cet égard, la Belgique semble avoir adopté une attitude, en matière de dépenses publiques consacrées aux politiques de lutte contre le chômage, quelque peu singulière. D'une part, la Belgique consacre un part plus importante de son PIB aux mesures dites « passives », soit l'indemnisation du chômage et la retraite anticipée : en 1995 1,4% du PIB par rapport au 1,1% pour l'Union Européenne en moyenne (OCDE, 1997, p.99). D'autre part, la Belgique dépense plus pour les politiques actives (1,4% du PIB) que ses voisins européens (1,1% du PIB). Toutefois, la composition de ces politiques actives est différente. La Belgique affecte trois fois plus de moyens à la création directe d'emplois dans le secteur public ou des organismes sans but lucratif que les autres pays européens : 0,6% contre 0,2% du PIB. Cependant, la formation des chômeurs adultes et des travailleurs menacés de perdre leur emploi y occupe une place beaucoup moins importante : la Belgique y consacre 0,16% de son PIB contre 0,27% pour les autres pays européens en moyenne.

Dans les conclusions de la Présidence à Luxembourg en novembre 1997, l'Union européenne (UE) préconise la formation des chômeurs comme stratégie de lutte de chômage. Les chiffres cités ci-dessus, nous rappellent que la Belgique devrait intensifier son effort, si elle souhaite se conformer aux objectifs de l'UE. Cependant, le souhait de s'y conformer dépend de l'efficacité d'une telle politique. Dans cette étude, nous voudrions précisément contribuer à éclaircir cette dernière question.

Cette étude se propose d'évaluer l'impact de programmes de formation professionnelle, octroyés aux demandeurs d'emploi, sur la probabilité de sortie du chômage ou de manière équivalente sur la durée du chômage, en région wallonne et sur la période 1989-1993. De manière plus précise, nous nous concentrons sur les effets de court terme de ces programmes de formation professionnelle. Par effet de court terme, il faut entendre l'influence de la formation sur la seule longueur d'un épisode de chômage. L'analyse de la relation entre la formation et la séquence des transitions ultérieures entre chômage et emploi ne sera donc pas abordée ici. Ainsi, on ne s'intéressera pas à l'impact de la formation sur la longueur de l'éventuelle période d'emploi consécutive ou encore à des phénomènes de récurrence du chômage. Toutefois, une distinction est établie entre l'effet en cours de formation et l'effet postérieur à la formation, lorsque celle-ci conduit à un retour, sans épisode d'emploi intermittent, dans l'état de chômage.

Les études belges à ce sujet se distinguent non seulement par leur rareté, mais aussi par l'obtention de résultats contradictoires. L'étude de Plasman (1993, 1994) qui trouve que la participation à une formation de jeunes diplômés wallons diminue le taux de sortie du chômage dans la période septembre 1989 –janvier 1991. A l'inverse, Bollens et Nicaise (1994), en s'intéressant à l'ensemble de la population des bénéficiaires de formations en Flandre, parviennent à la conclusion que ces politiques ont un effet favorable sur la probabilité de sortie du chômage vers l'emploi. Toutefois, ces études sont critiquables par certains aspects méthodologiques. Notre étude vise à s'attaquer à ces problèmes.

2.2. Méthode

Afin d'estimer l'impact de la participation à une formation sur le taux de sortie du chômage, nous effectuons une analyse micro-économétrique sur base des données administratives issues de la banque STAT.92, présentée dans la section précédente. Dans cette analyse nous abordons trois problèmes méthodologiques que les études citées ci-dessus ont négligé et qui pourraient, par conséquent, avoir biaisé leur résultats. Dans un quatrième point, nous résumons notre correction des biais de sélection.

1. Un biais d'échantillonnage

Si l'on est intéressé à étudier l'impact d'une variable sur le taux de sortie du chômage, la prise d'un échantillon de chômeurs à une date particulière induit un biais de longueur ('length-bias'). En fait, si l'on prend un échantillon à une date particulière, la probabilité que les chômeurs de longue durée soient captés par l'échantillon est plus grande que celle de courte durée. Bollens et Nicaise (1994) n'en tiennent pas compte dans leur analyse, alors qu'une correction pour ce biais s'avère cruciale : à la date d'échantillonnage, les durées écoulées du groupe témoin (ceux qui ne participent pas à la formation) étaient en moyenne très nettement supérieures à celle du groupe de formés. Ceci mène vraisemblablement à une surestimation de l'effet de la formation. Nous évitons ce biais en nous basant, comme Plasman (1993, 1994), sur un échantillon de chômeurs qui entrent pendant la période d'observation.

2. Le biais de sélection

Un problème important et difficile à surmonter dans toute étude d'évaluation est le biais de sélection. Le biais de sélection apparaît lorsque l'on veut mesurer le résultat d'une mesure à partir d'une comparaison des résultats de deux groupes d'individus : ceux qui ont bénéficié de la mesure, le groupe de traitement, et ceux qui n'ont pas été affectés par la mesure, le groupe témoin. Si l'on observe une différence en termes de résultats entre ces deux groupes, elle peut s'expliquer de deux manières. Soit elle reflète l'effet de la mesure. Soit elle indique que les deux groupes ne sont pas comparables. En fait, cela signifie que les traités sont une sélection non-aléatoire de la population d'individus. Dans la mesure où la deuxième explication est vraie, celle-ci introduit un «biais de sélection» dans l'interprétation de la différence des résultats comme l'effet de la mesure.

Bollens et Nicaise (1994) et Plasman (1993, 1994) ont essayé d'éliminer le biais de sélection en tenant compte des différences observables entre les participants et non-participants au programme de formation. Cependant, ces chercheurs ne corrigent pas pour des caractéristiques non-observables qui différencient le groupe de traitement du groupe de contrôle. En outre, le biais de sélection n'est pas nécessairement constant dans le temps et ceci n'est pas davantage pris en compte dans les études citées ci-dessus.

Dans notre analyse, nous éliminons le biais de sélection par la méthode dite d'«expérience naturelle». Afin de mettre en œuvre cette méthode dans le cadre d'une analyse de données de transition, nous avons développé un nouvel estimateur de «fonction de contrôle» ('control function estimator'). Ci-dessous, nous offrons une intuition succincte de cette méthode.

3. Un biais induit par la variation de l'impact à travers les participants

Finalement, Heckman (1997) nous a récemment rappelé que si l'on mesure l'impact d'une mesure en supposant que l'impact est identique pour tout participant, mais qu'en réalité elle varie de manière systématique à travers la population, alors l'impact estimé ne représente pas nécessairement l'impact *moyen* du groupe de traitement. Par exemple, l'effet de la formation sera surestimé si les entrées en formation sont systématiquement constituées de chômeurs de « rendement » élevé (c.à.d. ceux qui par une formation peuvent augmenter leur chances de quitter le chômage de manière plus importante que d'autres chômeurs). Nous avons développé une nouvelle méthode qui permet de

tenir compte de cette hétérogénéité. Elle nous enseigne que les participants à la formation ont effectivement des rendements beaucoup plus élevés que les non-participants.

4. Approche suivie

Revenons à la question du biais de sélection. Nous avons dit que nous éliminons ce biais par la méthode d'«expérience naturelle». L'idée peut être résumée de la manière suivante. D'abord, nous regroupons nos données par direction subrégionale (DS). A ce niveau de regroupement il n'y a plus de biais de sélection, car, par définition, le regroupement ne permet plus de distinguer le groupe de traitement du groupe témoin. Toutefois, le biais de sélection se transforme en un biais différent que nous expliciterons une fois que nous avons expliqué comment nous identifions de ces données regroupées l'effet de la formation sur les taux de sortie du chômage.

Ensuite, nous argumentons que les écarts de taux de sortie du chômage observés d'une DS à l'autre ne déterminent d'aucune manière la variation des taux de participation à la formation entre DS. Autrement dit, la variation du taux de participation est exogène à la variation du taux de sortie. Alors, si nous comparons les taux de sortie du chômage moyens entre différentes DS, et si nous observons que des taux de sortie du chômage élevés vont systématiquement de pair avec des taux de participation à la formation élevés, nous avons déterminé que l'effet de la formation, corrigé pour le biais de sélection est positif.

Enfin, comme annoncé, dans cette approche, le biais de sélection est remplacé par un autre biais. Des conditions économiques et d'autres facteurs, propres à la DS, pourraient également déterminer les écarts observés de taux de sortie entre DS. Cependant, si l'on accepte l'hypothèse que ces conditions propres aux DS affectent les taux de sortie du chômage des différents groupes de chômeurs que nous avons distingués dans l'analyse avec le même facteur de proportionnalité, il est facile d'estimer ce facteur de proportionnalité et de donc contrôler pour le biais soulevé.

L'identification du vrai effet de la formation est donc fondée sur l'argument que la variation du taux de participation est exogène à la variation du taux de sortie entre DS. Dans l'analyse nous avons consacré beaucoup de temps à cet argument. Nous synthétisons ici le raisonnement. D'abord nous remarquons que l'entrée en formation professionnelle du FOREM est rationnée. Au cours de la période d'analyse, les demandes d'entrée en formation étaient quasi toujours excédentaires par rapport à l'offre disponible. Ceci implique que le nombre de participants à la formation par DS était complètement déterminé par la capacité de formation de chaque DS et non pas par le nombre de demandeurs d'emploi. Cette capacité, à son tour, dépend de l'importance des fonds attribués à la formation. Le nœud de l'argument est que la variation de l'importance de ces fonds à travers les DS n'est en aucune manière liée aux taux de sortie du chômage. Elle est plutôt la résultante d'un processus interne au FOREM dont les règles reflétaient le « rapport de force » entre les DS.

2.3. Résultats

Les résultats montrent que la formation accélère le taux de sortie du chômage, même dans le court terme. Un demandeur d'emploi qui a suivi une formation du FOREM entre 1989 et 1993, a augmenté son taux de sortie du chômage en moyenne de 9% en cours de formation et de 58% postérieur à la formation. Ces effets ne semblent pas varier selon qu'on soit un chômeur qui a obtenu un droit aux allocations de chômage par son diplôme ou à l'issue d'une période d'emploi. Ces résultats contrastent par rapport à l'étude de Plasman évoquée ci-dessus. Ils démontrent l'importance d'une spécification économétrique appropriée qui corrige pour le biais de sélection: nous trouvons que les participants à la formation sont une sous-population très sélective des chômeurs, dans le sens qu'en absence de formation ils ont une probabilité de quitter le chômage qui est inférieure à celle d'un chômeur moyen.

Le modèle que nous avons estimé permet une variation du rendement de la formation par individu. Nous trouvons que cette variation est importante. Nos résultats permettent d'estimer le rendement

moyen de la formation de toute la population des chômeurs et non seulement du groupe de participants, qui ne représente en moyenne 3,5% de la population globale. Ces résultats indiquent que ce rendement est bien inférieur au rendement d'un participant effectif à la formation dans la période d'observation. L'effet, respectivement en cours de formation et post formation, diminue de 9% à 2%, et de 58% à 11%. Ces résultats doivent être interprétés avec prudence, surtout parce qu'ils sont basés sur une extrapolation importante des données observées. Toutefois, le message est clair. Si l'on augmente le taux de participation à la formation, le rendement diminuera avec le taux de couverture.

La présence d'un programme de formation peut mener à une baisse du taux de sortie du chômage avant que l'on participe au programme. Cet effet se produit si l'intérêt d'attendre une formation est plus élevé que celui de continuer la recherche d'un emploi. Nous trouvons que cet effet s'observe. L'opportunité offerte aux chômeurs wallons de se former augmente non seulement les taux de sortie en cours et après la formation, elle diminue également le taux de sortie d'environ 2% en moyenne avant l'entrée à la formation, et ceci pour toute la population de chômeurs. Ceci réduit ou pourrait même annuler l'effet positif de la formation rapporté ci-dessus: en vue de l'imprécision de ce dernier résultat estimé, l'effet net ne peut pas être calculé. Toutefois, nous n'avons pas analysé tous les effets bénéfiques qu'une formation peut générer. Nous n'avons, par exemple, pas tenu compte des augmentations salariales induites, ni des effets en terme d'allongement, respectivement de réduction, des épisodes ultérieurs d'emploi et de chômage. Ces effets complémentaires de la formation nous mènent sans doute à un bilan positif des effets de la formation professionnelle offerte par le FOREM en Wallonie.

3. ANALYSE DE LA DEPENDANCE A LA DUREE

3.1. Objectifs

De nombreuses analyses économétriques, portant sur des données micro et macro-économiques, ont été consacrées à l'étude des déterminants du taux de sortie du chômage et, plus particulièrement, à l'effet de la durée du chômage sur celui-ci. Il apparaît que le taux de sortie du chômage observé pour différentes classes de durée écoulée de chômage, défini par le rapport entre le nombre d'individus sortis du chômage au cours de l'intervalle de durée considéré et le nombre des individus présents dans cet état au début de ce même intervalle, décroît fortement avec la durée d'inoccupation. De ces études empiriques ressort la question suivante : la dépendance négative du taux de sortie à la durée est-elle véritable, ou résulte-t-elle d'un processus de sélection engendré par la différence entre les taux de sortie individuels à l'entrée au chômage?

Selon la première interprétation, l'allongement de la période de chômage est responsable de la diminution des chances de sortie du chômage. On parle alors de vraie dépendance négative à la durée. D'après la seconde interprétation, par contre, la durée d'inactivité n'est pas la cause de la décroissance observée de la probabilité de sortie. C'est l'hétérogénéité du groupe des demandeurs d'emploi, en terme de capacité intrinsèque et de niveau de qualification par exemple, qui est au cœur du problème. Cette hétérogénéité déclenche, en effet, un processus de sélection : les individus possédant des caractéristiques associées à un taux de sortie élevé quittent le chômage rapidement, laissant derrière eux les individus les moins 'employables'. Etant donné qu'alors, la proportion de ceux caractérisés par un taux de sortie individuel faible s'amplifie avec la durée, le processus de sélection crée une fausse dépendance négative à la durée du taux de sortie observé, groupé sur l'ensemble des individus.

La distinction empirique entre ces deux interprétations est cruciale. Des choix et des interventions politiques très différents en découlent. Si la première interprétation est prépondérante, des politiques aux effets temporaires sont typiquement à envisager. Si la seconde interprétation est privilégiée, des politiques de nature plus structurelle, ciblées sur des travailleurs à faible employabilité sont nécessaires.

L'objectif poursuivi dans cette étude est donc de parvenir à une meilleure compréhension du lien entre le taux de sortie du chômage et la durée d'inoccupation, observé en Wallonie. On introduit pour cela un test, permettant d'opposer vraie et fausse dépendance négative à la durée par l'intermédiaire d'un clivage alternatif : celui de l'hypothèse de classement contre l'hypothèse de sélection (voir Abbring *et al.*, 1997). Une telle procédure est justifiée dans la mesure où l'hypothèse de classement (voir Blanchard, 1991), qui se réfère à une règle de recrutement initiée par les employeurs et qui consiste à embaucher les candidats selon l'ordre de ces derniers en terme de durée déjà passée au chômage, constitue une explication majeure de la vraie dépendance à la durée du taux de sortie du chômage. L'hypothèse de sélection est, elle, on le rappelle, responsable de la fausse dépendance. Le test proposé cherche alors à évaluer la dominance du processus de sélection sur l'hypothèse de classement, dans l'explication de la décroissance observée du taux de sortie du chômage.

3.2. Méthode

La modélisation considérée incorpore explicitement les effets conjoncturels et saisonniers sur le taux de sortie, l'analyse de ces effets devant nous aider à mieux comprendre la dynamique du taux de sortie du chômage en Wallonie. La méthode d'estimation utilisée, développée par Cockx (1997), est particulièrement bien adaptée aux données de transition, qui retracent les histoires individuelles de

participation au marché du travail de différentes cohortes d'individus chômeurs. L'étude empirique conduite s'appuie sur le suivi dans le temps de flux d'entrée au chômage trimestriels, construits à partir de telles données. Celles-ci couvrent l'ensemble des demandeurs d'emploi de la région Wallonne et sont issues de fichiers administratifs.

3.3. Résultats

Nous avons établi que la décroissance estimée du taux de sortie du chômage en fonction de la durée est en grande partie attribuée au processus de sélection engendré par l'hétérogénéité entre les taux de sortie à l'entrée au chômage, plutôt qu'à l'hypothèse de classement des candidats selon la durée d'inoccupation. En effet, à chaque intervalle de durée envisageable, la dépendance à la durée est relativement plus forte en période d'expansion économique qu'en période de récession. En ajoutant l'argument que l'hypothèse de classement, liée à la non observabilité de la véritable qualité des chômeurs, est une explication majeure de la vraie dépendance du taux de sortie à la durée, à la constatation que le processus de sélection domine sur l'hypothèse de classement, nous arrivons à la conclusion que la dépendance négative du taux de sortie est plutôt expliquée par un processus de sélection que par une vraie dépendance négative.

Nos résultats confirment ainsi ceux obtenus pour la Belgique, par Spinnewyn (1982), Plasman (1993) et Mahy (1994), à partir de données microéconométriques, c.à.d. que le processus de sélection engendré par l'hétérogénéité est le facteur dominant dans l'explication de la dépendance négative du taux de sortie, par rapport à la durée d'inactivité. Pareillement, ils concordent avec les résultats produits par Abbring *et al.* (1994) sur base de données françaises, ainsi qu'avec ceux obtenus par van den Berg *et al.* (1994) à l'aide de données de chômage aux Pays-Bas. Dans ces deux pays, l'hétérogénéité individuelle inobservée joue un rôle très important pour expliquer la décroissance du taux de sortie du chômage. Les particularités de la durée du chômage au Royaume-Uni ne semblent donc pas refléter celles de tous les autres pays européens.

La dominance du processus de sélection sur l'hypothèse de classement et l'importance du classement comme facteur explicatif de la vraie dépendance à la durée du taux de sortie du chômage, au moins au début d'un épisode de chômage, impliquent que des politiques de création d'emplois temporaires n'auront que des effets marginaux sur l'emploi. Notre étude renforce les conclusions de Sneessens (1994), pour qui le marché du travail est caractérisé, depuis le début des années 80', par une inadéquation croissante des qualifications entre la demande et l'offre de travail. Des modifications structurelles (permanentes) du coût du travail, ciblées sur des travailleurs peu qualifiés sont donc à envisager en priorité.

4. INADÉQUATION ENTRE OFFRE ET DEMANDE DE TRAVAIL EN BELGIQUE

4.1 Objectifs

L'étude de la dépendance négative entre les fréquences de sortie du chômage et la durée a renforcé notre intérêt pour les conclusions de Sneessens et Shadman-Mehta (1995) à propos d'une inadéquation croissante en termes de qualification entre demande et offre de travail ("skill mismatch") sur le marché belge. A côté des indicateurs macroéconomiques, nous voudrions, à partir d'un modèle de durée du chômage estimé sur base de données individuelles, modéliser l'inadéquation et vérifier son évolution sur le long terme en Belgique. La STAT92 sous forme de recensement annuel étant disponible depuis l'année 1972, une étude portant sur la période 1973-1991 est possible. Le caractère fédéral de la STAT92 autorise une analyse pour le pays mais également pour chacune des régions séparément. Nous pourrions ainsi examiner si l' inadéquation croissante est plus marquée d'une région à l'autre.

4.2 Méthode

Nous mesurons le degré de qualification par le niveau d'éducation et distinguons quatre catégories de personnes selon le plus haut diplôme obtenu : primaire, secondaire inférieur, secondaire supérieur, supérieur. Notre modélisation s'inspire du travail d'Abbring, van den Berg et van Ours (1998) qui étudient comment la conjoncture et les changements dans la composition des entrants en chômage influencent le taux de sortie du chômage. Nous voulons étudier l'effet du niveau de scolarité sur l'ensemble de la période, ainsi que l'interaction entre niveau de scolarité et le cycle conjoncturel.

Premièrement, nous devons essayer de détecter des mouvements à long terme entre niveaux d'étude. Les taux de sortie peuvent potentiellement converger vers un niveau donné ou au contraire avoir tendance à s'écarter les uns des autres. Il convient d'examiner s'il existe une tendance des taux de sortie sur la période examinée et si celle-ci reflète une augmentation du "mismatch".

Deuxièmement, on compare la variabilité conjoncturelle des taux de sortie pour les quatre niveaux d'étude. En vertu de plusieurs modèles théoriques, on s'attend que la variabilité soit différente d'un niveau à l'autre.

Enfin, on s'interroge sur la part de l'inadéquation en terme de qualification ("skill mismatch") dans les développements différents qu'ont connu la Flandre et la Wallonie.

L'ensemble des modèles sont estimés par la méthode du Chi-carré minimalisé introduite par Cockx (1997) pour l'analyse de durée.

4.3 Résultats

Cette dernière partie présente les évolutions non seulement pour la Wallonie mais aussi pour la Flandre. La période d'observation de 1972 à 1993 couvre deux cycles conjoncturels. Elle apporte trois enseignements principaux.

Premièrement, on a observé sur la période une dégradation faible mais continue du niveau d'éducation moyen des entrants au chômage en Wallonie par rapport à la Flandre. Les conséquences de cette évolution mériterait une recherche plus approfondie. Il est possible de faire pour les taux

d'entrée dans le chômage une analyse économétrique similaire à celle réalisée pour les taux de sortie.. Une approche tenant compte des différences de structure industrielle entre les deux régions serait idéale.

Deuxièmement, les théories prédisant un comportement des taux de sortie plus cyclique pour les peu qualifiés se vérifient parfaitement avec nos données. Les différences sont toutefois plus marquées en Wallonie qu'en Flandre. Nous sommes par contre incapables de produire des résultats robustes quant à un écart tendanciel entre les moins qualifiés et les autres groupes de qualification.

Troisièmement, nous observons que dans nos modèles qui contrôlent bien les effets des niveaux d'éducation, on continue à observer une divergence résiduelle des taux de sortie entre Flandre et Wallonie. Par conséquent, au delà des différences induites par la qualification, il reste une divergence régionale qui n'a pas encore trouvé son explication.

Ces résultats sont suffisamment prometteurs que pour justifier une recherche plus poussée. Une extension directe serait d'appliquer exactement la même méthodologie à d'autres groupes, à savoir le groupe des 18-24 ans, pour lequel le diplôme obtenu est encore un bien meilleur instrument du niveau de qualification, ou celui des femmes, qui ont connu une importante évolution de leur taux d'activité durant la période considérée. La méthodologie elle-même peut être améliorée, en introduisant par exemple une mesure pour l'importance et la qualité des entrants au chômage, ainsi que la modélisation de l'hétérogénéité non-observée (cf. Chapitre III du présent rapport).

5. PERSPECTIVES

La STAT.92 est une banque de données fédérales précieuse pour l'analyse du marché du travail et pour la prise de décision. Cette recherche en a, si nécessaire, fait la preuve. Cette source statistique, qui a le grand mérite d'exister depuis un grand nombre d'années, devrait être maintenue à l'avenir. Bien plus, son contenu devrait être étoffé et sa fiabilité renforcée. L'interconnexion entre ce fichier et la majorité des autres sources de données individuelles (ONSS, statistiques de postes vacants, etc.) est à notre connaissance impossible. Les catégories d'individus identifiées dans la banque de données STAT.92 n'ont plus été mises à jour depuis bien des années. Ceci induit un très grave appauvrissement de l'information contenue dans cette banque de données. Il nous paraît essentiel de remédier à ces problèmes. Le lecteur intéressé trouvera ci-dessous un inventaire plus précis des problèmes et limites rencontrés lors de l'utilisation de la STAT.92. Il devrait être possible d'apporter une solution à la majorité de ceux-ci.

La relative pauvreté de l'appareil statistique belge a fait que, souvent, la collecte de données et leur exploitation *descriptive* ont reçu la priorité. Il faut cependant souligner que le retard de la Belgique comparé aux Pays-Bas ou à la France par exemple se situe tant au niveau de l'appareil statistique que de la capacité d'exploitation de ce qui existe. Nous plaçons pour qu'un équilibre soit trouvé entre le soutien d'initiatives de collectes de données originales et l'investissement dans des méthodologies d'exploitation de ces sources qui dépassent la description et permettent le diagnostic et l'évaluation.

PROBLEMES ET LIMITES DE LA STAT.92

Notre dépistage d'erreurs et d'incohérences dans ce fichier nous a amené à identifier les classes de problèmes suivants :

- présence d'informations erronées, vieilles ou suspectes (ex. bureaux de placement inexistants) mais aussi de données manquantes,
- existence de mouvements non fiables, soit concernant une catégorie inconnue, soit s'effectuant à une date antérieure au début de la période d'observation ou encore strictement antérieure à celle du mouvement précédent,
- repérage d'autres transitions inexploitable, car relatives à des catégories entre lesquelles aucun passage n'est théoriquement possible, ou concernant des codes attribués indûment.

D'autres problèmes doivent également être mentionnés.

- La prolifération des mouvements multiples survenus au cours d'un même mois ou mouvements infra-mensuels. Mouvements préoccupants à deux titres : d'une part leur durée exacte est inconnue et d'autre part certains apparaissent comme étant de nature purement administrative et par là "fictifs". Il serait en conséquence de grande utilité de pouvoir au moins clairement distinguer ces mouvements "fictifs" des autres.
- Le "trou noir" constitué par la catégorie 79, amalgame regroupant les sorties de la banque de données ou "radiations" qui ne correspondent ni à un placement par l'administration ni à un départ au service militaire et reprenant alors les sorties vers un emploi "ordinaire" sans qu'il y ait eu placement et les sorties de la population active (décès, maladie, émigration, accès à la pension et toutes les autres formes de sortie ne donnant pas droit à une indemnité). Même si depuis septembre 1993, deux nouvelles catégories sont apparues en Wallonie pour tenter de le réduire (76 radiation avec passage à une indemnité de maladie ou d'invalidité et 78 sortie vers un emploi "ordinaire" sans placement, attribués uniquement lorsque l'administration en est informée), le code 79 demeure une issue au chômage particulièrement importante. Il serait dès lors bénéfique d'identifier de manière systématique et avec certitude ce que recouvre exactement toutes les

sorties de la banque, ce qui nécessiterait d'inciter davantage le demandeur d'emploi à signaler à l'administration les causes exactes de sa sortie.

- La fréquence de ces sorties de la banque ou "radiations" de très brève durée (catégorie 79). Ce phénomène contraint le chercheur à poser des hypothèses quant à la "réalité" de ces sorties.
- La non observation de la date de sortie du chômage dans le cas des jeunes en stage d'attente, lorsque cette sortie survient avant le terme théorique de la période d'attente.
- La non perception de la participation à certains programmes existants (ex. PRIME, PAC, ALE). Il faudrait mettre en place un codage particulier pour chacun d'eux.
- Le suivi imparfait des catégories employées tout au long de la période (modification de la définition de certaines catégories, abandon ou regroupement d'autres).
- L'historique des caractéristiques individuelles (niveau d'étude, bureau de placement, etc.) n'est pas conservé (on ne dispose que de l'état de ces caractéristiques lors de la dernière mise à jour du fichier). Pour la recherche, il serait précieux de conserver l'historique des caractéristiques individuelles susceptibles de varier au fil du temps.

CHAPITRE I : VALORISATION DE LA BANQUE DE DONNEES STAT.92

Le premier chapitre du présent rapport attire et pointe l'attention sur l'aspect de nos travaux de recherche relatif à la valorisation de la banque de données STAT.92. Cette source d'informations statistiques procure, comme on s'efforcera de le montrer tout au long de ce rapport et en particulier au cours de ce chapitre, le matériel de base des analyses, que nous avons engagé dans le cadre de ce contrat, sur les thèmes de l'évaluation de mesures de formation professionnelle octroyées aux chômeurs et des causes de la dépendance à la durée du chômage. Elle constitue ainsi un outil essentiel dans la connaissance et la compréhension de la situation socio-économique de la Wallonie, au regard notamment du chômage. Outre une telle contribution au diagnostic des raisons de dysfonctionnements observés sur le marché du travail, elle permet également de tirer des enseignements de la politique de l'emploi menée au plan de la lutte active contre le chômage.

Néanmoins, un tel instrument n'a pas été à son origine conçu à des fins de recherche. De même sa gestion courante et les orientations prises ultérieurement ne répondent pas complètement aux exigences requises pour l'élaboration d'études micro-économétriques de la dynamique des trajectoires individuelles sur le marché du travail. Son exploitation a donc nécessité une longue phase de préparation et d'organisation des données. Ce sont précisément les multiples traitements appliqués à la banque de données à ce stade, qui forment le centre d'intérêt principal de ce chapitre initial.

Avant de passer à leur exposition, on s'attachera d'abord à une présentation introductive de la STAT.92 (section 1.), puis à une description plus fine de sa structure et de son contenu (respectivement sous-sections 2.1. et 2.2.). A noter, que chaque sorte d'information reprise dans la banque est documentée et commentée, selon le point de vue d'un utilisateur avéré de manière à faciliter toute nouvelle exploration par de potentiels futurs utilisateurs.

Ce même angle a également été retenu dans la rédaction de la sous-section 2.3. consacrée aux imperfections et insuffisances de cette source statistique, découlant directement de la destination qui lui fut imposée lors de sa création. Ces dernières se verront, de plus, complétées au terme d'une exploration préliminaire des données, par la détection de deux difficultés majeures, soulevées par l'enregistrement des histoires individuelles de participation au marché du travail (cf. sous-section 3.4). Ainsi, un premier problème est posé par l'obtention d'une fréquence excessive des sorties de la banque de très brève durée (sous-section 3.4.1.). Un autre réside dans la prolifération de mouvements survenant à l'intérieur du mois (sous-section 3.4.2.). Ceux-ci mettent donc davantage en exergue la qualité déficiente de l'information et sa fiabilité, que des défauts liés aux missions imparties à la STAT.92. Ils ont dès lors, pour le chercheur, des inconvénients non négligeables, réclamant la fixation d'hypothèses et l'adoption d'attitudes quelque peu arbitraires.

Cela étant dit, le reste du développement s'organisera de la manière suivante. A la section 3., l'on se penchera sur les divers traitements appliqués aux bandes, en distinguant les premiers travaux informatiques de simple prise de contact avec les données et de vérification de leur conformité (sous-sections 3.1. et 3.2.), des analyses postérieures plus poussées (sous-section 3.3.). L'on y abordera également les deux problèmes cruciaux, signalés ci-dessus (sous-section 3.4.). Puis, l'on détaillera les manipulations effectuées dans la perspective des études envisagées (section 4.). Les thèmes de celles-ci y seront d'ailleurs énoncés (sous-section 4.1.). Des mises en garde relatives aux données et spécifiques à ces sujets, ainsi que les rectificatifs introduits à leur suite, seront aussi mentionnés (sous-section 4.2.). Suivront les différentes étapes préparatoires de la STAT.92, visant à la construction d'une base de données de durée (sous-section 4.3.) : définition des différents états (sous-section 4.3.1.), détermination d'un flux d'entrée en chômage (sous-section 4.3.2.) et extraction d'épisodes de chômage (sous-section 4.3.3.). Enfin, l'on explicitera le regroupement en cellules homogènes opéré sur ces données de durée (sous-section 4.4.).

1. PRESENTATION GENERALE DE LA STAT.92

La STAT.92 est au départ une statistique de stocks relative aux individus recensés par les services publics de placement professionnel. Sa constitution s'explique à la fois pour des raisons d'enregistrements des demandeurs d'emploi et pour la gestion des activités de placement de ces administrations. Les personnes concernées y sont répertoriées en diverses catégories. Il s'agit pour l'essentiel des demandeurs d'emploi inoccupés¹, des bénéficiaires du plan de résorption du chômage², des chômeurs occupés à temps réduit pour échapper au chômage et des demandeurs d'emploi en formation professionnelle. À cela, s'ajoutent des indications relatives à un placement ou à une radiation du chômage, en d'autres termes à une sortie de la banque de données pour des motifs souvent imparfaitement connus.

Depuis février 1989, la STAT.92 est devenue, en Wallonie, une banque de données contenant les biographies de tout individu entré un jour en contact avec les services de placement du FOREM³. Ces biographies sont limitées aux périodes où l'individu s'est retrouvé dans une catégorie quelconque parmi celles énumérées ci-dessus. En outre, chaque biographie est complétée par un ensemble de caractéristiques individuelles, telles que le sexe, la profession, les études faites, la commune de résidence, etc., observées lors de la dernière mise à jour de la banque de données.

La version disponible de la STAT.92, dont il est ici question, couvre la population wallonne et la période allant de février 1989 à avril 1994. Elle répertorie environ 740 000 individus et plus de 3 000 000 mouvements entre les catégories qu'elle identifie. Bien qu'étant la propriété de l'ONEm⁴, elle est actuellement gérée par le FOREM. À l'époque où nous l'avons réceptionnée, l'ONEm assurait la gestion de cette source statistique au profit des entités communautaires et régionales que sont le FOREM, l'ORBEm⁵ et le VDAB⁶. Il existe donc également une version renfermant les biographies pour les autres régions du pays. À noter que son accès est conditionnel à une autorisation de l'administration régionale concernée.

Comme annoncé en introduction, cette source d'informations n'étant pas initialement destinée à des fins de recherche, une étape incontournable de préparation et d'organisation des données s'est avérée nécessaire dans la perspective d'études micro-économétriques de la dynamique des trajectoires individuelles sur le marché du travail. Après avoir exposé la structure originelle de la STAT.92 ainsi que son contenu, on se penchera donc sur les transformations apportées.

¹ Douze sous-catégories sont distinguées.

² Vingt-six sous-catégories sont distinguées. Leur nombre a cependant été restreint au cours du temps, suite à divers regroupements.

³ Office communautaire et régional de la Formation Professionnelle et de l'Emploi.

⁴ Office National de l'Emploi.

⁵ Office Régional Bruxellois de l'Emploi.

⁶ Vlaams Dienst voor Arbeidsbemiddeling en Beroepsopleiding.

2. DESCRIPTION DE LA STRUCTURE INITIALE DE LA STAT.92

La banque de données, telle qu'elle nous a été transmise, s'organise en deux bandes magnétiques, l'une relative aux stocks d'individus fin avril 1994 (bande B-463), l'autre aux mouvements ou *blocs historiques* survenus entre février 1989 et avril 1994 (bande B-464).

L'on se propose, dans ce qui suit, d'en exposer la structure, jointe au type de renseignement accessible (sous-section 2.1.), puis d'en détailler plus finement le contenu (sous-section 2.2.), et ce successivement pour chacune des bandes mentionnées ci-dessus. On conclura ensuite cette section en signalant quelques limitations de cette banque, apparues suite à un premier examen de ses capacités et de ses insuffisances.

2.1. Dessin des fichiers de données

2.1.1. Bande B-463 : les stocks fin avril 1994

La bande B-463 renferme l'ensemble des informations relatives aux caractéristiques individuelles des personnes présentes dans la banque. Il est impératif de noter que, les valeurs enregistrées pour ces différentes variables sont celles observées lors de la dernière mise à jour, soit en avril 1994. Ce qui explique l'appellation de *stocks fin avril 1994*.

Variable	Position	Contenu
V1	1-2	Filler prenant la valeur 20
V2	3-10	Numéro de l'individu
V3	11-13	Numéro du bureau de placement
V4	14	Sexe
V5	15-19	Première profession déclarée recherchée
V6	20	Qualification (à ignorer car peu fiable)
V7	21-22	Niveau d'étude
V8	23-27	Commune de résidence (code INS)
V9	28-31	Date de naissance
	28-29	~ mois de naissance
	30-31	~ année de naissance
V10	32	État civil
V11	33-34	Nationalité
V12	35	Permis de travail
V13	36	Aptitude
V14	37-38	Branche d'activité
V15	39-42	Date d'inscription comme demandeur d'emploi (ou 'date EUROSTAT')
	39-40	~ mois d'inscription
	41-42	~ année d'inscription
V16	43-44	Catégorie de demandeur d'emploi fin avril 1994

738 055 individus sont ainsi initialement recensés.

2.1.2. Bande B-464 : les blocs historiques

La bande B-464 reprend, elle, les trajectoires individuelles des chômeurs. Elle retrace ainsi, pour chaque individu, la séquence chronologique de tous les statuts occupés au cours de la période, tout en indiquant les dates de mouvement entre ces statuts. Ces dernières sont consignées sous une forme mensuelle.

Variable	Position	Contenu
----------	----------	---------

V1	1-2	Filler prenant la valeur 20
V2	3-10	Numéro de l'individu
NR	11-13	Nombre de blocs historiques

puis, répétition de la structure type suivante (autant de fois qu'il y a de blocs mouvements)

1 seule variable :	2 positions	Catégorie de demandeur d'emploi
Bi	4 positions	Date de changement
i indice de la séquence	2 positions	~ année
	2 positions	~ mois
	1 position	Type de mouvement (à ignorer)

Exemple : 003 '20' '9003' 'I' '00' '9007' '1' '85' '9007' '-'

Cas d'un individu avec trois blocs mouvements sur la période d'observation. Le code de départ '20_Chômeur mis au travail par les pouvoirs publics', se rapportant à la situation occupée au début de la période (février 1989), est remplacé par '00_Chômeur complet indemnisé' en mars 1990. Puis, ce code d'arrivée '00' devient à son tour un code de départ pour se changer en '85_Formation professionnelle individuelle à temps plein' en juillet 1990, situation qui n'est plus modifiée jusqu'à la fin de la période (avril 1994).

Il est à noter que pour le dernier bloc, la date de mouvement est répétée et le type de mouvement '-' est codifié.

Au total, 3 927 122 mouvements sont dénombrés.

2.2. Information disponible

2.2.1. Définition des variables 'caractéristiques individuelles'

BUREAU DE PLACEMENT

Province du Brabant

230 = Nivelles

231 = Tubize

231 = Wavre

Province du Hainaut

520 = Charleroi

521 = Couvin

523 = Chimay

530 = Mons

531 = Dour

540 = La Louvière

541 = Binche

542 = Manage

543 = Soignies

550 = Mouscron

551 = Comines

560 = Tournai

561 = Ath

562 = Lessines

563 = Peruwelz

Province de Liège

610 = Huy

611 = Waremme

612 = Hannut

620 = Liège

621 = Seraing

622 = Esneux

630 = Verviers

631 = Eupen (avant le 08/90)

632 = Malmedy

633 = St-Vith (avant le 08/90)

640 = St-Vith (après le 08/90)

641 = Eupen (après le 08/90)

Province du Luxembourg

810 = Arlon

811 = Bastogne

812 = Libramont

813 = Marche-en-Famenne

815 = Virton

Province de Namur

920 = Namur

921 = Sambreville

922 = Dinant

923 = Gembloux S/Orneau

924 = Andenne

925 = Ciney

926 = Beauraing

Il est à noter que, les deux premières positions d'un bureau de placement permettent de reconstruire le numéro de la Direction Subrégionale du FOREM à laquelle ce bureau est rattaché. Les noms des Direction Subrégionales sont d'ailleurs repris en italique dans la liste ci-dessus.

SEXE

1 = Homme

2 = Femme

PROFESSION (première profession déclarée recherchée par le demandeur d'emploi)

Se référer au document intitulé 'Classification systématique et liste alphabétique des professions' établi par l'ONEm. L'information est structurée sur 5 positions, le degré de détail augmentant avec le nombre de positions considérées.

NIVEAU D'ETUDE

Enseignement Primaire (terminé ou non) 0{ et 0}

Enseignement Secondaire

Enseignement Secondaire de Plein Exercice

Type II (traditionnel)		Type I (rénové)	
Inférieur		Inférieur	
Certificat d'enseign. secondaire inférieur	0A et 0J	Certificat d'enseign. secondaire inférieur	
Certificat de 4ème année (ou de 5ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire technique - Sections de qualification	1A et 1J	Certificat de 4ème année (ou de 5ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire technique ou artistique - Sections de qualification	
Certificats de 4ème année (ou de 5ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire professionnel - Sections de qualification	2A et 2J	Certificats de 4ème année (ou de 5ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire professionnel - Sections de qualification	
Supérieur		Supérieur	
Certificat d'enseign. secondaire supérieur	0B et 0K	Certificat d'enseign. secondaire supérieur	
Certificats de 6ème année (ou de 7ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire technique ou artistique - Sections de qualification	1B et 1K	Certificats de 6ème année (ou de 7ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire technique ou artistique - Sections de qualification	
Certificats de 6ème année (ou de 7ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire professionnel - Sections de qualification	2B et 2K	Certificats de 6ème année (ou de 7ème année de perfectionnement ou de spécialisation) de l'enseignement secondaire professionnel - Sections de qualification	
Professionnel complémentaire	2C et 2L		

Enseignement Secondaire de Promotion Sociale

Inférieur	
Technique	6A et 6J
Professionnel	7A et 7J

Supérieur

Technique	6B et 6K
Professionnel	7B et 7K

Enseignement Supérieur

Enseignement Supérieur de Plein Exercice

1er degré - type court	1C et 1L
Enseignement normal (*)	
préscolaire	3A
primaire	3B
technique moyen (régent technique)	3C
moyen (régent)	3E
2ème degré	1D
3ème degré - type long	1E

Enseignement Supérieur de Promotion Sociale

1er degré - type court	6C
Enseignement normal ¹	
du soir	3F
2ème degré	6D

Enseignement Supérieur Universitaire

Groupe philosophie et lettres		Groupe sciences sociales	
4{ Philosophie		4G Droit	
4A Histoire		4H Criminologie	
4B Philologie classique		4 I Sciences politiques et sociales	
4C Philologie germanique		5{ Journalisme et communications sociales	
4D Philologie romane		5A Sciences éco. et sc. éco. appliquées	
4E Philologie et histoire non-occidentales		5B Sciences psychologiques et pédagogiques	
4F Histoire de l'art et archéologie			
Groupe sciences		Groupe sciences médicales	
5C Mathématiques		8{ Médecine	
5D Informatique		8A Science dentaire	
5E Physique		8B Pharmacie	
5F Chimie		8C Médecine vétérinaire	
5G Biologie		8D Education physique	
5H Géographie		8E Kinésithérapie	
5I Géologie et minéralogie			
8F Groupe sc. appliquées (ingénieur civil)		8H Groupe sciences religieuses	
8G Groupe sciences agronomiques		8 I Autres formations universitaires	

9E et 9R Apprentissage terminé

9I et 9N Autres études ou indéterminées

Le code assigné aux études faites se réfère au dernier diplôme officiel acquis par l'individu (fin avril 1994). Il s'agit d'une information orale fournie par le demandeur d'emploi, le placeur

¹ Bien qu'étant actuellement classées dans l'enseignement supérieur de type court, les études normales ne seront pas codifiées en '1C', '1L' ou '6C'; des codes particuliers leurs seront réservés.

ayant la possibilité de procéder à une vérification des connaissances. Aucun renseignement relatif au 'savoir-faire' des individus n'est cependant enregistré.

Les codes transcrits en italique indiquent que le niveau d'étude concerné a été acquis au terme d'une formation professionnelle ONEm/FOREM achevée avec succès. Ils recouvrent ainsi les notations 'bis' utilisées dans l'ancien codage.

Dans le cas des demandeurs d'emploi ayant obtenu leur diplôme antérieurement aux nouvelles structures de l'enseignement (M.B. du 27/08/76), leur titre est assimilé aux certificats délivrés actuellement et repris ci-dessus.

COMMUNE DE RESIDENCE

Se référer à la liste des codes des Communes Belges établie par l'Institut National de Statistique (livret jaune 'Communes du Royaume').

Il faut remarquer que, les deux premières positions permettent de reconstituer le numéro de l'arrondissement correspondant, la première position fournissant, elle, le numéro de la province.

Cette liste doit, en outre, être complétée par les cas suivants de demandeurs d'emploi domiciliés à l'étranger :

- 95000 = France
- 96000 = Pays-Bas
- 97000 = Allemagne
- 98000 = Luxembourg
- 99000 = Autres Pays

Il convient également de signaler, qu'un individu résidant en Belgique en dehors de la région Wallonne peut demander à être inscrit comme demandeur d'emploi au FOREM (par exemple, cas d'individus souhaitant postuler à des formations professionnelles dispensées par le FOREM en français). Ces personnes n'apparaîtront néanmoins jamais en code '00_Chômeurs complets indemnisés', car il y aurait sinon un double comptage. On les retrouve par suite, soit en code '03_Demandeurs d'emploi libres inoccupés', soit en '90_Demandeurs d'emploi libres occupés à temps plein' (et '93_Demandeurs d'emploi libres occupés à temps partiel', depuis janvier 1995).

DATE DE NAISSANCE

Mois de 01 à 12 auquel on adjoint les 2 derniers chiffres de l'année.

ETAT CIVIL

- 0 = Célibataire
- 1 = Marié
- 2 = Autres (veuf, divorcé, etc...)

Affectation établie sur base des déclarations faites par le demandeur d'emploi au placeur. Il semblerait qu'aucune règle précise n'ait été appliquée aux cohabitants, qui se retrouveraient en conséquence éparpillés entre ces 3 catégories.

NATIONALITE

- | | |
|-----------------------|----------------------|
| 00 = Belgique | 13 = Portugal |
| 01 = Pays-Bas | 14 = Tchécoslovaquie |
| 02 = Luxembourg | 15 = Turquie |
| 03 = France | 16 = U.R.S.S. |
| 04 = Allemagne (Féd.) | 17 = Yougoslavie |
| 05 = Italie | 18 = Algérie |
| 06 = Espagne | 19 = Zaïre |
| 07 = Pologne | 20 = Maroc |

08 = Allemagne (Est)
09 = Grande-Bretagne
10 = Grèce
11 = Hongrie
12 = Malte

21 = Tunisie
22 = Danemark
23 = Irlande
98 = Réfugiés - Apatrides
99 = Autres nationalités

PERMIS DE TRAVAIL

0 = Sans permis
1 = Permis A
2 = Permis B
3 = Permis C

APTITUDE

0 = Normale (si incapacité entre 0 et 15%)
1 = Partielle (si incapacité entre 16% et 32%)
2 = Très réduite (si incapacité supérieure à 33%)

Degré d'aptitude interne au FOREM, déterminé par le placeur. Cette appréciation subjective n'est, de plus, pas automatiquement vérifiée par une visite médicale (demandée uniquement avant entrée en formation professionnelle du secteur secondaire ou lorsque le placeur n'est pas certain de la capacité du demandeur d'emploi à exercer la profession recherchée). Il y aurait, dans les faits, une sous-estimation de la modalité '2_Très réduite'. Pour illustration, une femme enceinte est classifiée en '1_Réduite'.

BRANCHE D'ACTIVITE

0A = Agriculture et élevage	4A = Entreprises diverses de la construction non dénommées ailleurs
0B = Activités annexes de l'agriculture, de l'élevage et de l'horticulture	5A = Electricité, gaz et vapeur
0C = Sylviculture et exploitation forestière	5B = Service des eaux
0D = Chasse, piégeage et repeuplement en gibier	5C = Centrale nucléaire
0E = Pêche	6A-6B = Commerce de gros
1A = Extraction du charbon	6C = Commerce de détail
1B = Extraction des minerais métalliques	6D = Banques et autres établissements financiers
1C = Pétrole brut et gaz naturel	6E = Assurances
1D = Extraction de la pierre à bâtir, de l'argile et du sable	6F = Affaires immobilières
1I = Extraction d'autres minéraux non métalliques	7A = Transport de marchandises
2{ = Industries alimentaires, à l'exclusion de la fabrication des boissons	7J = Transport de personnes
2A = Fabrication des boissons	7B = Entrepôts et magasins
2B = Industrie du tabac	7C = Communications
2C = Industrie textile	8{ = Services fournis aux entreprises
2D = Confection d'articles d'habillement et fabrication d'ouvrages divers confectionnés en tissus	8A = Services récréatifs
2M = Fabrication et réparation des chaussures	8B = Services personnels
2E = Industrie du bois et du liège	8K = Industrie hôtelière
2G = Industrie du papier et du carton, fabrication d'articles en papier et en carton	8C = Défense Nationale et services des armées alliées
2H = Imprimerie, édition et industries connexes	8D = Services administratifs de l'Etat, des provinces, des communes
2I = Industrie du cuir, de la fourrure et des articles en cuir et en fourrure, à	8E = Autres services publics

l'exclusion des chaussures

3{ = Industrie du caoutchouc

3A = Industrie chimique

3B = Industrie des dérivés du pétrole et du charbon

3C = Industrie des produits minéraux non métalliques, à l'exclusion du verre, des dérivés du pétrole et du charbon

3L = Industrie du verre

3D = Industrie métallurgique de base

3E = Fabrication des ouvrages en métaux, à l'exclusion des machines et du matériel de transport

3F = Construction de machines, à l'exclusion des machines électriques

3G = Construction de machines, appareils et fournitures électriques

3H = Construction de matériel de transport

3I = Industries manufacturières diverses

3R = Diamant

4{ = Industrie de la construction

8F = Enseignement

8G = Instituts scientifiques, centres de recherches, bibliothèques, archives, jardins botaniques et zoologiques, etc...

8H = Médecine humaine et médecine animale

8I = Autres services sanitaires

9{ = Oeuvres sociales

9A = Art et littérature

9B = Organisations religieuses

9C = Associations professionnelles, interprofessionnelles et syndicales, mutuelles

9D = Autres services et organismes privés d'intérêt général

9E = Organismes internationaux, personnel occupé dans les ambassades étrangères

9H = N'ayant jamais travaillé sans pouvoir prétendre à l'art. 124

9I = Activités mal désignées ou inconnues

9R = Admis ou en attente art. 124

L'information reprise concerne la branche d'activité dont le demandeur d'emploi est directement issu, c'est à dire fréquentée lors de la dernière activité pratiquée (il n'y a de remise à jour que lorsqu'il y a changement de branche pour une activité ayant duré plus de trois mois). La classification employée est propre à l'ONEm.

DATE 'EUROSTAT' (date d'inscription comme demandeur d'emploi)

Tant que le demandeur d'emploi maintient la triple condition d'être inoccupé, à la recherche d'un emploi et disponible immédiatement, cette date n'est pas modifiée. Dans le cas contraire, dès qu'une de ces trois conditions au moins n'est plus vérifiée pendant trois mois au moins, la date en question est remise à jour, au moment où ces trois conditions sont à nouveau remplies. L'initialisation correspond à la date de première inscription.

De façon plus précise, la date EUROSTAT

Change

- après au moins 3 mois de travail qu'il soit à temps plein ou temps partiel :
 - a) contrat d'emploi pour durée indéterminée ou déterminée
 - b) comme CMT¹, CST², TCT³, A.R. 123⁴, F.B.I., ACS⁵.
 - c) en atelier protégé
 - d) comme stagiaire ONEm (stage des jeunes)
- après un service militaire ou civil (≥ 3 mois)
- après un emprisonnement (≥ 3 mois)
- si chômeur complet après chômeur partiel (art. 131)
- après I.N.A.M.I.⁶ (≥ 3 mois)
- après F.P.⁷ (≥ 3 mois)
- après F.P. individuelle (≥ 3 mois)
- après dispense pour raisons sociales ou familiales (art. 155 ter) cat D.E.= '96' (≥ 3mois)
- après dispense pour suivre des cours ou une formation (art. 155 quater) de + 3 mois cat. D.E.= '97'
- si chômeur complet après une inscription comme D.E. libre occupé
- après dispense pour chômeur âgé (≥ 3 mois) cat. D.E.= '95'
- après inactivité de + 3 mois

¹ Chômeur Mis au Travail.

² Cadre Spécial Temporaire.

³ Troisième Circuit de Travail.

⁴ Chômeur occupé dans les P.M.E.

⁵ Agent Contractuel Subventionné.

⁶ Institut National de l'Assurance Maladie-Invalidité.

⁷ Formation Professionnelle.

Ne change pas

- après les vacances annuelles
- après un rappel sous les armes
- après une dispense pour s'être mis gracieusement à la disposition de certains organismes d'intérêt public (dispense art. 76.5 - bénévolat)
- après une confirmation d'inscription comme D.E. libre inoccupé (pour autant que l'inscription ait été maintenue)
- après une exclusion du chômage (qu'elle qu'en soit la durée)
- si chômeur complet après une inscription comme D.E. libre inoccupé
- après avoir renoncé volontairement aux allocations de chômage pendant plus de 3 mois (art. 123 §5 - art. 77 bis)

CATEGORIE DE DEMANDEUR D'EMPLOI FIN AVRIL 94

Il s'agit de la catégorie de demandeur d'emploi occupée à la fin du mois où la bande a été élaborée (avril 1994). La même catégorie doit se retrouver dans le dernier bloc historique.

2.2.2. Renseignements contenus dans les blocs historiques

a) Liste des codes répertoriés dans la STAT.92

Avertissement :

Au cours de la période d'observation, quelques modifications sont intervenues dans la codification utilisées par la STAT.92. Certains codes ont ainsi été purement et simplement abandonnés et ce de façon plus ou moins progressive, d'autres ont fait l'objet de redéfinition, et enfin de nouveaux codes sont apparus.

Dans la liste qui suit, les codes, dont l'usage prend fin ou dont la signification initiale est remaniée, sont repris en italique, ceux qui se créent sont soulignés. Les dates, auxquelles ces changements se sont opérés, sont elles mentionnées entre parenthèses. Pour mieux apprécier l'historique de ces recodages au long de la période d'observation, un tableau, reprenant les effectifs fin de mois des différents codes, est joint en annexe.

La présentation adoptée ci-dessous rassemble ces différents codes par grande catégorie de demandeurs d'emploi.

*** Demandeurs d'emploi inoccupés**

<i>Code</i>	<i>Signification</i>
00	Chômeurs complets indemnisés
01	Chômeurs complets indemnisés dispensés du contrôle communal
02	Demandeurs d'emploi inscrits pendant leur période d'attente
03	Demandeurs d'emploi libres inoccupés
04	Demandeurs d'emploi exclus du bénéfice des allocations et qui ne continuent pas à pointer
05	Demandeurs d'emploi à charge du C.P.A.S.
06	Demandeurs d'emploi relevant du F.C.I.P.P.H. (ancien F.N.R.S.H.)
07	Chômeurs complets ayant travaillé à temps partiel volontaire
09	Chômeurs qui renoncent volontairement aux allocations
11	Demandeurs d'emploi en attente d'allocations de transition
12	Bénéficiaires d'allocations de transition
14	Demandeurs d'emploi exclus du bénéfice des allocations et qui continuent à pointer

*** Plan de résorption du chômage**

<i>Code</i>	<i>Signification</i>
20	Chômeurs mis au travail par les pouvoirs publics à temps plein

21	(suppression officielle le 09/90, clôture effective le 03/91) <i>Chômeurs mis au travail par les A.S.B.L. à temps plein</i>
22	(suppression officielle le 09/90, clôture anticipative le 07/90) <i>Cadre spécial temporaire dans le secteur public à temps plein</i>
23	(suppression officielle le 09/90, clôture anticipative le 01/90) <i>Cadre spécial temporaire dans le secteur privé à temps plein</i> (suppression officielle et effective le 09/90)
24	<i>Troisième circuit de travail dans le secteur public à temps plein</i> (transfert vers la version actualisé du code 25 à partir du 01/92)
25	<i>Troisième circuit de travail dans le secteur privé à temps plein</i> (élargissement à partir du 01/92) Troisième circuit de travail à temps plein
26	<i>Chômeurs occupés dans les P.M.E. à temps plein</i>
27	<i>Chômeurs mis au travail à temps plein, engagés en remplacement de bénéficiaires de l'interruption de carrière professionnelle dans le secteur public, les administrations publiques et les services des ministères</i> (suppression le 09/91)
28	<i>Chômeurs mis au travail à temps plein, engagés en remplacement de bénéficiaires de l'interruption de carrière professionnelle dans les administrations provinciales et locales</i> (arrêt le 02/90))
29	<i>Agents contractuels subventionnés occupés à temps plein</i>
50	<i>Chômeurs mis au travail par les pouvoirs publics à temps partiel</i> (suppression le 08/90)
51	<i>Chômeurs mis au travail par les A.S.B.L. à temps partiel</i> (suppression le 01/90)
52	<i>Cadre spécial temporaire dans le secteur public à temps partiel</i> (suppression le 07/90)
53	<i>Cadre spécial temporaire dans le secteur privé à temps partiel</i> (suppression le 06/90)
54	<i>Troisième circuit de travail dans le secteur public à temps partiel</i> (transfert vers la version actualisé du code 55 à partir du 01/92)
55	<i>Troisième circuit de travail dans le secteur privé à temps partiel</i> (élargissement à partir du 01/92) Troisième circuit de travail à temps partiel
56	<i>Chômeurs occupés dans les P.M.E. à temps partiel</i>
57	<i>Chômeurs mis au travail à temps partiel, engagés en remplacement de bénéficiaires de l'interruption de carrière professionnelle dans l'enseignement</i> (accès interdit à compter du 09/91, abandon définitif en 01/92)
58	<i>Chômeurs mis au travail à temps partiel, engagés en remplacement de bénéficiaires de l'interruption de carrière professionnelle dans les administrations provinciales et locales</i> (accès interdit à compter du 09/91, abandon définitif en 01/92)
59	<i>Chômeurs mis au travail à temps partiel, engagés en remplacement de bénéficiaires de l'interruption de carrière professionnelle dans le secteur privé</i> (accès interdit à compter du 09/91, abandon définitif en 01/92)
60	Stagiaires 'A.R. 230' part-time placé par le FOREM
61	Stagiaires 'A.R. 230' part-time sur déclaration
62	Stagiaires 'A.R. 230' part-time en période d'attente
63	Stagiaires 'A.R. 230' full-time sur déclaration
64	Stagiaires 'A.R. 230' full-time placés par le FOREM
69	Agents contractuels subventionnés occupés à temps partiel

*** Radiations et Placements**

Code	Signification
70	Placement ordinaire à temps plein
71	Placement ordinaire à temps partiel (le D.E. cesse d'être inscrit)
74	Placement intérim à temps plein
75	Placement intérim à temps partiel (le D.E. cesse d'être inscrit)
76	<u>Radiation avec passage à une indemnité de mutuelle ou pension</u> (apparition en 09/93)
77	Radiation durant le service militaire
78	<u>Radiation avec accession à un emploi sans l'aide du service de placement du</u>

79	<u>FOREM</u> (apparition en 09/93) Radiation
----	--

*** Autres personnes inscrites en STAT.92**

<i>Code</i>	<i>Signification</i>
80	Travailleurs occupés à temps partiel involontaire dont l'emploi a été procuré par les services du FOREM
81	Travailleurs occupés à temps partiel involontaire ayant trouvé l'emploi par leurs propres moyens
82	Demandeurs d'emploi occupés à temps partiel involontaire pendant leur période d'attente
83	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle à temps plein
84	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle à temps partiel
85	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle individuelle à temps plein
86	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle individuelle à temps partiel
88	Demandeurs d'emploi occupés dans les ateliers protégés à temps plein
89	Demandeurs d'emploi occupés dans les ateliers protégés à temps partiel
90	Demandeurs d'emploi libres occupés à temps plein
91	Demandeurs d'emploi occupés en attente d'allocations de transition
92	Certains chômeurs temporaires
<u>93</u>	<u>Demandeurs d'emploi libres occupés à temps partiel</u> (apparition en 01/95)
95	Chômeurs complets indemnisés non demandeurs d'emploi
96	Chômeurs complets indemnisés dispensés du pointage pour raisons sociales ou familiales
97	Chômeurs complets indemnisés qui suivent des cours, des études ou une formation professionnelle

*** Catégorie 'fictive'**

<i>Code</i>	<i>Signification</i>
99	1ère inscription dans les registres du chômage

Toute personne, qui apparaît pour la première fois dans le fichier, reçoit ce code 'fictif' '99', avant de passer au code correct défini d'après le statut qu'elle occupe effectivement. En conséquence, on ne devrait rencontrer le code '99' en dehors du premier bloc historique. Il ne peut être un code d'arrivée.

b) Signification précise des différents codes utilisés dans la STAT.92

On trouvera en annexe la documentation afférente à la description précise des situations reprises sous les divers codes de demandeurs d'emploi employés dans la STAT.92.

2.3. Premières limites de la STAT.92

On se propose, dès à présent, de dresser une liste préliminaire de faiblesses de la banque de données STAT.92. Celles-ci découlent essentiellement de sa conception, ainsi que des missions qui lui sont imparties.

• Compatibilité avec d'autres banques de données très restreinte :

Dans la STAT.92 relative à la Wallonie, les observations individuelles étant identifiées au travers du numéro SIROCCO, l'interconnexion entre ce fichier et la majorité des autres sources de données individuelles est à ce jour impossible.

• **Non ou mauvaise identification de certaines politiques de lutte contre le chômage :**

On citera comme exemple type le programme PRIME¹, qui en raison de sa dépendance (origine et gestion) aux autorités régionales n'est pas distingué. Mais, l'on pourrait aussi mentionner la participation au PAC². Dans le cas afférent aux PRIME, la non-identification du programme, et donc de leurs participants, a pour répercussion malheureuse que ceux-ci se retrouvent en code '79_Radiation'. Il est d'autant plus surprenant qu'un tel problème se pose, que le nombre total de catégories suivies dans la STAT.92 est considérable. Ce problème ne peut, en outre, être résolu par un couplage avec une source de données alternative (cf. le point précédent). À plus long terme, on peut s'inquiéter de l'appauvrissement de l'information contenue dans cette banque de données, si les catégories d'individus identifiées ne sont plus mises à jour.

• **Trop peu d'informations relatives à l'indemnisation :**

Bien que l'on sache en fonction du code de demandeur d'emploi occupé par un individu, si ce dernier perçoit ou non une allocation, on ne sait absolument rien quand au niveau ou à la durée des indemnités de chômage reçues.

• **Individus insuffisamment caractérisés :**

Plus généralement, on fera remarquer la pauvreté des renseignements repris au plan des caractéristiques individuelles ou familiales.

• **Caractéristiques individuelles temporelles traitées comme des variables de stock :**

Se pose ici le problème de la non connaissance des modifications éventuelles, intervenues en cours de période, de la valeur de certaines caractéristiques individuelles par nature 'time-varying' (i.e. non constante dans le temps). Ce problème trouve son origine dans le seul enregistrement en toute fin de période (avril 1994) des diverses variables. Dès lors, en cas changement il y a écrasement de la valeur antérieure, seule la nouvelle valeur de la variable concernée étant conservée. Une telle procédure d'encodage a pour conséquence, de nous mettre dans l'obligation de poser l'hypothèse implicite, d'absence de modifications des valeurs de ces variables 'time-varying' sur toute la longueur de la période d'observation.

• **Manque de continuité dans les codes employés :**

Ce problème, comme on a pu le noter à la section 2.2.2, apparaît particulièrement crucial dans le cas des codes relatifs au plan de résorption du chômage.

• **Les limites de l'information concernant la formation professionnelle :**

Si l'on identifie correctement les divers programmes de formation professionnelle et si l'on connaît en cas de participation, les dates d'entrée et de sortie du programme et par là sa durée, on ne dispose d'aucun renseignement relatif tant au niveau qu'au domaine de la formation. On n'a pas non plus d'informations signalant l'achèvement avec succès de la formation ou à l'inverse l'abandon en cours de route.

• **Le «trou noir» constitué par le code '79_Radiation' :**

Ce code concernant les sorties inexplicées de la banque, au sens où elles ne correspondent ni à un placement par l'administration ni à un départ au service militaire, reprend en pratique tout un amalgame de situations forts différentes les unes des autres. En particulier, on citera :

¹ Projets Régionaux d'Insertion dans le Marché de l'Emploi.

² Plan d'Accompagnement des Chômeurs.

- des chômeurs indemnisés n'ayant pas satisfait aux exigences du mode de pointage en vigueur (lorsqu'il y a empêchement à deux pointages successifs),
- des individus ayant trouvé un emploi « normal »¹ sans l'intermédiaire de l'administration (qu'ils signalent ou non ce travail, sauf après l'introduction du code '78'),
- des personnes qui cessent de pointer pour d'autres raisons, telles que le passage à une indemnité de maladie ou d'invalidité (qu'ils le signalent ou non, sauf après l'introduction du code '76'), le service militaire (si celui-ci n'est pas indiqué au FOREM), un déménagement, l'accès à la pension, la reprise d'études (dans le seul cas de chômeurs non indemnisés), le décès, etc.

On ne peut, dès lors, dissocier les sorties vers un emploi normal sans qu'il y ait eu placement, des sorties de la population active. Par ailleurs, même si depuis septembre 1993 deux nouvelles catégories ('76' et '78') ont été introduites pour tenter de réduire cette confusion, le code '79' demeure dans les faits une issue au chômage particulièrement importante.

• **Observabilité partielle de la date exacte de sortie des jeunes en stage d'attente :**

La difficulté provient de l'existence d'un statut spécifique aux jeunes chômeurs sortant du système éducatif, qui se trouvent dans une «période d'attente» préalable à l'ouverture de droits à l'indemnisation, et de la très mauvaise perception, via la STAT.92, des mouvements de sortie sur cette période. En effet, si une sortie survient avant la fin du stage d'attente, la codification administrative de ce mouvement ne se fera, dans la plupart des cas, que bien plus tard, au terme de la période d'attente. Un tel décalage entre la date effective de sortie est celle enregistrée s'explique simplement par le fait que, le jeune n'a aucune obligation (il n'y pas de contrainte de pointage sur cette période) ou incitation à signaler son changement de statut. Dans la mesure où, il ne se présente pas au bureau de placement à l'issue de la période d'attente pour introduire sa demande d'allocations et confirmer son inscription, l'administration en déduit alors qu'il a quitté le chômage.

L'on verra, dans le déroulement de la sous-section 3.4., que cette liste initiale des insuffisances de la STAT.92 n'est malheureusement pas exhaustive. D'autres problèmes, concernant davantage la qualité et la fiabilité des informations reprises, viennent ainsi s'y ajouter.

3. CORRECTIONS ET ANALYSES PRELIMINAIRES

On trouvera dans cette section, d'une part un compte rendu exhaustif des travaux, effectués par B. Masuy (LOGI-UCL) et E. Berckmans (LOGI-UCL), relatifs à une première exploration des données ainsi qu'à l'application d'une série de tests de contrôle ; et d'autre part la liste des corrections et modifications, apportées ultérieurement par Y. Saks (KUL²), chaque fois que les travaux précédents avaient mis à jour une quelconque anomalie.

On s'attachera d'abord aux problèmes soulevés par la bande relative aux stocks (sous-section 3.1.), puis on passera aux difficultés posées par la bande relative aux historiques (sous-section 3.2.). On répertoriera ensuite les divers analyses statistiques descriptives menées à ce stade (sous-section 3.3.). Lorsque les investigations mentionnées ont donné lieu à des listings de sorties (SAS), ceux-ci sont signalés. On se penchera ensuite sur d'autres points épineux renfermés dans la STAT.92, davantage liés à sa nature propre et/ou à sa gestion, qu'à de simples erreurs de transcription (sous-section 3.4.). On terminera enfin par une description rapide des bandes produites au terme de cette étape (sous-section 3.5.).

¹ Par « normal », on entend qu'il s'agit d'un emploi non-aidé, c.a.d non issu d'un dispositif d'aide à l'embauche de la politique du marché du travail.

² Travail de sous-traitance effectué à la KUL, sur la période juillet-août 1994, pour le compte de B. Van der Linden (IRES-UCL).

3.1. Vérifications réalisées et rectifications apportées sur la bande B-463 relative aux variables de stock

Pour débiter, un tri à plat de chacune des variables *caractéristiques individuelles* a été opéré. Par ce moyen, était en particulier visée la recherche de valeurs « absurdes », au sens de non conformes aux modalités possibles affectées à ces variables de type qualitatif. Ci-dessous, le résultat de l'inspection de chaque variable est exposé. Il est éventuellement accompagnée des solutions appliquées au(x) problème(s) décelé(s). Il faut signaler que ces solutions ont été définies en concertation avec le Service Études et Statistiques du FOREM, après discussion des anomalies rencontrées. Dans les cas où aucune correction n'était envisageable, les erreurs ont été mises en évidence dans le fichier produit en sortie.

• Variable V3_Bureau de placement :

- Valeur '546' non répertoriée mais employée dans le cadre du PAC, créant dès lors un bureau de placement parasite, sans réelle raison d'être. Etant donné, la rareté de cet abus, rencontré dans un seul cas, ce dernier a été supprimé.
- Valeurs fictives '629' (10 cas) attribuée pour le compte du T-service de Liège, '985' (6 cas) et '995' (4 cas) relatives à l'administration centrale. Vu le nombre très marginal d'observations concernées par ces numéros factices, ces derniers ont été remplacés par un point, de manière à conserver ces observations tout en indiquant qu'elles présentent une valeur manquante pour la variable bureau de placement.
- Recours pour Eupen et Saint-Vith respectivement aux valeurs '631' (1 226 cas) et '633' (831 cas) périmées dans la dernière classification en vigueur (cf. section 1.1.2.). Les codes actuels correspondant, respectivement '641' et '640', leurs ont été substitués.

Les corrections effectuées au titre de cette variable ont donc mené à l'élimination de 1 observation et à la génération de 20 valeurs manquantes.

• Variable V5_Profession recherchée :

- Valeur '00000' (1 seule observation) sans signification, convertie en point.
- Valeur '05100' (22 cas) erronée, corrigée en '05000'.
- Valeurs '33150' (1 cas), '33203' (1 cas), '33207' (1 cas), '33220' (2 cas), '33222' (1 cas), '33225' (1 cas) et '33283' (1 cas) invalides, rectifiées en '33151'.

• Variable V6_Information à ignorer :

Variable initialement relative à la qualification du demandeur d'emploi. Néanmoins, sa fiabilité doit être mise en doute. N'étant alors pas de grande utilité, elle a été éliminée.

• Variable V7_Niveau d'étude :

On adresse ici une mise en garde quant à l'utilisation des valeurs 'bis' (ou après conversion, des codes : '0J', '0K', '0}', '1J', '1K', '1L', '6J', '9N', '9R'). Ceci en raison de la présence de seulement 164 observations relevant de ce type, lequel est censé reprendre toutes les formations professionnelles ONEm/FOREM terminées avec succès. Un tel effectif n'étant guère plausible, il apparaît préférable de ne pas se fier à ces codages 'bis', ou aux recodages correspondants. Ils seraient, de plus, éventuellement sans lien avec le niveau des études faites.

En pratique, on constate que 138 d'entre eux (soit 84,15%) s'appliquent au niveau primaire, 21 (soit 12,80%) au niveau secondaire, le reste se répartissant entre le supérieur et non déterminé. Par ailleurs, une étude des blocs historiques des individus impliqués, entreprise ultérieurement aux travaux des sous-traitants informatiques dont il est ici question, a révélé qu'il ne s'agissait jamais de personnes ayant suivi une formation professionnelle au cours de notre période d'observation. Ce sont toujours des personnes entrées au chômage avant le début de cette période et qui se trouvent depuis lors en code '95_Chômeurs complets indemnisés âgés non demandeurs d'emploi'.

• **Variable V8_Commune de résidence :**

- Valeur '00000' (195 observations), relative à une non affectation, au sens où il s'agirait d'individus en attente d'encodage de leur commune de résidence. Cette représentation des valeurs manquantes a été transformé en un point, signifiant une observation manquante.

• **Variable V9_Date de naissance :**

- Détection de 113 individus dont la date de naissance est strictement antérieure à janvier 1924, autrement dit, âgés de plus de 65 ans au début de la période d'observation (1989) et qui donc devraient déjà être pensionnés (en théorie, la sortie vers la pension est automatique). Il est fort probable qu'il s'agisse d'individus classifiés en position '95_Chômeurs complets indemnisés non demandeurs d'emploi de plus de 55 ans'. La correction adoptée a consisté à imputer un point à la date de naissance lorsque celle-ci était antérieure à janvier 1924 chez les hommes et à janvier 1929 chez les femmes.
- Présence également de 52 individus pour lesquels le mois de naissance est inconnu (cf. variable de travail CC='a'). Considérant que dans de tels cas, le reste de la variable, soit l'année, peut être considéré comme suspect, un point a été mis à la place de la date de naissance entière.

• **Variable V14_Branche d'activité :**

- Présence de 3 observations prenant la valeur non répertoriée '1{' (simple erreur d'encodage involontaire). Cette valeur a été convertie en point.

• **Variable V15_Date d'inscription comme demandeur d'emploi :**

Une conversion préalable de V15 en date SAS a été faite. Ce qui signifie que l'on a déterminé pour chaque individu le nombre de jours écoulés entre sa date d'inscription et le 01/01/60.

- Obtention pour certaines observations (71) d'une valeur négative, traduisant donc une date d'inscription strictement antérieure à 1960. Dans le même esprit, toute date avant 1970 peut paraître suspecte. On est alors en droit de s'interroger sur la crédibilité d'une telle information (tous ces cas ne sont-ils que des erreurs d'encodages ?). Le rectificatif retenu se borne à substituer à cette date un point lorsque celle-ci est antérieure à janvier 1960, ce seuil étant fixé de façon partiellement arbitraire.
- Existence de 14 individus pour lesquels le mois d'inscription est inconnu (cf. variable de travail CC='b'). Un point a été affecté à la date d'inscription entière.

• **Variable V16_Catégorie de demandeur d'emploi fin avril 94 :**

- Présence de 11 individus dans la catégorie d'arrivée '87_Demandeurs d'emploi occupés dans le cadre du plan 2000'. Il s'agit d'un code de la STAT.92 rarement usité et par là non exhaustif (cf. historique des effectifs fin de mois), qui est de plus survenu en cours de période (1993). Dans les faits, les situations relevant de cette catégorie ont été assimilées au code '83_Demandeurs d'emploi en Formation professionnelle à temps plein'.

Remarque :

Il serait donc logique de faire passer les 11 cas '87' en '83'. Une telle correction n'a pourtant pas été effectuée. Néanmoins, on a procédé à une correction similaire pour les variables reprenant la catégorie de demandeur d'emploi dans les blocs mouvements (bande B-464). Or, V16 n'est rien d'autre, pour chaque individu, que la dernière catégorie de son historique. En recourant à cette catégorie d'arrivée finale, on peut donc obtenir une version corrigée de V16.

• **Cas de l'âge atteint lors de l'inscription comme demandeur d'emploi :**

Il s'agit d'une variable de travail (c'est à dire non conservée ultérieurement dans la bande) notée 'Age' et définie comme la différence entre l'année d'inscription comme demandeur d'emploi (extrait de V15) et l'année de naissance (extrait de V9) moins 1.

- Mise à jour non seulement de 43 observations avec un âge à l'inscription négatif ou nul, mais aussi de 17 (resp. 80) individus âgés de moins de 15 ans (resp. 16 ans).

Afin d'éclairer ces cas pour le moins curieux, on a procédé à l'édition de toute les variables de stock des individus n'ayant pas atteint 16 ans lors de leur inscription. On peut alors remarquer que, parmi ces 80 individus se trouvent les 14 observations pour lesquelles le mois d'inscription est absent (cf. CC='b'). On constate aussi que, pour ces dernières, l'année d'inscription est inconnue, valeur manquante interprétée par SAS comme '00', soit 1900. Ce qui procure par conséquent une explication partielle des âges d'inscription négatifs. Rien d'autre de particulier ne semble sinon signaler ces individus.

Les valeurs de 15 et 16 ans pouvant être considérées comme tangentes, un point a été placé dans les variables V9 et V15 quand l'âge à l'inscription était inférieur ou égal à 14 ans.

- Découverte de 27 individus ayant dépassé l'âge honorable de 65 ans au moment de leur inscription comme demandeur d'emploi. Les valeurs de V9 et V15 ont été changées en point, lorsque cet âge à l'inscription était strictement supérieur à 65 ans chez les hommes et à 60 ans chez les femmes.

Enfin, un extrait de la bande portant sur des individus aux historiques équivoques, en raison d'une date d'inscription comme demandeur d'emploi antérieure à février 1989 et de l'absence complète de mouvements jusqu'à la fin avril 1994 (cf. section suivante), a été édité. Il ne semble cependant pas que ces individus se caractérisent par la prise systématique d'une valeur particulière de l'une ou l'autre des variables de stock.

3.2. Examens effectués et modifications appliquées à la bande B-464 relative aux blocs historiques

En guise d'introduction, un aperçu de la bande est proposé parmi les listings de sorties SAS, fournis en annexe. Les travaux mentionnés ci-dessous s'efforcent, quand à eux, d'évaluer la 'qualité' des informations enregistrées dans les blocs mouvements. Dans cette optique, une variable de contrôle, appelée C, a été créé. Dans la version révisée de la bande relative aux historiques, produite au terme de cette étape, cette variable est conservée et précède les blocs mouvements. Elle est d'une seule position et a été initialisée à la valeur 'A'.

• Distribution de fréquence du nombre de blocs historiques (variable NR) :

Aucun individu n'a plus de 243 blocs et moins de 2. Cette valeur maximale peut paraître quelque peu colossale, étant donné l'encodage sous forme de dates mensuelles des changements de statut et la longueur totale de la période d'observation (63 mois). Mais, l'on verra par la suite, que peuvent proliférer des mouvements multiples survenant au cours d'un même mois, et fort souvent imputables à des raisons purement administratives. De même que peuvent se multiplier de façon excessive des mouvements de sorties de très brèves durée.

• Mise en évidence d'observations à la chronologie problématique :

Il est ici question de cas où la date d'un mouvement est strictement antérieure à la date du mouvement précédent. Dans ce cadre, ont été réalisés :

- une identification des observations individuelles concernées, par le repérage du numéro de l'individu (V2), du numéro de la séquence d'apparition de l'anomalie (SEQ) et par la reprise des deux dates en question (OLD et H2) ;

- un tri à plat de la différence entre les deux dates suspectes, variable DIFF=(H2-OLD), où H2 et OLD sont du type année-mois. Dans 3 904 cas, la chronologie est inversée (DIFF<0).

La valeur 'Z' a alors été attribuée à la variable de contrôle C, de façon à signaler 'individu aux mouvements non fiables en raison de problèmes de chronologie'.

• **Mise en évidence d'observations avec une date de mouvement manquante (='.') :**

Par la même procédure que celle considérée au point précédent, on peut constater que dans 256 cas une des deux dates est manquantes.

• **Inspection de la valeur prise par les dates de transitions :**

Afin de faciliter les tests envisagés à ce point, un éclatement de chaque observation individuelle en autant d'observations que de blocs mouvements possédés par l'individu concerné a été opéré. Cette procédure aboutit à l'obtention de 3 927 122 observations mouvements. Sur la base ainsi redéfinie, ont été produites :

- une nouvelle distribution de fréquence du nombre de blocs historiques (variable NR) ;
- une distribution de fréquence du type de mouvement (variable H3) ;
- une distribution de fréquence des dates de transition (variable H2).

Cette dernière fournit un décompte des occurrences de dates de mouvement aberrantes. Elle permet notamment de dénombrer les cas de dates strictement antérieures au début de la période d'observation, soit '8902' (96 284 cas selon le listing), situation qui ne devrait a priori survenir, puisque aucun mouvement antérieur à février 1989 ne devrait être normalement observé.

Par ailleurs, des analyses complémentaires ont révélé, d'une part qu'une telle anomalie touchait principalement la date du premier bloc mouvement et d'autre part que les observations concernées étaient souvent équivoques à plus d'un titre, puisqu'elles se particularisaient par une absence complète de mouvements jusqu'à la fin de la période, soit avril 1994¹. Toujours d'après ces analyses, il est également apparu que ces enregistrements partageaient une autre caractéristique commune : la catégorie fictive '99' comme catégorie de départ systématique. Ils présentent donc la séquence suivante de mouvements :

'99'	'zzzz'	' '	'xx'	'zzzz'	'-'
catégorie initiale fictive	date d'inscription comme demandeur d'emploi antérieure à février 89	type de mouvement	catégorie dans laquelle se trouve la personne	répétition de la date	dernier bloc

Il s'agit en conséquence, non pas d'enregistrements erronés, mais de cas relatifs à des personnes inscrites au chômage avant le début de la période d'observation et qui n'ont pas changé de statut depuis lors. Dans la mesure où, ces personnes n'ont effectué aucun mouvement sur l'ensemble de la période, si notre base de données s'était limitée aux seuls enregistrements avec des mouvements postérieurs à février 1989, elles n'y figureraient pas. L'inclusion dans notre base des individus avec la séquence ci-dessus permet donc la prise en compte des individus présents dans le stock de chômage.

Afin d'être cohérent avec l'attitude adoptée face à la variable de stock V15_Date d'inscription comme demandeur d'emploi lorsque celle-ci est jugée trop lointaine pour être crédible, la règle suivante a été ici appliquée : si un mouvement antérieur à janvier 1960 est observé alors la valeur 'X' est affectée à la variable de contrôle C pour signifier 'individu aux mouvements non fiables en raison de sa date d'inscription trop ancienne'. Ainsi, 20 mouvements antérieurs à janvier 1960 ont été dépistés. Il est à noter que ces 20 transitions se rapportent, en fait, à seulement 10 individus.

• **Examen des catégories successivement occupées par chaque individu :**

Sur la base obtenue suite à l'éclatement de chaque observation individuelle en autant d'observations que de blocs mouvements possédés par l'individu considéré, une distribution de fréquence de la catégorie de demandeur d'emploi (variable H1) a été réalisée, permettant :

- la détection de 2 350 cas avec une valeur manquante ;

¹ Un listing reprenant des exemples d'observations individuelles avec une date d'inscription comme demandeur d'emploi antérieure à février 1989 est disponible sur demande auprès des auteurs de ce rapport.

- le dépistage de séjours en code '87' (33 cas), systématiquement transférés en code '83' (cf. dernière remarque de la section 1.2.1.) ;
- le repérage de 13 passages par un code '94', catégorie de demandeur d'emploi non définie dans la nomenclature en vigueur¹ et qui a par suite été remplacée par un point, la valeur 'Y' étant dans le même temps attribuée à la variable de contrôle C pour notifier 'individu dont au moins un mouvement concerne une catégorie inconnue';
- la mise en évidence de mouvements concernant la catégorie '99' (393 220 cas), code fictif qui ne devrait en théorie jamais apparaître en dehors des deux premières positions du premier bloc mouvement.

Etant donné l'importance des mouvements liés à ce code (près de 10% de l'ensemble), une analyse plus poussée a été menée. Ainsi, les observations pour lesquelles la catégorie '99' n'apparaissait pas (au moins une fois) en tête de l'historique ont été inventoriés : 6 957 cas au total ont été trouvés². Lorsqu'une telle erreur est détectée, un point lui a été substitué et la valeur 'Y' a été placé dans la variable de contrôle C.

• **Fréquences de la variable de contrôle :**

Au terme de cette étape, la table des fréquences de la variable de contrôle C est la suivante :

C	Signification	Effectif
'A'	'Enregistrement correct'	729 483
'X'	'Individu aux mouvements non fiables en raison de sa date d'inscription trop ancienne'	10
'Y'	'Individu dont au moins un mouvement concerne une catégorie inconnue'	6 828
'Z'	'Individu aux mouvements non fiables en raison de problèmes de chronologie'	<u>1 734</u>
		738 055

Il doit être mentionné que, cette variable de contrôle C a d'abord été initialisée à la valeur 'A' et puis que les valeurs 'Y', 'X' et 'Z' dans cet ordre, lui ont été éventuellement assignées. Or, il est possible que certaines observations relèvent de plus d'une des situations problématiques décrites par 'X', 'Y' ou 'Z'. La variable C ne pouvant prendre qu'une seule valeur, pour chaque observation la valeur finalement encodée est la dernière rencontrée dans la liste 'Y', 'X', 'Z'. C'est ainsi que la table précédente n'indique pas que 6 970 (= 6 957+13) observations relèvent de 'Y' et que parmi elles, 3 (resp. 139) cas rentrent également dans la situation 'X' (resp. 'Z'), qui est celle enregistrée.

3.3. Exploration plus approfondie de la STAT.92

Les analyses supplémentaires citées dans cette section se rapportent à des tâches exécutées par Y. Saks, sous la direction de B. Van der Linden. Si elles visent encore à vérifier la qualité des informations renfermées dans la STAT.92, elles offrent également une première série de renseignements sur les transitions contenues dans les historiques. Etant donnée la taille très volumineuse des fichiers outputs ainsi générés, ou le peu d'intérêt dont ils peuvent être l'objet, au-delà de leur usage à des fins de contrôle, ces derniers ne sont pas toujours joints en annexe. Lorsqu'ils le sont, cela est explicitement indiqué dans le texte. Ils restent, néanmoins, accessibles aux intéressés sur simple requête.

• **Datation des mouvements par bureau de placement :**

¹ Renseignement pris auprès du FOREM, il s'agit d'une catégorie exceptionnellement utilisée en 1994 par le bureau de placement de Charleroi afin d'isoler les jobs d'étudiant. Aucune conversion n'étant possible, il faut les traiter comme des erreurs.

² On compte 385 854 codes '99' en première position. Pour retrouver le nombre total d'accès au code '99', soit 393 220, on doit ajouter à ces 385 854 codes '99' en première position et aux 6 957 observations ayant au moins une fois le code '99' en dehors de la première position, 407 cas de personnes ayant plusieurs fois le code '99' dans leur historique.

Pour chaque numéro de bureau de placement (V3), ont été recherchées la valeur minimale de la date du premier mouvement strictement postérieure à janvier 1989 et la valeur maximale de la date du dernier mouvement. Il a ainsi été vérifié que l'encodage des mouvements « pertinents » commençait bien, dans l'ensemble de bureaux, en février 1989 et se terminait, aussi bien, en avril 1994¹.

• **Production de 'matrices de transitions' :**

Deux matrices de transitions², cumulant le nombre de mouvements intervenus entre chaque code identifié dans la STAT.92 et survenus au cours d'une période fixée ont été construites. La première porte sur la seule année 1990. La seconde concerne, elle, la totalité de la période d'observation.

Il convient de remarquer, que dans la seconde matrice à la différence de la première, les cas de 'radiation' sont répartis entre la catégorie '79_Radiation', qui est le code originel, et les catégories '76_Radiation avec passage à une indemnité de mutuelle' et '78_radiation avec accession à un emploi'. Ces deux dernières catégories ont été créées en septembre 1993. Elles ne peuvent donc être mentionnées pour l'année 1990. Etant donnés les problèmes de non exhaustivité de ces deux codes supplémentaires (on y reviendra plus loin) et par souci de cohérence avec la matrice des transitions en 1990, toute analyse des mouvements impliquant une radiation devrait se faire en fusionnant préalablement les codes '76', '78' et '79'.

• **Datation des transitions vers les catégories '76' et '78' :**

Un tableau de fréquence relatif aux dates des mouvements à destination des codes '76' et '78' permet d'établir, qu'aucun accès à ces codes ne s'effectue avant septembre 1993, à une exception près (réalisée de manière anticipative en 08/93).

• **Matrice des transitions en direction des divers codes de radiations et de placements :**

Il a ici été procédé à l'élaboration d'une matrice de transitions, conçue sur le même modèle que les précédentes, mais se limitant aux seuls mouvements à destination des catégories '70', '71', '74', '75', '76', '77', '78' et '79' (situations relatives aux radiations et placements)³ et se restreignant à la période septembre 1993 - avril 1994.

• **Distribution de fréquence des durées de radiation :**

Il s'agit de la distribution empirique des durées de radiation, calculée sur l'entièreté de la période, les codes '76' et '78' étant préalablement assimilés à '79'.

Pour ce faire, seuls les individus associés à une variable de contrôle C correcte ont été considérés et seules les durées relatives à des 'completed spells', c'est à dire des épisodes terminés avant la fin de la période, ont été retenues⁴. Par ailleurs, la règle suivante a été adoptée : si une sortie, c'est à dire un séjour en code '79' (ou '76', '78' puisque assimilés), dure strictement moins d'un mois alors une durée de passage en '79' nulle est reprise. Il est à noter qu'une même personne peut compter plusieurs séjours en '79' (compris au sens large) le long de sa trajectoire. Cette distribution est proposée en annexe.

• **Dénombrement des cas de 'uncompleted spells' dans les codes de radiations :**

On recense 340 279 individus, qui sont sortis entre février 1989 et avril 1994, au sens où ils ont accédé à l'une des catégories '76', '78' ou '79', sans revenir dans la banque de données au cours de cette même période.

¹ Des sorties SAS, intitulées respectivement 'Point 5.1' et 'Point 5.2', existent (mais sans grand intérêt).

² Il s'agit de matrices de dimension 99x99, qui comportent outre les nombres cumulés de transitions entre codes, des totaux lignes et colonnes, et qui incluent pour chaque cellule les pourcentages ligne et colonne.

³ En revanche toutes les catégories de départ possibles sont considérées et distinguées.

⁴ Cela revient à ignorer les codes de radiations, lorsqu'ils terminent l'enregistrement des historiques.

• **Dénombrement des cas de ‘completed spells’ dans les codes de radiations :**

On chiffre à 363 105 le nombre d’individus, qui entre février 1989 et avril 1994 sont sortis (toujours au sens du passage dans une catégorie de radiations) au moins une fois et qui sont re-entrés par la suite dans la banque de données.

Il faut noter qu’un individu, qui non seulement a connu au moins un ‘completed spell’ mais achève aussi son historique par une sortie, est repris dans les deux comptages ci-dessus.

• **Étude des mouvements survenus à l’intérieur d’un même mois :**

En se limitant aux seuls individus assortis d’une variable de contrôle normale et en passant en revue toute la période d’observation, ont été établis :

- l’inventaire des paires (respectivement des triplets, quadruplés, etc., ...) de catégories rencontrées le même mois,
- la fréquence d’observation de ces paires (resp. triplets, quadruplés, etc.).

À noter que, l’ordre de la séquence est pris en compte.

3.4. Difficultés sérieuses posées par la STAT.92

Au-delà des premières limitations de la STAT.92 indiquées à la section 2.3., il apparaît clairement à l’issue de cette approche exploratoire que l’exploitation de cette banque de données se heurte inévitablement à un certain nombre de difficultés.

3.4.1. Problème relatif à la fréquence des sorties de courte durée

• **Nature du problème :**

Comme on l’a auparavant souligné, la catégorie ‘79’ rassemble les sorties de la banque ou radiations, qui ne correspondent ni à un placement par l’administration, ni à un départ au service militaire. Malgré la tentative, engagée à partir de septembre 1993, visant à affiner la connaissance d’un tel « trou noir » par l’ajout de deux catégories supplémentaires, ‘76’ pour une sortie avec passage à une indemnité de maladie ou d’invalidité et ‘78’ pour une sortie vers un emploi « normal » sans qu’il y ait eut intervention de l’administration, l’accès au code ‘79’ est demeuré une issue particulièrement fréquente au chômage.

De plus, la distribution de fréquence des durées de radiation révèle que parmi ces sorties, celles de courte voire très brève durée sont très fréquentes : 40% (respectivement 51%) des sorties de durée finie¹ correspondent en effet à des radiations d’une durée inférieure à deux mois (respectivement trois mois).

On peut alors s’interroger sur la nature réelle ou seulement administrative de ces sorties de brève durée. Ainsi, comment savoir, par exemple, si la sortie temporaire d’un individu résulte du fait que cet individu ait trouvé un emploi précaire, sans que l’administration en ait été informée, ou bien du fait de l’irrégularité passagère, vis à vis de l’administration, dans laquelle s’est trouvé cet individu ? Dans l’idéal, il nous faudrait être capable d’identifier clairement ces sorties de courte durée de nature administrative. Il serait également profitable de connaître les causes de tels « jeux d’écriture ».

• **Informations complémentaires obtenues auprès de l’administration :**

- *Précisions sur les modes de pointages*

¹ Une sortie est de « durée infinie » si l’individu ne réapparaît pas dans la STAT.92 avant la fin de la période d’observation (avril 1994).

Il y a eu introduction, au 1er octobre 1991, d'un pointage bimensuel en remplacement de l'ancien pointage quotidien (durant les jours ouvrables). Notre banque de données couvre donc ces deux modes de pointages. Les principes appliqués par chacun d'eux sont les suivants :

- ~ quand le pointage était journalier,
 - si une absence de pointage d'un jour au moins survenait, une attente de 14 jours était observée par l'administration afin de décider de la radiation. Dans le cas où l'intéressé se présentait endéans ce délai, la radiation n'avait pas lieu.
- ~ dans la situation actuelle de 2 pointages par mois,
 - si il y a absence à un pointage, un contrôle est effectué à partir des pointages suivants. Dans le cas où une absence est constatée à deux pointages successifs, la radiation est effective.

Par ailleurs, la radiation éventuelle d'un individu est décidée par le bureau de placement sur la base des listings de pointage communaux, qu'il reçoit. Avant octobre 1991, il y avait deux listings par mois : un avant le 15 du mois et un après. Désormais, un listing couvre la période du 20 au 19 du mois suivant et contient donc deux pointages. Ce listing n'est, de plus, en général reçu dans les bureaux de placement que le 23, date à laquelle la radiation éventuelle est décidée. Dès lors, dans l'hypothèse où un individu aurait été absent aux deux pointages couverts par un listing, mais serait allé se réinscrire avant que le placeur n'ait reçu ce listing, le placeur choisira de ne pas radier cet individu et de le laisser dans sa catégorie précédente (au lieu de lui attribuer un code '79').

D'un autre côté, lors d'une mise à jour pour un individu radié qui ré-entre dans la banque, l'encodage alors réalisé ne revient pas en arrière, pour éventuellement corriger une radiation injustifiée, par exemple dans le cas d'un individu ayant eu un empêchement les jours de pointages.

- *Enquête FOREM sur les sorties d'inscriptions (cf. Rapport de synthèse FOREM en annexe)*

Cette enquête, menée par les services du FOREM, se base sur un échantillon aléatoire de 2 000 personnes, la moitié étant sortie de la banque par un code '79' en avril 1993 et l'autre moitié en septembre de la même année. Elle exploite les réponses recueillies suite à l'envoi d'un questionnaire en mai 1994. Elle se heurte, néanmoins à un problème aigu de non-réponse (obtention d'un taux de réponse de seulement 41%), les causes de non-réponses pouvant, de plus, être les mêmes que celles des sorties. Les résultats générés sont donc à considérer avec prudence.

Ils mettent en évidence les fréquences de motifs de sortie qui suivent :

- avoir trouvé du travail salarié (actuel code '78'), 58.8%,
- être devenu indépendant ou aide indépendant (actuel code '78'), 5.7%,
- être à charge de la mutuelle (passage à une indemnité de maladie ou d'invalidité, actuel code '76'), 18.3%,
- avoir repris des études, 5.7%,
- être entré en formation, 0.8%,
- n'être plus demandeur d'emploi par convenance personnelle, 5%,
- avoir déménagé ('79' temporaire, car disparition puis apparition sur la liste d'une autre commune), 2.4%,
- effectuer son service militaire (code '77' non signalé au FOREM), 1.8%,
- avoir eu un empêchement le jour du pointage, 1.5%,
- pension, 0%.

Il s'ensuit que pratiquement 65% des sorties se feraient vers l'emploi (salarié ou indépendant), 18% allant vers la mutuelle et le reste se répartissant entre les autres motifs (surtout reprise d'études et convenance personnelle). Seulement 1.53% des accès au code '79' correspondraient à des absences de pointage.

- *Solution préconisée par l'administration*

Considérer toute sortie (i.e. tout accès au code '79') d'une durée inférieure à 3 mois comme nulle. On conserverait ainsi une certaine cohérence avec la date EUROSTAT, date d'inscription comme demandeur d'emploi, qui n'est pas modifiée en cas de sortie de moins de 3 mois. Il n'en reste pas moins, que l'on ne peut catégoriquement affirmer que toute sortie de moins de 3 mois ne correspond pas à du travail.

• Réponses appliquées par de précédents utilisateurs de la STAT.92 :

- Robert Plasman, DULBEA (Université Libre de Bruxelles).

Références :

(1992) "Estimation de Durée de Chômage et Rôle des politiques d'emploi - 1er résultats de l'utilisation de la banque de données STAT.92" *Point d'Appui TEF*, n°4.

(1994) "Estimation de l'impact en Belgique des politiques de formation sur l'emploi des jeunes chômeurs venant de terminer leurs études, par l'utilisation de données individuelles", *Discussion Paper*.

Base employée :

Banque STAT.92 sur la période septembre 1989 - avril 1991.

Hypothèse posée :

Une sortie suffisamment longue du chômage peut être assimilée à une prise d'emploi. Autrement dit, tout séjour de longue durée dans la catégorie '79' est pris comme une sortie vers l'emploi.

Néanmoins, la valeur de cette hypothèse peut être variable selon les strates de la population :

~ dans le cas des chômeurs de longue durée,

puisque ces individus finissent par percevoir des allocations de chômage extrêmement faibles, de nombreux cas de découragement sont probables. Les sorties de la population active doivent donc être relativement fréquentes. Pour ce sous-ensemble de la population, l'hypothèse faite n'est alors a priori pas très bonne.

Une telle tendance est d'ailleurs confirmée par le croisement motif × durée de chômage, opéré dans l'enquête du FOREM. Il ressort ainsi que plus la durée de chômage s'allonge, moins le motif emploi est fréquent et plus les motifs « mutuelle » et « convenance personnelle » le sont.

~ dans le cas de jeunes demandeurs d'emploi,

le phénomène de découragement sera plus rare et on peut, de plus, espérer que les sorties consécutives à un passage vers l'invalidité ou une maladie de longue durée seront (largement) moins répandues. Dans ce cas, l'hypothèse paraît plus plausible.

Là aussi, cette tendance se trouve confirmée par le croisement motif × classes d'âge, réalisé dans l'enquête FOREM.

Si l'on admet cette hypothèse, reste à déterminer le seuil à partir duquel, on peut considérer qu'une période de chômage est effectivement terminée. Plasman fait remarquer qu'un critère très bas sous-estimera clairement les durées de chômage, surtout si les sorties temporaires sont fréquentes. Or, elles le sont d'autant plus, que les sorties de la banque ('79') n'impliquent pas obligatoirement qu'il y ait travail. En revanche, un critère trop élevé surestimera les durées de chômage, gommant les effets de la mobilité dans l'emploi.

Il opte en conséquence pour une période pivot de 3 mois. Dès lors, toute sortie du chômage (code '79') inférieure à 3 mois est considérée comme nulle.

- Benoît Mahy, Université de Mons-Hainaut.

Référence :

(1993-1994), Thèse.

Base employée :

Banque de données ONEm "Historique des individus" sur la période 1983-1990.

Hypothèse mise en œuvre :

Elimination en premier des mouvements « administratifs », en d'autres termes des mouvements de la catégories '79' strictement inférieurs à 3 mois ainsi que des mouvements inférieurs à 1 mois (cf. le problème suivant), considérés comme peu fiables car souvent fictifs.

• Observations complémentaires :

Il y a quelques cas où l'accès au code '79' peut être immédiatement expliqué :

- Les mouvements au départ de '85' ou '86' vers '79'.

Il s'agit de demandeurs d'emploi en formation professionnelle individuelle en entreprise, respectivement à temps plein et à temps partiel, qui à l'issue de ce type de formation sortent automatique vers l'emploi pour une durée au minimum égale à celle de la formation. Cela correspond à une obligation faite à l'entreprise formatrice.

- Les mouvements de '95' vers '79'.

Ce sont des chômeurs complet indemnisés non demandeurs d'emploi, qui finissent par être radiés. En raison des critères nécessaires pour entrer dans la catégorie '95' (chômeurs de plus de 55 ans dispensés d'inscription comme demandeurs d'emploi, ou chômeurs de plus de 50 ans avec une aptitude réduite et ayant connu au moins 2 ans de chômage dans les 4 années précédentes), les mouvements vers '79' seront vraisemblablement des sorties vers la pension, la mutuelle, le décès, etc. mais certainement pas vers l'emploi.

• **Attitude adoptée dans notre recherche :**

On se propose de régler dans un premier temps les accès au code '79' qui semblent non ambigus d'après les particularités de la catégorie occupée immédiatement avant. Ce qui suppose un examen approfondi des diverses catégories présentes dans la STAT.92. Ensuite, on ne retiendra comme valable que les accès au code '79' de plus de 3 mois.

3.4.2. Problème relatif aux mouvements intra-mensuels

• **Nature du problème :**

Dans la banque de données STAT.92, les enregistrements sont discrétisés en mois. Or, on trouve de très nombreux mouvements dont les dates se réfèrent au même mois. De telles transitions, qui donc se produisent à l'intérieur d'un mois donné, soulèvent alors deux difficultés majeures. D'une part, on ne peut mesurer leur durée précise. D'autre part, on peut se demander, comme au point précédent, si parmi ces séquences très momentanées, certaines ne s'avéreraient pas être de caractère purement administratif.

En outre, ici aussi, ce problème est d'une ampleur considérable, puisque près du tiers de l'ensemble des mouvements recensés sur la période surviendrait à l'intérieur d'un même mois.

• **Précisions fournies par l'administration :**

- *Mesure de la durée précise des mouvements intra-mensuels*

Mesurer la durée effective de ce type de mouvement s'avère clairement impossible. On peut tout au plus connaître l'ordre dans lequel ces mouvements se déroulent à l'intérieur du mois, l'enchaînement correspondant à la chronologie reprise dans la STAT.92.

- *Leur potentiel caractère purement administratif*

La question est de savoir si parmi ces séquences, certaines ne refléteraient pas des sortes « d'automatismes ». En d'autres termes, on cherche à savoir si une catégorie intermédiaire ne serait pas nécessaire pour accéder à certaines catégories particulières, et si dans ce cas la catégorie intermédiaire ne serait pas octroyée de manière fictive.

Or, cela ne semble pas être le cas. En particulier, il n'y a pas de catégorie préalablement requise pour entrer en formation professionnelle.

- *Solution préconisée*

Le mieux serait d'ignorer ces mouvements intra-mensuels.

On remarquera que si l'on prend en compte la résolution du point 3.4.1., on éliminera déjà les passages par le code '79' survenus à l'intérieur d'un mois. Mais alors, quelle catégorie attribuer à l'individu sur l'ensemble du mois problématique ?

- ~ Soit on décide de privilégier la catégorie du mouvement qui prédomine sur le mois, dans le sens où elle est la plus répandue (ex : formation → chômage → formation, on garde formation). Mais, il n'est pas toujours possible de dégager une catégorie particulière (cas des doublets), d'où des problèmes d'arbitrage.
- ~ Soit on choisit de ne conserver que la dernière catégorie occupée, puisque étant celle susceptible de durer le plus longtemps.
- ~ Soit on adopte une attitude mixte, mêlant les deux précédentes : la première solution si elle est envisageable et la seconde sinon.

Il faut cependant bien voir que la mise en œuvre d'une solution, quelle qu'elle soit, risque d'être assez lourde, étant donné l'importance du phénomène.

• ***Solution suivie par les précédents utilisateurs :***

L'élimination pure et simple a été choisie.

• ***Solution adoptée dans cette recherche :***

On a opté pour une approche consistant à privilégier la dernière catégorie occupée au cours du mois. D'une part, dans la mesure où celle-ci est la plus susceptible de se prolonger au-delà. Et d'autre part, parce qu'en cas d'erreur d'encodage, elle reflète la catégorie réellement valide.

3.4.3. Nombre élevé de catégories distinguées

Étant donné le nombre considérable de catégories distinguées dans la banque de données STAT.92, tout travail micro-économétrique ultérieur nécessitera a priori une sélection et/ou agrégation de ces catégories. L'on verra ainsi, au cours de la sous-section 4.3.1. à venir, comment, sur base de ces catégories, différents états ont été déterminés dans la perspective d'une analyse des effets de programmes de formation professionnelle sur la durée du chômage.

3.5. Fichiers SAS 'améliorés' produits

• ***Lieu de stockage :***

serveur SAS (sous système d'exploitation Unix) de l'UCL, répertoire '/tmp1/bvdl'.

• ***Bases SAS :***

- stock.ssd01, version améliorée de la bande B-463.
738 055 observations et 16 variables.

Pour des raisons techniques liées aux capacités de stockage, la bande relative aux historiques épurés (i.e. corrigés avec les rectificatifs appliqués par Y.Saks) a été subdivisée en trois fichiers, la répartition des observations entre ces derniers se faisant en fonction du nombre de blocs mouvements.

- bh5.ssd01, si le nombre de blocs est inférieur ou égal à 5.
480 030 observations et 13 variables.
- bh20.ssd01, si le nombre de blocs est strictement supérieur à 5 et inférieur ou égal à 20.
253 336 observations et 43 variables.
- bh243.ssd01, si le nombre de blocs est strictement supérieur à 20 (maximum de 243).
4 689 observations et 489 variables.

• ***Contenu des bases SAS :***

On renvoie aux résultats en annexe de la 'proc contents' de SAS, réalisée pour les bases stocks.ssd01 et bh5.ssd01. On déduira de la structure de cette dernière, l'organisation des deux autres bases relatives aux historiques, bh20.ssd01 et bh243.ssd01, celles-ci étant conçues sur le même modèle (seul le nombre de blocs diffère).

Il convient de noter que la désignation des variables a été remaniée, de façon à la rendre plus explicite. Ainsi, les notations 'V1', 'V2', 'V3', etc. peu compréhensibles de prime abord ont été remplacées par des appellations reprenant sous forme abrégée la signification de chacune des variables en question. On trouvera, à ce propos, dans le listing de la proc contents relatif à la base stocks.ssd01, une table de correspondance de ces différentes désignations.

4. TRAITEMENTS SPECIFIQUES AUX ETUDES ENVISAGEES

Au terme de ces analyses préliminaires multiples, visant essentiellement à contrôler la qualité des données disponibles et à remédier à d'éventuels problèmes à ce niveau, diverses limitations affectant la banque STAT.92 ont pu être énoncées (cf. sous-sections 2.3. et 3.4.). Si l'on prend alors en considération ces restrictions, tout en tenant compte des possibilités offertes par la banque, on pourrait concevoir un certain nombre de sujets d'études économétriques de la dynamique des histoires individuelles sur le marché du travail. Deux d'entre eux ont, en ce sens, tout spécialement retenu notre attention. Leur pertinence ainsi que leur thème seront succinctement exposés dans la sous-section 4.1. à venir. Suivront les derniers correctifs mis en œuvre (sous-section 4.2.), puis les traitements élaborés en fonction des pré-requis des analyses prévues (sous-section 4.3.).

4.1. Thèmes des analyses menées ultérieurement

Il ressort de l'ensemble des travaux entrepris que la STAT.92 se prête principalement à l'étude de l'effet des formations professionnelles sur la trajectoire individuelle des chômeurs. Aussi avons nous opté, en accord avec les S.S.T.C. et le comité d'accompagnement, dans un premier temps pour ce sujet d'analyse. Ce choix est également guidé par la pertinence économique du sujet et par la controverse qu'il provoque. Depuis de nombreuses années, de grandes institutions internationales incitent au développement des politiques actives en général et des formations professionnelles en particulier. Certaines, comme le Fonds Social Européen, soutiennent financièrement une telle orientation. Or, à ce stade, l'évaluation de l'impact des formations professionnelles conduit à des conclusions assez dispersées, notamment en Belgique, où elles sont de plus assez rares.

Par ailleurs, un recours à la banque de données STAT.92 peut également être envisageable et bénéfique dans la perspective d'une amélioration du diagnostic des causes du chômage. On peut, en effet, mener convenablement grâce à elle une investigation de l'importance relative des phénomènes de dépendance à la durée (en raison de processus de découragement, de perte de savoir-faire, etc.) et d'hétérogénéité non-observée (les individus sont différents dès leur entrée en chômage et le marché opère un tri parmi eux). Par suite, on peut procéder à une analyse des déterminants du taux de sortie du chômage, étape qui peut s'avérer cruciale dans la définition des politiques à mettre en œuvre sur le marché du travail.

De plus amples précisions sur ces sujets étant fournies dans les chapitres suivants, qui leurs sont d'ailleurs entièrement consacrés, on ne s'étendra pas ici davantage à leur propos. Néanmoins, on soulignera que par ses deux facettes, notre recherche manifeste très clairement que la STAT.92 constitue un outil majeur, tant pour le diagnostic de la situation socio-économique de la Wallonie que pour l'évaluation des politiques menées. Son maintien, nous semble en conséquence essentiel.

Il faut cependant être conscient que, l'exploitation correcte de sources statistiques telles que la STAT.92 requiert des méthodologies quantitatives complexes. Il est en ce sens impératif d'organiser les données (celles des fichiers améliorés) avant d'entreprendre l'étude de ces deux thèmes de recherche. De façon préalable aux premières estimations, un nouveau travail exploratoire de la banque de données a donc été effectué. Visant à préparer les données aux études envisagées, son orientation a été en priorité déterminée par les nécessités et exigences de celles-ci.

4.2. Dernières mises en garde et corrections

• Présence anormale de numéros individuels non uniques :

On rappelle d'abord que la variable NR_Numéro individuel (ancienne V2) est le seul identificateur dont on dispose dans la banque. Elle doit, dès lors, permettre notamment de relier la ligne des

caractéristiques individuelles d'une personne donnée, à son historique. Tout déroulement correct de cette procédure de raccordement ne peut se faire que sous condition d'unicité des valeurs prises par l'identificateur. Or, il se trouve que 4 882 observations de la base stock possèdent un numéro non unique. Ce problème touche également les bases relatives aux transitions, à hauteur de 1 356 enregistrements pour bh5 et de 70 pour bh20¹. Seule bh243 n'est pas affectée.

Si l'on extrait les observations concernées², on s'aperçoit qu'il s'agit exclusivement de doublons. Néanmoins, aucune logique particulière ne transparaît véritablement pour expliquer un tel phénomène. Ainsi, mis à part le partage d'un NR commun, ces enregistrements présentent toujours au plan des variables de stock au moins une dissemblance, qui ne se rapporte pas de façon systématique à la même caractéristique. On notera seulement, qu'il s'agit dans la majorité des cas de variable dont la valeur est susceptible de varier au fil du temps (la date EUROSTAT, la branche d'activité, l'état civil, l'aptitude, la commune de résidence, etc.). Mais il peut être aussi question de la date de naissance ou encore du sexe. On ne peut donc certifier que, chacun de ces doublons fait référence au même individu considéré en deux points distincts du temps³. De plus, au plan des historiques, ces doublons ont dans la quasi-totalité des cas des biographies qui ne se succèdent pas dans le temps. Certaines débutent même à une date identique. À signaler que, leur variable de contrôle C est en général normale.

Dans la mesure, où tous ces enregistrements sont clairement inutilisables et où l'effectif global mis en cause s'avère marginal (0,66% de l'ensemble de la population de la banque), ces observations ont systématiquement été exclues de toutes les bases de données générées ultérieurement.

En conséquence, si l'on comptabilise les observations écartées de toutes les analyses effectuées à partir de ce point, 4 882 sont éliminées pour cause de numéro individuel en double et sur les 733 173 restantes 8 205 sont supprimées en raison d'une variable de contrôle non normale. On aboutit ainsi à une base de départ 'corrigée', renfermant 724 968 individus et à la mise à l'écart de 13 087 individus (soit 1,77% du total de départ).

• Absence de correction dans l'encodage des blocs mouvements en cas d'erreur avérée :

La procédure d'encodage des blocs mouvements dans la STAT.92 prévoit comme seul moyen de correction, en cas d'erreur constatée et certaine, l'ajout d'un bloc historique supplémentaire sans effacement du bloc litigieux. Cette méthode engendre alors inévitablement des séquences complètement fausses, illogiques et pas toujours détectables, qui nuisent considérablement à la qualité de cette source d'information.

En outre, les erreurs de codification ne sont pas d'une extrême rareté. Il faut bien voir, que le FOREM n'est pas la source de paiement des allocations chômage. Cette prérogative appartient à l'ONEm, qui donc est la seule à connaître avec certitude le statut réel d'un demandeur d'emploi. En conséquence, l'encodage de la STAT.92 s'effectue le plus souvent sur base des seules déclarations de l'intéressé, le FOREM étant contraint de se fier, du moins dans un premier temps, à ces renseignements pour attribuer un code. Ce n'est qu'ultérieurement, que le FOREM obtient la notification par l'ONEm du code approprié.

• Mise en évidence de transitions inexploitables :

À la lecture des matrices de transitions, on peut déceler de multiples cas de transitions relatives à des catégories entre lesquelles aucun passage n'est théoriquement possible. On citera pour illustration les mouvements au départ de '00_Chômeurs complets indemnisés' vers '07_Chômeurs complets ayant travaillé à temps partiel volontaire' (et inversement) au nombre de 2 266 (resp. 1 196) sur l'ensemble de la période.

Des enquêtes plus ciblées ont aussi révélé l'existence de codes attribués indûment. On peut ainsi trouver des accès à des catégories normalement réservées aux jeunes, telles que les stages 'A.R. 230' ou les codes d'attente, par des individus qui ont très largement dépassé la limite d'âge autorisée.

¹ On retrouve les NR correspondants à ces 1 356+70 observations dans les cas problématiques de la base stock.

² Voir les fichiers 'doublon', 'doubl5' et 'doubl20' enregistrés sur le serveur SAS sous '/u5/grpires/bvdl'.

³ Même si cela était le cas, il faudrait encore faire concorder chacun d'eux avec l'historique pertinent.

De façon tout aussi inexplicée, on peut s'apercevoir, en reprenant la diagonale principale des matrices de transitions, de l'encodage de mouvements purement 'artificiels' entre deux codes identiques. Puisqu'il n'y a pas changement de statut, pareilles transitions n'ont aucune raison d'être. On en dénombre cependant près de 3 573 sur l'ensemble de la période pour le seul code '00'.

Dans la majorité des cas, ces divers phénomènes semblent résulter du problème signalé juste avant, en d'autres termes du manque de corrections a posteriori dans l'encodage des blocs mouvements en cas d'erreur commise par le passé. Vu le nombre considérable de transitions potentiellement concernées, il n'a pas été procédé à un inventaire exhaustif de tous ces types d'anomalies. Seuls ont été détectés ceux susceptibles de perturber les analyses micro-économétriques envisagées. De plus, pour ces derniers, des corrections appropriées ont été mises en œuvre lorsque cela était possible. On consultera pour de plus amples précisions la suite de ce texte, dans laquelle l'on expose notamment l'agrégation des codes en un certain nombre d'états et le « gommage » des transitions « intra-états ».

4.3. Préparation de la STAT.92 à l'analyse de données de durée

Si les données de la STAT.92 offrent les avantages majeurs d'être exhaustives et objectives, à la différence de données provenant d'enquêtes de suivi par exemple, en revanche elles n'ont pas été conçues à des fins de recherche. En dehors des divers traitements préliminaires déjà signalés, les enregistrements de la banque ont dû être « transformés » de façon à devenir des données de durée de chômage. Une première étape a consisté à déterminer différents états relatifs au marché du travail (sous-section 4.3.1.). Puis, un échantillon de flux d'entrée en chômage sur la période a été construit (sous-section 4.3.2.). Enfin, des épisodes de chômage en ont été tirés (sous-section 4.3.3.).

4.3.1. Définition des différents états

On a précédemment souligné (cf. section 3.4.3.), la nécessité d'une agrégation des codes de la STAT.92 les plus similaires les uns des autres, étant donné la multitude de situations particulières distinguées. Pareille démarche doit être vue comme une phase préalable incontournable à toute analyse micro-économétrique. Elle doit en conséquence être guidée par les impératifs du sujet étudié. Si l'on s'attache ainsi à la question de l'effet de programmes de formation professionnelle sur le taux de sortie du chômage, le regroupement adopté se doit d'établir une partition claire des divers codes en un minimum de trois 'états' : l'un relatif au cas de chômage sans participation à la formation, un autre justement propre au cas de participation à une formation et enfin un dernier associé au cas de sortie du chômage. L'on pourra alors calculer les durées de périodes de chômage, qu'il y ait eu ou pas passage en formation. A noter, relativement à ce thème d'étude, que la STAT.92 permet de discerner plusieurs dispositifs de formation, la différenciation étant établie sur base du type de l'opérateur concerné (formations professionnelles octroyées par le FOREM, formations professionnelles individuelles en entreprise et toutes les autres formations proposées par des opérateurs aussi variés que l'E.P.S., l'I.F.P.M.E., ou des A.S.B.L., etc.) . Néanmoins, outre le fait que les situations relatives sur le marché de la formation de ces opérateurs soient fort inégales, le FOREM occupant une position nettement dominante, et que, comme on l'exposera dans le chapitre II, l'approche méthodologique empruntée afin de résoudre la difficulté inhérente à toute évaluation d'un dispositif, à savoir le « biais de sélection », n'apporte de correction à ce problème crucial que dans l'unique cas des formations dispensées par le FOREM, seul ce dernier dispositif de formation a réellement pu être analysé. D'où une découpe de ces différentes mesures de formation au sein d'états distincts, de manière à isoler les formations du FOREM de toutes les autres.

Il est également préférable, dans la détermination de cette partition, de limiter autant que possible les transitions « intra-état », c'est à dire entre des codes regroupés au sein d'un même état. Enfin, un dernier critère, susceptible d'intervenir à ce niveau, découle des exigences de la méthode d'estimation retenue dans le cas présent. Pour celle-ci (le Minimum Chi-carré), il est en effet indispensable que des transitions entre les différents états distingués existent en nombre suffisant.

Si l'on se conforme alors à ces quatre principes, la proposition qui suit peut être faite.

• **État 1 : Chômage à temps plein indemnisé**

La définition de l'état '1', chômage à temps plein indemnisé, sans participation à une formation professionnelle dispensée par le FOREM, assemble les catégories de demandeurs d'emploi suivantes :

- les chômeurs complets indemnisés (CCI),

avec le code correspondant '00_Chômeurs complets indemnisés',

- les demandeurs d'emploi en attente,

cas des jeunes effectuant un stage d'attente avant d'obtenir l'ouverture de droits à l'indemnisation, avec '02_Demandeurs d'emploi inscrits pendant leur période d'attente', '11_Demandeurs d'emploi en attente d'allocations de transition' et '12_Bénéficiaires d'allocations de transition',

- les autres chômeurs indemnisés,

avec '07_Chômeurs complets ayant travaillé à temps partiel volontaire',

- les formations non FOREM,

qu'il s'agisse des formations professionnelles individuelles en entreprise (FPI) à temps plein '85' ou à temps partiel '86', ou encore des formations restantes '97' proposées par des opérateurs très variés (EPS, IFCM, etc.). On notera qu'il y a, théoriquement, sortie automatique vers l'emploi à l'issue des FPI et ce pour une durée au moins équivalente à la durée de la formation proprement dite.

La définition retenue pour cet état '1' est assez étroite, afin de ne considérer que des individus ayant un comportement de recherche d'emploi le plus homogène possible. Ce qui justifie le rejet des codes '01' à '14', à l'exception des codes des jeunes en situation d'attente. On souhaite, en outre, avoir la meilleure perception qui soit des transitions effectuées, notamment en direction des codes de formation. Se restreindre aux quelques catégories mentionnées ci-dessus est dans cette optique un gage de fiabilité, d'après les affirmations de personnes compétentes en la matière et membres du service des Etudes Statistiques du FOREM.

La reprise des codes spécifiques au cas des jeunes chômeurs en stage d'attente (c'est à dire ici les moins de 30 ans) s'explique dans la mesure où l'inscription au chômage des jeunes ne se fait pas forcément directement dans le code '00'. Elle intervient plutôt par l'intermédiaire d'un code d'attente '02', '11'¹ ou '12'².

L'intégration du code '07' repose, elle, sur la définition même de ce dernier. Celui-ci rassemble, en effet, les chômeurs complets dont l'indemnisation est calculée sur la base d'un emploi antérieur à temps partiel (cas pour lesquels il y a alors un régime spécifique de demi allocations). Il ne peut, dès lors, y avoir de transitions de '00' vers '07' (et réciproquement). Il est donc cohérent de reprendre ce code dans l'état '1'. Au passage, on remarquera qu'un même code '00' peut correspondre à des niveaux d'allocations de chômage fort variés et qu'une information de cette nature n'est pas disponible dans la STAT.92.

Concernant l'inclusion des diverses formations non FOREM, dès lors qu'une partition en trois états disjoints est retenue et que l'on souhaite les dissocier des formations données par le FOREM, il ne reste guère que deux alternatives : soit les assimiler à une situation de chômage « classique » et les ranger dans ce premier état, soit les traiter comme des sorties du chômage et les incorporer à l'état '3'. Or, on fera remarquer que les personnes, qui y participent, sont contraintes de maintenir, durant leur participation, leur inscription comme demandeur d'emploi. Il est alors quelque peu plus cohérent de fixer son choix sur la première alternative.

• **État 2 : Formation professionnelle en centre FOREM**

On se restreint ici aux seuls programmes dont l'effet peut, par la suite, être réellement et valablement identifié :

- les formations professionnelles du FOREM,

avec les deux cas '83_Demandeurs d'emploi en formation professionnelle à temps plein' et '84_Demandeurs d'emploi en formation professionnelle à temps partiel', sans que ceux-ci ne soient dissociés.

¹ '11' n'est autre que l'équivalent de '02' pour les jeunes encore soumis à l'obligation scolaire à temps partiel.

² S'il y a déjà indemnisation dans le cas de jeunes encore soumis à l'obligation scolaire à temps partiel.

• **État 3 : Hors Chômage**

L'état '3' étant le dernier état considéré, sa détermination s'effectue « par défaut ». Autrement dit, sont regroupées ici toutes les situations ne remplissant pas exactement la totalité des critères retenus par les délimitations des deux précédents états. On y retrouve ainsi tous les codes qui ne concordent ni avec un statut de chômeur à temps plein indemnisé, ni avec à une formation professionnelle gérée par le FOREM.

Sont donc ici rassemblées des situations très éparses :

- *le chômage à temps partiel indemnisé,*

soit les travailleurs à temps partiel involontaire pour échapper au chômage (TTPI),

- *les stages des jeunes ('A.R. 230'),*

- *les programmes de résorption du chômage (PRC, en dehors du Stage des jeunes),*

- *l'emploi,*

avec les placements ordinaires ou intérim, à temps plein ou partiel,

- *les radiations,*

- *les demandeurs d'emploi occupés en atelier protégé,*

- *les demandeurs d'emploi libres occupés,*

- *des demandeurs d'emploi libres inoccupés et les autres inscrits inoccupés,*

- *les personnes en retrait « relatif » du marché du travail,*

cas de chômeurs qui ne cherchent pas réellement du travail, tels que les chômeurs complets indemnisés dispensés de pointage ou non demandeurs d'emploi¹.

Le regroupement qui en découle est donc relativement large. En particulier, il met ensemble et par suite traite sur le même plan, non seulement des emplois normaux et des emplois « aidés », des secteurs marchand et non-marchand, mais aussi des statuts non directement liés à l'emploi et davantage apparentés à une sortie de la population active.

Mais, il faut bien voir que certains des codes de cette liste ne sont pas exhaustifs, c'est à dire que tous les individus qui se trouvent dans les situations qu'ils recouvrent n'y figurent pas forcément, dans la mesure où l'inscription y est seulement volontaire. Ceci est notamment le cas du groupe des demandeurs d'emploi inoccupés.

Par ailleurs, puisque certains dispositifs de lutte contre le chômage, dont PRIME, ne peuvent être identifiés dans la STAT.92 et se retrouvent par voie de conséquence dans le code '79_Radiation', on ne peut raisonnablement dissocier les PRC de ce code de radiation. Selon une logique identique, étant donné le trou noir représenté par ce même code '79', on ne peut séparer les cas déclarés de placements de ceux non signalés à l'administration et qui finissent en '79'.

Toute tentative destinée à partitionner cet ensemble en sous-états au contenu moins hétéroclite est donc vouée à l'échec. Il n'est même pas envisageable de départager clairement les cas où il y a sortie du chômage pour cause d'emploi, quel qu'il soit, des cas où il y a sortie du chômage (tel que nous le définissons) pour motif de retrait de la population active.

Cependant, à propos de cet état '3' relatif aux sorties du chômage, il convient de rappeler que la recherche conduite ne se préoccupe que des seules « sorties durables », tout séjour temporaire (c'est à dire strictement inférieur à 3 mois) dans cet état '3' n'étant pas considéré comme donnant lieu à une véritable sortie. De plus, comme cela sera explicité dans la sous-section 4.3.2. suivante, la population retenue a été restreinte aux personnes n'ayant pas encore atteint l'âge de 50 ans à l'amorce de leur période de chômage, stratégie qui atténue le problème des retraits de la population active.

Concernant le second sujet de recherche abordé dans ce rapport (chapitre III), soit le phénomène de dépendance à la durée du chômage, celui-ci a également nécessité la détermination d'états, d'un part en nombre moins important que ceux établis ici et d'autre part au contenu spécifique. Son objet se concentrant sur l'analyse de la durée du chômage, sa formalisation repose sur un modèle de durée et non sur un modèle de transition qui retiendrait des issues variées au chômage. L'on a donc opté pour une partition limitée à 2 états, le premier se restreignant au seul code '00' des chômeurs complets

¹ Bien qu'il s'agit de CCI, on peut légitimement penser que leur comportement de recherche d'emploi est fort différent de celui des individus de l'état '1'.

indemnisés, le second reprenant tous les autres codes (dès lors assimilés à une sortie du chômage) et constituant alors l'unique destination possible après le chômage.

A noter, de nouveau que les « sorties non-durables » ont ici aussi été ignorées.

4.3.2. Construction du flux d'entrée en chômage

• Un échantillon de flux

De part sa conception, la STAT.92 apparaît comme une statistique de stocks relative aux demandeurs d'emploi. Il est néanmoins possible de produire, à partir d'elle, des statistiques de flux entre les diverses catégories qu'elle identifie.

Or, il faut savoir qu'un échantillon tiré du stock des chômeurs à une date particulière induit malencontreusement un biais. Ce biais, dit *biais d'échantillonnage dans le stock* (ou 'stock sampling bias' en anglais) comprend notamment une composante *biais de longueur*, imputable au fait que la probabilité d'échantillonnage d'un individu est proportionnelle à sa durée déjà passée en chômage. Une telle stratégie d'échantillonnage requiert en conséquence, dans le cadre d'une analyse rigoureuse, qu'une correction de ce biais soit appliquée. Ce qui n'est pas toujours facile. Une stratégie alternative consiste alors à recourir à l'échantillon extrait du flux de chômage sur la période disponible. Ce qui permet ainsi d'éviter le problème d'échantillonnage endogène.

C'est cette dernière option que nous avons choisie de suivre. On a donc procédé, dans le cadre de l'étude relative aux formations, à la construction du flux d'entrée en chômage sur la période, le terme chômage devant être compris au sens large c'est à dire accompagné ou pas d'une participation à une formation professionnelle du FOREM. En d'autres termes, on a déterminé pour chaque mois de la période, l'ensemble des individus qui entraient, au cours du mois fixé, soit dans l'état '1' chômage soit dans l'état '2' formation, cette entrée devant impérativement soit correspondre à une première inscription au chômage, soit intervenir après une sortie (i.e. un non accès aux états '1' et '2') d'une durée minimale de trois mois.

Ce dernier seuil de durée se base sur les règles de modification de la date d'inscription comme demandeur d'emploi ou date EUROSTAT (cf. section 2.2.1.). Cette date est, en effet, actualisée à chaque retour au chômage consécutif à une sortie du statut de chômeur d'une durée comparable.

Dans le cas où, un même individu connaît plusieurs épisodes de chômage entre mai 1989 et mars 1993, chacun précédés d'une sortie minimale de 3 mois (sauf éventuellement le premier s'il s'agit d'une entrée initiale), chacun d'eux est retenu comme une entrée valable dans le flux. On est cependant alors contraint de poser l'hypothèse implicite d'une indépendance entre ces divers épisodes, puisqu'on les reprend comme s'il s'agissait d'épisodes réalisés au titre d'individus distincts. Ainsi, bien qu'ils se réfèrent au même et unique individu, celui-ci est considéré à différents instants du temps. On peut alors le traiter comme autant d'individus différents.

Relativement au sujet de la dépendance à la durée, une démarche analogue a été suivie afin de déterminer un flux d'entrée en chômage sur la période. Mais, étant donnée la spécificité de la définition de ses états, cet autre flux est quelque peu plus restrictif que le précédent, puisqu'il se limite aux individus accédant à son état '1', c'est à dire devenant CCI.

• Période considérée

Bien que la période théoriquement exploitable aille de février 1989 à avril 1994, celle-ci a du être restreinte à ses deux extrémités dans le cadre de l'analyse de l'impact des formations professionnelles. Ainsi, cette étude se fonde sur les seuls épisodes de chômage ayant débuté au cours de l'intervalle mai 1989 - mars 1993. Cela principalement en vue de palier à tout problème d'interprétation.

La première limitation, relative à la date de début de la période, est imposée afin de parer aux complications dues à la *censure à gauche* des données. Ce phénomène de censure à gauche se produit lorsqu'il y a incertitude sur l'instant exact d'entrée au chômage. La seule information portée alors à

notre connaissance est que l'individu concerné se trouvait déjà en chômage lorsqu'il a été observé pour la première fois. On ne sait donc rien sur son ancienneté en chômage.

La construction du flux d'entrée en chômage, tel qu'on l'a défini, ne reprenant que les individus pour lesquels on peut considérer qu'il s'agit, soit d'une première inscription dans les registres du chômage, soit d'une (ré)entrée s'effectuant bien après une sortie du chômage d'une durée minimale de trois mois, elle implique que les trois premiers mois de nos bandes de la STAT.92 ne peuvent être retenus comme des dates d'entrée potentielles dans le flux. On a vu, en effet, que ces bandes ont été constituées en reprenant des enregistrements existants, et donc en cours, et en ne conservant que les blocs historiques postérieurs à février 1989. Pour les réentrées constatées durant les trois premiers mois (par exemple, les transitions de '79' vers '00' en mars 89), on n'a aucun moyen de savoir après combien de temps passé en dehors du chômage (dans le cas de l'exemple en radiation '79') ces réentrées ont lieu. On ne peut donc affirmer s'il s'agit ou pas de véritables entrées dans le flux de chômage. Mai 1989 constitue donc la première date pour laquelle on dispose d'information suffisante sur les entrants en chômage¹.

La date de fin de la période mars 1993 coïncide, elle, avec l'entrée en vigueur de la phase II du Plan d'Accompagnement des Chômeurs (PAC). On rappelle que ce vaste programme a été conçu afin d'améliorer l'orientation et l'insertion des chômeurs de longue durée (ancienneté au chômage de 10 mois et plus), en partie par l'intermédiaire d'un parcours de formation. La phase II, dont il est question ci-dessus, porte précisément sur ce volet formation². Or, on sait qu'une proportion élevée des chômeurs concernés par le PAC ont, à la suite de l'action 'orientation' de ce dispositif, introduit une demande de formation professionnelle, laquelle a très fréquemment abouti à une entrée effective en formation. Etant donné la non-perception dans la STAT.92 de la participation au PAC, les cas, dissimulés à nos yeux, de suivi d'une formation de bénéficiaires du PAC pourraient venir « contaminer » nos résultats. Car, il se peut que l'effet mesuré traduise au moins partiellement l'effet 'orientation' induit par le PAC et non pas celui de la formation en tant que telle.

Dans le cadre de l'estimation de l'impact des formations professionnelles sur la durée du chômage, la détermination du flux d'entrée s'est donc faite sur la seule période allant de mai 1989 à mars 1993. En revanche, dans le cadre de l'étude de la dépendance à la durée du chômage (cf. chapitre III), seule la restriction liée à l'exclusion des trois premiers mois de la période d'observation disponible a été appliquée. Elle demeure, en effet, dans cet autre contexte tout aussi pertinente et ce pour des raisons identiques. À l'inverse, l'argumentation relative à la perturbation générée par le PAC n'a plus aucun sens. L'intervalle de temps analysé va donc alors de mai 1989 à avril 1994.

• *Individus retenus*

Un autre ensemble de restrictions a été pris en compte pour délimiter la population concernée. Ainsi, sont d'abord potentiellement considérés tous les individus dont l'enregistrement est correct, au sens où la variable de contrôle C prend la valeur 'A' et pour lesquels il n'y a pas de problème de doublons, ni de valeurs manquantes dans les quelques caractéristiques individuelles utilisées par la suite comme 'variables explicatives' (date de naissance, numéro de bureau de placement, sexe, niveau d'étude). Parmi eux, sont ensuite retenus les seuls individus, affiliés à un bureau de placement de la région wallonne, et âgés de plus de 16 ans et de moins de 50 ans au début de l'épisode de chômage pris pour l'entrée dans le flux.

¹ On notera cependant, que si ces trois premiers mois février-mars-avril 1989 sont inutilisables dans le cas des ré-entrées (c.a.d. d'individus déjà dans la banque en février 1989), ils pourraient l'être dans le cas des entrées initiales dans la STAT.92 (c.a.d. d'individus tels que C1='99' et D1>=8902), pour lesquels il est certain qu'il s'agit effectivement d'une entrée dans le flux. Par ailleurs, un tel échantillon particulier pourrait être exploité dans le cadre de tests sur les conditions initiales. Il sera néanmoins ici écarté, afin de traiter tous les individus de la même façon.

² L'entrée en application de la Phase I (diagnostic + signature de la convention + évaluation) du PAC s'est, elle, effectuée en janvier 1993, l'approbation de la Phase II n'intervenant qu'en mars 1993.

Par la fixation de cette borne supérieure sur l'âge, on s'efforce de minimiser les mouvements de sortie vers des statuts non directement apparentés à l'emploi. Il faut ici se souvenir que l'on est obligé de considérer les sorties dans leur globalité, sans distinction du motif. Parvenir à réduire les sorties observées, des 'fausses' sorties imputables aux chômeurs âgés qui quittent de manière anticipée la vie active, permet alors une interprétation plus crédible de notre état '3' hors chômage comme une sortie du chômage pour prise d'emploi.

• **Constitution de sous-groupes socio-démographiques homogènes**

La base de données, malgré toutes les limitations imposées, renfermant un grand nombre d'observations, il est en principe possible d'étudier les phénomènes envisagés séparément pour des groupes socio-démographiques homogènes. Dans la mesure du possible, ceci est préférable à l'analyse d'un seul échantillon plus hétérogène. Aussi avons-nous distingués diverses sous-populations sur la base de caractéristiques socio-démographiques.

Dans le cadre de l'évaluation des effets des formations professionnelles, la partition adoptée sépare les individus en fonction des modalités qui leurs ont ouvert des droits à l'indemnisation du chômage. Autrement dit, on traite de manière spécifique les jeunes effectuant un stage d'attente au début de leur épisode de chômage et les chômeurs indemnisés sur base d'un travail antérieur. En conséquence, on aura par la suite la possibilité de spécifier un effet formation propre à chacune de ces deux sous-populations.

Cela dit, d'après les exigences de la méthode d'estimation employée et étant donné l'argumentation utilisée afin de parvenir à l'estimation de l'effet 'réel' de la formation, on ne peut envisager d'autres regroupements.

En revanche, dans le cas de l'étude de la dépendance à la durée, des stratifications selon de plus nombreuses dimensions ont pu être prises en considération. Elles s'appliquent ainsi :

- au sexe,
- au trimestre d'entrée dans le flux,
- et au trimestre de sortie du chômage, si sortie il y a.

• **Définition d'épisodes de chômage**

On peut désormais établir clairement ce que l'on entend par épisode de chômage, dans le cadre de l'étude des effets des formations professionnelles¹. Les situations recouvertes correspondent ainsi à l'un des types suivants :

- (a) une simple période de chômage « pur », c'est à dire sans participation à une formation, qui débute sur la période d'analyse considérée et qui
 - soit s'achève avant son terme par une sortie,
 - soit n'a pas encore pris fin, aucune sortie n'étant observée sur la période (l'épisode de chômage est alors dit censuré à droite) ;
- (b) une période de chômage avec participation à une formation, dans laquelle l'entrée en formation se fait simultanément à l'entrée au chômage, et où la formation
 - soit conduit directement à une sortie avant la fin de la période,
 - soit n'est pas encore terminée à la fin de la période (l'épisode de formation est alors censuré à droite),
 - soit débouche d'abord sur une sous-période de chômage (pur) et puis permet une sortie avant la fin de la période,
 - soit amène à une sous-période de chômage (pur) qui court toujours à la fin de la période ;
- (c) même chose que (b) à la seule différence que l'entrée en formation ne s'effectue qu'après un certain temps passé en chômage ;
- (d) une période de chômage dans laquelle s'intercalent plusieurs sous-périodes de formation

¹ La définition d'épisodes de chômage, afférente à l'analyse de la dépendance à la durée, est nettement plus simple : soit la période de chômage a donné lieu à une sortie observée, soit elle se prolonge au-delà de la fin de l'observation.

- soit sans qu'il y ait sortie consécutivement aux diverses formations suivies,
- soit l'une des formations suivies (la dernière) conduit à une sortie avant la fin de la période.

• Dénombrement des épisodes de chômage

Dans le cadre de l'étude des effets des formations professionnelles, l'on obtient ainsi, par direction subrégionale du FOREM et pour l'ensemble de la région wallonne, les nombres d'épisodes de chômage (au sens large) suivants :

<i>Direction Subrégionale du FOREM</i>	<i>Effectifs</i>
'23' Nivelles	48 343
'52' Charleroi	91 017
'53' Mons	47 283
'54' La Louvière	51 757
'55' Mouscron	13 640
'56' Tournai	41 440
'61' Huy	26 852
'62' Liège	121 266
'63' Verviers	34 166
'81' Arlon	40 526
'92' Namur	62 294
TOTAL	578 584

4.3.3. Extraction d'épisodes de chômage

En vue de procéder à des analyses de données de durée groupées, les enregistrements de la STAT.92 sélectionnés à l'issue de la construction des flux d'entrée en chômage (ou en formation) relatifs aux deux recherches entreprises et sur les périodes d'analyse retenues pour chacune d'elles, ont du subir un certain nombre de traitements supplémentaires, de manière à en extraire le ou les épisodes de chômage tels que définis précédemment.

a) Modifications apportées aux blocs historiques

• Reprise des seuls blocs historiques pertinents :

- troncature à gauche,
c'est à dire que seuls les blocs historiques postérieurs à l'entrée dans le flux sont repris (date et état du mouvement d'entrée y compris) ;
- troncature à droite dans le cas des individus ré-entrant ultérieurement dans le flux,
c'est à dire qu'il y a conservation des blocs historiques à partir de la date d'entrée de l'épisode de chômage correspondant et jusqu'à la date de réentrée suivante dans le flux ;
- conservation de la date de retour au chômage ou en formation,
uniquement dans le cas où un individu réalise un autre épisode de chômage ou de formation sur la période, après être sorti ;
- affectation de l'état 'Censure à droite' au 31/03/93,
réalisée sur les enregistrements nettoyés des passages par des codes '79' temporaires et des transitions intra-états (cf. : ci-dessous), avec la création d'une transition fictive vers cet état¹ en 9304 ;

¹ Note à l'intention des utilisateurs des programmes SAS relatifs à ces divers traitements. Cet état de censure à droite y est noté '7'.

- troncature à droite dans le cas où il n'y a ni censure à droite, ni réentrée ultérieure sur la période,
c'est le cas des individus qui soit entrent une seule fois sur la période, soit entrent pour la dernière fois sur la période et sortent du chômage sur la période, mais y ré-entrent après, entre le 31/03/93 et le 31/04/94, ou encore ne font que passer par des codes de non entrée sur cet intervalle, d'où élimination des blocs postérieurs au 31/03/93.

• **«Nettoyage» des blocs historiques :**

- élimination des codes '79' (radiation) temporaires,
c'est à dire que tous les accès à un code '79', repérés sur la période et pour lesquels la durée de séjour est strictement inférieure à 3 mois, ont été « gommés » (on efface la transition vers '79' et on considère que le code précédent '79' se prolonge jusqu'à l'ancienne sortie de '79') ;
procédure systématisée (macro Sas avec le seuil-(n mois) comme paramètre) permettant une modification ultérieure du seuil, à partir duquel une radiation est assimilée à une sortie du chômage, dans le cadre d'une analyse de sensibilité ;

- élimination des transitions intra-états,
c'est à dire « effacement » des transitions, du type état i vers état i (qui ne peuvent être considérées comme de réelles transitions puisqu'il n'y a pas changement d'état), apparues soit après l'élimination des transitions vers des codes '79' temporaires (ex : état 1→'79'<3mois→état 1), soit après l'agrégation des différents codes de la STAT.92 en 3 états (bien que la détermination de ces états se soit faite en évitant justement que ne soit possible les transitions entre codes regroupés au sein d'un même état, cela se produit quelques fois).

• **Définition particulière de l'état '1' Chômage :**

Jusqu'à présent l'état '1' rassemblait les codes suivant, sans les distinguer :

- '00' CCI,
- '07' CC ayant travaillé à temps partiel volontaire,
- '02' DE inscrits pendant leur période d'attente,
- '11' DE en attente d'allocations de transition,
- '12' DE bénéficiaires d'allocations de transition.

Or dans le cas des jeunes (individus âgés de moins de 30 ans à la date d'entrée dans le flux de chômage), il pourrait être intéressant de distinguer, par la suite, la période d'attente de la période de chômage indemnisé. Tout passage par l'état '1' est alors codifié sur 2 positions :

- 1ère position égale à '1' pour état chômage,
- 2ème position égale à 'I' pour chômage indemnisé, c'est à dire accès à un code appartenant à {'00','07','12'}, ou égale à 'A' pour attente, c'est à dire accès à un code appartenant à {'02','11'}.

À noter que cette distinction n'a de sens que dans le cas de jeunes de moins de 30 ans. Dès lors, dans le cas des jeunes de moins de 30 ans, on conserve une trace des transitions 1A→1I, résultant soit de '02'→'00', soit de '11'→'12' (même chose que la précédente, mais cas de jeunes encore soumis à l'obligation scolaire à temps partiel), c'est à dire consécutives à la fin du stage d'attente (transitions qui sinon auraient été effacées puisque intra-état 1).

• **« Homogénéisation » de la durée passée en stage d'attente :**

Sur base de la nouvelle codification de l'état '1' mentionnée ci-dessus, il a été possible de mesurer la durée précise, en nombre de mois, de la période d'attente de jeunes inoccupés, lorsque celle-ci précède précisément une admission au bénéfice d'allocations d'attente ou de chômage. Or, on s'aperçoit alors qu'en croisant l'âge et cette durée¹, on ne retrouve pas exactement les nombres de jours prévus par la réglementation. Pour expliquer ces écarts, on peut d'une part se référer aux

¹ La période d'attente a, en effet, une durée variable en fonction de l'âge de l'intéressé : environ 3 mois pour les moins de 18 ans, au cours de la période étudiée, environ 6 mois pour les 18-25 ans et plus ou moins 12 mois pour les 26-30 ans.

problèmes de correspondance entre une durée exprimée en mois et une durée évaluée en nombre de jours ouvrables. On peut aussi citer la modification de ces différents nombres de jours (très minime augmentation pour chacune des tranches d'âge) entrée en vigueur en juin 1992. D'autre part, il se trouve que la réglementation prévoit que si un jeune s'inscrit comme demandeur d'emploi entre la fin de l'année scolaire et le 1er août, ce jeune ayant alors dépassé l'âge de 18 ans, la période d'attente ne prendra cours qu'à compter du 1er août. Les flottements observés de 1, 2 voire 3 mois se trouvent ainsi justifiés.

En conséquence, un rectificatif visant à réaffecter, en cas de flottement expliqué, un code d'attente sur une durée équivalente à la durée théorique du stage d'attente de la classe d'âge correspondante a été introduit.

À noter que pour les jeunes âgés de 26 à 30 ans, la durée théorique du stage d'attente était alors fixée à 300 jours, puis 310 jours après juin 1992, soit environ 12 mois. L'effectif total des individus de cette classe d'âge allant au terme de cette période étant très réduit voire marginal (1 742 hommes et 1 743 femmes) en comparaison de l'importance de la population retenue dans l'analyse (586 861 épisodes), ces observations ont été exclues. Elles nous auraient sinon contraint par la suite (lors de l'organisation des épisodes en données groupées ou 'cellules') à fixer un premier intervalle de durée écoulée de 12 mois. Ce qui aurait induit la perte, ou plutôt la non-exploitation, de beaucoup d'information.

Dès lors, la durée des périodes d'attente observées sur l'ensemble des épisodes de chômage repris dans notre échantillon n'excède jamais la durée maximale de 6 mois.

• **Transitions intra-état '2' Formation et entre des formations différentes :**

On rappelle que l'on a « gommé » les transitions du type formation i de l'opérateur FOREM \rightarrow formation j du même opérateur i (ex : '84' \rightarrow '84' ou '84' \rightarrow '83'), qui le plus souvent correspondent à la poursuite de la même formation soit par un module plus avancé (ex : formation de base \rightarrow perfectionnement), soit selon une organisation du temps différente.

En revanche subsistent les transitions formation de l'opérateur i , i =FOREM \rightarrow formation de l'opérateur j , $j \neq i$ (reprise dans l'état '3'). Une étude a donc été menée afin de repérer ces transitions, de quantifier leurs fréquences, de voir entre quels types d'opérateurs cela se produisait, et d'étudier les caractéristiques des individus concernés.

On a ainsi pu produire la matrice des transitions concernées sur la période [01/05/89, 31/03/93] suivante :

	Formations FOREM	FPI	Autres Formations
Formations FOREM	éliminé	549	128
FPI	210	éliminé	23
Autres Formations	0	0	éliminé

Non seulement ce genre de transition est assez peu répandu, mais les individus en question semblent relativement aléatoirement répartis.

b) Changements et apports effectués au plan des variables explicatives

• **Reprise de la date d'entrée ou de réentrée dans le flux de chômage :**

Consécutivement à la détermination de l'échantillon de flux d'entrée au chômage, une variable numérique, appelée Drent, a été créée afin de reprendre pour chaque observation-épisode la date précise à laquelle cette entrée ou réentrée avait lieu. Cette date de forme mensuelle (année-mois) correspond, bien évidemment, à celle contenue dans le premier bloc mouvement des enregistrements-épisodes, produits à l'issue de l'étape relative à la conservation de la seule partie pertinente de l'historique.

• **Détermination de l'âge atteint à l'entrée dans le flux :**

De façon à appliquer les limitations en terme d'âge fixées lors de la définition de la population retenue pour les analyses ultérieures, une variable numérique, notée AgeDrent, relative à l'âge atteint par chaque individu au début de son ou de ces épisodes de chômage a été calculée. Si un individu, qui présente un âge tangent à l'une des bornes, la supérieure par exemple, effectue de multiples séjours en chômage, on ne reprendra alors parmi ces derniers que ceux où il n'a pas encore franchi cette borne.

• **Reprise de la date éventuelle de retour au chômage :**

Un même individu pouvant réaliser plusieurs séjours en chômage et par là pouvant générer tout autant d'épisodes de chômage indépendants, une variable numérique, nommée Dsort, a été introduite afin de conserver la date de la réentrée suivante, dans le cas où celle-ci se produit avant la fin de la période analysée (mars 1993). Dans l'hypothèse où aucun retour au chômage n'est constaté, un point a alors été affecté à cette variable.

• **Définition de la variable Direction Subrégionale :**

Le découpage géographique, retenu par le FOREM au niveau de la gestion de la formation professionnelle, étant basé sur la notion de Directions Subrégionales et non pas d'arrondissements ou de provinces (partition jusqu'alors privilégiée dans certaines des analyses antérieures), on se conformera désormais à cette répartition. À cette fin, on a défini la variable Direction Subrégionale, notée DS, à partir du bureau de placement (variable BPL).

L'étude entreprise postérieurement à propos des formations professionnelles recourant, pour des raisons qui deviendront claires lors de l'exposition de celle-ci, à un regroupement géographique quelque peu différent de la répartition par DS, on a généré une variable qualitative additionnelle, notée GEO, dont les 7 modalités¹ définissent cet autre découpage. Ce dernier prend, néanmoins, appui sur la partition en DS.

• **Réaffectation éventuelle du niveau d'étude :**

Avant d'exposer ce point, il convient de préciser que le rectificatif, auquel il conduit, a été conçu dans l'optique de permettre une seconde analyse du phénomène de dépendance à la durée plus fine et approfondie, notamment au plan des caractéristiques individuelles intégrées à l'étude, que celle relatée au chapitre III. A cette fin, il était souhaitable de disposer d'une information sur les études faites la plus fiable qui soit.

Seuls sont ici concernés les individus repris dans la construction du flux d'entrée en chômage sur la période, passés sur cette même période par une formation du type '97_Autres' (i.e. Enseignement de Promotion Sociale), et dont le niveau d'étude, enregistré à la fin de la période d'observation (1994), correspond à un diplôme délivré par l'EPS.

Le problème étant que l'on ne dispose que du niveau d'étude codifié à la fin de la période d'observation, alors que l'on souhaiterait utiliser le niveau d'étude atteint par un individu au début de son (ou de ses) épisode(s) de chômage. Et si, les formations FOREM ou les FPI ne sont pas susceptibles de modifier le niveau d'étude (dernier diplôme le plus élevé) d'un individu, c'est l'inverse pour les formations du type EPS.

Une correction a donc été apportée aux individus remplissant les critères ci-dessus, à la condition supplémentaire que leur durée de séjour en formation de type EPS ait été suffisamment longue (supérieure ou égale à 3 ans). Ainsi, leurs sont affectés un nouveau niveau d'étude correspondant au niveau strictement inférieur à celui qu'ils possédaient jusqu'alors.

Néanmoins, la portée de cette correction sera des plus limitée, seuls 364 observations étant potentiellement concernées.

• **Création de la dichotomie 'Stage d'attente' :**

¹ On trouvera la liste de ces modalités ainsi que leur signification dans le déroulement du chapitre consacré à l'étude des formations. Pour résumé, certaines d'entre elles correspondent à un regroupement de deux DS, alors que d'autres coïncident avec une DS existante.

Suite au codage sur deux niveaux introduit pour l'état '1', il est désormais aisé de différencier les individus selon qu'ils effectuent ou pas un stage d'attente à leur entrée au chômage. Afin de valoriser cette information, on a procédé à la création d'une variable dichotomique, nommée StageAtt, prenant la valeur '1' lorsque l'épisode de chômage est entamé par un passage préalable par un code d'attente et '0' sinon.

À cette occasion, on a vérifié si les épisodes, à qui cette procédure attribuée la valeur '1', étaient au titre d'individus satisfaisant effectivement les critères repris par la réglementation en la matière. Cette confrontation, principalement axée sur l'âge atteint par les intéressés au début de leur période d'attente, ainsi que sur la durée de celle-ci et sur la nature de la transition subséquente, a alors fait ressortir un certain nombre de cas litigieux. On a, de la sorte, constaté que des personnes ayant largement dépassé les limites en terme d'âge des conditions d'admission effectuaient un séjour particulièrement bref (dans la majorité des cas inférieur à un mois) dans un code d'attente, lequel se voyait systématiquement remplacé par un code de chômage indemnisé. De tels « détours » par un code d'attente paraissent assez injustifiés. Il est alors très vraisemblable qu'ils reflètent davantage des erreurs d'encodage de l'administration, que de réels stages d'attente. Cela d'autant plus que ces mauvaises affectations sont rapidement rectifiées. Lorsque des erreurs aussi flagrantes ont été mises en évidence, on a assigné l'état de chômage indemnisé '1I' dès le point de départ de l'épisode concerné.

4.4. Regroupement des données de durée en cellules homogènes

L'objectif est de parvenir à un regroupement des données, telles qu'obtenues à la suite des multiples traitements mentionnés précédemment, c'est à dire sous la forme d'épisodes de chômage « propres », en un certain nombre de *cellules homogènes*, et ce afin d'appliquer la méthode d'estimation du Minimum Chi-carré. Cette technique se prête particulièrement bien à l'exploitation de grandes banques de données administratives telle que la STAT.92, renfermant à la fois un nombre considérable d'observations et bien peu de variables explicatives. L'intérêt de ce qui suit, s'il peut paraître quelque peu abstrait à ce stade de développement, deviendra plus clair après une prise de connaissance de la section 5. du chapitre II, consacrée à l'estimation de l'impact des formations professionnelles sur la durée du chômage. L'ensemble de la sous-section 4.4. se penche ainsi sur des points techniques, de notre étude des formations, traitant directement de la mise en forme des données. Cette partie est donc essentiellement destinée au lecteur, qui souhaiterait parvenir à une compréhension très approfondie de notre analyse ou qui envisagerait de recourir à une approche méthodologique analogue à celle mise en œuvre ici. A noter en ce sens, que la section 5. du chapitre II comporte une synthèse des principaux éléments détaillés ci-dessous, et ce sous un aspect quelque plus accessible que celui proposé ici. Cette synthèse peut, dans une certaine mesure, se suffire par elle-même.

Dans la suite, on exposera successivement les principes ayant guidé l'agrégation pratiquée sur nos données, puis le dénombrement des cellules ainsi engendrées et les contraintes, dictées par la méthode du Minimum Chi-carré, dont il a fallu tenir compte au cours de cette procédure. La mise en œuvre de cette dernière s'est, d'ailleurs, heurtée à la rigidité de ces contraintes. Des concessions ont donc dû être accordées et des compromis trouvés lors de la construction des cellules.

4.4.1. Principes de l'agrégation en cellules homogènes

C'est donc dans le cadre d'une démarche, intégrant explicitement des considérations découlant des exigences de la méthode du Minimum Chi-carré, que le regroupement de nos données de durée a été envisagé. L'option choisie s'est finalement portée sur la prise en compte de quatre dimensions différentes, recouvrant les critères relatifs à la durée écoulée k , à l'entité géographique du FOREM m , à la situation par rapport à la formation t et au mode d'acquisition de l'éligibilité aux indemnités chômage s .

Etant donné la taille conséquente de la banque de données STAT.92 et le nombre très élevé d'épisodes de chômage que l'on a pu en extraire, on aurait pu penser qu'il était envisageable d'introduire dans l'analyse d'autres sources d'hétérogénéité entre les individus (comme le sexe, le niveau d'étude ou la classe d'âge) que celles retenues en pratique. Si ces dernières sont d'un intérêt crucial pour notre étude des effets des formations professionnelles sur la durée du chômage (l'on montrera explicitement pourquoi au chapitre II), d'autres auraient certainement pu apporter une plus grande finesse d'analyse. Néanmoins, toute introduction de critères supplémentaires a inévitablement été contrariée par le problème de la production de cellules vides interdites par la méthode¹, et a donc dû être abandonnée.

Il faut également bien voir, qu'une fois nos critères sélectionnés, il nous a fallu pour ceux parmi eux, qui par nature, ne se présentaient pas sous une forme dichotomique, déterminer des « classes ». Toute l'habileté a alors consisté à profiter de la liberté, offerte par la délimitation de ces classes, pour esquiver les « points de blocage » éventuels. On renvoie à la sous-section 4.4.3., pour une explicitation de ceux-ci.

De la sorte, on réalise une agrégation de nos données de durée, séparément pour chaque état origine $u=1,2$ (1 Chômage, 2 Formation FOREM), selon les quatre dimensions précitées.

a) La durée écoulée

Dans cet optique, on procède à la fixation de $(K+1)$ intervalles de durée :

$[s_0, s_1), \dots, [s_{k-1}, s_k), \dots, [s_{K-1}, s_K)$ et $[s_K, s_{K+1})$, ces intervalles pouvant être de longueur éventuellement différente $\Delta_k = s_k - s_{k-1}$. Les bornes, quand à elles, sont telles que $s_0 = 0$, $s_{K+1} = \infty$ et $s_K < 47$ mois, 47 étant le nombre maximum de mois entre le 01/05/89 et le 31/03/93, soit dans la période utilisée pour la construction de notre échantillon d'épisodes de chômage.

• Comptabilisation particulière des durées :

Il est, à ce stade, impératif de noter qu'une pareille procédure présuppose une modification préalable de notre échelle du temps. Dorénavant, l'échelle du temps considérée est ainsi celle de la durée d'un épisode de chômage, chômage étant pris au sens large, c'est à dire avec ou sans formation. L'origine du temps coïncide donc, pour un épisode donné, avec la date marquant le début de cet épisode, soit en d'autres termes avec la date d'entrée dans le flux de chômage correspondante.

Par ailleurs, l'on comptabilise le temps consacré au suivi d'une formation, comme une durée venant s'ajouter à la période de chômage proprement dite. Cela revient à laisser tourner le compteur du temps lorsqu'il y a entrée en formation, soit en cas de transition entre les états 1 et 2. Ce compteur n'est, en conséquence, pas remis à zéro à l'issue d'une transition de l'état 1 vers l'état 2. Il ne l'est pas non plus en cas de retour au chômage consécutif à la participation à une formation (i.e. transition de l'état 2 vers l'état 1).

On redéfinit ainsi l'ensemble des dates de transitions des blocs historiques des épisodes de chômage :

- en posant la date d'entrée dans le flux égale à 0,
- en recalculant les dates de mouvement de façon à ce qu'elles reflètent la durée écoulée depuis la date d'entrée.

Remarque :

On verra par la suite, qu'un tel regroupement des durées permet, par la seule considération des K premiers intervalles, de résoudre le problème de la censure à droite, phénomène qui était jusqu'à présent appréhendé au travers d'un état supplémentaire. Dès lors, cet état de censure à droite, bien qu'implicitement pris en compte, sera négligé dans la modélisation. Il n'interviendra donc plus directement dans la spécification et l'estimation du modèle retenu. On ne s'intéressera alors pas aux transitions d'un état origine u quelconque vers l'état destination $v =$ 'Censure à droite'.

¹ Cellules faisant référence à un ensemble de valeurs particulières, des critères fixés pour déterminer l'agrégation, qu'aucune observation-épisode ne présente simultanément. On verra à la sous-section 4.4.3. qu'une telle situation ne peut être traitée dans l'analyse, les probabilités empiriques de transition concernant cette cellule ne pouvant alors être définies.

Il s'ensuit que K désigne le nombre d'intervalles de durée réellement considérés dans l'analyse.

En pratique, $K=8$ intervalles de durée ont été déterminés : $\{[0, 6), [6, 8), [8, 10), [10, 12), [12, 15), [15, 18), [18, 22), [22, 28)\}$, les durées étant exprimées en mois. Leur longueur est donc variable : $\Delta_1 = 6$ mois, $\Delta_2 = \Delta_3 = \Delta_4 = 2$ mois, $\Delta_5 = \Delta_6 = 3$ mois, $\Delta_7 = 4$ mois et $\Delta_8 = 6$ mois.

La fixation des bornes de ces intervalles de durée a été accomplie dans le souci principal de valoriser le maximum d'information possible (ce regroupement se ramène en fait à une discrétisation des données de durée initiales), tout en incorporant les contraintes imposées par la méthode, exception faite du premier de ces intervalles. La singularité de celui-ci s'explique par la nécessité de tenir compte des difficultés liées à l'existence du stage d'attente des jeunes demandeurs d'emploi sortant du système éducatif. On a, en effet, déjà signalé que l'on ne disposait au travers de la STAT.92 que d'une très imparfaite et partielle observation de la date réelle à laquelle s'effectuait la première transition, à destination d'un code de sortie du chômage, de ces jeunes, au cours de cette période. On rappelle aussi que l'on a, après correction, affectée à cette période une longueur maximale possible de six mois. Par conséquent, pour les épisodes concernés par ce manque d'information, l'on peut seulement affirmer que la date réelle, inconnue de nous, se situe entre 0 et 6 mois de chômage. Tout traitement correct de cette particularité exige alors de considérer les six premiers mois d'un seul tenant.

Dans le cas des autres intervalles, la marge de manœuvre disponible a été principalement exploitée afin de palier à la diminution inexorable des effectifs des cellules avec le temps, ou plus exactement avec la durée passée en chômage. Il suffit, en effet, pour esquiver ce problème de grouper les durées au sein d'intervalles de longueur croissante avec le temps.

Enfin, concernant le dernier intervalle considéré, sa limite supérieure a été posée en fonction de la valeur minimale de tous les maxima, des dates des dernières transitions, sur tous les croisements $k \times m \times t \times s \times u \times v$ possibles¹.

b) L'appartenance à une entité géographique du FOREM

On se réfère, ici, à la partition des épisodes de chômage établie en fonction de l'appartenance de l'individu concerné à une des entités géographiques du FOREM, celles-ci étant celles définies par nos soins sur la base du découpage administratif du FOREM (cf. la variable catégorielle GEO incluse précédemment). L'on définit ainsi, à partir des modalités de la variable GEO (ou m dans les notations du chapitre II), $M=7$ types d'individus chômeurs relativement à la Direction Subrégionale, ou plus exactement à l'agrégation éventuelle de DS, dont ils dépendent, c'est à dire auprès de laquelle ils sont enregistrés comme demandeurs d'emploi.

Ces $M=7$ types renvoient ainsi aux Directions Subrégionales ou aux regroupements de DS suivants :

- '1' Nivelles (DS='23') et la Louvière (DS='54'),
- '2' Charleroi (DS='52'),
- '3' Mons (DS='53'),
- '4' Mouscron (DS='55') et Tournai (DS='56'),
- '5' Liège (DS='62') et Verviers (DS='63'),
- '6' Arlon (DS='81'),
- '7' Namur (DS='92') et Huy (DS='61').

La partition utilisée ici s'inscrit également, mais en partie seulement, dans le cadre du respect des règles de la méthode du Minimum Chi-carré. Ainsi en prenant appui sur le découpage administratif du FOREM, l'on a procédé à quelques regroupements de Directions Subrégionales de petites tailles (on citera pour illustration le rassemblement des DS de Mouscron et de Tournai) et à quelques rattachements de DS « satellites » à une DS voisine jouissant d'un pouvoir d'attraction élevé (par exemple, cas de la DS de Huy joint à celle de Namur). Néanmoins, de pareils groupements n'ont été retenus que dans la mesure où, ils touchaient des DS bénéficiant d'une grande proximité géographique et/ou d'un haut degré de coopération.

¹ La notation v renvoie à l'état de destination vers lequel s'effectue la transition au départ de l'état origine u .

Au terme de cette procédure, l'on est ainsi parvenu à des entités, de taille suffisante pour fonctionner de manière autonome, et proposant chacune une gamme complète, ou presque, des différentes spécialités de formations existantes. Ce dernier avantage fait, par ailleurs, de l'accès des demandeurs d'emploi d'un m donné à des formations organisées dans d'autres m un phénomène limité, que l'on peut alors négliger. Ce qui rend alors l'hypothèse d'immobilité des demandeurs d'emploi plus acceptable.

c) La situation vis à vis de la formation

Au-delà du seul clivage, entre chômage sans participation à une formation FOREM et chômage avec participation, offert par la considération de deux états origines distincts, l'on souhaite arriver, à ce point, à une différenciation des statuts de « chômage pur » et de « chômage consécutif à une formation ». Le but recherché est de permettre à la formation d'avoir un impact sur le taux de sortie du chômage, non seulement immédiat au travers des transitions de l'état $u=2$ vers l'état $v=3$ (Sortie), mais aussi à plus « moyen terme » au travers des transitions de l'état $u=1$ vers l'état $v=3$, dans l'hypothèse où cet état $u=1$ correspond à une situation de chômage après passage par une formation.

Cette distinction, qui n'a de sens que pour l'état origine $u=1$ (chômage sans participation à une formation, du moins actuelle), est effectuée par l'introduction d'une variable dichotomique additionnelle, nommée $Chom_F^1$ (respectivement t dans le texte du chapitre II), prenant la valeur '00' (resp. '0') lorsqu'il s'agit d'un chômage sans formation antérieure et la valeur '8384' (resp. '1') lorsqu'il s'agit d'un chômage successif à une formation.

À noter, qu'un point est affecté à cette variable lorsque l'état origine u est égal à 2 (dans le chapitre II, on posera par convention $t=1$). Il convient également de remarquer que cette distinction ne peut être définie dans le cas du 1er intervalle de durée $k=1$, quel que soit l'état initial u . Car, de par les principes appliqués lors de la construction du flux d'entrée en chômage (entrée ou réentrée conditionnelle à un non passage au cours des 3 mois antérieurs par un code de chômage ou de formation), tous les épisodes relatifs à $u=1$ présentent obligatoirement en $s_0 = 0$ la modalité '00' (soit $t=0$).

Dans les faits, l'on établit donc une différenciation entre $T=2$ situations, relativement à la fréquentation antérieure d'une formation, lorsque l'état initial occupé est celui de chômage sans participation à une formation (i.e. $u=1$), à l'exception du premier intervalle de durée ($k=1$). Quand l'état occupé est la formation ($u=2$), pareille distinction n'a pas de raison d'être.

Au plan de ce critère, l'on aurait pu souhaiter établir une distinction, au-delà de la seule participation passé ou actuelle ($t=0,1$ lorsque $u=1$ et $t=1$ lorsque $u=2$), selon le type de la formation FOREM suivie. Ce qui aurait conduit à la définition d'un critère t pouvant prendre 3 valeurs distinctes à la place des 2 actuelles :

- $t=0$ dans l'hypothèse où aucune formation n'a été suivie par le passé lorsque $u=1$,
- $t=1$ dans l'hypothèse où une formation FOREM à temps plein '83' a été suivie antérieurement lorsque $u=1$, ou est actuellement fréquentée lorsque $u=2$,
- $t=2$ dans l'hypothèse où une formation FOREM à temps partiel '84' a été suivie antérieurement lorsque $u=1$, ou est actuellement fréquentée lorsque $u=2$.

Cependant, on constate, dans le cas des formations professionnelles FOREM à temps partiel '84', que si elles sont très largement répandues au cours de la première année de chômage, elles enregistrent une chute substantielle de leurs effectifs au-delà du seuil de la première année. On atteint même un niveau quasi nul au bout de deux ans, plus aucune entrée en formation de ce type n'ayant lieu. On ne disposait donc pas de matière suffisante pour traiter distinctement les formations FOREM selon que celles-ci sont organisées à temps plein ('83') ou partiel ('84').

d) Le mode d'acquisition de l'éligibilité aux allocations chômage

¹ Notation employée uniquement dans les programmes et les bases SAS.

L'on cherche ici à séparer les épisodes de chômage en fonction des modalités par lesquelles, le demandeur d'emploi duquel ils relèvent, a acquis l'ouverture du droit à l'indemnisation du chômage. On rappelle qu'en Belgique, l'admission au bénéfice d'allocations peut être octroyée soit sur la base d'un travail salarié antérieur, soit sur la base des études faites et dans ce dernier cas, seulement après la réalisation d'un stage d'attente. C'est spécialement à cette fin que la variable StageAtt, indiquant si oui ou non l'épisode de chômage avait été entamé par une période d'attente, a été créée.

L'on a ainsi dissocié les épisodes en $S=2$ sous-populations, selon qu'ils avaient (StageAtt='1' ou $s='Young'$ dans le corps du texte du chapitre II) ou pas (StageAtt='0' ou $s='Old'$) commençaient par une période d'attente, celle-ci étant après les corrections apportées au cours d'une étape antérieure d'une durée maximale de 6 mois.

Dans le cadre de cette dissociation, l'on se doit de préciser, qu'un unique traitement relativement à l'agrégation en intervalles de durée n'a pu être appliqué à ces deux sous-populations. D'une part, le dernier intervalle de durée $k=8$ n'a pu être construit dans le cas des jeunes effectuant un stage d'attente à leur entrée au chômage ($s='Young'$). Cela parce que ces derniers ont à leur actif des épisodes de chômage, qui sont non seulement de plus courte durée en moyenne que ceux du reste de la population, mais qui aussi excèdent rarement 22 mois. D'autre part, toujours pour cette sous-population $s='Young'$, il ne peut y avoir d'entrée directe en formation (i.e. en $u=2$ quand $s_0 = 0$, soit lorsque $k=1$), dans la mesure où toute entrée dans le flux de chômage ne peut se faire que par l'état $u=1$, et ce en raison même de l'existence du stage d'attente. Pour la sous-population $s='Young'$, l'on ne peut donc définir le premier intervalle de durée ($k=1$), que dans les cas $u=1$ et $t=0$.

4.4.2. Décompte du nombre de cellules générées

Au terme de cette quadruple agrégation, selon k , m , t et s on parvient à la production de :

- si $u=1$, 392 observations-cellules, réparties comme suit,
 - ~ pour $s='Old'$
 - lorsque $k=1$, $1 \times M \times (T-1) \times 2 = 14$ cellules
 - lorsque $k>1$, $(K-1) \times M \times T \times 2 = 196$ cellules
 - ~ pour $s='Young'$
 - lorsque $k=1$, $1 \times M \times (T-1) \times 2 = 14$ cellules
 - lorsque $k>1$ ($k=2, \dots, 7$), $(K-2) \times M \times T \times 2 = 168$ cellules
- si $u=2$, 196 observations-cellules, réparties comme suit,
 - ~ pour $s='Old'$
 - $K \times M \times (T-1) \times 2 = 112$ cellules
 - ~ pour $s='Young'$
 - $(K-2) \times M \times (T-1) \times 2 = 84$ cellules

d'où un nombre total de 588 observations-cellules. On remarquera, dans le détail de ce chiffrage, la présence systématique d'un ' $\times 2$ '. Ce doublement traduit simplement la possibilité de transiter au départ d'un état origine u fixé vers des états destinations v différents de u . Les états considérés dans cette analyse étant au nombre de trois, il n'y a par conséquent que deux possibilités pour v .

4.4.3. Contraintes imposées lors de ce regroupement

Comme annoncé auparavant, la procédure ainsi mise en oeuvre se réfère à la méthode du Minimum Chi-carré, dont les principes généraux seront exposés au cours du chapitre II¹. Elle se doit, par suite,

¹ On renvoie également à Cockx (1997) pour une présentation plus approfondie.

d'en respecter les règles. Ce qui implique essentiellement, que les critères choisis pour établir l'agrégation des données de durée en cellules soient tels que les probabilités conditionnelles empiriques de transitions (notamment les taux de sortie du chômage conditionnels empiriques) ne soient jamais égales à 1 ou à 0.

De manière plus formalisée, il faut ainsi impérativement éviter lors de la construction des cellules (k, m, t, s, u, v) que :

$$\hat{P}_{kmts}^{uv} = q_{kmts}^{uv} / r_{kmts}^u \quad \text{soit égal à 1 ou 0}$$

pour $u=1,2 \quad v=1,2,3^*u \quad k=1,\dots,K \quad m=1,\dots,M \quad t=0,1 \quad \text{et} \quad s=0,y$.

Notation dans laquelle :

\hat{P}_{kmts}^{uv} est la probabilité conditionnelle empirique de quitter l'état initial u pour l'état destination v (avec v^*u), au cours du k ème intervalle de durée, sachant que l'épisode concerné est relatif à un individu, qui occupe l'état u au début du k ème intervalle (soit en s_{k-1}), qui dépend de l'entité géographique m , qui se trouve dans une situation vis à vis de la formation de type t et qui appartient à la sous-population s .

r_{kmts}^u est le nombre d'épisodes relatifs à des individus, caractérisés par la dépendance à la même entité géographique m , par la présence dans le même type de situation vis à vis de la formation t et par l'appartenance à la même sous-population s , qui sont susceptibles de quitter l'état initial u au cours du k ème intervalle de durée, état initial u qu'ils occupent au début de ce k ème intervalle.

q_{kmts}^{uv} est le nombre d'épisodes parmi ceux repris r_{kmts}^u , relatifs à des individus qui quittent effectivement l'état initial u pour l'état destination v (avec v^*u) au cours du k ème intervalle ; cette transition étant en conséquence la première se produisant sur ce k ème intervalle.

Il est à noter que l'on conditionne toujours par l'état occupé au début du k ème intervalle de durée et que l'on privilégie systématiquement la première transition survenue au cours de ce k ème intervalle. Les deux conditions édictées précédemment s'interprètent alors de la manière suivante :

l'agrégation doit reposer sur des critères fondateurs sélectionnés et définis de façon à ce que ne soit généré de croisements, ou cellules, pour lesquels

- soit tous les individus d'un même type quittent l'état initial u pour la même destination v

$$\Leftrightarrow q_{kmts}^{uv} = r_{kmts}^u$$

- soit aucun des individus de ce même type, qui occupent l'état initial u , ne part vers l'état v

$$\Leftrightarrow q_{kmts}^{uv} = 0$$

ce qui requiert implicitement d'éviter que $r_{kmts}^u = 0$.

4.4.4. Calculs annexes préalables aux estimations

Cette sous-section est réservée aux utilisateurs potentiels de la base de données groupées construites ici. Elle ne présente aucun intérêt pour tous les autres lecteurs.

Pour chaque cellule (k, m, t, s, u, v), avec $u=1,2 \quad v=1,2,3^*u \quad k=1,\dots,K \quad m=1,\dots,M \quad t=0,1 \quad \text{et} \quad s=0,y$, on a calculé

- r_{kmts}^u l'ensemble à risque de l'état origine u

- q_{kmts}^{uv} le nombre de transitions de l'état u vers l'état v

- $\hat{P}_{kmts}^{uv} = q_{kmts}^{uv} / r_{kmts}^u$ la probabilité empirique de transition de l'état u vers l'état v

- \hat{z}_{kmts}^{uv} la variable « dépendante » ou expliquée du modèle statistique développé dans le chapitre II

$$\hat{z}_{kmts}^{uv} = \log \left[\frac{-\hat{P}_{kmts}^{uv} \log(\hat{P}_{kmts}^{uu})}{\Delta_k (1 - \hat{P}_{kmts}^{uu})} \right]$$

- un estimateur de la matrice de variance-covariance des u_{kmts}^{uv} erreurs d'approximation de ce même modèle statistique

$$u_{kmts}^{uv} = \sum_{w=1, w \neq u}^3 b_{kmts}^{uvw} (\hat{P}_{kmts}^{uw} - P_{kmts}^{uw}) \quad \text{avec} \quad b_{kmts}^{uvw} = \frac{1}{P_{kmts}^{uu} - 1} - \frac{1}{P_{kmts}^{uu} \log(P_{kmts}^{uu})} + \mathbf{d}_{vw} \frac{1}{P_{kmts}^{uv}}$$

le terme général de cette matrice étant $\hat{s}_{kmts}^{uvw} = \hat{E}(u_{kmts}^{uv} u_{kmts}^{uw})$

$$= \left[(\hat{b}_{kmts}^u)^2 \left(\sum_{x=1, x \neq u}^3 \hat{P}_{kmts}^{ux} (1 - \hat{P}_{kmts}^{ux}) - \sum_{x=1, x \neq u}^3 \sum_{y=1, y \neq x, y \neq u}^3 \hat{P}_{kmts}^{ux} \hat{P}_{kmts}^{uy} \right) + 2\hat{b}_{kmts}^u \hat{P}_{kmts}^{uu} + \mathbf{d}_{vw} (1 - \hat{P}_{kmts}^{uv}) / \hat{P}_{kmts}^{uv} - (1 - \mathbf{d}_{vw}) \right] / r_{kmts}^u$$

- toutes les différentes variables indicatrices utilisées dans la phase d'estimation du modèle statistique du chapitre II.

ANNEXES AU CHAPITRE I

Table des annexes au chapitre I

Annexe 1 : Liste des abréviations et sigles

Annexe 2 : Note explicative des différents codes et catégories utilisés en STAT.92 avec les références légales

Annexe 3 : Historique des recodages des diverses catégories de demandeurs d'emploi de la STAT.92

Annexe 4 : Aperçu de la bande B-464 'blocs historiques'

Annexe 5 : Distribution de fréquence des durées de radiation

Annexe 6 : Rapport de synthèse du FOREM sur les sorties d'inscriptions

Annexe 7 : Proc contents des bases stock.ssd01 et bh5.ssd01

ANNEXE 1 LISTE DES ABREVIATIONS ET SIGLES

Par ordre alphabétique,

ASBL : Association Sans But Lucratif

c'est à dire : c'est à dire

CA/COISP : Centre d'Accueil / Centre d'Orientation et d'Initiation Socio-Professionnelle

CCI : Chômeur Complet Indemnisé

CPAS : Centre Public d'Aide Sociale

DE : Demandeur d'Emploi

DS : Direction Subrégionale

EPS : Enseignement de Promotion Sociale

FOREM : Office communautaire et régional de la Formation Professionnelle et de l'Emploi.

FP : Formation Professionnelle

FPI : Formation Professionnelle Individuelle

FP II : Formation Professionnelle dans un métier du secteur secondaire

FP III : Formation Professionnelle dans un métier du secteur tertiaire

IFCM : Institut de Formation des Classes Moyennes

ONEm : Office National de l'Emploi.

ORBEm : Office Régional Bruxellois de l'Emploi.

PAC : Plan d'Accompagnement des Chômeurs

PRC : Programmes de Résorption du Chômage

PRIME : Projets Régionaux d'Insertion dans le Marché de l'Emploi

SSTC : Services Fédéraux des Affaires Scientifiques Techniques et Culturelles

TTPI : Travailleur à Temps Partiel Involontaire

VDAB : Vlaams Dienst voor Arbeidsbemiddeling en Beroepsopleiding

**ANNEXE 2 : NOTE EXPLICATIVE DES DIFFERENTS CODES ET CATEGORIES
UTILISES EN STAT.92 AVEC LES REFERENCES LEGALES**

Listes des codes ainsi explicités dans les pages suivantes :

*** Demandeurs d'emploi inoccupés**

<i>Code</i>	<i>Signification</i>
00	Chômeurs complets indemnisés
01	Chômeurs complets indemnisés dispensés du contrôle communal
02	Demandeurs d'emploi inscrits pendant leur période d'attente
03	Demandeurs d'emploi libres inoccupés
04	Demandeurs d'emploi exclus du bénéfice des allocations et qui ne continuent pas à pointer
05	Demandeurs d'emploi à charge du C.P.A.S.
06	Demandeurs d'emploi relevant du F.C.I.P.P.H. (ancien F.N.R.S.H.)
07	Chômeurs complets ayant travaillé à temps partiel volontaire
09	Chômeurs qui renoncent volontairement aux allocations
11	Demandeurs d'emploi en attente d'allocations de transition
12	Bénéficiaires d'allocations de transition
14	Demandeurs d'emploi exclus du bénéfice des allocations et qui continuent à pointer

*** Plan de résorption du chômage**

<i>Code</i>	<i>Signification</i>
25	Troisième circuit de travail à temps plein
26	Chômeurs occupés dans les P.M.E. à temps plein
29	Agents contractuels subventionnés occupés à temps plein
55	Troisième circuit de travail à temps partiel
56	Chômeurs occupés dans les P.M.E. à temps partiel
60	Stagiaires 'A.R. 230' part-time placé par le FOREM
61	Stagiaires 'A.R. 230' part-time sur déclaration
62	Stagiaires 'A.R. 230' part-time en période d'attente
63	Stagiaires 'A.R. 230' full-time sur déclaration
64	Stagiaires 'A.R. 230' full-time placés par le FOREM
69	Agents contractuels subventionnés occupés à temps partiel

*** Autres personnes inscrites en STAT.92**

<i>Code</i>	<i>Signification</i>
80	Travailleurs occupés à temps partiel involontaire dont l'emploi a été procuré par les services du FOREM
81	Travailleurs occupés à temps partiel involontaire ayant trouvé l'emploi par leurs propres moyens
82	Demandeurs d'emploi occupés à temps partiel involontaire pendant leur période d'attente
83	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle à temps plein
84	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle à temps partiel
85	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle individuelle à temps plein
86	Demandeurs d'emploi en formation professionnelle individuelle à temps partiel
88	Demandeurs d'emploi occupés dans les ateliers protégés à temps plein
89	Demandeurs d'emploi occupés dans les ateliers protégés à temps partiel
90	Demandeurs d'emploi libres occupés à temps plein
91	Demandeurs d'emploi occupés en attente d'allocations de transition
92	Certains chômeurs temporaires
93	Demandeurs d'emploi libres occupés à temps partiel
95	Chômeurs complets indemnisés non demandeurs d'emploi
96	Chômeurs complets indemnisés dispensés du pointage pour raisons sociales ou familiales
97	Chômeurs complets indemnisés qui suivent des cours, des études ou une formation professionnelle

'00_Chômeurs complets indemnisés'

Ce sont des travailleurs qui ont été occupés dans un régime de travail à temps plein, dont le contrat de travail a pris fin, et qui répondent aux conditions d'admission et d'octroi aux allocations de chômage.

Ce sont des travailleurs qui ont été occupés dans un régime de travail à temps partiel, dont le contrat de travail a pris fin, et qui répondent aux conditions pour pouvoir être assimilés à des travailleurs occupés dans un régime de travail à temps plein: ils obtiennent alors, en cas de perte d'emploi à temps plein, une indemnisation en allocations de chômage équivalente à celle accordée à des travailleurs qui perdent un emploi à temps plein;

Ce sont également des jeunes qui répondent aux conditions d'admission et d'octroi aux allocations d'attente ou de chômage, sur base des études faites et qui à l'issue d'un stage d'attente obligatoire où ils ont été inscrits comme demandeurs d'emploi et/ou ont travaillé comme salarié ou, à l'issue d'une période d'inscription comme demandeur d'emploi assimilée, sont sans emploi.

Ils sont obligés d'être inscrits comme demandeurs d'emploi à temps plein

Art.58 de l'A.R. 25.11.91

Art.28 §2 de l'A.R. 25.11.91

Art.160 §1 alinéa 2 de l'A.R. 25.11.91

Ils sont soumis au contrôle communal des chômeurs ou en sont dispensés.

Art.71 de l'A.R. 25.11.91

Art.45 à 52 de l'A.M. 26.11.91

'01_Chômeurs complets indemnisés dispensés du contrôle communal'

Ce sont les chômeurs complets indemnisés qui sont dispensés du pointage communal. Un contrôle communal mensuel est obligatoire.

Cette catégorie reprend exclusivement:

- les chômeurs âgés de 50 ans ou plus qui désirent rester inscrits convoie demandeurs d'emploi;
- les chômeurs dont l'inaptitude permanente au travail atteint au moins 33 % ;
- les chômeurs qui peuvent justifier un passé professionnel de 20 ans au moins.

Art.47 de l'A.M. 26.11.91

'32_Demandeurs d'emploi inscrits pendant leur période d'attente'

Ce sont des jeunes qui ont terminé leurs études et qui accomplissent une période d'attente obligatoire de 156, 234 ou 310 jours pendant laquelle ils sont inscrits comme demandeurs d'emploi et sont inoccupés, avant d'être admis aux allocations d'attente ou de chômage.

Art.36 de l'A.R. 25.11.91

'03_Demandeurs d'emploi libres inoccupés'

Ce sont des personnes qui ne sont pas occupées dans un emploi; qui n'ont pas droit aux allocations, mais qui s'inscrivent comme demandeurs d'emploi (l'inscription comme demandeur d'emploi doit être régulièrement confirmée par l'intéressé pour pouvoir être maintenue).

'04_Demandeurs d'emploi exclus des allocations et qui ne continuent pas à pointer'

Ce sont des chômeurs qui sont exclus des allocations et qui doivent obligatoirement rester inscrits comme demandeurs d'emploi, pendant toute la durée de l'exclusion; ces chômeurs ne continuent pas à pointer. Cette codification ne reprend donc pas les chômeurs qui sont exclus du bénéfice des allocations, en raison d'indisponibilité sur le marché de l'emploi; en effet, ceux-ci ont leur inscription comme demandeur d'emploi rayée d'office et ne sont plus inscrits comme demandeur d'emploi.

REMARQUE : EXCLUSION DU BENEFICE DES ALLOCATIONS DE CHOMAGE

Art.52 de l'A.R. du 25.11.91:(circonstances qui dépendent de la volonté du chômeur) :

- Art.52 §1 alinéa 1 : chômeur par suite de l'attitude fautive du travailleur (8 à 52 semaines) ;
- Art.52 §3 : chômeur récidiviste dans les 2 années (attitude fautive) ;
- Art.52 §1 alinéa 2 : durée d'exclusion pour le chômeur qui par suite de licenciement du à l'attitude fautive du travailleur prétendant à des allocations d'attente (13 à 52 semaines).

Art.153 à 156 de l'A.R. du 25.11.91 (= sanctions administratives) :

- Art.153 : par suite. de déclaration(s) inexacte(s) (> 1 à (13 semaines) ;
- Art.154 : par suite de mention(s) inexacte(s) sur la carte de pointage (>4 à < 26 semaines) ;
- Art.155 : par suite d'usage de document(s) inexact(s) (13 à 26 semaines) ;
- Art.156 : par suite d'obstacle(s) au contrôle (>4 à < 13 semaines).

'05_Demandeurs d'emploi inscrits à la demande du C.P.A.S.'

Ce sont des personnes qui perçoivent une indemnité à charge du C.P.A.S. et qui doivent obligatoirement rester inscrites comme demandeurs d'emploi.

Art.60 §7 loi 08.07.76. sur les C.P.A.S. M.B. 05.08.76

'06_Demandeurs d'emploi inscrits à la demande du F.C.I.S.P.P.H.'

Ce sont des personnes qui perçoivent une indemnité à charge du F.C.I.S.P.P.H. et qui doivent obligatoirement rester inscrites comme demandeurs d'emploi.

Art. 22 loi 16.04.1963 relative au reclassement social des handicapés.

Art. 72 8c 73 de l'A.M. 26.11.1991

'07_Chômeurs complets ayant travaillé à temps partiel volontaire'

Ce sont des chômeurs complets qui ont travaillé volontairement à temps réduit et :

- qui ont été occupé dans un régime de travail à temps partiel comportant normalement en moyenne au moins 18 heures de travail par semaine ou, la moitié au moins du nombre d'heures de travail hebdomadaire normalement prestées en moyenne par un travailleur occupé à temps plein dans une fonction analogue, au sein de la même entreprise ou à défaut dans la même branche d'activité ;
- qui deviennent chômeurs complets.

Lorsque le contrat de travail à temps réduit volontaire prend fin, ils sont indemnisés pour les heures où ils étaient habituellement occupés (régime spécifique de demi-allocations).

Art. 29 §4 de l'A.R. 25.11.91

Art. 33 de l'A.R. 25.11.91

Art. 103, 104 de l'A.R. 25.11.91

Art, 8 de l'A.M 26.11.91

Art. 9 alinéa 2 de l'A.M. 26.11.91

'09_Chômeurs qui renoncent volontairement aux allocations'

Ce sont des chômeurs qui pour des raisons fiscales, renoncent volontairement au bénéfice des allocations; ils restent obligatoirement inscrits comme demandeurs d'emploi; ils sont soumis au contrôle communal bimensuel ou mensuel. La déclaration est valable pour une période maximum de 6 mois et est renouvelable.

Art. 30 alinéa 3, 7^o

Art. 42 §2, 9^o de l'A.R. du 25.11.91

'11_Demandeurs d'emploi en attente d'allocation de transition'

Ce sont des jeunes soumis à l'obligation scolaire à temps partiel et qui accomplissent une période d'attente obligatoire de 155 demi-jours ouvrables (77 jours entiers) pendant laquelle ils sont inscrits comme demandeurs d'emploi à temps partiel et sont inoccupés, avant de pouvoir être admis aux allocations de transition.

Les jeunes qui n'ont pas, ou pas suffisamment, travaillé pour être admis sur base des prestations de travail et, qui n'ont pas droit aux allocations sur base de la scolarité parce qu'ils ne répondent pas aux conditions d'admission, sont codifiés en 98 pour la branche d'activité.

Les jeunes qui répondent aux conditions d'admission aux allocations, soit sur base des prestations de travail, soit sur base des études, sont codifiés en 99bis pour la branche d'activité.

Seuls les demandeurs d'emploi en attente d'allocations de transition, codifiés en 99bis pour la branche d'activité, sont considérées comme des inscrits obligatoires inoccupés et comptabilisés en catégorie 11.

Art.36 de l'A.R. 25.11.91

Art. 58 §1 alinéa 2

Art.63, art.101 §1

Art. 102, 124 et 125.

'12_Bénéficiaires d'allocations de transition'

Ce sont les jeunes soumis à l'obligation scolaire à temps partiel et qui, après avoir effectué une période d'attente de 155 demi-jours pendant laquelle, soit ils ont été inscrits comme demandeurs d'emploi sans être occupés, soit ils ont travaillé comme salariés ou assimilés, sont admis aux allocations de transition.

Ils restent obligatoirement inscrits comme demandeurs d'emploi à temps partiel.

Art.36 de l'A.R. 25.11.91

Art.58 de l'A.R. 25.11.91

Art.63 de l'A.R. 25.11.91

'14_Demandeurs d'emploi exclus des allocations et qui continuent à pointer'

Ce sont des chômeurs qui sont exclus du bénéfice des allocations (conformément aux article 52§2 alinéa 1 et 2, article 52 §3 et aux articles 153 à 156 de l'A.R. 25.11.91) et qui doivent obligatoirement rester inscrits comme demandeurs d'emploi pendant toute la période de l'exclusion.

Ces chômeurs continuent cependant à pointer pour les raisons suivantes :

- pour qu'il n'y ait pas d'obstacle au bénéfice des allocations familiales auxquelles le chômeur peut prétendre pour les enfants dont il a la charge ;
- pour qu'il n'y ait pas d'obstacle au bénéfice des allocations de chômage pour le chômeur, qui introduit un recours devant les Cours et Tribunaux contre la décision d'exclusion prise par le Directeur Régional du Chômage et qui obtient gain de cause.

Art.71 de l'A.R. 25.11.91

Art.4 de l'A.M. 26.11.91
Art 36 de l'A M. 26.11.91
Art.37 alinéa 1 et 2 de l'A.M. 26.11.91
Art.38 alinéa 1,1' de l'A.M. 26.11.91

'25_Troisième circuit de travail à temps plein'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés de longue durée (2 ans et plus) ou des demandeurs d'emploi bénéficiant à la date de leur engagement du minimum de moyens d'existence, de manière ininterrompue, depuis au moins six mois, sans faire l'objet de recouvrement ou, vivant sous le même toit qu'une ou plusieurs personnes sans ressources ou ayant comme seules ressources des indemnités de sécurité sociale ou d'assistance sociale inférieures à un montant fixé, qui sont engagés dans les liens d'un contrat de travail à durée indéterminée avec une occupation à temps plein.

L'employeur relève soit du secteur public soit du secteur privé.

Les T.C.T. à temps plein restent inscrits comme demandeur d'emploi.

Art.22 A.R. n° 473 du 28.10.1986
A.R. du 31.12.1986

'26_Chômeurs occupés dans les P.M.E à temps plein'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés, ou assimilés, recrutés par les P.M.E., dans les liens d'un contrat de travail, en vue d'être affectés à des projets de développement: études et recherche de mise au point de produits, d'équipements de production, ou de procédés nouveaux - assistance ou promotion des exportations hors C.E.E. - économie d'énergie ou de matières premières.

L'intervention de la Région Wallonne consiste à prendre en charge partiellement les rémunérations et charges patronales des personnes engagées dans le cadre de la réalisation de ces projets. La Région Wallonne intervient pour période de 2 ans maximum.

Les chômeurs complets indemnisés ou assimilés ainsi recrutés ne restent pas inscrits comme demandeurs d'emploi.

A.R. n°123 du 30.12.1982
A.R. n°257 du 31.12.1983
Loi du 24.02.1987 modifiant l'A.R. n°123

'29_Agents contractuels subventionnés occupés à temps plein'

Ce sont des demandeurs d'emploi engagés dans les liens d'un contrat de travail à durée déterminée ou indéterminée avec une occupation à temps plein dans les communes, C.P.A.S., provinces et autres pouvoirs publics.

Ces travailleurs ne restent pas inscrits comme demandeurs d'emploi.

On entend par demandeurs d'emploi :

- les chômeurs complets indemnisés depuis 6 mois au moins ou les personnes qui ont connu au moins 6 mois de chômage complets indemnisés au cours de l'année précédant leur engagement ;
- les chômeurs ayant renoncé volontairement au bénéfice de l'allocation, qui sont au chômage depuis 6 mois au moins ou qui ont connu au moins 6 mois de chômage au cours de l'année précédant leur engagement ;
- les chômeurs complets indemnisés, âgés de 40 ans au moins, qui vivent seuls ou sous le même toit que des personnes sans ressources ou ne disposant que d'indemnités de sécurité sociale ou d'assistance sociale ;
- les demandeurs d'emploi bénéficiant de manière ininterrompue, depuis au moins 6 mois, du minimum de moyens d'existence. (°)

(°) ces conditions ne sont pas exhaustives.

A.R. 474 du 28.10.1986
A.E.R.W. du 18.10.1989

'60_ Stagiaire "A.R. 230" part-time placé par le FOREM'

Ce sont des demandeurs d'emploi âgés de moins de 30 ans au moment de la demande de stage, qui ne peuvent avoir exercé une activité professionnelle dépassant 6 mois, à moins d'être chômeurs complets indemnisés de 2 ans minimum après une activité professionnelle supérieure à 6 mois et, qui effectuent un stage à temps partiel dans une entreprise ou dans une administration.

Ce sont également des chômeurs complets indemnisés ayant au moins sur un an de chômage, effectuant un stage à temps partiel dans des services publics ayant la personnalité juridique propre et dont le plan d'assainissement a été approuvé par le Conseil des Ministres et ratifié par le Roi
Services publics visés par l'art.6 de l'A.R. n°230 du 21.12.1983.

Ils sont placés pour un stage ONEM part time par les services placement du FOREM.

Ces stagiaires sont engagés dans les liens d'un contrat de stage à temps partiel, pour une durée déterminée (secteur privé: soit 6 mois, soit deux fois 6 mois ou secteur public : un an):

- dans les entreprises, aucune fraction de travail à temps partiel n'est spécifiée ;
- dans les administrations, seules les fractions de temps partiels suivantes, à l'exclusion de toute autre fraction, sont autorisées: le mi-temps et le 4/5 temps d'une occupation à temps plein normale.

Ils peuvent également bénéficier d'allocations pour les heures habituelles d'inactivité s'ils répondent à certaines conditions (cfr. : travailleurs à temps partiel involontaires).

Ils doivent néanmoins rester inscrits comme demandeurs d'emploi à temps plein.
A.R. n°230 du 21.12.1983

'61_ Stagiaire "A.R. 230" part-time sur déclaration'

Ce sont des stagiaires au sens du code 60, occupés à temps partiel, mais dont l'emploi de stagiaire ONEM à temps partiel a été trouvé d'initiative propre.

Ils doivent néanmoins rester inscrits comme demandeurs d'emploi à temps plein.
A.R. n°230 du 21.12.1984

'62_ Stagiaire "A.R. 230" part-time en période d'attente'

Ce sont des stagiaires au sens du code 60, occupés à temps partiel et qui accomplissent une période d'attente obligatoire avant d'être admis soit, aux allocations d'attente ou de chômage, soit sur base d'allocations de transition pour les heures habituelles d'inactivités.

Les stagiaires occupés à temps partiel, qui ont satisfait à l'obligation scolaire et qui sont en attente d'allocations d'attente ou de chômage, doivent rester inscrits comme demandeurs d'emploi à temps plein.

Les stagiaires occupés à temps partiel, qui sont encore soumis à l'obligation scolaire à temps partiel, doivent rester inscrits comme demandeurs d'emploi à temps partiel, en attente d'allocation de transition pour les heures habituelles d'inactivité.

A.R. n°230 du 21.12.1984

'63_ Stagiaire "A.R. 230" full-time sur déclaration'

Ce sont les mêmes demandeurs d'emploi occupés comme stagiaires dans les entreprises ou administrations que ceux repris sous le code 60.

Ils sont néanmoins occupés comme stagiaires à temps plein et ne restent pas inscrits comme demandeurs d'emploi (code 63 = code passif).

Leur emploi de stagiaire ONEM à temps plein a été trouvé d'initiative propre.

A.R. n°230 du 21.12.1983

'64_ Stagiaire "A.R. 230" full-time placés par le FOREM'

Ce sont les mêmes demandeurs d'emploi occupés comme stagiaires dans les entreprises ou administrations que ceux repris sous le code 63.

Ils sont néanmoins occupés comme stagiaires à temps plein et ne restent pas inscrits comme demandeurs d'emploi (code 64 = code passif).

Le stagiaire ONEM à temps plein a été placé par les services du FOREM.

A.R. n°230 du 21.12.1983

REMARQUE CONCERNANT LES CODES 60 à 64 :

Les codes 60, 61, 62, 63, 64 de la STAT.92 relatifs aux stagiaires ONEM ne peuvent en aucun cas être utilisés comme statistiques officielles de l'ONEM concernant cette matière.

C'est en effet la STAT.96 qui reprend le stock complet des stages des jeunes.

'55_Troisième circuit de travail à temps partiel'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés de longue durée (2 ans et plus) ou des demandeurs d'emploi bénéficiant à la date de leur engagement du minimum de moyens d'existence, de manière ininterrompue, depuis au moins six mois, sans faire l'objet de recouvrement ou, vivant sous le même toit qu'une ou plusieurs personnes sans ressources ou ayant comme seules ressources des indemnités de sécurité sociale ou d'assistance sociale inférieures à un montant fixé, qui sont engagés dans les liens d'un contrat de travail à durée indéterminée avec une occupation à temps partiel.

L'employeur relève soit du secteur public soit du secteur privé.

Les T.C.T. à temps partiel restent inscrits comme demandeur d'emploi à temps plein.

Art.22 A.R. n°473 du 28.10.1986

A.R. du 31.12.1986

'56_Chômeurs occupés dans les P.M.E. à temps partiel'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés, ou assimilés, recrutés par les P.M.E., dans les liens d'un contrat de travail, en vue d'être affectés à des projets de développement.' études et recherche de mise au point de produits, d'équipements de production, ou de procédés nouveaux - assistance ou promotion des exportations hors C.E.E. – économie d'énergie ou de matières premières.

L'intervention de la Région Wallonne consiste à prendre en charge partiellement les rémunérations et charges patronales des personnes engagées dans le cadre de la réalisation de ces projets. La Région Wallonne intervient pour période de 2 ans maximum.

Les chômeurs complets indemnisés ou assimilés ainsi recrutés restent inscrits comme demandeurs d'emploi à temps plein.

A.R. n°123 du 30.12.1982

A.R. n°257 du 31.12.1983

'69_Agents contractuels subventionnés occupés à temps partiel'

Ce sont des demandeurs d'emploi engagés dans les liens d'un contrat de travail à durée déterminée ou indéterminée avec une occupation à temps plein dans les communes, C.P.A.S., provinces et autres pouvoirs publics.

Ces travailleurs restent inscrits comme demandeurs d'emploi à temps plein s'ils considérés comme ayant acceptés un emploi à temps partiel pour échapper au chômage.

On entend par demandeurs d'emploi :

- les chômeurs complets indemnisés depuis 6 mois au moins ou les personnes qui ont connu au moins 6 mois de chômage complets indemnisés au cours de l'année précédant leur engagement ;
- les chômeurs ayant renoncé volontairement au bénéfice de l'allocation, qui sont au chômage depuis 6 mois au moins ou qui ont connu au moins 6 mois de chômage au cours de l'année précédant leur engagement ;
- les chômeurs complets indemnisés, âgés de 40 ans au moins, qui vivent seuls ou sous le même toit que des personnes sans ressources ou ne disposant que d'indemnités de sécurité sociale ou d'assistance sociale ;
- les demandeurs d'emploi bénéficiant de manière ininterrompue, depuis au moins 6 mois, du minimum de moyens d'existence. (°)

(°) ces conditions ne sont pas exhaustives.

A.R. 474 du 28.10.1986

A.E.R.W. du 18.10.1989

'80_Travailleurs occupés à temps partiel involontaire dont l'emploi a été procuré par les services du FOREM'

* Est réputé travailleur à temps partiel involontaire le travailleur qui est entré dans un régime de travail qui ne correspond pas à un temps plein avant le 01 juin 1993, s'il satisfait simultanément aux conditions suivantes :

- a) remplir toutes les conditions d'admissibilité et d'octroi pour bénéficier des allocations comme travailleur à temps plein au moment où il entre dans le régime de travail à temps partiel, ou au moment de la demande d'allocation s'il agit d'un jeune travailleur ayant terminé des études ou un apprentissage ;
- b) avertir le bureau de placement compétent (en se rendant sur place) qu'il est occupé à temps partiel, et ce dans un délai de huit jours calendrier prenant cours le lendemain du jour où débute l'occupation ;
- c) s'inscrire comme demandeur d'emploi pour un régime de travail à temps plein dans le délai visé sous b) ou rester inscrit comme tel. Il doit également rester inscrit et rester disponible pour le marché de l'emploi à temps plein durant les périodes au cours desquelles il prétend aux allocations.

Art.29 §1 de l'A.R. 25.11.91

Art.100 §2 de l'A.R. 25.11.91

Art. 101 de l'A.R. 25. 11. 91

* Est réputé travailleur à temps partiel avec maintien de droit, le travailleur qui à partir du 01 juin 1993 entre dans un régime de travail qui ne correspond pas à un temps plein et dont la durée est, sauf dérogation, d'au moins un tiers de la durée hebdomadaire de travail des travailleurs à temps plein de la même catégorie d'entreprise, s'il satisfait simultanément aux conditions suivantes :

- a) remplir toutes les conditions d'admissibilité et d'octroi pour bénéficier des allocations comme travailleur à temps plein ;
- b) introduire une demande pour obtenir le statut de travailleur à temps partiel avec maintien des droits ou pour obtenir l'allocation de garantie de revenus auprès du bureau de placement

compétent (en se rendant sur place) et ce dans un délai de deux mois prenant cours à partir de :

- soit le lendemain du jour où débute l'occupation ;
- soit de la fin du stage d'attente ;
- soit de la fin de la période de préavis ;
- soit le jour suivant la période de carence.

c) s'inscrire comme demandeur d'emploi pour un régime de travail à temps plein dans le délai visé sous b) ou rester inscrit comme tel. Il doit également rester inscrit et rester disponible pour le marché de l'emploi à temps plein durant les périodes au cours desquelles il prétend aux allocations.

Art.29 §2 de l'A.R. 25.11.91

Art.131 bis de l'A.R. 25.11.91

Pendant la durée du contrat de travail à temps partiel, le travailleur est dispensé du contrôle communal, il doit cependant à la fin de chaque mois introduire à son organisme de paiement :

- la carte de contrôle spécifique ("C3 temps partiel") validée par l'administration communale ou les organismes régionaux ;
- un formulaire C101 dûment complété par son employeur. Ce formulaire reflète la situation du mois écoulé (horaire et rémunération) et permet de calculer le nombre d'allocations pour ce mois.

Cette catégorie reprend tous les demandeurs d'emploi occupés à temps partiel involontaire et également des groupes de travailleurs tels que :

- les demandeurs d'emploi occupés à temps réduit dans le cadre du projet PRIME ;
- les remplaçants des bénéficiaires d'une pause carrière mi-temps dans le secteur privé.

'81_Travailleurs occupés à temps partiel involontaire ayant trouvé l'emploi par leurs propres moyens'

Idem que le code 80, sauf que l'emploi à temps partiel a été trouvé d'initiative et non via les services de placement du FOREM.

Art.29 §1 de l'A.R. 25.11.91

Art.100 §2 de l'A.R. 25.11.91

Art.101 de l'A.R. 25.11.91

'82_Demandeurs d'emploi occupés à temps partiel involontaire pendant leur période d'attente'

Ce sont des jeunes qui ont satisfait à l'obligation scolaire et qui travaillent à temps partiel pendant leur période d'attente, avant de pouvoir être admis aux allocations d'attente ou de chômage ; ils restent inscrits comme demandeurs d'emploi à temps plein.

Art.36 de l'A.R. 25.11.91

A.R. 15. 07. 1985

'83_Demandeurs d'emploi en Formation Professionnelle à temps plein'

Ce sont tous les demandeurs d'emploi (C.C.I. ou non) qui suivent une formation "collective" à temps plein principalement dispensée dans des centres créés et gérés par le FOREM, soit avec ses propres moyens, soit avec le concours d'entreprises, de groupements d'entreprises, de pouvoirs publics ou d'associations à caractère publics ou privés. Elle peut également être dispensée dans des centres créés à l'initiative d'entreprises, de groupements d'entreprises, de pouvoirs publics ou d'associations à caractère publics ou privés. Les centres agréés bénéficient d'une intervention financière du FOREM.

Les demandeurs d'emploi qui suivent ce type de formation professionnelle restent inscrits comme demandeurs d'emploi pendant toute la durée de la formation; ils peuvent néanmoins introduire, au moyen d'un document spécial, une demande valable de dispense de l'inscription comme demandeur d'emploi.

Art.91 de l'A.R. 25.11.91

Remarque : Les demandeurs d'emploi qui seraient soumis au pointage communal, mais qui suivent une formation professionnelle collective, sont dispensés du pointage communal, qui est remplacé par une attestation de présence délivrée par le chef du centre de formation ou de l'entreprise où la formation est assurée.

'84_Demandeurs d'emploi en Formation Professionnelle à temps partiel'

Ce sont tous les demandeurs d'emploi (C.C.I. ou non) qui suivent une formation "collective" à temps partiel principalement dispensée dans des centres créés et gérés par le FOREM, soit avec ses propres moyens, soit avec le concours d'entreprises, de groupements d'entreprises, de pouvoirs publics ou d'associations à caractère publics ou privés. Elle peut également être dispensée dans des centres créés à l'initiative d'entreprises, de groupements d'entreprises, de pouvoirs publics ou d'associations à caractère publics ou privés. Les centres agréés bénéficient d'une intervention financière du FOREM.

Les demandeurs d'emploi qui suivent ce type de formation professionnelle restent inscrits comme demandeurs d'emploi pendant toute la durée de la formation; ils peuvent néanmoins introduire, au moyen d'un document spécial, une demande valable de dispense de l'inscription comme demandeur d'emploi.

Art.91 de l'A.R. 25.11.91

Remarque : Les demandeurs d'emploi qui seraient soumis au pointage communal, mais qui suivent une formation professionnelle collective, sont dispensés du pointage communal, qui est remplacé par une attestation de présence délivrée par le chef du centre de formation ou de l'entreprise où la formation est assurée.

'85_Demandeurs d'emploi en Formation Professionnelle Individuelle à temps plein'

Ce sont tous les demandeurs d'emploi qui suivent une formation individuelle à temps plein qui permet d'acquérir une formation professionnelle en suivant une formation dans une entreprise en vue d'acquérir par la pratique, l'expérience et la qualification nécessaires pour y occuper un emploi à l'issue de la formation, d'une durée au mois égale à celle de la formation, dans la profession apprise.

Les demandeurs d'emploi qui suivent une formation professionnelle individuelle restent inscrits comme demandeurs d'emploi pendant toute la durée de la formation; ils peuvent néanmoins introduire, au moyen d'un document spécial, une demande valable de dispense de l'inscription comme demandeur d'emploi.

Art.91 de l'A.R. du 25.11.91

Remarque : Les demandeurs d'emploi qui seraient soumis au pointage communal, mais qui suivent une formation professionnelle individuelle, sont dispensés du pointage communal, qui est remplacé par une attestation de présence délivrée par le chef de l'établissement scolaire ou de l'entreprise où la formation est assurée.

'86_Demandeurs d'emploi en Formation Professionnelle Individuelle à temps partiel'

Ce sont tous les demandeurs d'emploi qui suivent une formation individuelle à temps partiel qui permet d'acquérir une formation professionnelle en suivant une formation dans une entreprise en

vue d'acquérir par la pratique, l'expérience et la qualification nécessaires pour y occuper un emploi à l'issue de la formation, d'une durée au mois égale à celle de la formation, dans la profession apprise.

Les demandeurs d'emploi qui suivent une formation professionnelle individuelle restent inscrits comme demandeurs d'emploi pendant toute la durée de la formation; ils peuvent néanmoins introduire, au moyen d'un document spécial, une demande valable de dispense de l'inscription comme demandeur d'emploi.

Art.91 de l'A.R. du 25.11.91

Remarque : Les demandeurs d'emploi qui seraient soumis au pointage communal, mais qui suivent une formation professionnelle individuelle, sont dispensés du pointage communal, qui est remplacé par une attestation de présence délivrée par le chef de l'établissement scolaire ou de l'entreprise où la formation est assurée.

'87_Demandeurs d'emploi occupés dans le cadre du plan 2000'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés inscrits comme demandeurs d'emploi depuis au moins 10 mois, ayant eu un entretien d'évaluation et d'orientation dans le cadre du plan d'accompagnement des chômeurs. Ils doivent être âgés de moins 26 ans au moment de la présentation et n'avoir jamais travaillés.

Art. 6 de l'A.E.C.F. 12.05.1987

Tous les stages devront être terminés au 30.06.1995

'88_Demandeurs d'emploi occupés dans les ateliers protégés à temps plein'

Ce sont des travailleurs handicapés qui sont occupés dans les ateliers protégés, à temps plein. Ils sont tenus de rester inscrits comme demandeurs d'emploi.

Art.163 de l'A.R. 25.11.1991

'89_Demandeurs d'emploi occupés dans les ateliers protégés à temps partiel'

Ce sont des travailleurs handicapés qui sont occupés dans les ateliers protégés, à temps partiel. Ils sont tenus de rester inscrits comme demandeurs d'emploi.

Art. 163 de l'A.R. 25. 11. 1991

'90_Demandeurs d'emploi libres occupés à temps plein'

Ce sont des travailleurs qui sont occupés dans un emploi salarié ou non, qui sont à la recherche d'un autre travail que pour lequel ils sont déjà occupés et qui, de ce fait s'inscrivent librement comme demandeur d'emploi.

L'inscription comme demandeur d'emploi doit être confirmée (tous les 3 mois) par l'intéressé pour pouvoir être maintenue.

'91_Demandeurs d'emploi occupés en attente d'allocation de transition'

Ce sont des jeunes soumis à l'obligation scolaire à temps partiel et qui travaillent à temps partiel: ils accomplissent la période d'attente obligatoire avant l'admission aux allocations en effectuant un travail salarié et désirent néanmoins rester inscrits comme demandeur d'emploi pendant la période d'attente au cours de laquelle ils sont occupés à temps partiel.

Art.36 de l'A.R. 25.11.91

Art.58 §1 alinéa 2

Art.63, art.101 §1
Art. 102, 124 et 125.

'92_Certains chômeurs temporaires'

Après 4 semaines de chômage temporaire (les prestations de travail sont totalement suspendue pendant 4 semaines), le chômeur temporaire est obligé de se faire inscrire comme demandeur d'emploi, sauf exceptions déterminées par le Ministère de l'Emploi et du Travail.

Ils sont dispensés de pointage communal.

Art. 27, 2° de l'A.R. 25.11.91
Art. I, 8° de l'A.M. 26.11.91
Art. 50, 1° de l'A.M. 25.11.91
Art. 133 §1, 4° de l'A.R. 25.11.91
Art. 137 §1, 2° de l'A.R. 25.11.91

'93_Demandeurs d'emploi libres occupés à temps partiel'

Ce sont des travailleurs qui sont occupés dans un emploi salarié à temps partiel, qui ne demandent pas d'allocations mais qui souhaitent obtenir le statut de travailleur à temps partiel avec maintien des droits, qui sont également à la recherche d'un autre travail que pour lequel ils sont déjà occupés et qui, de ce fait s'inscrivent librement comme demandeur d'emploi.

L'inscription comme demandeur d'emploi se fait dans un délai de 2 mois prenant cours le lendemain du jour où débute l'occupation et doit être confirmée (tous les 3 mois) par l'intéressé pour pouvoir être maintenue.

Art. 29, 131bis de l'A.R. 25.11.91

'95_Chômeurs complets indemnisés non demandeurs d'emploi'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés de plus de 55 ans qui peuvent demander une dispense du pointage; ils sont également dispensés d'être inscrits comme demandeurs d'emploi.

Ce sont des chômeurs complets indemnisés de plus de 50 ans qui justifient d'une aptitude au travail réduite permanente et qui, peuvent demander une dispense du pointage; ils sont également dispensés d'être inscrits comme demandeurs d'emploi.

Dans les deux cas, ils doivent avoir bénéficié des allocations de chômage pendant au moins 624 jours au cours des 48 mois qui précèdent la demande.

Art.89 § 1, 3 et 4 de l'A.R. 25.11.1991
Art.98 de l'A.R. 25.11.1991
Art.50, 6° de l'A.M. 26.11.91

'96_Chômeurs complets indemnisés dispensés du pointage pour raisons sociales ou familiales'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés qui demandent à pouvoir être dispensés du pointage communal, pour des raisons sociales ou familiales: la demande doit être motivée et valable ; le Directeur Régional du Chômage apprécie les raisons invoquées par le chômeur.

Les allocations octroyées pendant la période de dispense sont réduites et fixes. Pendant cette période de dispense, le chômeur n'est pas tenu de rester inscrit comme demandeur d'emploi.

Art. 90 à 98 de l'A.R. 25.11.1991
Art. 50, 7° de l'A.M. 26.11.1991

'97_Chômeurs complets indemnisés qui suivent des cours, des études ou une formation professionnelle'

Ce sont des chômeurs complets indemnisés qui souhaitent suivre des études, des cours ou une formation professionnelle, pour être mieux préparés pour le marché de l'emploi par une formation plus adéquate et qui, ont introduit au moyen d'un document spécial, une demande valable de dispense, notamment, de l'inscription comme demandeur d'emploi.

Ils ne sont plus inscrits comme demandeurs d'emploi pendant la durée des cours, études ou formation professionnelle, pour laquelle la dispense est accordée et ils continuent à être indemnisés par l'assurance chômage.

Art.92 de l'A.R. 25.11.1991

Art.94 de l'A.R. 25.11.1991

Art.95 de l'A.R. 25.11.1991

Art.50, 8° & 9° de l'A.M. 26.11.1991

En ce qui concerne la formation professionnelle, cette catégorie intègre les catégories de demandeur d'emploi suivantes :

- 1° le chômeur complet pendant la période durant laquelle il suit une formation professionnelle au sens de l'article 27,6°, sauf si les cours sont dispensés principalement le samedi ou après 17 heures.

Art.91 de l'A.R. du 25.11.91

- 2° le chômeur complet pendant la période durant laquelle il suit une formation professionnelle prévue par la législation relative à la formation à une profession indépendante, sauf si les cours sont dispensés principalement le samedi ou après 17 heures.

Art.92 de l'A.R. du 25.11.91

Pour pouvoir bénéficier de cette dispense, le chômeur doit :

- a) soit avoir terminé depuis deux ans au moins, des études ou un apprentissage et avoir bénéficié d'au moins 312 allocations au cours des deux années précédant la demande de dispense ;
- b) soit avoir bénéficié d'au moins 624 allocations au cours des quatre années précédant la demande de dispense.

- 3° le chômeur complet en vue de se préparer à une installation comme indépendant ou à la création d'une entreprise s'il a bénéficié d'au moins 156 allocations comme chômeur complet au cours de l'année précédant cette demande.

Art.95 de l'A.R. 25.11.91

CHAPITRE II : L'ÉVALUATION DE PROGRAMMES DE FORMATION PROFESSIONNELLE

1. INTRODUCTION

Ce second chapitre traite de la problématique de l'évaluation de politiques de lutte contre le chômage, et plus particulièrement de programmes de formation professionnelle en faveur des demandeurs d'emploi adultes de la région wallonne. La section 2 introduit la problématique de la formation professionnelle (place, fonctions, modalités, etc. de celle-ci). La section 3 introduit à la méthodologie de l'évaluation des politiques. La section 4 approfondit la précédente en évoquant spécifiquement les méthodes microéconomiques d'évaluation. Enfin, la section 5 résume notre démarche et nos résultats pour la Wallonie.

2. LA FORMATION PROFESSIONNELLE COMME INSTRUMENT DE LUTTE CONTRE LE CHOMAGE

2.1. Du déploiement des politiques du marché du travail à la nécessité de les évaluer

Suite aux changements rapides intervenus au cours de ces dernières années dans la structure de l'emploi de la plupart des pays européens, de nombreuses professions et qualifications ont été rendues largement obsolètes. Afin de répondre de façon adéquate aux nouvelles pressions et tensions apparues sur le marché du travail, la remise à jour ou la conversion de compétences et qualifications existantes s'est révélée être un problème crucial; problème allant jusqu'à requérir l'intervention directe des gouvernements concernés et impliquant alors l'introduction et le développement de politiques dites « actives » sur le marché du travail, destinées à améliorer l'efficacité de ce dernier.

La question de l'efficacité de telles politiques est un sujet fort débattu dans la littérature. La méthode à employer afin de mesurer l'efficacité d'une politique ne fait pas l'unanimité. C'est dans ce contexte général que se situe notre analyse, dont le propos sera à la fois de définir précisément ce que peut recouvrir l'évaluation d'une politique, d'exposer les approches usuellement suivies et qui permettent d'en inférer l'efficacité, tout en apportant les éléments constitutifs du débat sur les méthodologies de l'évaluation, et enfin de procéder à l'évaluation de mesures de formation professionnelles, et ce en terme d'impact sur les trajectoires des demandeurs d'emploi et selon une voie originale.

En quelques mots, l'évaluation menée ici se limite à l'estimation des effets de programmes de formation professionnelle, dispensés par le FOREM et octroyés à des demandeurs d'emploi, sur la durée du chômage. Elle implique une analyse économétrique, réalisée à partir des données présentées dans le chapitre précédent. On rappelle que, ces dernières permettent de retracer les histoires individuelles de participation au marché du travail de demandeurs d'emploi de la région wallonne durant la période 1989 - 1993.

2.2. La place accordée à la formation professionnelle des chômeurs

Il ne s'agit pas ici de préciser la pertinence relative des diverses politiques selon la nature du diagnostic du chômage. On souhaite ici uniquement déterminer quelle devrait être la place accordée aux programmes de formation professionnelle destinés aux demandeurs d'emploi dans la lutte menée contre le chômage. Or, une telle intention requiert un retour préalable sur le diagnostic des origines de la crise, qui ébranle le marché du travail depuis près de vingt ans déjà. Si l'on reprend les conclusions d'analyses existantes, il apparaît que la forte montée du chômage en Belgique et sa persistance à un niveau élevé, accompagnée d'un développement massif du chômage de longue durée et d'un glissement horizontal de la courbe de Beveridge puissent être expliciter par deux mécanismes potentiels (voire Van der Linden et al. 1997).

Le premier invoque le décalage croissant entre le « profil intrinsèque » des demandeurs d'emploi et celui requis afin de pourvoir aux postes vacants. Si le terme profil renvoie à la qualification ou à l'absence de qualification des chômeurs, ainsi qu'à d'autres caractéristiques individuelles influant leur productivité, celui d'intrinsèque exprime l'idée que cet écart existe dès leur entrée en chômage. Cette inadéquation structurelle (ou 'mismatch' en anglais) trouverait sa source dans les destructions d'emplois engendrées par la désindustrialisation, l'évolution du coût relatif du travail moins qualifié face à l'essor du progrès technique et l'âpreté de la concurrence mondiale menée par les pays à bas salaires pour les opérations les moins qualifiées.

D'après le second mécanisme, l'allongement de la durée individuelle d'inoccupation serait la cause de l'enlèvement dans le chômage de longue durée. La prolongation excessive des séjours en chômage génère et accentue le découragement et la démobilisation dont sont alors victimes les demandeurs d'emploi. Elle provoque aussi une sévère dégradation de leurs savoirs et savoir-faire. Autant de répercussions négatives qui fragilisent leurs situations sur le marché du travail et qui les excluent des recrutements opérés par d'éventuels employeurs. Ils viennent alors alimenter les rangs du chômage de longue durée. Dès lors, si la situation conjoncturelle se dégrade, la probabilité de sortie du chômage s'effondre. Si aucun correctif ne peut être appliqué aussitôt, le redressement de l'activité tarde et les individus licenciés subissent progressivement le processus de découragement, démobilisation et perte de capacités, précédent. Cela à un point tel, que lorsque le redémarrage se fait sentir, elles sont « handicapées » par leur trop longue durée d'inoccupation et se retrouvent enlisées.

Selon le mécanisme privilégié, un rôle différent peut alors être reconnu à la formation professionnelle. Si on accorde sa préférence au premier, les formations doivent avoir pour finalité d'atténuer les inadéquations, c.à.d. qu'elles doivent contribuer à l'adaptation des niveaux de qualification existants aux exigences des entreprises et la correction du manque de « productivité » des chômeurs en difficultés. Il serait également souhaitable qu'elles soient assorties de mesures incitatives destinées aux entreprises, pour solliciter leur aide dans la création ou recréation d'emplois conçus en concordance avec les aptitudes des moins « productifs ». Le public prioritaire doit recouvrir l'ensemble des chômeurs au profil défavorable, et ce quelque soit la durée de leur séjour en chômage. Enfin, il est recommandé que le passage en formation intervienne le plus rapidement possible après l'entrée en chômage.

En revanche, si on fixe son choix sur le second mécanisme, le recours à une formation vise à contrer les dommages engendrés par l'allongement de la durée d'inoccupation (cf. : la perte de savoir-faire). Il doit, de plus, être ciblé en fonction de la durée de présence en chômage, favorisant les personnes dans un état d'enlèvement avéré.

On voit donc bien maintenant, comment se différencient les rôles dévolus à la formation professionnelle selon le mécanisme explicatif du chômage retenu. On peut alors se demander quelle responsabilité attribuer à chacun de ces mécanismes. La tendance actuelle leur accorde une responsabilité partagée, sans qu'il y ait pour autant consensus autour de l'importance de leur part relative respective. On renvoie au chapitre III et IV de ce rapport pour une exposition plus détaillée de

ce débat. Il semble néanmoins, que le phénomène d'inadéquation en termes de qualification entre offre et demande de travail soit particulièrement convaincant en Wallonie. Or, si l'on examine la structuration des politiques belges mises en place dans le cadre de la lutte contre le chômage depuis la décennie 80, il apparaît assez clairement que le second mécanisme ait été davantage pris en considération. L'intérêt porté aux dispositifs de créations directes d'emplois (en général temporaires), de subsidiations occasionnelles à l'embauche ou de remises au travail momentanées, réservés aux chômeurs, en témoignent, de même que l'utilisation courante de la durée d'inoccupation comme critère d'éligibilité. Dans un tel contexte, établir rigoureusement la nature de l'effet des programmes de formation paraît être un impératif.

2.3. Les fonctions de la formation professionnelle

Maintenant que l'on a délimité la place tenue par la formation professionnelle au sein d'une politique globale à l'égard des sans-emploi, on se propose d'envisager plus précisément quelles peuvent être ses fonctions dans ce cadre. Il ressort ainsi que sous l'hypothèse du premier mécanisme, la formation doit contribuer à remédier aux problèmes de qualification des chômeurs concernés, dans la perspective de réduire les déséquilibres prévalant sur le marché du travail. Sous l'hypothèse alternative, elle doit palier à la perte de savoir-faire induite par le prolongement d'une situation de chômage, mission que peut sans doute remplir tout aussi bien une remise au travail temporaire, à la condition que celle-ci soit prescrite à temps. C'est donc avant tout sous couvert de la première hypothèse, que la formation de chômeurs se justifie le plus nettement, sans pour autant être de manière évidente la politique prioritaire à mener dans ce contexte, ni fort probablement la politique exclusive.

Si l'on peut alors envisager, de façon large et générale, la formation comme un processus d'acquisition de qualifications et d'apprentissage de connaissances, d'aptitudes, voire même de comportements, visant à promouvoir l'insertion ou la réinsertion sociale et dans l'emploi des chômeurs en difficultés, que recouvrent réellement ses attributions ?

En guise de réponse, l'on peut se référer à la définition officielle de la formation, telle qu'établie par l'article 2 de l'arrêté de l'exécutif du 12 mai 1987 de la Communauté Française relatif à la formation professionnelle (Moniteur Belge du 9 juillet 1987) :

« Par formation professionnelle, il faut entendre toute mesure ayant pour but de donner à une personne la capacité professionnelle requise pour exercer une activité professionnelle salariée. Elle peut consister dans :

- 1° l'apprentissage d'un métier, d'une profession ou d'une fonction ;
- 2° l'actualisation et la qualification dans le métier, la profession ou la fonction ;
- 3° l'acquisition d'une formation de base nécessaire à l'exercice d'une activité professionnelle ;
- 4° le perfectionnement et l'élargissement des connaissances professionnelles ou leur adaptation à l'évolution du métier, de la profession ou de la fonction ;
- 5° l'observation des personnes aux fins visées ci-dessus, pendant le temps nécessaire pour déceler ses aptitudes physiques et intellectuelles et déterminer l'orientation professionnelle la plus favorable. »

Le paragraphe 2.4 complète cette perspective.

2.4. Les modalités d'action de la formation professionnelle

Dès lors que l'on appréhende la formation professionnelle comme une mesure susceptible de produire des actions (positives) au plan de l'accessibilité à l'emploi des chômeurs, on peut

décomposer le mécanisme sous-jacent en trois effets distincts: l'effet formation proprement dit, l'effet dynamisation et l'effet contact (voir par exemple Stankiewicz, 1995). S'ils peuvent intervenir séparément les uns des autres et à des degrés divers, ils peuvent aussi venir se renforcer.

- L'effet formation

Ce n'est autre que l'effet typiquement attendu d'une formation professionnelle « qualifiante » spécialisée, c.a.d. qui vise l'acquisition d'une qualification dans une spécialité donnée, via la connaissance des savoirs et la maîtrise des techniques qui s'y rapportent.

- L'effet dynamisation

A la différence du premier effet et tout comme le troisième, il s'agit d'un effet secondaire ou indirect engendré par la formation. Il agit ici au travers d'une remobilisation du chômeur vis à vis de sa recherche active d'emploi et/ou d'une resocialisation de l'individu, lorsque les liens entre ce dernier et le monde du travail sont particulièrement distendus. Il apporte ainsi une amélioration sensible au plan des comportements et attitudes des demandeurs d'emploi (considération de soi, confiance en ses capacités, habitudes de travail, ponctualité, etc.) ou encore au niveau de leur motivation. S'il peut se combiner à l'effet formation, il peut également jouer seul, lorsque l'emploi décroché à l'issue de la formation ne coïncide absolument pas avec le domaine de celle-ci, ou lorsqu'il correspond à un poste non-qualifié.

- L'effet contact

Cet autre effet secondaire fait référence à la mise en rapport étroite avec les services de placement de l'agence pour l'emploi. Dans le cas de dispositif de formation se déroulant au sein d'entreprises, cet effet concerne également l'établissement d'un lien privilégié avec l'entreprise d'accueil. La formation peut alors être à la source d'offres d'emploi, en ayant permis l'intégration ou la réintégration du demandeur d'emploi dans un réseau actif de placement rapprochant de manière efficace offre et demande d'emploi.

De la même manière que précédemment, cet effet peut venir compléter les effets formation et dynamisation, tout comme il peut être le seul responsable d'une embauche (avec éventuellement l'effet dynamisation), dès lors qu'aucun lien de causalité ne peut être établi entre la spécialité de formation et l'emploi trouvé.

Dans l'étude présentée ci-dessous, l'effort se concentre sur la recherche d'une démarche fiable d'identification de l'effet éventuel des formations du FOREM sur la sortie du chômage, pas sur l'identification des mécanismes sous-jacents. Autrement dit, s'il sera possible d'identifier l'existence ou non d'un effet des formations, dans l'affirmative, il n'entre pas dans nos ambitions d'expliquer les raisons de cet effet ("effet formation" et/ou "dynamisation" et/ou "contact", pour reprendre la distinction de Stankiewicz, 1995).

2.5. La situation de la formation professionnelle en Wallonie

Cette sous-section fournit quelques éléments se rapportant au cas de la formation professionnelle en Wallonie, au travers de brèves descriptions de l'offre qui la concerne et du public qu'elle touche. Les éléments avancés n'ont nullement la prétention de constituer une présentation exhaustive de la situation prévalant réellement, ils s'efforcent juste d'en donner un aperçu assez représentatif.

2.5.1. L'offre de formation accessible aux chômeurs

En région wallonne, c'est le FOREM que l'on retrouve à la première place des opérateurs du marché de la formation professionnelle en faveur d'adultes demandeurs d'emploi. D'après les contrats de gestion passés avec son autorité de tutelle (et notamment les plus récents), il se doit ainsi d'orienter en priorité son offre et ses efforts de formation en direction des demandeurs d'emploi au chômage, et ce au détriment des travailleurs déjà occupés.

A cette fin, il dispose d'un réseau interne de centres de formation, à la fois de grande ampleur de par le volume traité et très vaste de par son ancrage géographique étendu à tout le territoire wallon. Ces dernières années, guidé par la volonté de couvrir un champ plus large d'orientations et de spécialités professionnelles possibles, il s'est également efforcé de recourir plus fréquemment à la pratique d'appel d'offres auprès des organismes agréés privés pour dispenser des formations et à l'institution de partenariats variés. Néanmoins, sur la période qui nous intéresse, soit 1989-1993, ce sont ses centres en gestion directe qui assuraient l'essentiel de la formation à la fois prodiguée et fréquentée en Wallonie.

Sa propre offre de formation est, d'ailleurs, assez diversifiée, tant par rapport aux niveaux de formation proposés que par référence aux domaines de formation couverts. Les niveaux s'échelonnent ainsi de la préformation, au moyen de cours de rattrapage, de remises à niveau ou d'activités d'essai, à la formation complémentaire, prévue dans le cadre de perfectionnements ou de recyclages, en passant par les formations professionnelles de base, à la valorisation immédiate au sein d'une activité professionnelle. A signaler cependant, que la répartition entre ces niveaux, des formations effectivement suivies (que celles-ci soient seulement commencées ou terminées), n'est pas égalitaire, les formations de base constituant la très large majorité des actions engagées. A noter également relativement à cette structuration, que le FOREM tente autant que possible d'articuler ces divers niveaux, par la mise en place, notamment, de passerelles entre les préformations du ressort des C.O.I.S.P. et les formations de base. Quant aux domaines de formation, ils balayent une large gamme de compétences relatives à des métiers du secteur secondaire comme tertiaire.

Parmi les autres opérateurs de ce marché, il faut citer l'Institut de Formation Professionnelle pour les classes moyennes et les Petites et Moyennes Entreprises (I.F.P.M.E), dont la mission principale réside dans l'apprentissage et la formation des métiers artisanaux, commerciaux ou d'indépendants prestataires de services.

On trouve aussi l'Enseignement de Promotion Sociale (E.P.S.), qui s'adresse plus particulièrement aux demandeurs d'emploi peu scolarisés, qui donc rentrent dans les critères de son public traditionnel. Lequel est majoritairement composé de personnes ayant quitté prématurément le système scolaire. Si initialement, il dispensait un enseignement dit de la « seconde chance » et constituait un outil de promotion sociale (avant tout pour des personnes déjà au travail ou pour des chômeurs visant l'acquisition de prérequis pour une formation), il s'oriente désormais davantage vers le public des demandeurs d'emploi à la recherche d'une qualification, d'un recyclage, d'un perfectionnement ou d'une spécialisation, et se concentre donc plus spécialement sur la formation technique et professionnelle.

Est également présent sur ce marché le secteur marchand, via l'organisation, sous le sigle des formations professionnelles individuelles en entreprise (F.P.I.), de possibilités de formation « sur le tas » parrainées par un travailleur de l'entreprise d'accueil. Néanmoins, cette présence se cantonne à certains segments de ce marché, puisque se restreignant aux domaines non couverts par les formations des centres classiques du FOREM et à quelques métiers particuliers pour lesquels aucune filière n'existe en formation initiale non plus. En pratique, elle s'avère plus développée pour les métiers du secteur secondaire.

A l'opposé, on peut signaler la contribution du secteur associatif, qui par l'intermédiaire d'ASBL d'une grande diversité, assure essentiellement des stages de remise à niveau ou d'alphabétisation, des actions très diverses en faveur de publics défavorisés en situation précaire (chômeurs de longue durée, etc.) et des actions d'insertion auprès de jeunes en difficultés.

2.5.2. Le public de la formation professionnelle

Concernant tout d'abord le statut des demandeurs d'emploi en formation professionnelle, l'on peut estimer que ces derniers ne remplissent plus les conditions définissant la situation de chômeur au sens strict de ce terme, dans la mesure où ils ne sont plus, réellement, ni immédiatement disponibles pour un emploi, ni souvent à même de poursuivre une recherche active d'emploi. Ils restent néanmoins inscrits comme demandeurs d'emploi. On leur attribue alors un statut de stagiaires de la formation professionnelle.

Par ailleurs, dès lors qu'une formation est agréée par le FOREM, une prime de formation est versée à ses stagiaires (environ 40 francs belges par heure de formation effectivement suivie, payée pour moitié mensuellement et pour moitié au terme de la formation). Des incitations financières sont donc prévues pour pousser les demandeurs d'emploi à participer.

Relativement aux catégories de population touchées, si l'on se restreint aux formations évaluées ultérieurement, c.a.d. celles dispensées par le FOREM, il faut mentionner en premier que leur accès n'est pas limité à un public spécifique. Tout demandeur d'emploi inoccupé peut ainsi déposer une demande de formation. Dans cette démarche, il est toutefois guidé afin que la nature de la formation souhaitée corresponde aux besoins et carences qu'il doit combler pour retrouver un emploi et l'occuper durablement. En outre, si les critères d'éligibilité sont particulièrement lâches, l'entrée effective dans une filière de formation du FOREM ne s'effectue qu'au terme d'une procédure de sélection des participants. Quant au profil des bénéficiaires de ces formations, il reste très méconnu : aucune description statistique de leurs caractéristiques n'étant à ce jour diffusée.

3. LA QUESTION DE L'ÉVALUATION D'UNE POLITIQUE

3.1. De l'évaluation administrative à l'évaluation économique

Se proposer d'évaluer une politique, quelles que soient les missions qui lui sont imparties et quel que soit le domaine auquel elle s'applique, peut recouvrir diverses réalités. Une première distinction fondamentale peut s'opérer entre d'une part l'évaluation administrative et d'autre part l'évaluation économique d'un programme.

3.1.1. *L'Évaluation administrative d'une mesure*

L'évaluation administrative a pour objet principal de rendre compte de la mise en oeuvre d'un programme, ainsi que de ses conditions d'application. A cette fin, elle s'efforce de détecter d'éventuels blocages, en particulier d'ordre administratif, susceptibles de nuire au bon fonctionnement de la mesure en question. Son rôle est également d'apprécier le « succès » rencontré par le programme, en terme de participation auprès du public éligible et/ou en terme d'utilisation par les entreprises ou par les administrations et collectivités visées (lorsqu'il s'agit d'un programme donnant lieu à un contrat de travail dans les secteurs privé ou public). Elle doit enfin dresser le profil des bénéficiaires effectifs du programme, côté public touché mais aussi éventuellement côté entreprises ou administrations utilisatrices. Elle fournit donc des éléments permettant à la fois, de juger de la qualité du déroulement et de la diffusion du programme étudié, et de vérifier si celui-ci s'inscrit bien dans la lignée des objectifs, qui ont prévalu à sa conception.

Un telle enquête peut s'avérer fort précieuse, étant donné la multiplicité des mesures en présence, la diversité des acteurs impliqués, la complexité des dispositions réglementaires prévues afin de contenir les dérives et abus, et l'éventuelle charge représentée par les formalités administratives à remplir. Autant de facteurs, qui peuvent contribuer à rendre fort peu lisible la politique de l'emploi, notamment pour les intéressés directs ; et par là entraîner la sous-utilisation du programme en question. Procéder à un audit sérieux de chacun des dispositifs de la politique active de lutte contre le chômage, ainsi que de leurs positionnements relatifs, paraît en conséquence être une étape indispensable de la gestion de cette politique.

3.1.2. *L'Évaluation économique d'une mesure*

L'évaluation économique s'intéresse, elle, spécialement aux résultats du programme étudié au regard d'un critère d'évaluation déterminé. A ce niveau, plusieurs choix sont envisageables, sans qu'il ait pour autant unanimité ou consensus autour de celui à retenir. Ce dernier dépend ainsi d'abord, non seulement des objectifs fixés initialement au programme, mais également de contraintes existantes, telles que celles liées à la disponibilité de l'information.

Or, tous les programmes de la politique de lutte contre le chômage n'ont été conçus, ni pour remplir les mêmes fonctions, ni pour poursuivre les mêmes finalités. Dans le cas de la formation professionnelle, le but déclaré consiste essentiellement en l'apport d'une assistance et/ou d'une aide, au sens le plus large de ce terme, à l'insertion ou à la réinsertion dans l'emploi. Ces divers programmes ne sont, en outre, généralement pas destinés à des publics identiques. Par la fixation de critères d'éligibilité, ils ciblent ainsi généralement leurs actions. Toute désignation d'un critère si elle se veut pertinente, se doit donc d'incorporer des considérations relatives à l'objectif ambitionné et au public ciblé.

Néanmoins, pour apprécier dans quelle mesure cet objectif a été rempli, en particulier auprès de la cible visée, plusieurs alternatives sont encore concevables. Si on se focalise, de nouveau, sur le cas des programmes de formation professionnelle, on peut ainsi choisir de se concentrer sur un effet quantitatif particulier induit par ce type de dispositif. On s'intéressera alors, par exemple, aux variations enregistrées par une variable financière ou aux modifications apportées au plan de la distribution des chances d'accès à l'emploi. Dans la plupart des études anglo-saxonnes, l'efficacité

d'une formation est souvent, dans cet esprit, appréhendée au travers de l'effet causé sur les gains salariaux des bénéficiaires, après passage par le dispositif. Un choix pareil s'intègre, effectivement, particulièrement bien dans la conceptualisation de la formation, telle qu'établie par la théorie du capital humain. Il conserve, en outre, toute sa validité et son à-propos, dans les cadres conceptuels des théories antagonistes. Mais une information se rapportant aux revenus ou salaires perçus par les individus n'est pas toujours accessible, ou mesurée avec un degré de précision suffisant. On s'appuie alors, fréquemment, sur les incidences suscitées par la formation sur le rythme de sortie du chômage, c.a.d. sur la probabilité de sortie de cet état. On verra, en revanche, que se restreindre à la seule considération d'un ratio tel que le taux de placement, constitue une démarche profondément inadéquate et largement dépassée.

Mais, on peut aussi décider de privilégier un angle d'analyse plus qualitatif, en s'attachant à la nature des emplois obtenus (par les chômeurs bénéficiaires à l'issue de la formation) et/ou générés (par les entreprises ou administrations utilisatrices, lorsqu'il s'agit de stages suivis dans ces structures), en termes de statut, de degré de précarité, de durée de l'embauche ou de profil de la rémunération (là encore ce type de critère s'avère opportun, puisqu'il peut aussi fournir un indicateur de la qualité de l'insertion réalisée), etc.

En outre, on peut opter pour la mesure de l'effet fixé, vis à vis d'un ou de groupe(s) cible(s) strictement délimité(s), par opposition au chiffrage des répercussions induites sur le niveau global du chômage. Parallèlement, on peut également s'interroger sur l'horizon de temps à retenir.

3.2. Distinction en termes de niveaux d'analyse choisis

En se restreignant au seul cadre de l'évaluation économique d'un programme, une différenciation supplémentaire des types d'évaluation possibles peut être introduite par référence au niveau d'analyse envisagé et à la méthodologie employée. Si l'on s'attache alors aux choix possibles à ce stade, on peut classifier ces différents types selon trois grands axes.

3.2.1. L'Analyse de l'efficacité au niveau individuel

Le premier axe de cette classification reprend les études empiriques, qui se penchent sur le devenir des bénéficiaires du programme à un niveau micro-économétrique. L'évaluation de l'effet du programme sur leurs trajectoires soulève des difficultés d'ordre méthodologique particulièrement complexes. Elle doit ainsi faire face à la présence potentielle de biais diversifiés, dont le 'biais de sélection', qui viennent altérer toutes mesures comparatives directes de l'effet. Elle peut alors recouvrir une forme expérimentale ou faire appel à des techniques non-expérimentales. On trouve là, typiquement le genre d'analyse, qui permet de juger de « l'efficacité » d'un programme donné. Ce thème faisant l'objet de la section 4. suivante, on ne s'y attardera pour l'instant pas plus longtemps.

3.2.2. L'analyse de l'efficacité au-delà de l'effet individuel

Au-delà de l'étude du devenir des bénéficiaires, il y a un intérêt à s'interroger sur celui des autres catégories d'individus : les demandeurs d'emploi non bénéficiaires et les personnes en emploi :

- *l'effet de substitution* s'observe lorsqu'en l'absence de la politique active, l'embauche aurait malgré tout eu lieu mais se serait reportée sur un autre type de demandeur d'emploi (par exemple, la firme a pris la décision d'embaucher et son choix se porte sur un chômeur pour lequel un subside à l'embauche peut être obtenu plutôt que sur un autre demandeur d'emploi); en pareil cas, l'embauche favorisée des bénéficiaires de la politique freine le processus de sortie du chômage de non-bénéficiaires;
- *l'effet de déplacement* s'observe lorsque la politique active permet une embauche supplémentaire dans une firme mais que celle-ci se fait au détriment de l'emploi dans cette même firme ou dans

une autre; l'effet de déplacement peut avoir lieu parce que la politique active a modifié la position concurrentielle des firmes bénéficiaires comparée à celle des autres entreprises, parce que l'embauche favorisée par la politique active se fait au détriment du maintien dans l'entreprise d'un autre travailleur, parce que la politique active a un effet induit défavorable sur la formation des salaires ou encore parce que cette politique est financée par un prélèvement fiscal qui influence la demande de travail).

3.3. La portée de l'étude menée

3.3.1. *Le positionnement de cette étude*

L'étude entreprise, ici, s'inscrit résolument dans le cadre d'une évaluation micro-économétrique de programmes de formation professionnelle destinés aux demandeurs d'emploi. Le critère d'évaluation arrêté consiste en la recherche de l'impact produit par le programme sur le taux de sortie du chômage. A cette fin, l'indicateur associé à ce critère cherche à quantifier l'effet de la participation à la formation sur la probabilité de sortie du chômage. Quant à l'horizon temporel privilégié, il correspond au court terme, dans la mesure où cet impact est apprécié sur la durée d'un épisode de chômage.

L'objectif de notre étude étant désormais clairement précisé, il nous faut maintenant en indiquer les limites. Etre conscient de leur présence, peut en effet se révéler fort opportun, en particulier au stade de l'interprétation des résultats trouvés et de leur valorisation ultérieure.

3.3.2. *Les limites de cette étude*

Au-delà des limites évidentes liées à la définition même du champ de l'analyse conduite, il s'agit ici, dans un premier temps, de circonscrire sa contribution à la compréhension des effets de la formation professionnelle. On doit ainsi reconnaître que la finalité poursuivie requiert la focalisation de tous nos efforts sur la seule mesure d'écart ou de différences entre les taux de sortie du chômage obtenus par les participants et ceux relatifs à une « référence », que l'on précisera par la suite. De façon exclusive, on vise donc à établir l'efficacité de la formation (ou son éventuelle inefficience). En revanche, on ne cherchera pas à savoir et à décrire analytiquement par quel processus la formation engendre de tels effets. L'explicitation rigoureuse et détaillée des mécanismes sous-jacents aux effets estimés est donc laissée en dehors de notre propos.

Il faut en effet bien voir que la compréhension des modes d'impact de la formation relève de modèles d'évaluation structurels. Or, ces derniers nécessitent la spécification d'un système d'équations complexe, s'efforçant par l'incorporation de paramètres variés et de variables diverses de capturer des relations comportementales et de déterminer des liens de causalité entre les variables introduites. A l'inverse, notre approche repose sur un modèle en forme réduite, dans lequel la formation est traitée comme une « boîte noire ». Ainsi, on se concentre, en quelque sorte, sur les « inputs » et « outputs » de la formation et l'on n'infère que ses seuls effets. Dans un tel cadre, il n'est dès lors pas nécessaire de comprendre comment la formation agit pour connaître ce qu'elle réalise.

Néanmoins, si l'on souhaite donner un fondement théorique aux conclusions produites, l'on pourra, si elles sont positives, se référer aux justifications fournies par la théorie du capital humain et/ou par les théories du filtre et du signal. Si, par contre, elles rapportent une influence négative ou une absence d'impact sur la probabilité de sortie du chômage, l'on pourra avancer l'hypothèse d'une « stigmatisation » ou marquage défavorable (au regard des employeurs potentiels) des bénéficiaires de la formation.

Dans un second temps et selon une vision plus dynamique, on peut s'interroger sur l'utilité d'une analyse, telle que celle conduite ici, en tant qu'instrument d'aide à la prise de décision.

Selon nous, si l'on parvient à des effets incontestablement négatifs, la prolongation dans le temps du programme de formation devrait sans doute être remise en question. Si les effets trouvés s'avèrent nuls, l'application d'un verdict aussi radical que le précédent n'est pas forcément souhaitable, dès lors que l'on considère que l'intérêt de la formation ne se résume pas à son unique aspect d'aide en faveur du retour à l'emploi. Enfin, si les effets sont clairement positifs, ce n'est évidemment plus à l'arrêt du programme qu'il faut songer mais à son maintien, voire à son extension éventuelle. Cependant, renforcer les moyens, entres autres financiers, alloués à la formation professionnelle ne constitue une action judicieuse que dans la mesure où, les rendements de ce type de dispositif ne seront pas affectés par son développement, c.à.d. à la condition que ses rendements d'échelle soient constants. Or, il n'est pas certain qu'une telle hypothèse soit réellement vérifiée. Il paraît alors préférable, pour trancher une telle décision, d'établir préalablement la nature exacte de la relation entre efficacité et étendue du programme de formation étudié.

Les éléments de diagnostic finalement apportés par notre analyse peuvent, par conséquent, paraître relativement restreints, puisqu'ils ne peuvent être appréhendés que comme partie intégrante d'une analyse beaucoup plus globale de la formation professionnelle. On signalera cependant à notre décharge, que la finesse de notre étude est totalement tributaire de la « pauvreté » de notre source d'information statistique relativement à la formation et à son public bénéficiaire. Concernant la formation, l'on sait ainsi seulement si un individu a suivi ou pas ce type de mesure, et dans l'affirmative les dates entre lesquelles cela s'est produit, ainsi que l'institution dispensatrice. Il s'ensuit que l'on ne connaît par exemple ni son niveau, ni son contenu. Par conséquent, quelle que soit la conclusion sur l'effet des formations du FOREM, en raison de la disponibilité statistique, elle sera relative à une notion indifférenciée de formation professionnelle. Autrement dit, toute conclusion pourrait être compatible avec la coexistence de formations utiles à la réinsertion professionnelle et d'autres nuisibles (auquel cas, il s'agirait de s'efforcer d'identifier les unes et les autres). Néanmoins, il nous paraît fondamental de pouvoir répondre de manière fiable à la question, certes limitée, suivante : les formations professionnelles de chômeurs prises comme un tout indifférencié (hormis l'identification de l'institution qui les réalise) ont-elles un effet sur la sortie du chômage de leurs bénéficiaires? Comme va le montrer la section suivante, la réponse à cette question nécessite le recours à des méthodologies particulièrement complexes et sophistiquées, fortes consommatrices de temps.

4. LA MESURE DE L'EFFICACITE D'UNE POLITIQUE

La mesure de l'efficacité d'une politique, au sens où l'on recherche son effet propre au niveau micro-économique, fait l'objet d'un large débat dans la littérature sur l'évaluation. La question du choix de la méthode scientifique optimale permettant d'atteindre un tel but est loin d'être close, elle suscite même une perpétuelle controverse. Si l'interrogation sous-jacente porte sur la façon de mener correctement l'évaluation, la discussion se ramène souvent au fond à un problème de disponibilité de données et touche, plus particulièrement, à la nature de ces dernières. L'évaluateur doit-il et peut-il se situer en amont du processus de recueil de données, en intervenant directement au niveau de la conception des échantillons analysés ? Ou doit-il seulement se positionner postérieurement à cette phase de collecte de l'information, sans s'immiscer dans le déroulement du programme ?

Cette section expose les enjeux de ce débat, elle met en évidence tant les avantages offerts par les solutions les plus fréquemment employées que les difficultés et limites auxquelles elles se heurtent. Une bonne compréhension de ces divers problèmes est essentielle pour le développement d'évaluations futures de qualité. Dans cette optique, on envisagera successivement les deux options analytiques selon lesquelles s'effectuent traditionnellement l'évaluation des effets d'un dispositif sur ses bénéficiaires, à savoir :

- l'option expérimentale,
- l'option non-expérimentale.

On montrera aussi que, bien qu'elles s'avèrent fort éloignées l'une de l'autre sur le plan méthodologique, elles poursuivent le même objectif et partagent dès lors quelques caractéristiques de base. On verra enfin dans quelle direction s'oriente désormais les dernières évaluations menées.

4.1. Les caractéristiques communes partagées par les approches usuelles

Ces deux options analytiques classiques, si elles abordent la question de la mesure de l'effet d'une politique sous des angles qui leurs sont spécifiques, présentent, néanmoins, deux traits communs fondamentaux.

L'on doit ainsi mentionner d'abord, qu'elles se positionnent, toutes deux, dans la sphère des méthodes « comparatives », l'effet recherché étant systématiquement mesuré par comparaison à la situation d'un groupe témoin, servant de référence. Il convient ici d'insister sur le fait et de rappeler, que pour juger de l'impact réel d'un programme sur la trajectoire de ses bénéficiaires, l'on ne peut se contenter de ratios tels qu'un taux de placement (rapport entre le nombre d'embauches obtenues suite au programme par les bénéficiaires et le nombre total de bénéficiaires). On signalera, ensuite, qu'elles correspondent, souvent toutes deux, à une approche « monocritère », l'effet étant apprécié vis à vis d'une dimension principale. Elles s'efforcent, de la sorte, fréquemment de saisir l'impact intervenu au plan des revenus des participants d'un programme, en se focalisant sur les seuls gains salariaux (potentiels) acquis à la suite du passage par ce programme. Une autre dimension classique est celle de la durée passée en chômage, que l'on peut re-formuler et interpréter en terme de taux ou de probabilité de sortie du chômage. Parfois, enfin, c'est la durée de l'emploi décroché qui retient leur attention. Mais, la prise en considération d'une seule et unique dimension ne constitue pas pour autant une obligation, bien qu'elle soit assez généralisée en pratique. Elles peuvent, ainsi, dépasser et affiner l'approche monocritère en discernant plusieurs issues au chômage, tels que divers types d'emplois.

Les deux alternatives, approche expérimentale et non-expérimentale, partagent donc la même finalité : par le suivi d'un groupe de traitement et d'un groupe de comparaison et par la confrontation de ce qui leur advient, chacune d'elles vise la mesure de l'effet relatif d'un programme, au-delà de son simple effet absolu. Elles s'attacheront ainsi souvent à la confrontation des revenus ou des taux de sortie du chômage des participants au programme étudié, à ceux des membres d'un groupe de comparaison.

Mais ce faisant, leurs efforts respectifs butent contre une difficulté majeure, découlant du fait que l'information est, de manière inhérente, « imparfaite ». Chacune de ces approches souhaiterait, dans l'idéal, être à même de comparer les résultats enregistrés par les mêmes unités observationnelles à travers deux niveaux de traitement distincts, représentés par la participation au programme analysé et par l'absence de participation. Or, chaque unité statistique n'expérimente en pratique qu'un seul de ces deux niveaux antagonistes. Une même personne ne peut ainsi être observée simultanément dans l'état de participation et dans celui de non-participation. Pour chaque participant, existe alors un état hypothétique (ou 'counterfactual' en anglais) qui correspond à ce que cet individu aurait eu et fait en l'absence du programme. Réciproquement, pour chaque non-participant, l'état hypothétique recouvre ce qu'il serait advenu s'il avait participé. C'est précisément ce phénomène d'inobservabilité qui est au coeur du problème de l'évaluation, car les modes d'élaboration des états hypothétiques, avec les hypothèses qu'ils réclament, dissocient et divisent les approches, tout en engendrant la discorde. Il est, par conséquent, temps d'établir clairement ce qui caractérise et particularise chacune des approches fréquemment employées.

4.2. Exposition comparative des principales méthodologies

En guise d'entrée en matière, l'on se doit d'évoquer le rôle pionnier tenu par les Etats-Unis tant dans la pratique de l'évaluation d'une politique que dans la diffusion à une large échelle de cette activité. Un tel souci permanent de l'expertise, allant jusqu'à inscrire l'évaluation d'un programme au sein d'une étape exigée et incontournable de sa conception même, devient compréhensible dès lors que l'on se réfère à la forte tradition « libérale » qui anime ce pays. C'est effectivement le lieu, où les finances publiques sont, plus souvent qu'ailleurs, suspectées d'être consacrées à des dépenses improductives. Tout programme mis en oeuvre devait, et doit aujourd'hui plus que jamais, se soumettre à une évaluation de ces résultats et en accepter le verdict. Dans un tel contexte, il était logique que la croissance de la demande pour l'évaluation de programme aille de pair avec l'essor d'une méthodologie spécialisée dans ce domaine.

Mais, la contribution massive de ce pays au développement et à la généralisation de méthodologies consacrées à l'évaluation s'explique également par le recours illimité à 'l'expérimentation sociale', pratique à laquelle la plupart des pays européens refusent de faire appel. Les réticences de ces derniers résident, comme on le verra, dans l'existence d'obstacles variés, principalement d'ordre éthique, qui surgissent inévitablement lorsque le sujet d'étude n'est autre que la personne humaine. Si donc, un consensus se dégage autour de la nécessité de recourir à l'évaluation et d'intégrer cette étape comme un élément essentiel du processus politique de prise de décision, pareille unanimité ne prévaut quant à la façon de conduire « correctement » une évaluation. Par ce bref rappel historique, on commence à percevoir à quel point la question de l'évaluation d'une politique a suscité et occasionne encore contestations et critiques. Afin d'en prendre la pleine mesure, il convient maintenant de s'atteler à la définition précise des deux options classiques, d'une part en soulignant leurs différences fondamentales et d'autre part en insistant sur leurs limites respectives.

4.2.1. Le concept 'd'expérience sociale'

Si comme on l'a mentionné précédemment, l'expérimentation est l'approche dominante dans les évaluations commanditées par les différentes instances politiques américaines, l'on peut se poser une question simple mais cruciale, à savoir : qu'entend t-on exactement par « expérimentation » dans le contexte des sciences sociales ?

L'élément capital, et l'on peut même avancer l'unique, qui sépare l'approche des expériences dites « classiques », « contrôlées » ou encore « sociales », de tous les autres modes d'analyse, tient dans la répartition aléatoire, c.à.d. au hasard, de la population des postulants au programme étudié entre :

- un premier sous-échantillon affecté au 'groupe de traitement', c.à.d. constitué d'individus assignés à participer au programme en question,
- un autre sous-échantillon désigné comme 'groupe de contrôle', c.à.d. composé d'individus auxquels on refuse l'accès au programme.

Il s'en suit que la seule différence systématique entre ces deux groupes est à rechercher dans le suivi du programme. Par suite, et dans la mesure où tous les facteurs susceptibles d'influencer la variable de résultat pertinente, à l'exception de la participation au programme elle-même, sont comparables entre les deux groupes, tout écart en terme de résultat ne peut en moyenne être attribué qu'au traitement appliqué dans le cadre du programme. Il convient, en effet, de réaliser qu'au travers de l'affectation aléatoire, de telles expériences éliminent toutes les corrélations systématiques qui pourraient exister entre le statut de sujet traité et les caractéristiques des bénéficiaires, que celles-ci soient observables ou non-observables par l'évaluateur.

Dès lors que l'on dispose de données de ce type, que l'on qualifie alors logiquement d'expérimentales, l'évaluation du programme s'en trouve grandement facilitée. Pour parvenir à l'estimation de l'effet propre du programme, il suffit ainsi, en principe, de procéder à une simple comparaison dans le temps des moyennes de la variable d'intérêt, soit par exemple des revenus ou des taux de sortie du chômage au sein des groupes de traitement et de contrôle.

L'approche expérimentale procure donc, en principe, relativement facilement et sans biais l'estimation des effets « réels » moyens d'une politique donnée. Et c'est là son principal atout sur tous les autres modes d'évaluation non-expérimentaux. Les effets estimés sont, de plus, généralement mesurés avec un degré de précision statistique connu et les procédures d'estimation qu'ils requièrent ne sont guère compliquées. Elle affiche en conséquence des qualités indéniables, qui incitent souvent à envisager les expériences 'contrôlées' comme la méthode d'évaluation idéale.

4.2.2. *Entraves à la mise en oeuvre des expériences*

Dans la pratique, de multiples obstacles se dressent fréquemment devant le recours à une expérimentation sociale. L'appel et la généralisation de l'approche expérimentale se trouvent ainsi entravés par la présence de difficultés liées à la possibilité même d'expérimenter dans le domaine propre aux sciences sociales.

S'opposent en premier lieu des objections d'ordre éthique. On peut, en effet, considérer avec raison qu'interdire l'accès au programme aux membres du groupe de contrôle, lesquels remplissent pourtant toutes les conditions d'éligibilité, va à l'encontre des règles de morale élémentaires.

Il se peut aussi qu'un effet d'éviction survienne, dans l'éventualité où les participants au programme, du fait même de leur participation, entretiendraient une relation privilégiée avec les personnes ou organismes chargés du placement et bénéficieraient du coup en priorité des dernières offres d'emploi. Tout se passe alors comme si le traitement procurait un effet secondaire bénéfique, en accroissant significativement les opportunités d'emploi proposées aux traités, et ce au détriment du groupe de contrôle. Or, les privilèges accordés aux uns peuvent susciter une dégradation de la position relative des autres, en l'occurrence des membres du groupe de contrôle. Il n'y a, dès lors, plus respect de l'hypothèse, implicite à toute expérience, d'après laquelle le traitement appliqué aux bénéficiaires ne doit en aucune façon interférer avec la situation du groupe de contrôle. En d'autres termes, la condition d'indépendance n'est plus satisfaite. Si la validité de l'expérience s'en trouve alors contestée, sa mise en oeuvre n'est plus acceptable et cela d'autant plus, que le programme étudié relève de la politique de lutte contre le chômage alors que le marché du travail se particularise par un vif rationnement de l'emploi.

Un autre inconvénient notable des expériences contrôlées, relativement aux approches non-expérimentales, réside dans les coûts élevés qu'elles entraînent à la fois sur un plan strictement financier et en temps. Les délais peuvent ainsi se révéler fort longs entre le lancement d'une expérience et l'analyse terminale de ses résultats. Ce qui peut être dommageable, si l'évaluation s'inscrit dans le cadre d'un diagnostic destiné à une prise de décision politique. Néanmoins, à leur décharge, on peut trouver que cet inconvénient constitue bien plus un désavantage majeur qu'un obstacle réel à leur implémentation.

L'approche expérimentale se heurte encore à diverses limites que nous évoquerons au paragraphe 4.2.4.

4.2.3. Les alternatives à l'approche expérimentale

L'accès à des données expérimentales est plutôt exceptionnel en Europe. Le seul recours possible consiste alors à faire appel à des données qualifiées de « non-expérimentales », relatives à un groupe de traitement déjà constitué et à un groupe de non-participants. Le groupe de traitement, puisqu'existant préalablement, ne peut être appréhendé comme un échantillon sélectionné aléatoirement, représentatif d'une population de référence donnée. Il convient en effet de bien percevoir que le chercheur-évaluateur ne se situe désormais qu'à posteriori. Il n'est ici qu'un simple « spectateur » ou observateur extérieur. Tandis que dans le cas précédent, il intervenait directement dans le déroulement du programme en s'ingérant dès le stade de la constitution de chacun des deux groupes.

a) La difficulté centrale et inhérente à l'approche non-expérimentale : le 'biais de sélection'

Le problème majeur, auquel se heurtent les diverses alternatives non-expérimentales, réside dans l'éventuelle endogénéité de la participation au programme, c.à.d. dans la possibilité que l'affectation au traitement soit sélective, réalisée sur base de facteurs que l'évaluateur peut observer et dès lors contrôler, mais aussi à partir de caractéristiques qu'il n'observe pas et dont il ne peut avoir connaissance. Un 'biais de sélection' survient alors chaque fois que l'inscription dans un programme est le résultat d'une procédure non aléatoire et que des caractéristiques non observables influençant cette participation sont corrélées avec le critère retenu pour évaluer l'effet du programme. De manière plus approfondie, les biais de sélection ont conceptuellement une origine double avec d'un côté un biais « d'auto-sélection » ('self-selection' en anglais) et de l'autre un biais lié au processus de sélection à l'entrée du programme, dépendant du comportement de ses responsables.

- Biais d'auto-sélection

ou biais de sélection découlant des comportements des bénéficiaires potentiels du programme, sous l'hypothèse que la participation découle, au moins partiellement, d'une démarche de choix du bénéficiaire.

Il est vraisemblable que les individus éligibles au programme qui présument avoir de fortes chances de tirer profit de leur participation, postuleront plus fréquemment que les autres. Parmi les éléments qui vont déterminer cette décision de participer, on trouve des facteurs observables par l'évaluateur, tels que l'âge, le sexe ou le niveau scolaire par exemple mais aussi des facteurs qui lui sont non-observables, tels que la motivation, le sérieux, le goût pour le travail, la confiance en soi et en ses potentialités, etc. Or ces facteurs, au-delà de la détermination de cette participation, risquent d'avoir un impact, (plutôt) positif, sur la variable d'intérêt, c.à.d. sur le niveau de revenu ou le taux de sortie du chômage, et ce même en l'absence de traitement (c.à.d. de participation effective). Mais par ailleurs, il faut aussi envisager l'éventualité selon laquelle, seuls les individus qui voient dans une participation leur unique chance de sortie du chômage, décident finalement de déposer une candidature. Alternativement, l'existence d'une file d'attente à l'entrée du programme peut expliquer que les participants effectifs à un programme sont ceux qui n'ont pas su se réinsérer durant la période d'attente. En pareils cas, les postulants possèdent très certainement des caractéristiques personnelles moins favorables, que celles dont peuvent faire preuve les personnes éligibles qui choisissent de ne pas postuler.

Ne pas contrôler pour la différence systématique, prévalant entre les participants qui se sont auto-sélectionnés et les individus qui eux ont renoncé à entrer dans le programme, ou le faire de manière inappropriée peut alors mener à attribuer les plus hauts (ou éventuellement plus bas) niveaux de revenu ou de taux de sortie constatés des auto-sélectionnés, à leur participation au programme et ce de façon incorrecte. C'est le biais « d'auto-sélection ».

- Biais résultant du comportement en matière de sélection des administrateurs du programme

S'il leur est possible d'opérer un tri parmi les candidats, les administrateurs du programme peuvent choisir de procéder à un « écrémage » systématique, favorisant ainsi les postulants considérés comme les plus capables. L'application d'une pareille stratégie offre aux administrateurs la garantie maximale d'enregistrer par la suite des taux de placement des stagiaires élevés. Elle peut se

comprendre et se trouver justifiée lorsque, notamment, ils font face à une obligation de résultats avec récompense financière ou non financière à la clé.

Mais, l'on peut à l'inverse également concevoir l'éventualité d'une tactique de « discrimination positive » au bénéfice des individus les moins « favorisés » au sein du public éligible.

Par l'intermédiaire de ces deux mécanismes, s'ajoutent donc à l'effet « intrinsèque » du programme, que l'on recherche, des effets de sélection non aléatoire. Si l'on reprend ainsi l'alternative dans laquelle les participants au programme se révèlent, au terme de leur auto-sélection et de la procédure de sélection, plus motivés et plus entreprenants que les membres du groupe de comparaison. Se trouvent là des qualités subjectives ou des traits de personnalité, par nature difficilement quantifiables, qui sont susceptibles d'influencer positivement les revenus ou les chances de sortie du chômage des bénéficiaires. Si ces éléments, non mesurables et donc non-observables par l'évaluateur, influencent avantageusement la variable de résultat, tout autant qu'ils agissent favorablement sur la participation, alors les participants exhiberont par la suite des profils de revenus ou des taux de sortie supérieurs à ceux des non-participants, et ce même dans l'éventualité où ils n'auraient pas participé.

La tâche de l'évaluateur se trouve ici profondément compliquée. Car, il fait désormais face à un risque non négligeable : celui consistant à attribuer abusivement cette action bénéfique au programme lui-même. Ceci parce que l'on est alors, à l'inverse du cas précédent de données expérimentales, dans une situation où il y a corrélation entre la participation et la variable d'intérêt, et ce même en l'absence de traitement. Dans de pareilles circonstances, un impact différentiel sur la variable d'intérêt de la participation relativement à la non-participation peut être attribué, non seulement à l'effet intrinsèque du programme, mais aussi à des différences au plan des caractéristiques individuelles observées et/ou inobservées, corrélées avec le niveau des revenus ou les chances de quitter le chômage. Cela, sans que l'on puisse départager la responsabilité de chacune de ces explications. S'il est en principe possible de tenir compte des caractéristiques observées, par définition, tel n'est pas le cas pour les inobservées. On ne peut dès lors affirmer avec certitude que le programme est intrinsèquement efficace ou inefficace, car il se peut que l'effet mesuré reflète seulement des caractéristiques individuelles non-observées par l'évaluateur et corrélées avec les revenus ou les chances de quitter le chômage.

Toute alternative à l'approche expérimentale fait donc inévitablement face au problème de biais de sélection. Néanmoins, il peut sembler que plus l'évaluateur dispose d'information sur les facteurs décisifs de la participation, plus il devrait être capable de minimiser l'intensité de ce biais. Le champ d'observation de l'évaluateur a cependant ses limites. Il ne peut ainsi prétendre observer toutes les caractéristiques personnelles pertinentes qui entrent en jeu à ce stade, alors même que celles-ci peuvent davantage être utilisées par les administrateurs en charge de la sélection. Quelle que soit la nature et la qualité de la source d'information statistique de l'évaluateur, le problème de biais de sélection persiste. L'évaluateur se doit alors impérativement de le corriger, dès lors qu'il souhaite parvenir à une estimation correcte de l'influence 'réelle' de la politique analysée.

b) Les différentes méthodes non-expérimentales utilisées

Tout une gamme de méthodes, par définition 'non-expérimentales', a donc été élaborée dans le but de réduire autant que possible les perturbations induites par l'existence de ce fameux biais de sélection. On rappelle, qu'elles ont en commun de se fonder sur un groupe de comparaison, qui par construction ne peut correspondre au groupe de contrôle idéal, en d'autres termes qui ne peut être similaire au groupe de traitement sur tous les plans à l'exception de celui de recevoir le traitement. Pareille similitude, on l'a vu, n'est en principe accessible que moyennant le recours à une expérience. Afin de pallier à cette insatisfaction et à la présence du biais qui en découle, des propositions diverses ont donc été essayées. L'on se propose dans ce qui suit d'en dresser une liste schématique.

Parmi elles, on citera d'abord les techniques d'appariement (ou 'matching techniques'), qui s'efforcent de composer des groupes de comparaison tels que, leurs membres possèdent les caractéristiques observables les plus comparables possibles à celles des participants au programme. Cependant, il est illusoire de vouloir ainsi atteindre la similitude parfaite.

On évoquera ensuite les méthodes, qui tentent de « contrôler pour » les différences systématiques observées prévalant entre les participants et les non-participants, par le recours à certaines formes d'analyse de régression. Néanmoins, autant ici que dans la précédente options méthodologiques persiste le danger d'une sélection fondée sur des variables non-mesurées, dont l'on ne tient pas compte dans l'inférence de l'effet recherché.

C'est dans ce contexte que se sont développées des techniques économétriques sophistiquées, prévoyant l'intégration de contrôle pour les différences observées et les différences non-observées entre les deux groupes. La stratégie la plus fréquemment adoptée consiste alors à modéliser conjointement la décision de participation à la politique et son impact sur la variable d'intérêt (c.a.d. sur les revenus ou le taux de sortie du chômage), et à procéder ensuite à l'estimation des paramètres du modèle joint formé par ces deux processus.

c) Les critiques adressées à l'encontre de ces alternatives

La littérature récente¹ a cependant jeté le doute sur la capacité de ces méthodes non-expérimentales à corriger adéquatement des biais de sélection. L'argumentation exposée à cette fin, tient d'une part, dans ce que les modèles employés, les meilleurs d'entre eux y compris, reposent sur des hypothèses² jugées trop restrictives, reflétant des choix arbitraires dont le fondement ne peut être établi, et d'autre part, dans le fait que les estimations produites se singularisent par une forte instabilité.

Ainsi, il a été montré³ que, non seulement l'évaluation des effets d'un même programme conduite selon des méthodologies non-expérimentales sensiblement différentes (par référence en particulier à la spécification du modèle statistique retenu et à la méthode d'estimation appliquée) engendre un large éventail d'estimations, mais aussi que ces multiples estimations diffèrent souvent de manière significative des résultats expérimentaux. Or, si un modèle économétrique est correctement spécifié, les estimations (non-expérimentales) qu'il génère devraient être capables de reproduire les effets obtenus via une expérience contrôlée. Dès lors que subsiste une différence significative, c'est que la spécification est défectueuse. Par ailleurs, il serait ardu d'effectuer un choix parmi les estimateurs non-expérimentaux alternatifs.

Il en ressort alors une vision très pessimiste des capacités des procédures non-expérimentales, qui serait à même de les condamner. Il semble, cependant, que la généralité de conclusions aussi négatives puisse être réduite.

d) La modération de ces critiques

Un autre pan de cette littérature va, lui, dans le sens d'une modération de si sévères critiques. Il semblerait, en effet, que si une forte dispersion dans les estimations il y a, celle-ci puisse être dans une large mesure restreinte. Heckman et Hotz (1989) proposent dans ce but l'usage d'un ensemble de tests de spécification du modèle, applicables à des sortes très variées de données non-expérimentales. Ils montrent ainsi qu'il est possible d'opérer un choix, parmi les multiples estimations engendrées, excluant la plupart des modèles clairement inappropriés, et sélectionnant ceux à même de reproduire l'inférence obtenue par la méthode expérimentale. Par leur réévaluation, ces auteurs apportent donc des arguments solides en faveur d'une réhabilitation des procédures d'estimation non-expérimentales.

Mais, l'on peut aussi avancer que ces tests n'ont qu'une crédibilité limitée au seul cas où, l'effet étudié est identifié de manière non-paramétrique. Car, sinon toute cette stratégie ne permet in fine que la substitution d'une hypothèse paramétrique par une autre, de sorte que l'on s'expose de nouveau aux condamnations précédentes.

¹ On pourra notamment consulter les articles de Lalonde (1986) ou de Fraker et Maynard (1987).

² Hypothèses relatives aux relations entre les variables non-observables, la participation et la variable d'intérêt.

³ On renvoie aux deux références mentionnées ci-dessus.

Par ailleurs, dans la compétition que se livrent les méthodologies de l'évaluation, les partisans de l'approche expérimentale doivent désormais, eux aussi, répondre à certains reproches et se montrer plus modestes dans leurs prétentions.

4.2.4. Les limites de l'approche expérimentale

Si la méthode des expériences contrôlées échappe aux reproches dirigés à l'encontre de ses alternatives non-expérimentales, dans la mesure où elle permet une identification non-paramétrique de l'effet d'un programme, qui ne requiert nul ajustement statistique ou hypothèse arbitraire relative à des formes fonctionnelles, tout en fournissant des estimations a-priori robustes des paramètres d'intérêt, elle n'est pas exempte de commentaires désavantageux à son égard et souffre même de limitations non négligeables.

a) L'Existence de biais variés

Des contributions récentes (Burtless et Orr 1986, Ham et Lalonde 1991, Heckman et Smith 1996, etc.) insistent sur quelques biais potentiels, susceptibles de persister dans les expériences contrôlées et, par suite, de venir jeter le trouble sur la validité de leurs résultats. Si l'on tente d'en dresser la liste, l'on doit signaler les multiples biais qui suivent.

- Biais d'échantillonnage (ou 'randomisation bias')

Un biais d'échantillonnage se produit lorsque la procédure de tirage aléatoire affecte, par elle-même, le comportement des éventuels postulants au programme, en ayant pour conséquence de multiplier les refus (d'individus qui auraient souhaité participer en l'absence d'expérience). Si ces refus ne sont pas indépendants des caractéristiques des individus (si par exemple, refusent relativement plus fréquemment ceux dont le niveau d'étude est le plus faible et/ou ceux dont la motivation est la moins forte), un changement significatif dans la population habituelle des bénéficiaires peut intervenir. Le groupe de traitement, même s'il est composé aléatoirement, peut alors ne plus être représentatif des participants « usuels ». Un tel biais soulève, par conséquent, la question de la représentativité de l'échantillon expérimental. Il s'ensuit que les effets estimés ne s'appliqueront plus à la vraie population concernée par le programme en question. On finit donc par se retrouver dans une situation comparable à celle où il y aurait un biais de sélection, alors que l'on cherchait précisément à échapper à un tel problème.

- Effet Hawthorne et le problème de répliquabilité

Depuis et avec les expériences de Hawthorne, l'on a pu constater que l'observation même d'un sujet est susceptible d'en perturber le comportement. Dès lors, si les participants ont pleinement conscience d'être une partie intégrante de l'expérience menée, leur comportement d'observés tout au long du déroulement du programme peut s'en trouver dénaturé par rapport à ce qu'il aurait été dans des conditions normales. Il est ainsi fort possible, qu'ils fassent preuve d'une attention plus soutenue ou d'une application plus consciencieuse. Il en ressort que l'expérience agit de manière très directe sur les résultats enregistrés par le programme.

- Biais de perturbation (ou 'disruption bias')

Si la mise en oeuvre d'une expérience peut venir altérer le comportement habituel des participants observés, comme l'on vient de le voir, il est également envisageable qu'elle vienne « pervertir » l'attitude des administrateurs du programme. Il se peut qu'à l'occasion de l'expérience, ces derniers refondent quelque peu les critères de sélection, dans le sens d'une révision à la hausse des exigences demandées, afin d'élever artificiellement la qualité moyenne des participants, de façon à favoriser l'obtention ultérieure de taux de placements sensiblement supérieurs à ceux normalement recueillis. Animés par la même finalité, ils peuvent aussi procéder à un certain remaniement du contenu du programme, en s'efforçant de le rendre meilleur. De plus, ils peuvent accroître leurs propres efforts, posant alors le problème du comportement bureaucratique.

- Biais de substitution

Afin notamment de minimiser la part des refus des postulants potentiels sous prétexte d'incorporation dans une expérimentation, des avantages peuvent être consentis aux membres du groupe de contrôle. Or, il semble en pratique que cette contrepartie puisse parfois aller jusqu'à constituer un substitut très proche des services et prestations reçus par le groupe des bénéficiaires dans le cadre du traitement. C'est typiquement ce qui peut se produire lorsqu'un individu du groupe de contrôle, à qui donc le traitement a été refusé, se sent injustement lésé et s'efforce d'obtenir réparation pour un tel préjudice. Dans ce genre de situation, les résultats enregistrés par le groupe de contrôle ne reflètent plus alors ceux qui devraient correspondre à l'absence de traitement. Ce groupe de contrôle ne remplit plus la mission qui lui a été impartie. L'on finit paradoxalement par remplacer un biais de sélection par un biais de substitution.

- Biais de non-réponse

Quand les résultats d'un programme donné sont appréciés au moyen d'interviews de suivi individuel, répétées et intervenant sur une période assez longue après la fin du programme, la collecte de l'information devient tributaire de possibles non-réponses, imputables à un refus de l'intéressé ou simplement dues au fait que l'on a perdu sa trace (si déménagement par exemple). Si une telle perte d'observations de l'échantillon initial s'avère non aléatoire, l'échantillon analysé au final ne possède plus sa qualité d'aléatoire constitué. Il se peut, ainsi, que s'abstiennent de répondre plus souvent que les autres, les individus les plus défavorisés qui s'en sortent le moins bien. Dès lors, l'échantillon final composé des seuls sujets pour lesquels l'observation a été complète comporte un biais de sélection, tout à fait comparable à celui entachant les données non-expérimentales.

b) Autres difficultés susceptibles de perturber la qualité d'une expérimentation

Au-delà de la non-élimination de toutes ces sortes de biais, l'utilisation généralisée de l'approche expérimentale est, comme on l'a déjà souligné, gênée par l'existence de difficultés liées à la possibilité même d'expérimenter. L'on a, ainsi, précédemment fait référence à des entraves d'ordre éthique, à la génération d'un effet de déplacement ne certifiant plus le respect de la condition d'indépendance et aux coûts élevés requis. Néanmoins, d'autres difficultés, qui n'induisent pas en tant que telles de réels biais, peuvent elles venir contrarier la qualité de l'expérimentation menée.

Une première difficulté d'ordre technique touche au maintien dans le temps de la situation aléatoire de départ. Intuitivement, on sent bien que plus longue sera la période d'observation, plus ardue et délicate sera la conservation de la situation aléatoire définie initialement. On ne peut plus aussi sûrement exclure l'éventualité, que ne se produisent des événements marquants, affectant les deux groupes à des degrés non comparables. Il est en particulier fort difficile d'éviter que les membres du groupe de contrôle ne participent ultérieurement à des programmes qui présentent des similitudes avec celui qui fait l'objet de l'évaluation.

Un peu dans le même esprit que le biais de non-réponse, mentionné au point précédent, peut se poser le problème des abandons en cours de programme au titre des participants. Ces arrêts prématurés, s'ils se multiplient, sont alors susceptibles d'altérer sérieusement la représentativité du groupe de traitement.

Enfin, un dernier problème tient à la possible non-unicité des modalités d'application du traitement, lorsque celui-ci est développé sur une vaste échelle. Il en découle des différences de niveau de traitement, qui si elles ne sont pas convenablement prises en compte dans l'analyse, nuisent indiscutablement aux conclusions tirées.

En conséquence, même une approche expérimentale ne garantirait pas l'obtention d'estimateurs intrinsèquement sans biais. On peut remarquer, cependant, que bon nombre des reproches listés ci-dessus sont également applicables aux études non-expérimentales. Il n'en reste pas moins, que le contexte expérimental ne paraît plus aussi sûrement offrir au chercheur les conditions idéales pour mener correctement son évaluation.

4.2.5. Les 'expériences naturelles' comme ultime recours

Aucune des deux options méthodologiques, traditionnellement appliquées, ne semble donc être pleinement en mesure de garantir la qualité et la fiabilité des évaluations qu'elles peuvent produire. Pour pallier à cette incapacité, s'est alors déployée une dernière voie, celle des 'expériences naturelles', qui plus est, applicable lorsqu'on ne dispose que de données non-expérimentales. Elle apparaît, d'ailleurs, comme étant celle recommandée par les derniers développements de la littérature de l'évaluation micro-économétrique de politiques.

A la différence des expériences contrôlées, les expériences naturelles ne sont pas conçues et générées par un évaluateur, guidé en cela par une finalité de recherche ou d'étude. De manière plus précise encore, elles ne sont définies pour et intégrées dans une démarche visant à révéler des relations causales, soit en exerçant un contrôle de l'environnement, soit en rendant aléatoire l'intervention d'intérêt. Elles ne sont ainsi pas strictement conformes au concept classique d'expérience. En ce sens, l'emploi de la terminologie « d'expérience » à leur égard peut apparaître abusif.

A l'inverse, elles sont le produit même de certaines sources de variation exogène (c.à.d. non reliée à la variable de résultat) présente dans les facteurs qui déterminent l'affectation au traitement. Elles exhibent ainsi un caractère de spontanéité, ce qui justifie le qualificatif de 'naturelle'. Idéalement, cette source de variation se doit d'être parfaitement transparente, c.à.d. clairement compréhensible. Angrist (1992) établit une classification de ces expériences naturelles selon deux types.

Le premier type se base sur des institutions ou circonstances inhabituelles qui mènent à des changements ou des différences marquées des règles régissant l'accès au programme ou du contenu de celui-ci. S'ils ne sont pas dépendants de la variable d'intérêt, servant de critère d'évaluation (comme la durée de présence dans l'état de chômage ou le taux de sortie du chômage), ces changements ou différences constituent une source de variation exogène, induite par la « nature », et qui permet alors l'identification de l'impact réel de la politique analysée.

Le second type exploite, lui, un changement majeur intervenu dans la politique étudiée ou dans le contexte législatif l'entourant. Typiquement, l'on compare alors des données relatives à la période précédant l'avènement du changement et à la période qui lui est postérieure, et l'on attribue les différences constatées à ce seul changement.

C'est cette approche des expériences naturelles, plus exactement celle se référant au premier type du classement établi ci-dessus, que l'on se propose de mettre en oeuvre afin d'évaluer l'impact des formations professionnelles.

4.2.6. Une critique de la méthode 'd'expériences naturelles' : un effet de traitement variable

En générale, l'on suppose que l'effet d'un traitement, par exemple une formation professionnelle du FOREM, ne varie pas à travers les individus d'une population visée. Heckman (1997) nous a récemment rappelé que si l'on mesure l'impact d'une mesure en supposant que l'impact est identique pour tout participant, mais qu'en réalité elle varie de manière systématique à travers la population, alors l'impact estimé ne représente pas nécessairement l'impact *moyen* du groupe de traitement. Ceci implique qu'une expérience naturelle ne suffit pas si l'on veut identifier l'effet moyen d'un traitement à effet variable. Par exemple, l'effet de la formation sera surestimé si les entrées en formation sont systématiquement constituées de chômeurs de "rendement" élevé (c.à.d. ceux qui par une formation peuvent augmenter leur chances de quitter le chômage de manière plus importante que d'autres chômeurs). Nous devons dès lors compléter la méthode 'd'expérience naturelle' afin de tenir compte de cette variabilité.

5. L'ÉVALUATION MENEÉ DANS LE CADRE DE CETTE CONTRIBUTION

En guise d'introduction à cette section, l'on rappelle que la recherche, dont il est ici fait mention, s'inscrit dans le cadre de la valorisation d'une banque de données fédérale existante : la STAT.92. Il s'agit là, d'un fichier de suivi individuel de chômeurs et de personnes au statut apparenté au chômage. La version mise à notre disposition permet ainsi de retracer, à tout le moins partiellement, les histoires individuelles de participation au marché du travail de demandeurs d'emploi de la région wallonne au cours de la période mai 1989 - avril 1994¹.

Des multiples travaux exploratoires² entrepris sur cette base de données, il est apparu que celle-ci était particulièrement appropriée à l'estimation des effets de programmes de formation professionnelle sur la trajectoire individuelle de chômeurs. L'étude réalisée se situe donc dans le cadre de l'évaluation de l'impact de formations professionnelles sur la probabilité de sortie du chômage de demandeurs d'emploi, par l'intermédiaire d'une analyse micro-économétrique empirique. Si la pertinence d'un pareil sujet n'est, à la lecture de ce qui précède, plus à démontrer, procéder à son étude empirique se révèle en pratique être une tâche très ardue. Il convient, en effet, d'être conscient que l'exploitation correcte de sources statistiques telles que la STAT.92, dans une telle finalité, requiert des méthodologies quantitatives complexes, dans la mesure où les données, qui en sont extraites, sont par nature non-expérimentales. La section 4. de ce chapitre a clairement mis en exergue les difficultés liées à ce type d'exercice. L'état de connaissance de ces méthodologies est, d'ailleurs, très insuffisant en Belgique. Il s'ensuit inévitablement que leur mise en application s'avère être extrêmement rare. Le projet concrétisé ici entend donc contribuer à combler cet handicap.

Ce faisant, cette recherche manifeste que cette source statistique fédérale constitue un outil important, non seulement pour l'évaluation des politiques de lutte contre le chômage mises en oeuvre, mais aussi, comme on le verra au chapitre suivant, pour le diagnostic de notre situation socio-économique. Le maintien de cette banque de données nous apparaît donc essentiel.

Les sous-sections suivantes relatent donc la recherche menée sur le thème : "Formations professionnelles destinées aux chômeurs en région wallonne : Evaluation par le moyen d'une expérience naturelle". On trouvera ci-dessous une présentation des objectifs précis visés par l'étude engagée (sous-section 5.1.). Puis, l'on exposera les principes de l'approche méthodologique adoptée pour parvenir à une correction adéquate des biais de sélection, qui nuisent traditionnellement à l'estimation de l'impact réel d'une politique (sous-section 5.2.). La démarche empruntée correspondant à celle dite des expériences naturelles, l'on s'attachera à décrire le mécanisme sous-jacent à l'expérience naturelle retenue dans cette étude (sous-section 5.2.3.). On effectuera, ensuite, un bref retour sur la banque de données STAT.92 et sur sa valorisation dans le cadre de l'étude présente (sous-section 5.3.). On précisera également la portée de celle-ci (sous-section 5.4.). On essayera, par ailleurs, de prédire le sens du biais de sélection prévalant dans notre cas (sous-section 5.5.). On rapportera aussi quelques éléments caractéristiques des précédentes études belges menées sur un sujet analogue au notre (sous-section 5.6.). Viendront ensuite des éléments relatifs à la spécification du modèle statistique retenu (sous-section 5.7.), puis l'énumération des principaux résultats obtenus (sous-section 5.8.).

5.1. L'Objectif poursuivi par cette étude

Comme mentionné ci-dessus, cette étude se propose d'évaluer l'impact de programmes de formation professionnelle, octroyés aux demandeurs d'emploi, sur la probabilité de sortie du chômage ou de manière équivalente sur la durée du chômage, en région wallonne et sur la période récente. A cette

¹ On renvoie au chapitre I de ce rapport d'activité, pour de plus amples précisions sur cette source de données.

² On se réfère à nouveau au chapitre I, dans lequel ces derniers sont explicités en détails.

fin, elle implique une analyse micro-économétrique empirique, basée sur des données administratives issues de la banque STAT.92.

De manière plus précise, l'objectif visé se concentre sur les effets de court terme de ces programmes de formation professionnelle. Par effet de court terme, il faut entendre l'influence de la formation sur la seule longueur d'un épisode de chômage. L'analyse de la relation entre la formation et la séquence des transitions ultérieures entre chômage et emploi ne sera donc pas abordée ici. Ainsi, l'on ne s'intéressera pas à l'impact de la formation sur la longueur de l'éventuelle période d'emploi consécutive ou encore à des phénomènes de récurrence du chômage.

En outre, une distinction est établie entre l'effet en cours de formation et l'effet postérieur à la formation, lorsque celle-ci conduit à un retour, le cas échéant temporaire, dans l'état de chômage.

A ce point, il faut bien voir que l'on applique une comptabilisation particulière des durées, précisément celle introduite lors de l'agrégation des données de durée en cellules homogènes, à la sous-section 4.4.1. du chapitre I. On répertorie ainsi le temps consacré au suivi d'un programme de formation professionnelle, comme une durée venant s'ajouter à la période de chômage. Ce qui revient à laisser courir le compteur de la durée du chômage lorsqu'il y a entrée dans un programme et non pas à le remettre à zéro. Un tel procédé se justifie lorsque l'on présume qu'un participant continue sa recherche d'emploi pendant le déroulement de sa formation. Si l'intensité de cette démarche est restreinte en raison du suivi même de la formation, on espère que ce préjudice apparent est plus que compensé par l'accroissement ultérieur des opportunités d'emploi. On met alors en parallèle, les taux de sortie du chômage d'individus qui ont bénéficié d'une formation durant leur épisode de chômage et ceux de sujets qui n'y ont pas pris part.

Un programme formation professionnelle n'influence pas que les taux de sortie du chômage en cours de programme ou postérieur à la formation. Il peut également faire baisser les taux de sortie de demandeurs d'emploi en attente d'une formation. En effet, si les rendements de la formation sont suffisamment élevés, les demandeurs d'emploi cessent de chercher un emploi afin de pouvoir accéder à la formation plus tard.

Ci-dessous (à la section 5.2.3.1), nous indiquerons que, durant la période d'observation, les demandes d'entrée en formation FOREM, formulées par les demandeurs d'emploi, étaient excédentaires par rapport à l'offre disponible : Il existait donc un rationnement à l'entrée des formations professionnelles FOREM. Ce rationnement pourrait refléter qu'il existe un certain nombre de demandeurs d'emploi pour qui le rendement espéré de la formation soit si grand qu'ils ne cherchent plus d'emploi afin de pouvoir entrer la formation. Evidemment, le rationnement n'implique pas nécessairement que les demandeurs d'emploi baissent leur intensité de recherche. Ils pourraient également se mettre sur une liste d'attente tout en continuant la recherche d'emploi avec la même intensité. Un dernier objectif de cette étude consiste à identifier laquelle des deux explications est correcte.

5.2. L'Approche méthodologique suivie

5.2.1. Le choix de l'approche dite des 'expériences naturelles'

On insiste d'abord ici, et ce une fois encore, sur le fait que l'effet micro-économique de politiques passives ou actives sur le marché du travail est trop souvent mesuré de manière inadéquate, en se limitant à un suivi des bénéficiaires ou à une comparaison descriptive ou superficielle entre la trajectoire de ceux-ci et celle d'un 'groupe témoin' de non-bénéficiaires. On a en effet montré que, de manière quasi systématique, ces démarches se révèlent totalement incapables de distinguer l'effet propre des politiques passives ou actives considérées de l'effet de sélection. On rappelle que par effet de sélection, on entend que les participants se distinguent généralement des non-participants par des caractéristiques observables et inobservables pertinentes du point de vue du critère retenu pour évaluer ces politiques. Pour savoir si ces politiques ont une influence *intrinsèque* sur la trajectoire de leurs bénéficiaires et pour connaître le sens de cette influence, il est alors impératif d'appliquer des méthodologies nettement plus sophistiquées que celles évoquées à l'instant.

Par ailleurs, aucune des deux options méthodologiques traditionnellement appliquées dans la littérature relative à l'évaluation, à savoir la voie des expériences contrôlées et celle qualifiée de non-expérimentale, contrainte de recourir à un groupe de comparaison, n'étant exempte de critiques susceptibles de mettre en doute leur capacité respective à produire une estimation correcte de l'effet *réel* d'une politique, les développements les plus récents de la méthodologie de l'évaluation micro-économétrique recommandent l'approche dite des 'expériences naturelles'. Notre recherche s'inscrit, par conséquent, dans cette ultime voie.

Rappelons que cette approche cherche à isoler l'effet intrinsèque d'une politique en tirant parti des institutions ou des circonstances inhabituelles qui mènent à des changements ou des différences marquées des règles régissant l'accès à la politique ou du contenu de celle-ci. S'ils ne sont pas reliés à la variable d'intérêt (c'est à dire, celle qui sert de critère d'évaluation¹), ces changements ou ces différences permettent d'identifier l'impact réel de la politique étudiée. Appliquant cette démarche méthodologique aux modèles de durée, Cockx et Ridder (1996) ont développé un estimateur qui permet d'identifier, dans un modèle non-paramétrique, l'influence réelle d'une politique sur la durée de présence dans un état (par exemple, le chômage). A cause des problèmes d'identification, cet estimateur ne pouvait pas être appliqué dans cette étude. Dès lors, nous avons développé un nouveau estimateur qui s'inspire toutefois fortement de l'estimateur de Cockx et Ridder.²

5.2.2. A la recherche d'une expérience naturelle

Dans la perspective de recourir à une démarche comparable, moyennant quelques adaptations au cas spécifique des formations professionnelles octroyées aux chômeurs, une étude approfondie du contexte économique de la période ainsi que du mode de fonctionnement et d'organisation des institutions de formation et de placement des chômeurs s'est imposée, afin de vérifier si une expérience naturelle pouvait être décelée et, dans l'affirmative, de déterminer la nature de celle-ci. Plusieurs pistes ont alors été sérieusement envisagées, afin d'apprécier dans quelle mesure elles permettraient d'engendrer une expérience naturelle intéressante pour notre sujet d'étude.

On s'est ainsi penché sur les répercussions induites par le Plan d'Accompagnement des Chômeurs, ce dernier ayant suscité une augmentation substantielle du budget consacré à la formation des chômeurs, laquelle aurait été susceptible de générer une expérience naturelle. Mais, d'une part la période d'observation disponible, prenant fin en avril 1994, celle-ci s'achève trop tôt pour permettre une exploitation empirique, et d'autre part on ne peut établir avec certitude la participation d'un individu à ce programme. Cette première piste n'a, en conséquence, pu être développée.

Les interventions du Fonds Social Européen, dans le cadre des objectifs 3 et 4 du Cadre Communautaire d'Appui 1990-92 ont été également prises en considération. L'intuition était que, le cofinancement du FSE avait pu influencer la participation aux formations professionnelles des groupes cibles éligibles. Néanmoins, cette seconde piste n'a pas non plus été retenue, l'identification d'une telle influence étant apparue trop difficile à vérifier sur base de nos données.

Une autre alternative investiguée sans succès, reposait sur le fait que les candidats aux formations professionnelles sont sélectionnés à partir de tests généraux, visant à imposer un seuil de connaissances minimales dans le domaine du français et/ou des mathématiques. Ces tests, uniformes en Wallonie, ont pour effet que la probabilité de participation aux formations diffère d'un niveau de scolarité à l'autre. Tout en reconnaissant que ce dernier affecte la sortie du chômage, il paraissait plausible que ces tests produisent une variation exogène dans le taux de participation aux formations selon le niveau atteint. Cependant, la variation ainsi générée s'est avérée de trop faible ampleur pour être valorisée.

En fin de compte, notre attention s'est centrée sur l'existence d'une *variation exogène* des taux de participation aux formations professionnelles, entre différentes entités géographiques du FOREM (c.a.d. des regroupements de directions subrégionales, notés DS dans la suite du texte), induite essentiellement par les règles de financement des activités de formation de cette institution. C'est sur ce dernier mécanisme que notre choix s'est porté. Il reste, désormais, à établir la validité de

¹ Par exemple, comme ici la durée de chômage.

² Nous renvoyons le lecteur intéressé aux détails de la méthodologie au papier technique (voir Cockx et Bardoulat 1999).

l'expérience naturelle soutenue par ce mécanisme ainsi que ses limites éventuelles. C'est précisément ce qu'on se propose de faire dans la sous-section suivante.

5.2.3. Validité de l'expérience naturelle considérée

Le mécanisme sous-jacent à l'expérience naturelle, retenue dans cette étude, repose donc sur la présence d'une variation exogène des taux de participation aux formations professionnelles, entre différentes entités géographiques du FOREM ou DS. Il convient de bien remarquer que la terminologie "taux de participation" utilisée ici, correspond à une mesure effectuée au niveau de chaque DS. Elle ne renvoie donc en aucune manière à des taux individuels. On a, en effet, vu à la fin du chapitre I et on rappellera au cours de la sous-section 5.7.1. à venir, que les données de durée "individuelles" ont été regroupées en cellules, la définition d'une cellule reposant en partie sur l'appartenance à une DS particulière.

Par ailleurs, cette variation apparaît comme étant générée ou rendue possible à la fois par l'existence d'un rationnement à l'entrée en formation, par le mode de répartition des budgets consacrés à la formation au sein de cet organisme, et par une qualité constante des stagiaires. En vue de démontrer le bien-fondé de cette expérience naturelle, on présente ci-dessous les conclusions de l'examen des hypothèses requises pour soutenir l'existence d'une source de variation, que l'on puisse qualifier d'exogène. On s'attarde, ensuite, sur les limites éventuelles de son champ de validité.

• Une source de variation réellement exogène

Cet examen s'est d'abord effectuée par l'intermédiaire d'une investigation approfondie du mode de fonctionnement et d'organisation de la principale institution de formation concernée, à savoir le FOREM. Puis, elle s'est attachée à confronter les tendances présumées, sur base de cette analyse, avec les connaissances des acteurs concernés (les principaux responsables du secteur de la formation du FOREM et les personnes en charges de sa gestion sur le terrain), afin de vérifier si nos suppositions étaient (ou pas) fondées et correctes. Enfin, elle a recouru à une série de tests empiriques complémentaires. La validité de notre approche se trouve ainsi justifiée par l'argumentation qui suit, laquelle prend appui sur trois hypothèses d'identification centrales.

1. Existence d'un rationnement à l'entrée des formations professionnelles FOREM :

Durant la période d'observation, les demandes d'entrée en formation FOREM, formulées par des demandeurs d'emploi, étaient de façon quasi systématique excédentaires par rapport à l'offre disponible. Si le nombre de places de formation mis à la disposition des chômeurs était ainsi toujours inférieur au nombre de candidats, dans le cas de formations ouvrant à des professions du secteur secondaire, cette condition n'était parfois pas complètement vérifiée dans le cas des formations du secteur tertiaire.

La raison de cette disparité est que, les formations proposées dans le cadre du secteur secondaire sont généralement accessibles à la plupart des demandeurs d'emploi, à la différence de celles du secteur tertiaire, pour lesquelles le niveau des prérequis est relativement plus exigeant. La condition principale posée au départ d'une formation secondaire se réduit ainsi presque au fait de disposer d'une condition physique normale et de faire preuve d'une bonne volonté suffisante, les tests soumis aux postulants lors de la procédure de sélection se bornant à vérifier la maîtrise de notions élémentaires en calcul. Le public susceptible d'introduire une demande en formation du secteur secondaire est donc particulièrement large. Les exceptions, pour lesquelles il n'y pas excès de demande, concernent en pratique quelques formations du secteur tertiaire d'assez, voire de très haut, niveau. Celles-ci sont, néanmoins, minoritaires dans l'ensemble des formations axées sur le secteur tertiaire et donc dans l'ensemble des formations dispensées par le FOREM.

Par conséquent, l'on peut raisonnablement accepter la pertinence de l'hypothèse relative à la présence d'un rationnement à l'entrée en formation. Cette limitation des places de formation aurait, en outre, prévalu tout au long de la période considérée par l'analyse et dans toutes les directions subrégionales (DS) du FOREM.

Pour ce qui est de l'importance précise de ce rationnement, l'on ne dispose véritablement d'aucune donnée chiffrée, en raison de l'inexistence de statistiques officielles quantifiant soit les nombres de demandes formulées et de postes de formation accessibles, soit le nombre de candidatures sur liste d'attente, soit encore les délais d'attente avant entrée. On fournit, néanmoins, ci-dessous quelques indications reprises dans diverses publications du FOREM permettant d'apprécier ponctuellement l'intensité de ce rationnement :

- nombre de candidatures FP II (formations professionnelles du secteur secondaire) en attente¹ :
 - ~ 1 149 en 1989,
 - ~ 2 144 en 1990,
 - ~ 2 942 en 1991,
 - ~ 5 414 en 1993 ;
- nombre de candidatures FP II en attente - situation au 31/12/93 - répartition par DS² :
 - ~ 161 à Nivelles,
 - ~ 389 à Tournai/Mouscron,
 - ~ 472 à Mons,
 - ~ 856 à La Louvière,
 - ~ 308 à Charleroi,
 - ~ 441 à Namur,
 - ~ 169 à Huy,
 - ~ 2 149 à Liège,
 - ~ 469 à Verviers,
 - ~ 27 à Libramont (Arlon).

On peut, dès lors, considérer que le " volume " de la formation était fixé par les seules conditions de l'offre. Il s'ensuit que le taux de participation aux formations FOREM était très largement commandé par le montant du budget alloué aux activités de formation de cette institution. Le taux de participation aux formations FOREM et le taux de sortie du chômage ne pouvaient donc, toujours au cours de cette période, dépendre l'un de l'autre par une relation causale directe.

Cette hypothèse de rationnement assure notamment, que si de brusques changements du taux de sortie ou d'entrée du chômage survenaient, le taux de participation ne se modifiait pas, les seules répercussions s'effectuant au niveau de la longueur de la file d'attente.

2. Un mécanisme de répartition entre DS des moyens alloués à la formation indépendant des taux de sortie du chômage :

On s'intéresse ici aux règles de financement des formations dans les diverses directions subrégionales. Il s'agit de voir si l'on peut ou pas postuler, que le mécanisme, régissant la répartition entre DS des ressources affectées aux activités de formation du FOREM, était au cours de notre période d'observation indépendant de la probabilité de sortie du chômage, constatée dans chacune de ces DS. En d'autre terme, l'on doit procéder à la vérification de l'hypothèse d'exogénéité du budget FOREM alloué à la formation dans chaque DS.

Or, l'on peut s'apercevoir que si les fonds attribués à la formation, différaient effectivement entre DS, de telles différences de traitement devaient être envisagées comme la résultante d'un processus de nature largement " politique ", dont les règles reflétaient bien davantage le rapport de force existant entre les DS, qu'une quelconque prise en compte de leurs taux de placement. Les montants alloués n'auraient, ainsi, jamais été reliés, de façon explicite ou implicite, aux niveaux du taux de sortie du chômage enregistré dans une DS donnée.

D'après ces premiers éléments, il semble donc que le budget consacré à la formation professionnelle et attribué à chaque DS ait été exogène.

¹ Source : Rapports annuels du FOREM 1991 et 1993.

² Source : Rapport annuel du FOREM 1993.

Par ailleurs, la période analysée s'est particularisée par une grande stabilité des capacités de formation de chaque DS, l'éventail des formations offertes par chacune d'entre elles étant demeuré quasiment inchangé et aucune création massive n'ayant eu lieu (pas de nouveaux centres). Même si nous avons pu constater une exception à cette règle générale pour les centres de formations de Liège et de Verviers¹, nous pouvons en déduire, qu'au cours de notre période, les taux de participation aux formations FOREM dans chaque DS étaient essentiellement déterminés par l'héritage du passé, et que par suite ils découlaient ou du moins étaient grandement influencés par des décisions anciennes, prises antérieurement à notre période.

On peut alors se demander s'il y avait par le passé, c.à.d. au cours de la décennie 80 (passé récent précédant la période étudiée), une relation systématique entre la proportion des demandeurs d'emploi participant aux formations du FOREM dans une DS particulière et le taux de sortie du chômage de cette même DS ? Car c'est désormais en fonction de la nature de cette relation que l'on pourra étayer la revendication du caractère d'exogénéité de notre source de variation.

Afin d'apporter des éléments de réponse, on s'est mis à la recherche de preuves " indirectes ", par l'intermédiaire de deux tests.

- 1er test proposé :

Pour chaque année antérieure à la période d'observation, et ce jusqu'au début de la décennie 80, l'on a procédé au calcul de la corrélation entre

- ~ le taux de croissance entre t et (t-1) du nombre absolu de stagiaires en formation professionnelle (FP) FOREM (FP II + FP III² + COISP³) dans une DS particulière,
- ~ et une variable corrélée au taux de sortie du chômage correspondant, telle que le taux de chômage en (t-1) ou le taux de croissance entre t et (t-1) du taux de chômage⁴.

Remarque :

Le test consistant à relier les taux de participations aux FP FOREM dans chaque DS et les taux de chômage s'y rapportant, n'a pas réellement de sens. Effectivement, si l'on trouve une corrélation statistiquement différente de zéro, cela peut davantage traduire l'efficacité même de ces FP. Si l'on anticipe un effet positif des FP FOREM sur le taux de sortie du chômage, l'on doit s'attendre à détecter une corrélation négative entre taux de participation et taux de chômage. En revanche, dans l'éventualité où l'on obtiendrait une corrélation positive, les deux explications suivantes pourraient être avancées

- soit le FOREM attribuait des moyens plus importants aux DS dont les taux de chômage étaient particulièrement élevés et par là induisait des taux de formés plus substantiels,
- soit les FP FOREM avaient un effet négatif sur le taux de sortie du chômage.

Résultats de ce 1er test :

Il s'avère non seulement que les corrélations obtenues sont faibles et jamais statistiquement significatives, mais aussi qu'il n'y pas de corrélation systématiquement positive ou négative sur l'ensemble de cette période passée. Les rares fois où l'on trouve un coefficient avoisinant en valeur absolue 0,5, une telle valeur est toujours imputable au " comportement atypique " d'une DS particulière (dès qu'on l'élimine, le coefficient chute d'ailleurs brutalement). Toutefois, en raison d'une suridentification du modèle économétrique, nous pouvons tester dans l'analyse empirique si les DS " atypiques " sont susceptibles d'invalider l'expérience naturelle.

- 2ème test proposé :

¹ Dans ces centres de formation les effectifs des participants aux formations FOREM ont baissé considérablement entre 1990 et 1993.

² Formation Professionnelle du secteur tertiaire

³ Nombre de FP terminées, respectivement dans les secteurs secondaire et tertiaire, et nombre de contrats d'orientation, effectués par des demandeurs d'emploi, dans des centres en gestion directe du FOREM ; les COISP (Centres d'Orientation et d'Initiation Socio-Professionnelle) étant uniquement inclus lorsque les données sont disponibles (il manque 1984, 1985 et 1986). Source : Rapports annuels ONEm.

⁴ Source : Rapports annuels ONEm.

On a cette fois recherché l'existence d'un lien au-delà du seul premier retard, en régressant les taux de participation aux FP FOREM dans chaque DS en t , sur les taux de chômage correspondant antérieurs à t .

Résultats de ce 2ème test :

On parvient invariablement à une statistique de Fisher pour l'ensemble de chaque modèle non significative, indiquant par là que ces différents modèles n'expliquent jamais une fraction significative de la variation présente dans les données. Logiquement, il s'ensuit qu'aucun des taux de chômage retardés n'explique de manière significative les taux de participation.

On a ainsi démontré que taux de participation aux formations FOREM et taux de sortie du chômage n'étaient pas systématiquement liés par le passé. Il y a donc bien absence de relation systématique entre la proportion du budget attribué à chaque DS et la probabilité de sortie du chômage au cours de notre période. Cette constatation, jointe au rationnement à l'entrée des formations professionnelles, permet d'établir solidement l'exogénéité de la variation des taux de participation entre DS, induite par le mécanisme de financement des formations FOREM.

3. Une 'qualité' constante des stagiaires de la formation professionnelle FOREM :

On cherche ici à établir si la 'qualité' des formés a été ou pas, durant la période d'observation analysée, constante à travers les directions subrégionales (DS) et constante à travers le temps. Dans ce but, on s'est d'abord intéressé au processus de sélection précédant l'entrée en formation FOREM, en se penchant sur chacune des phases qui s'y succédaient. Puis, l'on s'est efforcé d'apprécier le degré de stabilité dans le temps de la sélection opérée.

- Décomposition du processus de sélection à l'entrée des formations FOREM : l'uniformité des modalités et critères appliqués à travers les DS

Au plan de la procédure d'introduction d'une demande en formation, il faut souligner que celle-ci résultait toujours d'une démarche volontaire du demandeur d'emploi, qui lors de sa requête choisissait un secteur professionnel donné. Le placeur, avec lequel il était en contact direct, l'avertissait parallèlement des caractéristiques principales de la formation choisie (centres dans lesquels elle est dispensée, exigences requises, niveau de difficulté, etc.), au cours d'un entretien préliminaire qui ne correspondait en aucun cas à une présélection.

Le demandeur d'emploi candidat devait alors se soumettre au passage de tests minimalistes, portant sur des connaissances de base en calcul (dans le cas d'une demande FP II) et/ou en français (dans le cas d'une demande FP III). A ce stade, l'on doit signaler que les tests de pré-sélection, en vigueur au cours de notre période, se basaient tous sur un tronc commun identique, le reste étant déterminé de façon autonome par chaque direction subrégionale. Néanmoins, l'on peut très raisonnablement admettre, en se fondant sur les affirmations de responsables du secteur Formation du FOREM, qu'au final le seuil de connaissances minimales testé était comparable d'une DS à l'autre.

Dans l'hypothèse où les résultats du test étaient favorables, le postulant était ensuite convoqué à un entretien, mené par les administrateurs responsables de la sélection finale. Dans ce cadre, étaient principalement examinés les traits de personnalité du candidat, tels que la motivation ou le sérieux. En revanche, le taux de chômage de sa localité n'avait aucune influence sur la décision finale des administrateurs. Il n'y a jamais eu ainsi admission disproportionnée d'individus originaires de DS caractérisées par un taux de chômage particulièrement élevé ou inversement particulièrement faible.

Le postulant se devait également de passer quelques tests psychotechniques supplémentaires, à nouveau établis en fonction de critères identiques, à formation donnée, à travers les DS. Enfin, il devait éventuellement se présenter à une visite médicale (demandée essentiellement pour les FP II).

A noter, que dans la situation où parmi les candidats à une formation, ceux se conformant à ces diverses exigences s'avéraient être en nombre insuffisant, un appel à candidature était lancé. De sorte qu'il n'y avait jamais remplissage d'une formation à tout prix, au détriment de la qualité des participants.

Enfin, l'on achèvera cette description du processus de sélection en indiquant que celui-ci n'a subi aucune modification tout au long de notre période d'observation.

En raison de l'uniformité des modalités de ce processus de sélection des candidats aux formations FOREM, ainsi que des critères pris en compte dans les différentes étapes qui le compose, il apparaît que l'on peut envisager la sélection appliquée comme comparable d'une DS à l'autre. Par ailleurs, l'on ajoutera que la procédure de recrutement des instructeurs, dispensant les formations FOREM, était centralisée et, elle aussi, uniformisée. Il s'ensuit que l'on peut également considérer la qualité des formateurs comme constante d'une DS à l'autre. On peut, dès lors, considérer la qualité des stagiaires de la formation professionnelle FOREM comme constante à travers les diverses DS.

- Ventilation des formations FOREM selon leur type : une grande stabilité temporelle

Si l'on reste encore au plan de la sélection des candidats aux formations professionnelles du FOREM, un dernier problème se pose. En effet, si l'on se penche sur le catalogue des formations proposées par cette institution, l'on ne peut que constater que celles-ci se caractérisent par une hétérogénéité assez prononcée. Elles peuvent ainsi recouvrir des formes fort diverses, allant de la simple action d'orientation et/ou d'initiation à la formation qualifiante. Leurs niveaux peuvent, eux, varier de la formation de base à la formation complémentaire, parfois spécialisée et éventuellement très pointue. Quant à leurs domaines d'applications, ils balayent une large gamme de professions des secteurs secondaire comme tertiaire. On peut, d'ailleurs, remarquer que des tendances nuancées étaient susceptibles de se produire au cours de la procédure de sélection, et ce lors de la vérification des connaissances possédées par les postulants, avec l'existence de seuils d'exigence spécifiques à chaque secteur, le secondaire apparaissant de façon systématique moins sévère que le tertiaire. A noter, cependant, qu'un tel phénomène, tout comme l'hétérogénéité des formations proposées, concernaient à des degrés équivalants chaque DS, ne remettant ainsi pas en cause l'affirmation d'homogénéité entre DS.

La sélection appliquée laisserait, par conséquent, entrevoir un clivage permanent et assez marqué selon le secteur, le cas des Centres d'Orientation et d'Initiation Socio-Professionnelle (COISP) étant à part. Les COISP s'adressent, eux, davantage à un public, qui se singularise par une longue ancienneté en chômage et un (très) faible niveau éducatif, et qui est de plus, généralement, peu motivé et difficile à mobiliser. L'existence de quotas de remplissage pour ces COISP, fait que l'on y procéderait plus à une " discrimination positive " qu'à une quelconque forme " d'écramage ".

La question qui se pose alors est de savoir si, malgré la diversité de la sélection opérée à l'entrée de chaque type de formation FOREM, cette sélection était, dans sa globalité, au moins demeurée constante, c.a.d. semblable en moyenne tout au long de notre période d'observation.

Afin de juger des éventuels remous intervenus au plan de cette sélection au fil du temps, l'on a examiné l'évolution, au cours des années englobant notre période d'observation (mai 1989 - mars 1993)¹, de la ventilation des formations FOREM selon la partition suivante :

- formations du secteur secondaire,
- formations du secteur tertiaire,
- stages d'orientation des CA/COISP (Centres d'Accueil, d'Orientation et d'Initiation Socio-Professionnelle).

De façon préalable, on doit signaler que des changements divers sont intervenus dans l'organisation et/ou la gestion de chacun de ces dispositifs. Ces " remaniements " étant, de par leur nature, susceptibles de se répercuter sur les positions relatives tenues par chacun de ces trois types de dispositifs, il convient de s'en préoccuper. A ce titre, l'on citera :

- la mise en place, à partir d'avril 1991, d'une nouvelle tarification à l'égard des entreprises des FP III dispensées par le FOREM à leurs travailleurs (elles n'étaient auparavant pas payantes), phénomène qui aurait induit un certain repositionnement du FOREM par rapport à son public traditionnel et ce au profit des demandeurs d'emploi (la proportion de demandeurs

¹ On précisera par la suite les justifications du choix de cette période, limitée par rapport à celle disponible.

d'emploi parmi les individus ayant terminé une FP III passant de 36% en 1990, à 43.7% en 1991 et à 58% en 1992) ;

- la " modularisation " ou organisation en modules indépendants des FP II au cours du premier semestre de 1992, rénovation qui aurait conduit au remplacement des anciens cursus, généralement composés d'une unique formation relativement longue, par des parcours de formation conçus comme des enchaînement de modules plus ciblés et de durée plus courte, et par là aurait entraîné une éventuelle inflation du nombre absolu des FP II suivies.

En guise de dernière recommandation, avant de passer à l'examen des tendances observées, l'on mentionnera l'entrée en application de la phase II - formation du Plan d'Accompagnement des Chômeurs (PAC), à compter d'avril 1993. Bien que ne nous concernant pas directement, dans le mesure où la période analysée prend fin juste avant, les incidences de cette nouvelle politique peuvent déjà transparaître dans les données relatives à 1993, présentées dans ce qui suit.

Si trois indicateurs de comptabilisation de ces formations, se référant respectivement aux nombres de formations professionnelles terminées, de formations professionnelles commencées et d'heures de formation payées, ont été analysés, on ne fournit ci-dessous que les données chiffrées¹, concernant le plus pertinent d'entre eux vis à vis de la question posée.

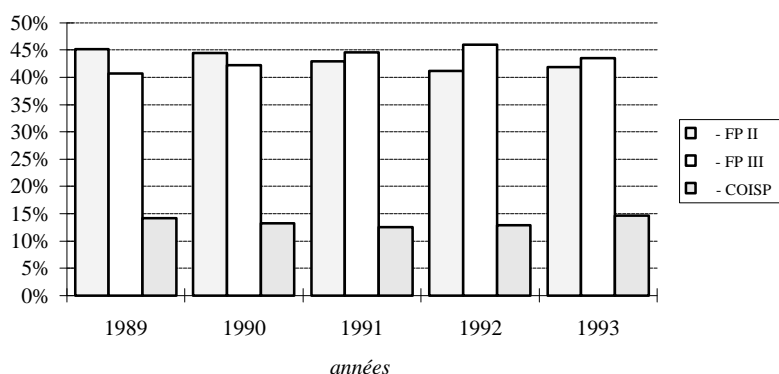
Ainsi, les évolutions du nombre de formations terminées, selon la partition envisagée, sont vraisemblablement assez peu représentatives de la vision des formations FOREM, que l'on peut obtenir via la STAT.92, cette dernière reprenant toutes les formations et tous les stages d'orientation commencés, qu'ils aient ou non été mené à leurs termes. Le second indicateur, portant sur les formations commencées, peut en ce sens apparaître plus proche de la perception des formations FOREM reflétée par la STAT.92. Néanmoins, cette quantification du FOREM s'appuie à la fois sur les effectifs de demandeurs d'emploi et de travailleurs occupés. Elle ne peut, tout comme le premier indicateur, être considérée qu'à titre indicatif.

Reste alors la dernière comptabilisation, basée sur l'ensemble des heures de formation effectivement suivies par le seul public des demandeurs d'emploi, et ce même si la formation en question n'a pas été achevée.

¹ Il convient de noter que ces données sont relatives à la Communauté française, celles concernant la seule région Wallonne n'étant pas disponibles. Elles nous ont été fournies par le FOREM.

Graphe 1

Répartition par secteur des h. payées de FP FOREM (région Wallonne + Bruxelles, demandeurs d'emploi)



(Source : FOREM)

On observe un certain développement de la part relative des FPIII, parallèlement à une léger effritement de celle des FP II. Cependant, pareille évolution s'avère être d'une amplitude assez minime et semble s'être stabilisée sur la fin de la période.

On signale également que ces constatations se trouvent largement confirmées par celles effectuées sur base des FP terminées et des FP commencées.

Pour conclure, il semble donc qu'au cours de notre période d'observation, la répartition par secteur d'appartenance des FP proposées par le FOREM ait fait preuve d'une assez grande stabilité, les seules variations enregistrées se faisant essentiellement au profit du tertiaire, au détriment du secondaire, et étant d'une ampleur très modérée. Il s'ensuit que l'on peut assez raisonnablement considérer la sélection à l'entrée aux FP du FOREM comme n'ayant pas subi de modifications marquées durant notre période. La qualité moyenne des formés serait, ainsi, restée au même niveau au fil du temps, avec éventuellement, une légère tendance à la hausse à partir de 1991, due à une sélectivité un peu plus prononcée.

De plus, il semble que l'on puisse envisager que, cette répartition par secteur ainsi que son évolution aient été en moyenne similaires d'une DS à l'autre. La stabilité constatée au niveau global de la Communauté française pourrait, par suite, être extrapolée au niveau de chaque DS.

Quant à la pertinence de catégories aussi "englobantes" que FP II, FP III et COISP, il faut bien voir que se trouve, là, une des seules informations statistiquement disponible relative à la diversité des formations dispensées par le FOREM. Si l'on pourrait déterminer les parts relatives des formations à temps plein versus temps partiel, on ne peut de façon continue véritablement examiner l'hétérogénéité prévalant en terme de professions préparées ou de niveaux suivis.

• Validité restreinte de notre expérience naturelle

Si la réalité de notre expérience naturelle se trouve désormais clairement établie, il reste à définir les limites éventuelles de sa validité. Or, il ressort que notre expérience naturelle, de par sa nature même, ne permet d'identifier avec certitude que les seuls 'vrais' effets des formations FOREM (les effets des autres programmes ne peuvent vraisemblablement être corrigés de façon adéquate du biais de sélection). Il a donc été décidé de se concentrer sur celles-ci, en permettant juste la présence des programmes restants au sein d'un état distinct de celui consacré aux formations professionnelles du FOREM (cf. discussion à ce propos dans la sous-section 4.3.1. du Chapitre I).

5.3. Rappels sur les données

Cette sous-section s'adresse principalement au lecteur, qui n'aurait pas procédé à la lecture du chapitre I, consacré à la STAT.92, ou qui s'en serait limité à un rapide survol. Cela s'applique, en particulier, au cas du lecteur qui ne se serait pas attardé, ou du moins pas suffisamment, sur les aspects relatifs aux possibilités, limitations et points de faiblesse de cette source d'information, ainsi qu'aux multiples travaux entrepris dans l'optique d'en améliorer la qualité et la fiabilité et de la façonner de sorte qu'elle devienne une base de données de durée de chômage. On ne fera donc part, dans ce qui suit, que des éléments essentiels concernant ces données, ayant un intérêt direct pour la compréhension de cette étude. Le lecteur intéressé retrouvera dans le chapitre I chacun d'eux, complété par de plus amples précisions et justifications.

L'analyse empirique accomplie, comme cela a été annoncé précédemment, exploite la banque de données administrative STAT.92, gérée par le FOREM. Il s'agit de données individuelles longitudinales, qui peuvent être qualifiées d'exhaustives, dans la mesure où elles reprennent la quasi intégralité des individus passés par un quelconque statut associé au chômage en région wallonne, entre mai 1989 et avril 1994. Pour chaque observation individuelle, cette base offre deux ensembles d'information. L'un est relatif à des caractéristiques individuelles, telles que le sexe, la date de naissance, la localité de résidence, le bureau de placement auprès duquel le demandeur d'emploi est affilié, le niveau d'étude, la profession recherchée, etc. A noter que toutes les valeurs inscrites sur les bandes reflètent la situation de l'individu, au regard de ces variables, au terme de la période d'observation (variables de stocks fin avril 1994). L'autre retrace la trajectoire sur le marché du travail du demandeur d'emploi, à l'aide de la séquence chronologique des statuts, qu'il a successivement occupé, complétée des dates de mouvements entre ces différents statuts.

En conséquence, une telle source de données permet de différencier le statut d'un individu selon trois positions essentielles, encore appelées " états " :

1. Chômage,
2. Participation à une formation professionnelle du FOREM,
3. Hors chômage.

On peut alors, sur sa base, déterminer et construire un flux d'entrée en chômage sur la période, chômage étant pris au sens large, c.a.d. situation de chômage associée ou pas à un passage en formation FOREM. On se trouve alors en possession du matériel nécessaire à la définition d'un échantillon constitué d'épisodes de chômage (toujours au sens large), dont l'on peut en calculer les durées.

Mais ces données, à la différence de données provenant d'enquêtes de suivi, si elles offrent les avantages majeurs d'être exhaustives et objectives, n'ont pas été conçues à des fins de recherche. Afin de les rendre aptes à l'analyse envisagée ici, un certain nombre de traitements préliminaires leurs a été appliqué. En particulier, on mentionnera qu'il a fallu palier à la prolifération de sorties de la banque, de nature purement administrative et de très brève durée¹. On a donc été contraint de poser l'hypothèse suivante : n'accepter comme " vraie " sortie de la banque que les sorties enregistrées durant trois mois et plus.

¹ On retrouve là, les fameux accès au code de radiation '79', véritable " trou noir ", dont le cas a été longuement discuté dans le déroulement du chapitre I (sous-sections 2.3. et 3.4.1.).

5.4. Les limites de la portée de l'analyse menée

5.4.1. Un traitement global des sorties

On reprend, ici, un point déjà abordé durant le chapitre I, lors de la définition des divers états considérés par l'analyse (sous-section 4.3.1.), sur lequel il nous apparaît bon de revenir, étant donné l'importance de ses implications au stade de l'interprétation des estimations à venir.

Au plan des données, si celles-ci permettent a priori l'introduction de destinations de sorties multiples à l'issue du chômage et de la formation, il n'a finalement pas été possible de maintenir un tel niveau de finesse, les exigences de la méthode d'estimation choisie (celle du Minimum Chi-carré¹, particulièrement bien appropriée à l'exploitation de grandes banques de données administratives comme la STAT.92) ne pouvant sinon être remplies. On peut néanmoins indiquer que des tentatives diverses, destinées à isoler, au minimum, les sorties apparentées à une prise d'emploi de celles davantage assimilées à l'inactivité ont été essayées. Mais, il en est ressorti leur systématique inaptitude à se conformer aux conditions d'application de cette méthode.

On a du, en conséquence, opter pour un traitement global des sorties, en renonçant à l'introduction de destinations de sorties multiples à l'issue du chômage et de la formation, comme cela a déjà été précisé au cours de la définition des trois états retenus dans l'analyse. Il nous faudra donc tenir compte lors de l'interprétation de nos résultats, du fait que la sortie du chômage peut traduire des motifs variés, pas tous conformes à une prise d'emploi.

Se souvenir, néanmoins, que des restrictions liées à l'âge des individus ont été introduites dans la conception de l'échantillon étudié (elles sont rappelées à la sous-section 5.4.3. ci-dessous), de façon à exclure les chômeurs trop âgés (plus de 50 ans) potentiellement concernés par les codes de " passif " de la STAT.92 et par les retraits effectifs du marché du travail. Il convient également d'être conscient du fait que seules les " sorties durables " sont prises en considération, afin d'éviter les phénomènes de sorties administratifs.

5.4.2. Focalisation sur les effets des formations FOREM

La source statistique STAT.92 autorise également, comme on l'a auparavant indiqué dans le chapitre I, la dissociation de différents programmes, selon le type de l'opérateur dispensant la formation : classes de formation du FOREM, formations professionnelles individuelles en entreprise et autres formations offertes par les institutions restantes (Enseignement de Promotion Sociale, Classes Moyennes, ASBL variées, etc.). Par ailleurs, c'est là, la seule information dont on dispose. Ainsi, on ne connaît ni le domaine, ni le niveau de la formation fréquentée, ni d'ailleurs la mention de son achèvement avec succès ou de son abandon en cours de route. Les seuls éléments relatifs à la formation, par nous valorisables, se restreignent donc à un indicateur de participation à l'un de ces programmes et aux dates de début et de fin de cette participation, lesquelles permettent d'en reconstituer la durée (en nombre de mois, néanmoins, puisque comme on l'a vu dans le chapitre I, les dates de transitions sont seulement enregistrées avec un degré de précision mensuel).

Dès lors, le mieux que l'on puisse convoiter serait de procéder à l'estimation de l'effet global et véritable de chacun de ces programmes. Or, pour atteindre cet effet intrinsèque, l'on a montré qu'il était impératif de corriger de l'effet de sélection et l'on a annoncé que l'on se proposait dans ce but de recourir à l'approche des expériences naturelles. Mais, comme on l'a vu explicitement à la sous-section 5.2.3. ci-dessus, l'expérience naturelle exploitée ici n'a réellement qu'une validité limitée aux formations dispensées par le FOREM. Par suite, l'on a décidé de concentrer nos efforts sur ces seules formations.

¹ cf. Cockx (1997).

5.4.3. Restrictions imposées au plan de l'échantillon retenu

Par ailleurs, des limitations diverses ont été imposées quant à la définition de l'échantillon étudié, dans l'intention de favoriser une interprétation claire des résultats, sans la moindre équivoque, liée à des éléments perturbateurs extérieurs. Ces restrictions, ayant déjà été indiquées et justifiées dans le chapitre I (sous-section 4.3.2.), l'on se bornera ici à un rappel concis.

En ce sens, l'analyse a été restreinte aux seules périodes de chômage ayant débuté au cours de la période mai 1989 - mars 1993¹. La seule prise en compte des épisodes dont le point de départ est intervenu après avril 1989, s'explique par le souci d'éviter tout problème de censure à gauche (difficulté rencontrée lorsque la date d'entrée dans un état particulier est inconnue). L'arrêt de la période considérée en mars 1993 coïncide avec l'entrée en application de la phase II du PAC (Plan d'accompagnement des Chômeurs), relatif au volet formation de ce programme. Il a été imposé dans la mesure où, l'on peut craindre que cette politique ait elle-même eu des effets sur le taux de sortie du chômage. Ne disposant d'aucune information sur la participation d'un demandeur d'emploi au PAC au travers de nos fichiers, l'on se trouve dans l'incapacité de mesurer l'effet 'pur' d'une participation à une formation du FOREM, et ce d'autant plus qu'un accompagnement aboutit fréquemment à une incitation à suivre une formation. Par ailleurs, l'introduction du PAC est allé de pair avec un accroissement du budget formation. Il faudrait, dès lors, que ces moyens supplémentaires aient été répartis, à travers les différentes directions subrégionales du FOREM, d'une manière qui soit en conformité avec le maintien de l'hypothèse d'exogénéité des moyens alloués à la formation vis à vis du taux de sortie du chômage. Or, pareille condition ne s'avère, dans les faits, pleinement vérifiée.

Ensuite, la population concernée a été circonscrite aux seuls individus inscrits au chômage à temps plein, âgés de moins de 50 ans au début de leur épisode de chômage, percevant une allocation chômage ou en situation de stage d'attente. La borne relative à l'âge s'efforce simplement de minimiser les mouvements de sortie en direction de statuts non directement liés à une embauche. D'autre part, ces individus ont été séparés en deux sous-populations disjointes, en fonction des modalités qui leurs ont ouvert des droits à l'indemnisation du chômage. En d'autres termes, ils ont été répartis selon qu'ils avaient ou pas entamé leur épisode de chômage (au sens large) par un stage d'attente des jeunes.

Enfin, il faut noter que le modèle, mis en oeuvre ultérieurement, repose sur une analyse de l'échantillon ainsi constitué, et ce dans sa globalité. Cela signifie, qu'outre la distinction fondée sur la réalisation d'une période d'attente dans le cas des jeunes inscrits au chômage, aucune autre différenciation des individus n'est introduite. Cela tient au caractère limitée de notre expérience naturelle, qui ne nous permet d'évaluer correctement les effets des formations qu'à la condition de considérer l'échantillon de la population des chômeurs de chaque direction subrégionale du FOREM dans son intégralité, sans la moindre distinction en terme de caractéristiques socio-démographiques.

5.5. Anticipation de la direction du biais de sélection

A la lumière des précisions, apportées précédemment (cf. : sous-section 5.2.3.), sur la procédure de sélection des participants à l'entrée en formation FOREM, l'on ne peut raisonnablement traiter cette sélection comme un processus exogène. La procédure d'admission apparaît, en effet, clairement comme la résultante de décisions prises à la fois par des demandeurs d'emploi, candidats eux-mêmes, et les administrateurs en charge de la gestion des formations.

On a ainsi vu que la participation était toujours volontaire, la formulation d'une demande de formation se faisant à l'initiative du demandeur d'emploi. Par ailleurs, l'on a montré que l'on se trouvait dans une situation typique d'excès de demande pour la formation, le nombre de places disponibles étant de façon quasi systématique inférieur au nombre de postulants. Ce qui implique que les administrateurs disposaient de suffisamment de candidats pour effectuer un choix parmi eux.

¹ La période théoriquement exploitable englobe l'intervalle plus large, allant février 1989 à avril 1994.

Il s'ensuit qu'un biais de sélection entache potentiellement toute mesure directe de l'effet des formations FOREM sur le devenir de leurs bénéficiaires. Il peut alors s'avérer intéressant, au plan de l'interprétation des résultats, de tenter de deviner le sens de ce biais.

Pour ce qui est du biais d'auto-sélection, c.a.d. celui imputable à l'attitude des bénéficiaires potentiels, le suivi d'une formation n'étant jamais imposé à un demandeur d'emploi contre son gré, l'on peut affirmer que seuls les chômeurs pensant en retirer un quelconque avantage postuleront. Ensuite, de par la longueur des files d'attente à l'entrée en formation FOREM, générées par un certain rationnement, il est fort possible que, parmi les candidats en attente, les " meilleurs " d'entre eux réussissent à quitter l'état de chômage, avant que ne leur soit donnée l'opportunité d'entamer leur formation. Par un tel phénomène, il est probable qu'il y ait une tendance à l'auto-sélection des demandeurs d'emploi avec un faible taux de sortie du chômage espéré. Ceci sera d'autant plus vrai dans la mesure où, comme il a été constaté dans des études étrangères (Bassi and Ashenfelter 1986) les rendements de la formation sont plus élevés pour les demandeurs d'emploi désavantagés. Dès lors, si l'on ne conditionne pas par rapport au niveau d'étude, on risque fort de constater une inclination à une sous-estimation de l'effet des formations FOREM.

Relativement au biais issu du comportement de sélection des administrateurs des formations FOREM, on peut avancer qu'en Wallonie, au cours de la période qui nous intéresse, ces administrateurs ne recevaient aucune incitation financière à fixer leurs choix définitifs sur les meilleurs éléments, leur rémunération ou le budget de leur administration locale n'étant en aucune manière reliés aux niveaux des taux de placement obtenus. Il en était de même pour les instructeurs dispensant les enseignements. Selon toute vraisemblance, ces instructeurs n'avaient en conséquence aucun intérêt financier direct à exercer une quelconque pression à l'encontre des administrateurs dans le but de se retrouver avec des participants qui soient les plus sérieux, enthousiastes, ou " productifs ". Cela étant, dispenser un enseignement ou des savoirs est une mission toujours plus attrayante et valorisante dès lors que l'assistance fait preuve d'un intérêt certain. On peut alors comprendre, et par suite, envisager la démarche d'instructeurs revendiquant le droit à avoir un public témoin, par exemple, d'une motivation " suffisante ".

Mais à nouveau d'un autre côté, les moyens octroyés à un centre particulier de formation du FOREM, et qui par là influençaient sa capacité de formation, étaient également indépendants des résultats enregistrés, en terme de placement de ses anciens stagiaires.

Les administrateurs en charge de la sélection ne semblent donc avoir aucune incitation à procéder à un " écrémage " des meilleurs candidats. Néanmoins, on ne peut complètement exclure une telle alternative. Il semblerait même que des tensions aient prévalu entre les partisans de l'écrémage et ceux de la discrimination positive, sans qu'une position définitive et consensuelle ait été trouvée. On se trouve, par conséquent, dans l'impossibilité de déterminer laquelle des deux hypothèses " d'écrémage " ou de " discrimination positive " est la plus pertinente dans le cas présent.

En conclusion, l'on ne peut donc déterminer avec certitude la direction du biais de sélection.

5.6. Retour sur les études empiriques belges existantes

Les études antérieures belges sur un sujet très proche de celui abordé ici, non seulement se distinguent par leur rareté, mais aussi se singularisent par l'obtention de résultats contradictoires. Elles sont, de plus, critiquables au regard de certains défauts méthodologiques.

On se propose, dans cette sous-section, d'en exposer les principaux résultats ainsi que d'en discuter les aspects critiquables et cela dans un double objectif double. D'une part, l'on se doit d'être à même de leurs confronter ultérieurement nos résultats et d'autre part, il semble crucial de tirer les enseignements des critiques méthodologiques auxquelles elles s'exposent.

1. Plasman (1993, 1994)

En se concentrant sur l'analyse de la durée du chômage d'une cohorte de jeunes diplômés, rentrant sur le marché du travail en région wallonne, suivie de septembre 1989 à janvier 1991, Plasman relève des coefficients estimés, associés à la participation à une formation, systématiquement négatifs. A noter, qu'il fonde son travail sur la même source de données que la notre, à savoir la STAT.92.

Néanmoins, une imperfection majeure de son analyse réside dans l'utilisation d'un indicateur de participation à la formation constant dans le temps. Or typiquement, l'entrée dans un programme de formation ne s'effectue qu'après un certain temps passé en chômage et non dès le début d'une période de chômage¹. Un tel indicateur impose de manière implicite de ne pas établir de différence entre un individu nouvellement chômeur (non formé) et un individu, non formé, déjà au chômage depuis un certain temps. Il ne permet donc pas la prise en considération du fait que l'entrée en formation est fortement dépendante, ou très liée à la durée passée en chômage. La conséquence immédiate d'un pareil défaut peut alors se traduire par une sous-estimation de l'effet de la formation (lorsque, comme c'est le cas, la probabilité conditionnelle de transition vers la sortie du chômage diminue avec la durée).

De plus, aucune correction pour la sélection sur les variables non-observées n'est introduite dans cette étude. Or, on l'a vu cette correction peut s'avérer être essentielle, dès lors que les participants à la formation ont des caractéristiques systématiquement différentes de celles des non-participants, comme semble être le cas ici.

Enfin, on insistera sur un dernier point faible de cette étude, lié lui à la présence du stage d'attente des jeunes et au traitement problématique appliqué aux sorties du chômage se produisant avant six mois, c.a.d. avant la fin réglementaire de la période d'attente de la cohorte considérée².

La difficulté, comme on l'a déjà mentionnée dans le chapitre I (sous-section 4.4.4.), provient de l'existence en Belgique de ce statut, spécifique aux jeunes chômeurs sortant du système éducatif, en attente d'ouverture de droits à l'indemnisation du chômage et de la très mauvaise perception, via la STAT.92, des mouvements de sortie intervenus sur cette période. En effet, il faut bien voir qu'un jeune n'est, durant sa période d'attente, ni obligé de se présenter au pointage communal, ni incité à signaler son changement de statut lorsqu'il trouve un emploi. De sorte que, si une sortie survient endéans ces six mois d'attente (éventuellement même au début de cette phase), la codification de cette transition dans la STAT.92 ne se fera qu'au terme de cette période d'attente (à moins que le jeune n'ait immédiatement et volontairement mentionné sa sortie à l'administration). Car alors, dans la mesure où le jeune ne se présente pas à la date prévue à son bureau de placement afin d'y introduire une demande d'allocations et de confirmer son inscription, l'administration en déduit qu'il a (déjà) quitté le chômage.

Plasman tient compte de cette particularité par un traitement adéquat des jeunes pour lesquels la date " effective " de sortie n'est pas observée. Il suppose pour cela, seulement, que la " vraie " sortie s'est produite au cours des six premiers mois de chômage. Mais, il considère par ailleurs, que les sorties enregistrées à l'intérieur de cette période d'attente, et par là associées à une date reflétant l'instant exact de leur réalisation, sont représentatives de l'ensemble des sorties, qui se sont effectivement déroulées sur cette période. Or, il semble qu'il n'y ait aucune raison susceptible de justifier une telle supposition. Tant que les jeunes qui se donnent la peine de signaler leur sortie du chômage, et qui par suite fournissent des mouvements de sortie observés, ne constituent pas un échantillon aléatoire de tous les jeunes qui quittent effectivement le chômage avant la fin de leur stage d'attente, cette hypothèse est inacceptable.

Les répercussions de cette hypothèse semblent néanmoins amoindries, dans la mesure où elle est appliquée à la fois aux participants et aux non-participants.

2. Bollens et Nicaise (1994)

¹ Cela peut, quand même, être le cas. Mais cela reste, en pratique, très peu répandu.

² Cohorte composée de jeunes de la tranche d'âge 16-25 ans, pour lesquels la durée maximale de l'attente est de six mois.

A l'inverse, Bollens et Nicaise, en s'intéressant à l'ensemble de la population des bénéficiaires de formations en Flandres, parviennent à la conclusion que ces politiques ont un effet favorable sur la probabilité de sortie du chômage vers l'emploi.

Ils s'appuient sur des données rétrospectives issues d'enquêtes et considèrent, de plus, un échantillonnage double :

- un groupe de bénéficiaires tirés parmi les entrants en formation en 1989,
- un groupe témoin tiré dans le stock des chômeurs fin juin 1989 et construit de façon à être le plus comparable possible au précédent (sur base d'un ensemble d'informations qualitatives fournies par l'enquête, dont un indicateur de chômage de longue durée).

A noter, néanmoins, qu'une telle tentative pour se rapprocher des caractéristiques non-observables des chômeurs participants ne procure pas forcément l'assurance que l'hétérogénéité non-observée et le biais de sélection qui y est associé soient adéquatement traités. Les deux premières critiques, formulées à l'encontre de l'étude de Plasman, sont donc là encore de mise.

En outre, il semble que l'on puisse opposer à cette analyse un reproche supplémentaire : celui de ne proposer aucune correction du biais d'échantillonnage dans le stock et en particulier de sa composante biais de longueur ('length-bias' en anglais). Cette dernière découle simplement du fait, que la probabilité d'échantillonnage d'un individu est proportionnelle à la durée qu'il a déjà passée en chômage. Or à la date d'échantillonnage, les durées écoulées du groupe témoin étaient en moyenne très nettement supérieures à celle du groupe de traitement, et ce malgré la considération d'un indicateur de chômage de longue durée dans l'élaboration du groupe témoin. Dans la mesure donc, où nulle correction pour la diversité des durées écoulées n'est prévue, on doit vraisemblablement s'attendre à une certaine surestimation de l'effet de la formation.

Les manquements de cette étude laissent donc présager à la fois d'une tendance à la sous-estimation de l'effet de la formation, imputable à la considération d'un indicateur de participation constant dans le temps, et d'une tendance à la surestimation, due aux perturbations induites par le biais de longueur. Il s'ensuit que la direction globale du biais n'est pas prévisible.

Sur base des résultats produits par chacune de ces deux études, il n'est guère possible de tirer des conclusions définitives quant à l'efficacité des programmes de formation professionnelle accessibles aux chômeurs en Belgique. Il semble dès lors pertinent et nécessaire de procéder à une nouvelle analyse de ce même thème, pour autant que celle-ci soit menée selon une approche s'efforçant volontairement de palier aux faiblesses et défauts, qui viennent perturber ces études passées.

5.7. Le modèle statistique développé

Dans le présente sous-section, on s'attachera à décrire brièvement les principales lignes de la démarche suivie, dans le but d'aboutir à l'estimation d'effets des programmes de formation professionnelle du FOREM non biaisés.

Dans un premier temps, l'on exposera succinctement l'agrégation préliminaire pratiquée sur nos données de durée, dans la perspective de recourir à la méthode d'estimation du Minimum Chi-carré, qui se prête particulièrement bien à l'exploitation de grandes banques de données administratives comme la STAT.92. Ce point ayant été longuement explicité à la fin du chapitre I (sous-section 4.4.), l'on ne mentionnera ici que les principes généraux guidant le regroupement opéré, à l'intention des lecteurs qui n'auraient pris connaissance du premier chapitre de ce rapport.

Dans un second temps, l'on s'intéressera à l'introduction d'un indicateur de participation à la formation variant avec la durée, en réponse aux reproches dirigés à l'encontre des précédentes études belges.

Enfin, l'on donnera un aperçu de la démarche progressive, empruntée afin de parvenir à la résolution du problème de sélectivité. A noter, que seuls certains aspects de cette démarche seront ici présentés

et ce de manière très peu “ technique ”. Les lecteurs intéressés par des questions pointues touchant à la modélisation trouveront un exposé complet et approfondi des divers modèles statistiques utilisés dans la version anglaise de cette étude (Cockx et Bardoulat 1999).

5.7.1. L’Agrégation de données de durée en cellules homogènes

L’approche suivie ici se réfère à la méthode du Minimum Chi-carré, telle qu’introduite dans Cockx (1997). Elle requiert la “ discrétisation ” de nos données de durées et offre alors la possibilité de développer une spécification flexible.

Les données relatives aux épisodes de chômage, ce chômage étant accompagné ou pas du suivi d’une formation FOREM, ont ainsi été groupées en fonction de la durée écoulée. Puis, elles ont été rassemblées en cellules “ homogènes ” selon quatre critères : cette durée écoulée, l’appartenance à la direction subrégionale (DS), la situation vis à vis de la formation et le mode d’acquisition de l’éligibilité aux allocations de chômage.

De manière plus précise, $K=8$ intervalles de durée de longueur variable ont été fixés : $\{[0,6), [6, 8), [8, 10), [10, 12), [12, 15), [15, 18), [18, 22), [22, 28)\}$, les durées y étant exprimées en nombre de mois. Il est à relever que, l’échelle du temps retenue correspond à la durée d’un épisode de chômage, l’origine du temps coïncidant avec le début de cet épisode. Le choix des bornes s’est effectué de façon à satisfaire aux exigences de la méthode du Minimum Chi-carré. Ce qui implique, dans les faits, l’interdiction de générer des cellules “ vides ” qui poseraient le problème de taux de sortie empirique nul ou certain (c.a.d. égal à un). L’étendue du premier intervalle s’explique, elle, par la volonté et la nécessité d’une prise en compte des difficultés liées à un traitement correct des sorties, mal perçues à travers la STAT.92 (puisqu’elles ne sont pas signalées), des jeunes au cours de leur période d’attente.

$M=7$ types d’individus chômeurs ont également été définis, relativement à la DS du FOREM dans laquelle ils étaient recensés. La considération de ce critère s’avère impérative, dans la mesure où, l’on vise l’estimation de l’effet des formations dans le cadre d’une expérience naturelle découlant de rythmes de participation différents selon le bureau sub-régional. On doit mentionner à ce propos, qu’il a été procédé à un certain regroupement par rapport au découpage en vigueur au FOREM : ‘1’ Nivelles et La Louvière, ‘2’ Charleroi, ‘3’ Mons, ‘4’ Mouscron et Tournai, ‘5’ Liège et Verviers, ‘6’ Arlon, ‘7’ Namur et Huy. Ce remaniement, réalisé sur base des proximités géographiques existant entre certaines DS et d’un degré significatif de collaboration en matière de formation professionnelle (avec en particulier des catalogues de formations assez complémentaires), se trouve justifié par la non-vérification des conditions imposées par la méthode, dès lors que toutes les DS sont indépendamment considérées. Certaines, parmi elles, sont ainsi de taille trop restreinte pour l’analyse envisagée, dans le sens où des nombres absolus et relatifs (c.a.d. rapportés à l’effectif de l’ensemble des chômeurs de la DS en question) “ insuffisants ” de participants aux formations FOREM y sont répertoriés. Car il faut bien voir que cette “ insuffisance ” suscite alors l’apparition rapide, avec l’allongement de la durée écoulée, de probabilités de transition empiriques, propres à la DS concernée, vers et en dehors de la formation nulles. Or se trouve là un phénomène que la méthode ne peut traiter et qui doit donc être absolument évité. Ce regroupement a, par ailleurs, comme conséquence positive de faire de l’accès de demandeurs d’emploi d’une DS à des formations dispensées dans d’autres DS, un phénomène d’ampleur négligeable.

Par ailleurs, outre la différenciation des épisodes de chômage simples, de ceux assortis d’une participation à une formation FOREM, par l’intermédiaire des états ‘1’ et ‘2’, l’on sépare via le critère ‘situation vis à vis de la formation’ les cas de “ chômage pur ” et ceux de “ chômage consécutif à une formation FOREM ”. La finalité, poursuivie ce faisant, est de permettre la mesure d’un effet post-programme de la formation, et non seulement la quantification d’un effet immédiat (lorsqu’il y a sortie directe de la formation vers l’emploi). On introduit donc une distinction selon $T=2$ situations, relativement au suivi antérieur d’une formation, quand l’état occupé est celui de chômage sans participation actuelle à une formation.

Enfin, l'on dissocie les épisodes en $S=2$ sous-populations, définies par le mode au travers duquel les demandeurs d'emploi ont obtenu l'ouverture du droit à l'indemnisation du chômage : admission sur la base des études ou d'un apprentissage accomplis au terme d'une période d'attente ou admission sur la base d'un travail salarié. En pratique, cela revient à traiter séparément les épisodes de chômage selon qu'ils aient ou pas débuté par un stage d'attente. Dans la rédaction qui suit, l'on emploiera fréquemment la terminologie de 'Young' et 'Old' (respectivement), l'âge moyen (et médian) de chacune de ces sous-populations faisant apparaître la seconde d'entre elles comme nettement plus âgée.

On génère ainsi des observations-cellules (k, m, t, s, u, v) , notation dans laquelle :

- u représente l'état origine, $u=1,2$ avec pour rappel 1. Chômage et 2. Participation à une formation FOREM.
- v renvoie à l'état de destination, $v=1,2,3^*u$ avec 3. Hors chômage.
- k désigne l'intervalle de durée, $k=1, \dots, K$ avec $K=8$.
- m correspond à la direction subrégionale (ou plus exactement au regroupement de DS), $m=1, \dots, M$ avec $M=7$.
- t décrit la situation par rapport à la fréquentation antérieure d'une formation, $t=0,1$ avec $(u,t)=(1,0)$ en cas de chômage pur non successif à une formation et $(u,t)=(1,1)$ dans le cas inverse. Par convention, lorsque $u=2$ et donc lorsque la distinction relative à t n'a pas de sens, l'on affecte la valeur 1 à t .
- s traduit l'appartenance à l'une des deux sous-populations, $s=o,y$ ('o' pour 'Old', 'y' pour 'Young').

Pour chacune des cellules (k, m, t, s) , l'on peut alors calculer les probabilités conditionnelles empiriques de transition entre les états u et v . En particulier, l'on va pouvoir déterminer un taux de sortie du chômage, après une certaine durée passée dans cet état, conditionnel à la présence en chômage au début de l'intervalle de durée correspondant. Plus précisément, l'on évalue

$$\hat{P}_{kmts}^{uv} = q_{kmts}^{uv} / r_{kmts}^u$$

où :

\hat{P}_{kmts}^{uv} est la probabilité conditionnelle empirique de quitter l'état initial u pour l'état destination v (avec v^*u), au cours du k ème intervalle de durée, sachant que l'épisode concerné est relatif à un individu, qui occupe l'état u au début du k ème intervalle, qui dépend de l'entité géographique m , qui se trouve dans une situation vis à vis de la formation de type t et qui appartient à la sous-populations.

r_{kmts}^u est le nombre d'épisodes relatifs à des individus, caractérisés par la dépendance à la même entité géographique m , par la présence dans le même type de situation vis à vis de la formation t et par l'appartenance à la même sous-population s , qui sont susceptibles de quitter l'état initial u au cours du k ème intervalle de durée, état initial u qu'ils occupent au début de ce k ème intervalle.

q_{kmts}^{uv} est le nombre d'épisodes parmi ceux repris dans r_{kmts}^u , relatifs à des individus qui quittent effectivement l'état initial u pour l'état destination v (avec v^*u) au cours du k ème intervalle.

La méthode du Minimum Chi-carré se ramène alors à un estimateur des Moindres Carrés, appliqué à la régression d'une transformation de ce taux de sortie conditionnel sur l'expression théorique qui lui correspond (cf. Cockx and Bardoulat 1999).

5.7.2. *Un indicateur de participation variant avec la durée*

On s'attaque maintenant aux difficultés posées par le traitement d'un indicateur de participation à la formation, noté $d(t)$, que l'on laisse délibérément varier avec la durée de chômage écoulée t .

On pose ainsi

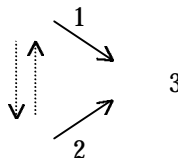
$$d(t) = \begin{cases} 1 & \text{si un individu, au chômage depuis une durée } t, \text{ est en formation} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Comment alors appréhender un tel indicateur, qui varie en temps continu, dans le contexte de données de durée agrégées, notamment selon des intervalles de durée écoulée et par là regroupées en fonction d'une échelle de temps discrète ? Ou de façon plus concrète, comment traiter par exemple le cas d'un individu qui se trouverait en formation uniquement au cours d'une sous-période d'un intervalle de durée particulier ?

Cette question est d'autant plus pertinente que, comme on l'a déjà fait remarquer, la sélection, et par suite l'entrée effective en formation, pouvaient se dérouler à n'importe quel instant d'un épisode de chômage. Dans le même esprit, la fin d'une formation peut survenir à un moment quelconque¹, lequel ne coïncide pas forcément avec les bornes de nos intervalles. De plus, l'on ne peut supposer que toute sortie d'une mesure de formation équivaut à une sortie du chômage, le demandeur d'emploi pouvant se retrouver, de nouveau, au chômage après avoir achevé sa formation.

La solution "simpliste", qui consisterait à attribuer une valeur constante à l'indicateur de participation d sur chaque intervalle de durée, c.a.d. qui reviendrait à ranger un individu soit parmi les participants, soit parmi les non-participants pour l'intégralité de la durée de chaque intervalle, ne convient clairement pas. Elle doit donc être irrévocablement écartée. On peut alors mieux apprécier le côté par trop réducteur, de la seule prise en compte d'un indicateur de participation constant dans le temps, ou en d'autres termes prenant la même valeur pour toute la durée de la période d'observation, comme cela est le cas dans les études belges existantes.

Une solution beaucoup plus adéquate réside dans la considération d'un modèle à 'risques concurrents', c.a.d. à destinations multiples. On permet ainsi la réalisation de transitions entre les états origines $u=1,2$ et les états destinations $v=1,2,3$ avec $v^{\neq}u$, sur chaque intervalle de durée. Ce que l'on peut visualiser par le schéma suivant :



A noter que la destination $v=3$ constitue un état absorbant. Ce qui se traduit par le fait qu'un individu peut débiter son épisode de chômage par l'un ou l'autre des états origines $u=1,2$, états dans lesquels il peut aussi séjourner successivement, mais il ne peut plus être observé à partir du moment où il entre dans l'état de destination $v=3$. On aboutit ainsi à deux modèles à risques concurrents : un pour chaque état origine u et les destinations v possibles au départ de u , c.a.d. $v^{\neq}u$.

Dans un tel contexte, si l'on conditionne par le statut au regard de la formation prévalant au début de chaque intervalle de durée, l'approche proposée permet l'introduction d'un indicateur de participation à la formation $d(t)$ dont la valeur varie avec le temps. Le cas d'un demandeur d'emploi, dont l'entrée en formation s'effectue après un certain laps de temps passée au chômage, l'instant concerné tombant à l'intérieur de l'intervalle k^* , s'analyse alors comme une transition de $u=1$ vers $v=2$

¹ Par le simple fait, que les formations analysées sont de durée très variable (d'une semaine pour certaines, à plusieurs mois pour d'autres). Par ailleurs, la date de fin prévue d'une formation donnée peut ne pas correspondre à la date de sortie du dispositif constatée, le demandeur d'emploi ayant toujours la possibilité d'abandonner prématurément sa formation, notamment dans l'hypothèse où il aurait trouvé un emploi.

intervenue au cours de cet intervalle k^* . Seuls les chômeurs déjà en formation au début de l'intervalle k^* sont traités comme des participants ($u=2$) sur cet intervalle k^* .

Il s'agit également de bien voir, que le "conditionnement" considéré est établi en fonction de la situation existant au début de chaque intervalle de durée. Ce qui entraîne que, dans l'hypothèse où plusieurs transitions interviennent au cours d'un intervalle donné, seule la première d'entre elles sera reprise et valorisée par l'analyse. A titre d'exemple, si un individu se trouve dans l'état $u=1$ lorsque débute l'intervalle k^* , et s'il réside ensuite pour une durée limitée dans l'état $u=2$, quittant ce dernier pour l'état de sortie $v=3$ avant la fin de l'intervalle k^* , alors son cas est traité comme une transition de $u=1$ vers $v=2$ au cours de l'intervalle k^* . De plus, l'individu en question ayant accédé à l'état absorbant 3 avant le terme de k^* , on ne le retrouvera pas au début de l'intervalle (k^*+1) suivant. En revanche, si ce même individu était retourné au chômage après la formation temporaire suivie et s'il y était demeuré suffisamment longtemps (au moins un temps suffisant pour que s'amorce l'intervalle suivant), alors celui-ci apparaîtrait en $u=1$ au début de l'intervalle (k^*+1) , son cas restant néanmoins appréhender de la même façon sur l'intervalle k^* .

D'autre part, dans le cadre de la mesure de l'impact de la formation sur le taux de sortie du chômage, l'on n'est véritablement intéressé que par la confrontation des intensités de transition de l'état origine $u=1$, lorsque $t=0$ de façon à reprendre pour référence la situation de "chômage pur" (c.a.d. non consécutif à une formation), vers l'état destination $v=3$, avec les intensités de transition :

- de l'état origine $u=2$ vers l'état destination $v=3$, si l'on recherche l'effet immédiat de la formation, c.a.d. l'effet en cours de programme,
- du même état origine $u=1$, mais cette fois lorsque $t=1$ (situation de chômage après passage par une formation), vers l'état de destination $v=3$, si l'on recherche l'effet post-programme.

La destination $v=3$ est, pour cela, appelée destination d'intérêt. Néanmoins, il est nécessaire de procéder à la modélisation et à l'estimation de toutes les intensités de transition, y compris celles restantes (en trait pointillé sur le schéma), et ce précisément afin d'autoriser des entrées et sorties de la formation qui dépendent de la durée écoulée de chômage.

5.7.3. Démarche empruntée pour résoudre le problème de sélectivité

On peut désormais passer à la démarche progressive empruntée dans la résolution des difficultés liées à la présence d'un biais de sélection.

• Correction pour la sélection sur les variables observables

En premier lieu, l'on envisage un contrôle pour le seul biais induit par la sélection sur les variables observables dans notre source statistique. La procédure employée se résume à une comparaison des taux de sortie du chômage conditionnels, des non-participants et des bénéficiaires (actuels ou passés) de la formation, relativement aux caractéristiques observables et à la durée de chômage écoulée. Ces caractéristiques, observées par nous, correspondent à celles prises en compte par les critères définissant l'agrégation des données en cellules homogènes.

Les modèles de durée en temps continu constituant un cadre d'analyse particulièrement approprié, lorsque l'on vise l'évaluation de l'effet propre d'un programme de formation sur la durée du chômage (ou de manière équivalente sur le taux de sortie du chômage), l'on a opté pour un modèle de hasards proportionnels. Néanmoins, en raison de l'utilisation de données groupées, c'est la version groupée de ce type de modèle qui a été mise en oeuvre. Après avoir défini des intensités de transition entre les états conformes à ce choix et moyennant quelques manipulations et calculs intermédiaires¹, dans lesquels interviennent notamment les probabilités de transition conditionnelles

¹ Non mentionnés ici. L'on renvoie le lecteur intéressé à la version anglaise de cette étude donnée en annexe, nettement mieux documentée à ce niveau.

empiriques établies à la sous-section 5.7.1., l'on parvient au modèle de régression linéaire (hétéroscédastique) suivant :

$$\hat{z}_{kmts}^{uv} = \mathbf{g}_k^v + \mathbf{b}_m^v + \mathbf{y}_s^v + \mathbf{a}_{ts}^{uv} + \mathbf{e}_{kmts}^{uv} + u_{kmts}^{uv} \quad (1)$$

La signification des lettres portées en exposant ou en indice correspond à celle introduite précédemment lors de la constitution des cellules (cf. : sous-section 5.7.1.). Concernant les paramètres de cette spécification, il faut noter l'imposition de certaines restrictions.

- L'effet de la durée \mathbf{g}_k^v , l'effet de la sous-région (ou DS) \mathbf{b}_m^v et l'effet d'être 'Jeune' (ou 'Young' , c.a.d. d'avoir débuté son épisode de chômage par un stage d'attente) \mathbf{y}_s^v ne dépendent que de l'état de destination v . Ils sont, par conséquent, supposés être identiques pour les participants et les non-participants. Par normalisation, l'on pose $\mathbf{b}_1^v = 0$ et $\mathbf{y}_o^v = 0$ pour $v=1,2,3$.
- L'effet des formations professionnelles FOREM sur les intensités de transition est, lui, capté par \mathbf{a}_{ts}^{uv} . Il est particulièrement pertinent lorsqu'il s'applique aux intensités de transition en dehors du chômage, soit quand $v=3$. A la différence des paramètres précédents, il varie alors avec l'état origine u , de façon à distinguer les deux grand types de paramètres d'intérêts étudiés :
 - ~ \mathbf{a}_{1s}^{23} l'effet en cours de formation,
 - ~ \mathbf{a}_{1s}^{13} l'effet post-programme.

En revanche, il est supposé indépendant de la sous-région m , de sorte à ce que ces deux types d'effets ne diffèrent pas d'une sous-région à l'autre. Par définition, l'on a $\mathbf{a}_{0s}^{12} = \mathbf{a}_{0s}^{13} = 0$ pour $s=o,y$ et par normalisation, l'on fixe $\mathbf{a}_{1s}^{21} = 0$ pour $s=o,y$.

- Les \mathbf{e}_{kmts}^{uv} traduisent des erreurs de spécification. Leur incorporation explicite dans l'équation ci-dessus, nous permet de ne pas exclure l'éventualité que la spécification proposée soit incomplète. Elles doivent être appréhendées comme des termes d'hétérogénéité non-observés de groupe, c.a.d. communs à tous les membres d'un même groupe déterminé par (k, m, t, s, u) .
- Les termes u_{kmts}^{uv} représentent simplement, eux, des erreurs d'approximation, apparues suite aux manoeuvres intermédiaires déployées pour atteindre la formulation (1). Ils sont, par construction, d'espérance nulle.

A signaler enfin, que dans cette spécification les intensités de transition sont supposées être constantes sur chaque intervalle de durée. On remarquera également que le modèle, ainsi défini, est proportionnel en m , la sous-région.

Relativement aux erreurs de spécification et dans le cadre de cette première étape, l'on pose l'hypothèse qu'ils sont d'une part d'espérance nulle et d'autre part non corrélés entre les intervalles de durée, les sous-régions, les états origines, les situations par rapport au suivi antérieur d'une formation et les types d'éligibilité aux allocations chômage. On autorise, par contre, une corrélation entre les destinations à état origine fixé.

Il s'ensuit que l'on peut estimer les paramètres de ces équations par Moindres Carrés Ordinaires, ce qui autorise l'obtention d'estimateurs sans biais et convergents, ou mieux par Moindres Carrés Généralisés, ce qui permet d'atteindre des estimateurs qui sont de plus efficaces.

Mais bien que les estimations produites à l'issue de cette étape fournissent des coefficients cohérents, l'on peut légitimement soupçonner qu'une telle correction " élémentaire " ne réussisse à éliminer toutes les différences systématiques entre les groupes de non-participants et de bénéficiaires. D'autant plus, qu'il semble certain que le processus de sélection à l'entrée en formation se fonde, au moins partiellement, sur des facteurs dont on ne dispose pas au travers de nos données (motivation, goût pour le travail, etc.). Cette insuffisance se trouve d'ailleurs confirmée par le verdict d'un test de

spécification effectuée sur ce modèle basique. On doit donc conclure au rejet de ce modèle et considérer ces premières estimations comme biaisées.

• Correction pour la double sélection sur les variables observables et les variables non-observables

Par suite, il s'avère impératif de corriger aussi pour la sélection sur les variables non-observables. On doit donc envisager le fait que les intensités de transition précédentes étaient mal spécifiées, en raison de la non-capture de l'hétérogénéité non-observée.

On est donc contraint de remettre en cause l'hypothèse, posée lors de la première étape, selon laquelle les erreurs de spécification (initialement destinées à capturer les variables omises) sont non corrélées avec la participation, présente ou passée, dans une formation. Désormais, l'on va permettre que les effets non-observés de groupe des participants, présents ou passés, soient systématiquement différents de ceux des non-participants. De manière plus formelle, l'on considère dorénavant que :

$$E(\mathbf{e}_{km1s}^{u3}) \neq E(\mathbf{e}_{km0s}^{13}) \text{ pour } u = 1, 2.$$

L'intégration de ce revirement d'hypothèse a alors pour conséquence immédiate de rendre inaccessible toute estimation correcte des paramètres d'intérêt dans le seul cadre du modèle décrit par l'équation (1). C'est précisément dans la perspective de permettre l'identification de ces paramètres, que l'on recourt à la présence d'une source de variation exogène générée par notre expérience naturelle. On invoque donc l'existence d'une variation des taux de participation aux formations professionnelles, entre différentes entités géographiques du FOREM (DS ou sous-régions m), induite par les règles de financement des activités de formation de cette institution et non reliée à notre variable de résultat, le taux de sortie du chômage.

Dès lors, puisque la méthode appliquée ramène le modèle à une forme linéaire, on montre (cf. : Cockx et Bardoulat 1999) que le problème de sélectivité peut se résoudre au moyen d'une 'agrégation'. Une telle agrégation est simplement une généralisation de la méthode proposée par Cockx et Ridder (1996). Par cette procédure, l'on définit un nouveau modèle dans lequel, chaque équation est désormais spécifique à une cellule (k, m, v) . Pour rappel, dans le modèle initial (1), l'on avait une équation particulière pour chaque cellule (k, m, t, s, u, v) . On impose ainsi une réduction drastique du nombre d'équations, au travers d'un regroupement effectué sur les différentes valeurs possibles de u, t et s à (k, m, v) fixé. En d'autres termes, si l'on se concentre sur la destination d'intérêt $v=3$ 'Hors chômage', pour chaque triplet $(k, m, v=3)$ relatif à une certaine durée de chômage écoulée k , une certaine sous-région m et à la destination particulière $v=3$, l'on adjoint à la situation de référence de non suivi d'une formation (par le présent et par le passé immédiat) soit $(u=1, t=0)$, les cas de participation à une formation $(u=2, t=1)$ et de chômage consécutif au suivi d'une formation $(u=1, t=1)$. On rassemble ensuite les cas relatifs aux deux sous-populations $s, s='Young'$ et $s='Old'$. Ce faisant, l'on fait appel au ratio :

$$\frac{f_{km1s}^u}{f_{km..}^{\cdot}} \text{ avec } u=1,2 \text{ et où } f_{km..}^{\cdot} = \sum_{s=o,y} \left(\sum_{t=0,1} f_{kmts}^1 + f_{km1s}^2 \right)^1$$

lequel s'interprète comme la fraction des demandeurs d'emploi de la cellule (k, m, s) , qui participent (à ce moment là, c.a.d. durant k) à une formation FOREM si $u=2$, ou qui ont précédemment bénéficié d'une formation si $u=1$. Autrement et plus simplement dit, ce ratio reflète les taux de participation aux formations FOREM. Au bout du compte, l'on parvient pour la destination d'intérêt au modèle d'agrégation suivant :

$$\hat{z}_{km..}^{.3} = \mathbf{g}_k^3 + \mathbf{b}_m^3 + \frac{f_{km,y}^{\cdot}}{f_{km..}^{\cdot}} \mathbf{y}_y^3 + \sum_{s=o,y} \sum_{u=1,2} \frac{f_{km1s}^u}{f_{km..}^{\cdot}} \mathbf{a}_{1s}^{u3} + \mathbf{h}_{km} + \mathbf{u}_{km..}^{\cdot} \quad (2)$$

¹ La notation '.' en lieu et place d'un indice donné signifie que l'on a effectué une sommation sur toutes les modalités possibles de cet indice particulier.

Dans cette modélisation, le terme h_{km} est venu se substituer aux anciennes erreurs de spécification e_{kmts}^{u3} , suite au regroupement opéré (il est le résultat de la triple sommation sur u , t et s de ces erreurs). Par construction, l'on a ainsi rendu les nouvelles erreurs de spécifications (h_{km}) indépendantes des indices u et t relatifs à la formation. Ce qui signifie la disparition de toute corrélation entre les erreurs de spécification de ce modèle agrégé et la participation (présente ou passé) à la formation.

De plus, notre expérience naturelle générant une variation exogène (c.a.d. non reliée à la variable dépendante considérée) des taux de participation à la formation à travers les sous-régions m , elle nous garantit qu'en moyenne ces nouvelles erreurs de spécification ne sont pas fonction de la sous-région m . Dans la mesure où, il n'existe aucune relation systématique entre la proportion des demandeurs d'emploi qui participent à la formation (ou qui ont auparavant participé à la formation) d'une sous-région m particulière et le taux de sortie du chômage de cette même sous-région m , l'on va être capable d'identifier les " vrais " effets de la formation, en reliant le différentiel des taux de sortie entre sous-régions, au différentiel des taux de participation. On est donc à même de produire des estimations sans biais, biais imputable à la sélection sur les variables observables et inobservables, par une procédure d'estimation par Moindres Carrés Généralisés appliquée au modèle agrégé (2).

Cependant, les estimations obtenues ne se sont pas révélées aussi stables et satisfaisantes que ce que l'on aurait souhaité, mettant en exergue un problème d'identification. Nous pouvons comprendre ce problème d'identification de la manière suivante. Comme l'on peut vérifier dans l'équation (1) et (2) (cf. a_{ts}^{uv}), nous visons à estimer quatre effets de la formation : l'effet en cours de formation et post programme et ceci chaque fois pour les " Young " et les " old ". Sauf si la sélection dans au moins trois de ces groupes est exogène, l'expérience naturelle ne peut pas identifier les quatre effets simultanément. En théorie, il faudra disposer de quatre expériences naturelles afin d'identifier ces quatre effets. Nous n'en disposons pas.

Il existe une stratégie alternative d'identification. Cette stratégie consiste à imposer de l'information a priori. A cette fin, nous avons dû adapter notre méthode d'estimation. En quelques mots, grâce au groupement des données et en exploitant la variation exogène de la participation à la formation FOREM à travers les DS, nous pouvons paramétriser les biais de sélection, c.à.d. les erreurs de spécification e_{kmts}^{u3} du modèle initial (1). Par la suite, cette paramétrisation permet d'imposer des restrictions testables aux biais de sélection. De cette manière nous avons trouvé des restrictions permettant d'identifier les quatre effets de la formations.

Dans le modèle final nous avons imposé les quatre restrictions suivantes :

1. En moyenne, l'effet de la sélection ne varie pas à travers les DS.
2. L'effet de la sélection est supposé identique pour les 'Old' et les 'Young'
3. Hormis le premier intervalle de durée, l'effet de la sélection est indépendant de la durée écoulée
4. L'effet post programme n'est pas affecté par un biais de sélection.

Les tests de spécification, pratiqués sur ce modèle suggèrent que le modèle statistique ne peut être rejeté.

- *Correction pour le biais induit par la variation de l'impact à travers les participants*

Dans la section 4.2.6 nous avons indiqué que l'effet de la formation pourrait être surestimé dans la mesure où il varie parmi les participants. Afin de contrôler pour ce biais nous avons exploité l'idée suivante. Si l'entrée en formation est déterminée par le niveau du rendement de la participation (en termes d'augmentation du taux de sortie du chômage) si bien que les personnes aux rendements les plus élevés entrent prioritairement, alors il faut observer des effets moyens plus faibles (élevés) de la formation dans les DS qui forment une proportion élevée (faible) de chômeurs. Nous avons formalisé cette idée en supposant que les rendements sont distribués selon une loi paramétrique. Dans le modèle retenu les rendements sont distribués selon la loi exponentielle (voire Cockx et Bardoulat 1999).

5.8. Synthèse des effets estimés

Les effets d'une participation à la formation professionnelle du FOREM rapportés ci-dessous sont estimés à partir d'un modèle qui n'utilise pas les données des Directions sous-régionales (DS) de Mons, Liège et Verviers. Dans la section 5.2.3 nous avons justifié que le taux de participation au programme varie de manière exogène à travers les DS. Toutefois, nous avons exprimé des doutes par rapport à quelques unes des DS. Nous avons alors annoncé que notre modèle, étant suridentifié, permettait de tester l'exogenéité de la participation à la formation pour ces DS. Ces tests nous ont conduit à exclure Mons, Liège et Verviers de l'analyse économétrique.

Le tableau 1 synthétise les effets d'une formation professionnelle FOREM sur le taux de sortie du chômage. Les résultats rapportés sont tous corrigés pour les biais de sélection. Ils sont exprimés en termes de multiplicateur. Par exemple, le 1,15 dans la première colonne signifie que le taux de sortie a augmenté de 15% pendant une formation par rapport à son niveau sans participation.

Les effets qui nous intéressent, dans un premier temps, sont rapportés en colonnes (2) et (3) du tableau. Ils sont estimés sur base d'un modèle permettant des effets de la formation qui varient à travers la population. Les résultats montrent que la formation accélère le taux de sortie du chômage, même dans le court terme. Les effets n'étant pas significativement différents selon qu'on soit un chômeur qui a obtenu un droit aux allocations de chômage par son diplôme ('Young') ou à l'issue d'une période d'emploi ('Old'), nous les avons égalisés dans les résultats rapportés ci-dessous. Comme l'on peut s'attendre à ce que la recherche d'emploi soit moins intensive quand l'on suit une formation, les effets en cours de formation sont significativement plus faibles que les effets post programme. Les effets en cours de formation ne sont même pas significativement différents de zéro.

La colonne (2) rapporte l'effet moyen d'une formation qu'un chômeur a effectivement suivi dans un centre de formation du FOREM entre 1989 et 1993. Le taux de sortie du chômage augmente de 9% pendant la formation et de 58% par après. Ces résultats contrastent par rapport à l'étude de Plasman évoquée ci-dessus. Ils démontrent l'importance d'une spécification économétrique appropriée.

La colonne (3) indique ce qu'aurait été l'effet moyen d'une formation FOREM si tous les chômeurs wallons y avaient participé : la formation, en moyenne, n'aurait augmenté le taux de sortie que de 2% en cours de formation et ne que de 11% par après. Ces derniers effets ne sont qu'indicatifs, puisqu'ils sont basés sur une extrapolation importante des données observées. Toutefois, le message est clair. Si l'on augmente le taux de participation à la formation, le rendement diminuera avec le taux de couverture. Les effets rapportés dans la première colonne sont biaisés. Ils sont obtenus à partir d'un modèle dans lequel on suppose que l'effet de la formation est fixe parmi les participants. Dans la section 4.2.6 nous avons expliqué pourquoi cette hypothèse mène à une surestimation des effets.

Tableau 1 : Effet multiplicateur de une formation professionnelle FOREM sur le taux de sortie du chômage – L'effet 'young'=effet 'old'

Type d'effet	Effet moyen de participants effectifs		Effet moyen de toute la population
	Modèle à effet constant (1)	Modèle à effet variable (2)	(3)
Pendant la formation	1,15	1,09°	1,02°
Après la formation	1,62*	1,58*	1,11*

* coefficient significativement différent de 1 à 1%

° coefficient ne pas significativement différent de 1 à 10%

Le sens du biais de sélection ne se lit pas dans ce tableau. Nous trouvons que les participants à la formation, sauf ceux qui entrent en formation à l'entrée au chômage, sont une sous-population très sélective des chômeurs, au sens où, en l'absence de formation, ils ont une probabilité de quitter le chômage qui est 38% inférieure à celle d'un chômeur moyen. La population de chômeurs entrant en formation immédiatement après l'entrée au chômage n'a, par contre, pas un taux de sortie significativement différent de ceux qui ne participent pas à la formation. Une fois la formation terminée, nous ne trouvons non plus de sélection significative. Si nous couplons ceci au résultat que les participants ont des rendements plus élevés que les non-participants, alors nous pouvons conclure que l'effet de la formation est plus élevé pour des chômeurs 'défavorisés'.

La présence d'un programme de formation peut mener à une baisse du taux de sortie du chômage avant que l'on participe au programme. Cet effet se produit si l'intérêt d'attendre une formation est plus élevé que celui de continuer la recherche d'un emploi. Il sera seulement important dans la mesure où la demande de formation est rationnée par l'offre. Nous avons extensivement argumenté ci-dessus qu'il y avait effectivement de longues listes d'attente à l'entrée de la formation en Wallonie pendant la période d'observation. On peut s'attendre à ce que cette baisse du taux de sortie soit plus importante dans les sous-régions où le taux de participation à la formation est grand, parce que ceci augmente les chances d'entrer en formation et donc le nombre d'individus prêt à attendre à l'entrée en formation plutôt que d'accepter un emploi avant d'être formé (voir Cockx et Bardoulat 1999 pour une dérivation formelle de cet effet). Nous trouvons que cet effet s'observe. L'opportunité offerte aux chômeurs wallons de se former augmente non seulement les taux de sortie en cours et après la formation, elle diminue également le taux de sortie d'environ 2% en moyenne avant l'entrée à la formation, et ceci pour toute la population de chômeurs. Ceci réduit ou pourrait même annuler l'effet positif de la formation rapporté ci-dessus: en vue de l'imprécision de ce dernier résultat estimé, l'effet net ne peut pas être calculé. Toutefois, nous n'avons pas analysé tous les effets bénéfiques qu'une formation peut générer. Nous n'avons, par exemple, pas tenu compte des augmentations salariales induites, ni des effets en terme d'allongement, respectivement de réduction, des épisodes ultérieurs d'emploi et de chômage. Ces effets complémentaires de la formation nous mènent sans doute à un bilan positif des effets de la formation professionnelle offerte par le FOREM en Wallonie.

ANNEXES AU CHAPITRE II

Contents:

Table 1.a: Number of spells
(page 2)

Table 1.b: Population Characteristics
(page 3)

Table 1.c: Durations
(page 4)

Figure 1: Evolution through the 1989-1993 period of the distribution by sector of training payed hours
(page 4)

Table 2.a: Evolution through the duration intervals k of the educational attainment distribution
for each kind of unemployment spells (u,t)
with a distinction of the two types of spells according to the waiting period s
(page 5)

Table 2.b: Comparison across the sub-regions m of the educational attainment distribution
for each kind of unemployment spells (u,t)
with a distinction of the two types of spells according to the waiting period s
(page 6)

Table 2.c: Evolution through the duration intervals k of the distribution of the two types of spells according to the waiting period s
for each kind of unemployment spells (u,t)
(page 7)

Table 1.a: Number of spells

	Kind of unemployment spells			
	Spells without time in training	Spells following upon training	Spells with some time in training	All unemploy. spells
	(<i>u=1, t=0</i>)	(<i>u=1, t=1</i>)	(<i>u=2, t=1</i>)	(<i>u=1,2, t=0,1</i>)
Spells without a waiting period "Old" (<i>s=0</i>)				
<i>Sub-regional department</i>				
Nivelles and La Louvière (<i>m=1</i>)	172 023	2 943	3 270	178 236
Charleroi (<i>m=2</i>)	170 372	2 285	3 322	175 979
Mons (<i>m=3</i>)	89 882	1 385	1 706	92 973
Mouscron and Tournai (<i>m=4</i>)	94 109	1 873	2 893	98 875
Liège and Verviers (<i>m=5</i>)	281 860	4 255	6 334	292 449
Arlon (<i>m=6</i>)	53 303	1 577	2 220	57 100
Namur and huy (<i>m=7</i>)	<u>146 081</u>	<u>2 897</u>	<u>3 662</u>	<u>152 640</u>
Total	1 007 630	17 215	23 407	1 048 252
Spells starting with a waiting period "Young"				
<i>Sub-regional department</i>				
Nivelles and La Louvière (<i>m=1</i>)	48 746	810	909	50 465
Charleroi (<i>m=2</i>)	57 853	481	649	58 983
Mons (<i>m=3</i>)	27 085	307	524	27 916
Mouscron and Tournai (<i>m=4</i>)	26 937	430	631	27 998
Liège and Verviers (<i>m=5</i>)	78 868	812	1 290	80 970
Arlon (<i>m=6</i>)	17 672	454	640	18 766
Namur and huy (<i>m=7</i>)	<u>47 216</u>	<u>453</u>	<u>641</u>	<u>48 310</u>
Total	304 377	3 747	5 284	313 408
Total	1 312 007	20 962	28 691	1 361 660

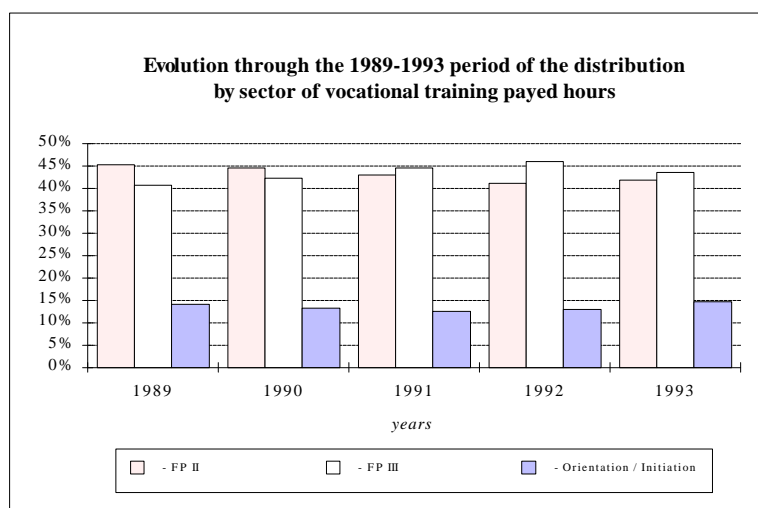
Table 1.b: Population Characteristics

	Kind of unemployment spells			
	Spells without time in training ($u=1, t=0$)	Spells following upon training ($u=1, t=1$)	Spells with some time in training ($u=2, t=1$)	All unemploy. spells ($u=1,2, t=0,1$)
Spells without a waiting period "Old" ($s=0$)				
<i>Sex</i>				
Male	45,89%	54,49%	55,35%	46,25%
Female	54,11%	45,51%	44,65%	53,75%
<i>Age group</i>				
<=20ans	5,97%	6,72%	5,94%	5,99%
21-25ans	31,30%	32,18%	29,77%	31,28%
26-30ans	23,92%	25,59%	25,28%	23,98%
31-40ans	26,04%	27,52%	29,74%	26,15%
41-50ans	12,76%	7,99%	9,27%	12,61%
Average age (years)	29,8	28,9	29,5	29,8
<i>1st unemploy registration</i>				
No	84,13%	84,89%	88,40%	84,23%
Yes	15,87%	15,11%	11,60%	15,77%
<i>Educational attainment</i>				
Primaire	31,64%	25,34%	22,47%	31,33%
Secondaire Inférieur	29,63%	29,03%	26,74%	29,56%
Secondaire Supérieur	22,06%	26,22%	26,13%	22,21%
Supérieur	10,88%	13,42%	16,48%	11,05%
Autres	5,79%	5,99%	8,19%	5,85%
<i>Sub-regional department</i>				
Nivelles and La Louvière ($m=1$)	17,07%	17,10%	13,97%	17,00%
Charleroi ($m=2$)	16,91%	13,27%	14,19%	16,79%
Mons ($m=3$)	8,92%	8,05%	7,29%	8,87%
Mouscron and Tournai ($m=4$)	9,34%	10,88%	12,36%	9,43%
Liège and Verviers ($m=5$)	27,97%	24,72%	27,06%	27,90%
Arlon ($m=6$)	5,29%	9,16%	9,48%	5,45%
Namur and huy ($m=7$)	14,50%	16,83%	15,64%	14,56%
Spells starting with a waiting period "Young" ($s=y$)				
<i>Sex</i>				
Male	42,21%	44,30%	39,19%	42,19%
Female	57,79%	55,70%	60,81%	57,81%
<i>Age group</i>				
<=20ans	60,44%	58,13%	49,75%	60,23%
21-25ans	38,64%	41,05%	48,83%	38,84%
26-30ans	0,93%	0,83%	1,42%	0,94%
Average age (years)	20,3	20,4	20,8	20,3
<i>1st unemploy registration</i>				
No	9,74%	9,63%	9,18%	9,73%
Yes	90,26%	90,37%	90,82%	90,27%
<i>Educational attainment</i>				
Primaire	11,78%	14,32%	8,04%	11,75%
Secondaire Inférieur	29,20%	26,35%	20,95%	29,02%
Secondaire Supérieur	36,19%	35,84%	45,12%	36,34%
Supérieur	18,76%	19,31%	24,02%	18,86%
Autres	4,07%	4,19%	1,87%	4,04%
<i>Sub-regional department</i>				
Nivelles and La Louvière ($m=1$)	16,02%	21,62%	17,20%	16,10%
Charleroi ($m=2$)	19,01%	12,84%	12,28%	18,82%
Mons ($m=3$)	8,90%	8,19%	9,92%	8,91%
Mouscron and Tournai ($m=4$)	8,85%	11,48%	11,94%	8,93%
Liège and Verviers ($m=5$)	25,91%	21,67%	24,41%	25,84%

Arlon ($m=6$)	5,81%	12,12%	12,11%	5,99%
Namur and huy ($m=7$)	15,51%	12,09%	12,13%	15,41%

Table 1.c: Durations

	Kind of unemployment spells		
	Spells without time in training ($u=1, t=0$)	Spells with some time in training ($u=2, t=1$)	All unemployment spells ($u=1,2, t=0,1$)
Spells without a waiting period "Old" ($s=0$)			
<i>Unemployment duration</i>			
Mean	4.7 months	10.1 months	4.9 months
Median	3.0 months	9.0 months	3.0 months
<i>Duration until training</i>			
Mean	-	5.3 months	-
Median	-	3.0 months	-
<i>Training duration</i>			
Mean	-	3.4 months	-
Median	-	2.0 months	-
Spells starting with a waiting period "Young" ($s=y$)			
<i>Unemployment duration</i>			
Mean	5.1 months	12.0 months	5.3 months
Median	3.0 months	12.0 months	3.0 months
<i>Duration until training</i>			
Mean	-	7.1 months	-
Median	-	6.0 months	-
<i>Training duration</i>			
Mean	-	3.1 months	-
Median	-	2.0 months	-

Figure 1:

Source: Forem.

Note: The term "payed hours" simply means that all training hours actually attended by unemployed (and only them and even if the training is not brought to completion) are used for the detailed account.

We must also mention that these data concerned in fact the French Community of Belgium (i.e. Bruxelles + Wallonia) and not only the Walloon region (the equivalent information for this region alone does not exist). They provide, however, an accurate picture of the walloon situation.

Table 2.a: Evolution through the duration intervals k of the educational attainment distribution for each kind of unemployment spells (u, t) with a distinction of the two types of spells according to the waiting period s

	Spells without time in training ($u=1, t=0$)							
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$
Spells without a waiting period "Old" ($s=0$)								
<i>Educational attainment</i>								
Primaire	26,28%	32,76%	33,75%	34,91%	35,98%	37,34%	38,50%	40,09%
Secondaire Inférieur	26,79%	30,84%	31,13%	31,50%	31,77%	31,96%	32,25%	32,32%
Secondaire Supérieur	24,10%	21,95%	21,50%	20,88%	20,27%	19,58%	18,88%	17,69%
Supérieur	16,90%	8,61%	7,81%	6,97%	6,37%	5,57%	4,94%	4,49%
Autres	5,93%	5,84%	5,80%	5,74%	5,62%	5,56%	5,43%	5,40%
Spells starting with a waiting period "Young" ($s=y$)								
<i>Educational attainment</i>								
Primaire	9,24%	12,30%	13,90%	14,13%	14,01%	14,75%	16,39%	
Secondaire Inférieur	22,45%	30,72%	33,37%	35,12%	36,21%	38,46%	41,32%	
Secondaire Supérieur	36,96%	37,65%	35,66%	35,36%	35,06%	33,69%	31,25%	
Supérieur	27,73%	15,27%	12,86%	11,05%	9,96%	7,90%	6,20%	
Autres	3,63%	4,05%	4,22%	4,33%	4,76%	5,21%	4,84%	
Spells following upon training ($u=1, t=1$)								
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$
Spells without a waiting period "Old" ($s=0$)								
<i>Educational attainment</i>								
Primaire	.	22,38%	23,28%	24,73%	25,89%	25,91%	27,06%	28,35%
Secondaire Inférieur	.	26,33%	27,07%	28,20%	29,06%	30,46%	30,54%	31,67%
Secondaire Supérieur	.	26,47%	26,49%	26,23%	25,82%	25,98%	26,90%	25,62%
Supérieur	.	18,21%	16,52%	14,39%	13,19%	11,78%	10,32%	9,38%
Autres	.	6,62%	6,63%	6,44%	6,04%	5,87%	5,18%	4,98%
Spells starting with a waiting period "Young" ($s=y$)								
<i>Educational attainment</i>								
Primaire	.	15,33%	14,84%	14,29%	13,05%	13,67%	16,10%	
Secondaire Inférieur	.	22,63%	24,19%	23,81%	26,35%	28,78%	29,47%	
Secondaire Supérieur	.	32,48%	33,54%	35,29%	37,32%	36,33%	37,36%	
Supérieur	.	21,90%	22,15%	21,99%	19,58%	18,11%	14,17%	
Autres	.	7,66%	5,28%	4,62%	3,69%	3,12%	2,90%	

		Spells with some time in training ($u=2, t=1$)							
		$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$
Spells without a waiting									
period "Old" ($s=o$)									
<i>Educational attainment</i>									
Primaire		32,15%	19,59%	20,17%	19,33%	19,48%	20,38%	21,86%	21,80%
Secondaire Inférieur		22,64%	25,47%	26,72%	27,81%	28,21%	29,98%	31,15%	33,71%
Secondaire Supérieur		17,99%	27,71%	28,10%	28,62%	29,22%	28,42%	27,95%	26,32%
Supérieur		14,08%	19,01%	17,58%	17,12%	17,04%	15,72%	14,17%	12,16%
Autres		13,13%	8,23%	7,43%	7,12%	6,05%	5,50%	4,87%	6,02%
Spells starting with a waiting									
period "Young" ($s=y$)									
<i>Educational attainment</i>									
Primaire	.	8,75%	7,97%	7,64%	8,35%	7,40%	7,53%		
Secondaire Inférieur	.	20,83%	20,02%	20,25%	20,64%	21,34%	25,41%		
Secondaire Supérieur	.	42,46%	45,15%	46,59%	44,72%	48,48%	44,71%		
Supérieur	.	26,18%	25,04%	23,76%	24,69%	20,46%	20,00%		
Autres	.	1,78%	1,82%	1,76%	1,60%	2,32%	2,35%		

Table 2.b: Comparison across the sub-regions m of the educational attainment distribution for each kind of unemployment spells (u, t) with a distinction of the two types of spells according to the waiting period s

	Spells without time in training ($u=1, t=0$)						
	$m=1$	$m=2$	$m=3$	$m=4$	$m=5$	$m=6$	$m=7$
<u>Spells without a waiting period “Old”</u>							
<u>($s=0$)</u>							
<i>Educational attainment</i>							
Primaire	31,02%	35,34%	31,05%	37,32%	30,92%	24,97%	28,58%
Secondaire Inférieur	29,72%	31,17%	30,72%	28,09%	29,04%	28,63%	29,56%
Secondaire Supérieur	22,11%	21,66%	22,10%	18,70%	21,36%	26,46%	24,32%
Supérieur	11,77%	7,07%	9,46%	10,15%	12,05%	14,38%	12,10%
Autres	5,37%	4,77%	6,68%	5,75%	6,63%	5,56%	5,43%
<u>Spells starting with a waiting period</u>							
<u>“Young” ($s=y$)</u>							
<i>Educational attainment</i>							
Primaire	11,47%	15,11%	9,02%	11,98%	12,48%	8,76%	9,45%
Secondaire Inférieur	27,69%	34,00%	32,70%	30,03%	27,59%	24,88%	26,67%
Secondaire Supérieur	37,30%	33,92%	37,11%	36,36%	34,65%	40,39%	38,20%
Supérieur	20,25%	13,15%	16,39%	18,91%	20,75%	23,33%	20,34%
Autres	3,29%	3,82%	4,78%	2,73%	4,53%	2,64%	5,33%
<u>Spells following upon training ($u=1, t=1$)</u>							
<u>Spells without a waiting period “Old”</u>							
<u>($s=0$)</u>							
<i>Educational attainment</i>							
Primaire	21,44%	28,18%	21,66%	28,46%	29,61%	21,50%	22,61%
Secondaire Inférieur	29,12%	29,85%	25,99%	32,41%	28,53%	26,76%	29,51%
Secondaire Supérieur	26,84%	26,74%	33,43%	23,28%	20,80%	30,88%	29,06%
Supérieur	16,04%	10,46%	13,86%	9,24%	15,04%	13,25%	13,29%
Autres	6,56%	4,77%	5,05%	6,62%	6,02%	7,61%	5,52%
<u>Spells starting with a waiting period</u>							
<u>“Young” ($s=y$)</u>							
<i>Educational attainment</i>							
Primaire	10,37%	18,30%	12,38%	17,67%	15,52%	12,56%	15,01%
Secondaire Inférieur	29,38%	30,15%	31,27%	26,98%	24,26%	20,26%	22,96%
Secondaire Supérieur	32,96%	35,97%	36,48%	41,16%	28,33%	51,76%	33,11%
Supérieur	14,57%	10,81%	17,92%	12,09%	31,40%	14,98%	27,37%
Autres	12,72%	4,78%	1,95%	2,09%	0,49%	0,44%	1,55%

Spells with some time in training ($u=2, t=1$)

$m=1$ $m=2$ $m=3$ $m=4$ $m=5$ $m=6$ $m=7$

Spells without a waiting period“Old”**($s=0$)***Educational attainment*

Primaire	19,69%	21,52%	19,75%	24,16%	24,47%	20,54%	23,43%
Secondaire Inférieur	27,80%	27,78%	24,68%	27,86%	24,39%	27,25%	28,67%
Secondaire Supérieur	26,70%	29,86%	28,49%	26,13%	22,43%	27,57%	26,65%
Supérieur	18,29%	13,85%	18,17%	13,20%	19,18%	15,32%	15,07%
Autres	7,52%	6,98%	8,91%	8,64%	9,52%	9,32%	6,17%

Spells starting with a waiting period**“Young” ($s=y$)***Educational attainment*

Primaire	8,36%	8,47%	7,63%	10,46%	6,74%	7,66%	8,11%
Secondaire Inférieur	25,74%	28,04%	25,95%	19,97%	15,35%	18,75%	17,32%
Secondaire Supérieur	43,12%	37,44%	42,94%	49,45%	45,97%	52,97%	43,68%
Supérieur	18,70%	23,11%	23,28%	19,02%	31,09%	19,53%	28,24%
Autres	4,07%	2,93%	0,19%	1,11%	0,85%	1,09%	2,65%

Table 2.c: Evolution through the duration intervals k of the distribution of the two types of spells according to the waiting period s for each kind of unemployment spells (u, t)

Spells without time in training ($u=1, t=0$)								
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$
<i>Spells without a waiting period ($s=0$)</i>	74,72%	75,48%	78,14%	78,21%	76,91%	77,02%	80,38%	100,0%
<i>Spells with a waiting period ($s=y$)</i>	25,28%	24,52%	21,86%	21,79%	23,09%	22,98%	19,62%	0,0%

Spells following upon training ($u=1, t=1$)								
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$
<i>Spells without a waiting period ($s=0$)</i>	.	88,61%	83,14%	79,65%	76,98%	77,11%	79,92%	100,0%
<i>Spells with a waiting period ($s=y$)</i>	.	11,39%	16,86%	20,35%	23,02%	22,89%	20,08%	0,0%

Spells with some time in training ($u=2, t=1$)								
	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$	$k=5$	$k=6$	$k=7$	$k=8$
<i>Spells without a waiting period ($s=0$)</i>	100,0%	78,37%	77,48%	77,62%	77,43%	73,67%	75,55%	100,0%
<i>Spells with a waiting period ($s=y$)</i>	0,0%	21,63%	22,52%	22,38%	22,57%	26,33%	24,45%	0,0%

CHAPITRE III : DEPENDANCE A LA DUREE DU CHOMAGE WALLON : CAUSES ET CONSEQUENCES POUR LES POLITIQUES D'EMPLOI

INTRODUCTION

De nombreuses analyses économétriques, portant sur des données micro et macro-économiques, ont été consacrées à l'étude des déterminants du taux de sortie du chômage et, plus particulièrement, à l'effet de la durée du chômage sur celui-ci. Il apparaît que le taux de sortie du chômage observé pour différentes classes de durée écoulée de chômage, défini par le rapport entre le nombre d'individus sortis du chômage au cours de l'intervalle de durée considéré et le nombre des individus présents dans cet état au début de ce même intervalle, décroît fortement avec la durée d'inoccupation. De ces études empiriques ressort la question suivante : la dépendance négative du taux de sortie à la durée est-elle véritable, ou résulte-t-elle d'un processus de sélection engendré par la différence entre les taux de sortie individuels à l'entrée au chômage?

Selon la première interprétation, l'allongement de la période de chômage est responsable de la diminution des chances de sortie du chômage. On parle alors de *vraie dépendance négative* à la durée. D'après la seconde interprétation, par contre, la durée d'inactivité n'est pas la cause de la décroissance observée de la probabilité de sortie. C'est l'hétérogénéité du groupe des demandeurs d'emploi, en terme de capacité intrinsèque et de niveau de qualification par exemple, qui est au coeur du problème. Cette hétérogénéité déclenche, en effet, un processus de sélection : les individus possédant des caractéristiques associées à un taux de sortie élevé quittent le chômage rapidement, laissant derrière eux les individus les moins 'employables'. Etant donné qu'alors, la proportion de ceux caractérisés par un taux de sortie individuel faible s'amplifie avec la durée, le processus de sélection crée une *fausse dépendance négative* à la durée du taux de sortie observé, groupé sur l'ensemble des individus.

La distinction empirique entre ces deux interprétations est cruciale. Des choix et des interventions politiques très différents en découlent. Si la première interprétation est prépondérante, des politiques aux effets temporaires sont typiquement à envisager. Si la seconde interprétation est privilégiée, des politiques de nature plus structurelle, ciblées sur des travailleurs à faible employabilité sont nécessaires.

L'objectif poursuivi dans cette étude est donc de parvenir à une meilleure compréhension du lien entre le taux de sortie du chômage et la durée d'inoccupation, observé en Wallonie. On introduit pour cela un test, permettant d'opposer *vraie* et *fausse dépendance négative* à la durée par l'intermédiaire d'un clivage alternatif : celui de l'hypothèse de *classement* contre l'hypothèse de *sélection*. Une telle procédure est justifiée dans la mesure où l'hypothèse de classement, qui se réfère à une règle de recrutement initiée par les employeurs et qui consiste à embaucher les candidats selon l'ordre de ces derniers en terme de durée déjà passée au chômage, constitue une explication majeure de la vraie dépendance à la durée du taux de sortie du chômage. L'hypothèse de sélection est, elle, on le rappelle, responsable de la fausse dépendance. Le test proposé cherche alors à évaluer la *dominance* du processus de sélection sur l'hypothèse de classement, dans l'explication de la décroissance observée du taux de sortie du chômage.

La modélisation considérée incorpore explicitement les effets conjoncturels et saisonniers sur le taux de sortie, l'analyse de ces effets devant nous aider à mieux comprendre la dynamique du taux de sortie du chômage en Wallonie. La méthode d'estimation utilisée, développée par Cockx (1997), est particulièrement bien adaptée aux données de transition, qui retracent les histoires individuelles de participation au marché du travail de différentes cohortes d'individus chômeurs. L'étude empirique conduite s'appuie sur le suivi dans le temps de flux d'entrée au chômage trimestriels, construits à partir de telles données. Celles-ci couvrent l'ensemble des demandeurs d'emploi de la région Wallonne et sont issues de fichiers administratifs.

La première partie de cette étude est consacrée à l'analyse théorique des explications potentielles de la décroissance observée du taux de sortie du chômage avec la durée passée dans cet état. Les conséquences de ces interprétations au niveau des politiques actives sont ensuite envisagées. Nous nous intéressons également à certaines études économétriques, menées en Belgique et à l'étranger, en vue, notamment, de distinguer empiriquement ces interprétations. Enfin, nous présentons les idées sous-jacentes au test empirique destiné à déterminer la dominance du processus de sélection sur l'hypothèse de classement des candidats.

Dans une deuxième partie, nous exposons l'étude empirique menée. La construction de la base de données ainsi que les variables explicatives retenues pour notre analyse des déterminants du taux de sortie du chômage, sont brièvement décrits. Ensuite, nous fournissons et interprétons les résultats des différentes estimations réalisées.

En concluant notre analyse, nous discutons les conséquences à tirer des éléments de diagnostic dégagés par cette étude, au plan des politiques actives à privilégier dans l'avenir. Sur base de ces implications, nous allons jusqu'à formuler une proposition concrète de politique de lutte contre le chômage, novatrice et tâchant de minimiser les principaux problèmes traditionnellement rencontrés lors de l'application de politiques de ce type. Nous suggérons ainsi le recours à un subside à l'embauche au caractère permanent, dont le critère d'attribution serait la durée d'inactivité et dont le montant forfaitaire évoluerait graduellement en fonction de cette durée. Si les effets escomptés d'un tel dispositif sont clairement d'ordre structurel, ses avantages par rapport aux mesures, plus classiques, de réduction des contributions patronales à la Sécurité Sociale dans le cas des bas salaires, pourraient se traduire en terme de coût et d'efficacité. Il semble, en effet, que l'on puisse présumer des effets 'pervers' de moindre ampleur.

1. DECROISSANCE DU TAUX DE SORTIE DU CHOMAGE AVEC LA DUREE D'INOCCUPATION : APERÇU THEORIQUE

1.1. Vraie et fausse dépendance négative à la durée

L'étude des facteurs susceptibles d'engendrer une diminution du taux de sortie avec la durée passée au chômage est ici envisagée. On s'attachera successivement à décrire les déterminants de la *vraie dépendance négative* à la durée, dont le *classement*, puis à expliciter l'unique cause de la *fausse dépendance négative*, à savoir l'*hétérogénéité* présente dans les taux de sortie individuels à l'entrée du chômage et le processus de sélection qu'elle induit.

Vraie dépendance à la durée

(i) La perte de productivité avec la durée d'inactivité

Une période prolongée de chômage est susceptible d'occasionner une détérioration des qualifications et une perte des habitudes de travail, ce qui peut contribuer à la diminution de la productivité du chômeur sur le marché du travail. Si le mécanisme de dégradation de la valeur du capital humain des chômeurs, ainsi engendré par la durée d'inoccupation, est observable par les employeurs potentiels, ceux-ci vont être moins enclin à engager les chômeurs dont la productivité s'est dégradée (à niveau exigé de qualification donné). Pour autant que le déclenchement de ce mécanisme touche une large proportion de chômeurs, la probabilité de sortie du chômage diminue avec la durée. On obtient ainsi une vraie dépendance à la durée.

(ii) Le classement selon la durée

Si l'on se place désormais dans un contexte d'information imparfaite, où la productivité spécifique d'un individu chômeur dans un emploi particulier et par là sa 'qualité' sont inconnues au moment de l'embauche, les employeurs peuvent chercher à lever cette incertitude, inhérente au recrutement d'un candidat chômeur à un poste vacant, en adoptant diverses stratégies. L'une d'elle renvoie au concept de *classement* ('ranking'), introduit par Blanchard (1991), ainsi que par Blanchard et Diamond (1994). Le *classement* se réfère à l'attitude, qui consiste à établir un ordre de préférence parmi les candidats chômeurs en fonction de la longueur de la période passée au chômage, à niveau de qualification (ou de scolarité) exigé donné. Il trouve son origine dans la conviction (correcte ou incorrecte) des employeurs que la durée d'inoccupation d'un chômeur fournit un 'signal', à partir duquel on peut inférer sa productivité réelle. Un tel comportement des employeurs entraîne alors mécaniquement une décroissance de la probabilité de sortie du chômage avec la durée passée dans cet état, que l'on nomme comme dans le cas précédent (i) vraie dépendance à la durée.

(iii) Autres explications

La durée passée au chômage peut également influencer le comportement du demandeur d'emploi dans sa recherche de travail. L'allongement de la période de chômage est susceptible de nuire à la situation morale et psychologique des individus. La démotivation peut entraîner une réduction des démarches destinées à rassembler l'information sur les offres d'emploi potentielles, voire même un arrêt de toute recherche active de travail. Dans ces circonstances, la probabilité de sortie du chômage risque de décroître fortement au-delà d'un certain seuil de durée passée au chômage.

Le classement opéré par les firmes lors du recrutement, exposé ci-dessus (ii), peut en outre contribuer à renforcer un tel processus de démotivation. Les perspectives d'embauche des chômeurs

de longue durée devenant très limitées, ils ne sont pas encouragés à maintenir à un niveau élevé l'intensité de leur recherche d'emploi tout au long de leur période de chômage.

Il faut cependant garder à l'esprit que la probabilité de sortie peut éventuellement augmenter avec la durée passée au chômage, dès lors que l'on décrit la stratégie du demandeur d'emploi à l'aide d'un salaire de réserve, seuil en-dessous duquel toutes les offres sont refusées. L'échec des démarches du demandeur d'emploi pour trouver un travail peut l'amener à réduire ses exigences salariales (son salaire de réservation), ou à accepter des emplois qui correspondent à un niveau de qualification inférieur à son niveau initial. Le profil temporel de décroissance au fil du temps du montant des indemnités de chômage est susceptible de provoquer un effet identique.

Fausse dépendance négative : l'hétérogénéité individuelle

Le flux d'entrée en chômage à un moment donné comprend des personnes dont les caractéristiques personnelles intrinsèques, telles que le sexe, la capacité ou le tempérament, ou considérées comme données dans le court terme, telles que la tranche d'âge, la résidence ou les qualifications, sont très différentes. Cette hétérogénéité entre les demandeurs d'emploi est susceptible de déclencher un processus de *sélection* ou de tri ('*sorting*'). Un tel processus dépend en grande partie, comme on le verra dans la section suivante, de la structure des offres d'emploi et de la demande de travail dans l'économie. Les individus dont les caractéristiques sont associées à une probabilité élevée de sortie du chômage quittent rapidement cet état, tandis que ceux dont les caractéristiques sont peu favorables à la sortie du chômage et/ou peu valorisées sur le marché du travail ont tendance à rester au chômage plus longtemps. Le processus de tri peut ainsi expliquer la décroissance observée du taux de sortie avec la durée d'inoccupation, qui est alors qualifiée de fausse dépendance négative. En effet, si tous les facteurs qui créent de l'hétérogénéité entre les taux de sortie des demandeurs d'emploi pouvaient être observés et par là contrôlés, et s'il n'y avait pas de vraie dépendance à la durée, le taux de sortie du chômage dans chaque groupe de chômeurs homogènes (c'est à dire identiques vis à vis de ces facteurs) serait constant.

Des corrections du taux de sortie du chômage pour la présence d'hétérogénéité sont envisageables. Des variables de contrôle, telles que l'âge, le sexe, le lieu de résidence et le niveau d'éducation, sont régulièrement utilisées dans les analyses empiriques afin de pallier partiellement à ce problème. Cependant, de nombreuses caractéristiques personnelles peuvent être inobservables pour l'économètre, même si elles sont prises en compte par les employeurs dans le processus de recrutement (comme l'expérience professionnelle et le tempérament). Dans la troisième section, nous présentons certaines études qui ont intégré une correction pour l'hétérogénéité observée et non observée dans leur estimation du taux de sortie du chômage en fonction de la durée.

1.2. Implications au niveau des politiques actives

La distinction empirique entre la vraie dépendance à la durée et l'hétérogénéité (i.e. la fausse dépendance) est essentielle avant de pouvoir mettre en place les politiques actives destinées à réintégrer les chômeurs sur le marché du travail. Afin que ces politiques soient efficaces, il est également capital d'identifier les facteurs qui créent la vraie dépendance du taux de sortie à la durée ainsi que ceux qui sont à la base du processus de sélection des chômeurs. Nous soulignons, dans un premier temps, que des politiques aux effets *temporaires* peuvent être suffisantes si la première interprétation, soit la *vraie dépendance* à la durée (dont le classement), est privilégiée. Nous insistons ensuite sur la nécessité de politiques plus *structurelles* dès lors que la deuxième interprétation, soit la *fausse dépendance* (i.e. l'hétérogénéité) prévaut.

Implications politiques de la vraie dépendance à la durée

Nous envisageons les actions politiques à recommander, tour à tour dans le cas où l'altération de la productivité des chômeurs (supposée observable) est à l'origine de la vraie dépendance négative à la durée (i), puis dans le cas où le classement s'avère en être la cause majeure (ii), et enfin dans le cas où les autres causes sont à prendre en considération (iii).

(i) Des *remises au travail temporaires* (éventuellement subsidiées et pouvant déboucher sur des emplois durables) sont susceptibles d'enrayer le processus de détérioration des qualifications et de perte des habitudes de travail, pour autant qu'elles soient entreprises suffisamment tôt. Il peut s'agir de politiques de primes temporaires à l'embauche dans des entreprises privées : réductions marginales¹ des cotisations à la sécurité sociale ou primes attribuées par les régions ou le Fonds pour l'Emploi en Belgique. La prime vise en quelque sorte à subsidier l'employeur pour la moindre productivité (attendue) du chômeur éligible, dans le travail pour lequel il est qualifié.

Cependant, même si elle permet de réapprendre ou de maintenir les habitudes et les rythmes de travail, cette expérience professionnelle temporaire pourrait ne pas être suffisante. Ceci est le cas lorsque la remise au travail ne permet pas au chômeur d'exercer un emploi correspondant au niveau de ses qualifications. Dans ces circonstances, l'expérience de travail devrait être accompagnée d'une formation professionnelle adaptée aux qualifications des chômeurs, afin que ceux-ci maintiennent voire accroissent leurs acquis.

Si le programme de remise au travail intervient après une certaine durée d'inactivité, des formations spécifiques devraient également être mises en place. Celles-ci auraient pour objectif de remettre à niveau les qualifications des chômeurs, érodées après plusieurs mois d'inactivité. Ces programmes de formation dépendraient alors de chaque expérience de chômage individuelle.

(ii) S'il est un fait acquis que, dans un monde d'information imparfaite, les employeurs ont tendance à procéder à un *classement* des candidatures selon la durée passée au chômage, les politiques à préconiser doivent être définies par rapport aux justifications possibles d'un tel comportement. Deux arguments peuvent être avancés à ce niveau.

D'abord, les employeurs peuvent anticiper le processus de dégradation de la productivité avec la durée de chômage, cité ci-dessus, même s'ils ne l'observent pas directement. Dans la mesure où ils ne peuvent en évaluer l'importance, ils vont présumer d'une dégradation d'autant plus importante que la durée d'inactivité est prolongée. Ils sont alors incités à établir un classement en fonction de la durée, fondé sur la présomption d'une perte de productivité avec l'allongement de la période d'inactivité. On retombe donc sur le cas précédent (i), à la seule différence que le processus de dégradation n'est ici pas observé mais juste deviné. Des *remises au travail temporaires*, comme celles mentionnées ci-dessus, constituent en conséquence des solutions appropriées. Il est alors essentiel, d'une part, que les employeurs soient au courant de ces politiques, et d'autre part, qu'ils en reconnaissent la valeur et l'efficacité². Une certification appropriée de ces politiques est aussi indispensable.

Ensuite, les employeurs, toujours dans le but de déterminer les candidats les plus susceptibles de correspondre à leurs exigences, peuvent chercher à approcher leurs niveaux de productivité, en se basant sur des informations observables telles que le niveau de scolarité ou de qualification. Néanmoins, ils ne pourront parvenir qu'à une mesure imparfaite du véritable niveau de productivité des candidats. Dans un tel contexte d'asymétrie d'information, même si le processus de détérioration du capital humain n'est pas à l'œuvre, les employeurs vont préférer, s'ils le peuvent, engager un chômeur de courte durée plutôt qu'un chômeur de plus longue durée. Cela parce qu'ils préjugent d'une 'qualité' moindre en cas de plus longue durée, à niveau de qualification donné. Ils classent alors les candidats chômeurs, d'un même niveau de qualification, en fonction de l'ancienneté en

¹ Réductions ciblées sur les embauches éligibles.

² La participation des chômeurs dans un programme de résorption du chômage, qui propose des emplois temporaires souvent dans le troisième circuit du travail, peut être mal perçue par les employeurs potentiels.

chômage, légitimant cette pratique par la non observabilité de la qualité réelle. S'il s'avère que ce type de classement est l'élément décisif dans l'explication de la décroissance du taux de sortie du chômage, la *durée d'inactivité* doit être prise comme le critère valable pour cibler les actions politiques. Le principe de ces dernières serait ainsi d'arriver à 'corriger' ce classement, par l'octroi d'avantages compensatoires lors de l'embauche de chômeurs d'assez longue durée, traditionnellement évincés par la procédure de classement. En outre, il serait préférable que ces actions soient permanentes et non pas seulement transitoires.

(iii) Des programmes de *remise au travail temporaire* peuvent également contribuer à remotiver les chômeurs dans leur recherche d'un emploi. Ces programmes ne doivent pas nécessairement être complétés par une politique de formation professionnelle, si la démotivation est la seule cause de la vraie dépendance à la durée.

Des services de conseil et de placement vont aussi agir de façon positive sur le moral et la mobilisation des chômeurs. Ceux-ci peuvent reprendre confiance et ainsi entreprendre des démarches soit pour décrocher un emploi, soit pour trouver des programmes appropriés à leurs besoins¹.

Implications politiques de la fausse dépendance causée par l'hétérogénéité individuelle

Lorsque le processus de sélection, induit par la différence entre les taux de sortie individuels à l'entrée au chômage, est prédominant, l'employabilité des chômeurs, dont le taux de sortie du chômage est l'expression sur le marché du travail, est un critère acceptable pour cibler l'action politique, quelle que soit la durée déjà passée au chômage. Des politiques temporaires (de remise au travail ou de subsides temporaires, ...) comme celles recommandées dans le cas précédent de vraie dépendance à la durée risquent alors, dans la majorité des cas, de ne pas être suffisantes pour augmenter l'employabilité des chômeurs. Il est en effet probable qu'une fois arrivée au terme de la période de subsidiation, l'écart entre les exigences des employeurs et la productivité des bénéficiaires de ce type de mesures ne soit pas comblé et en conséquence représente à nouveau un obstacle au maintien dans l'emploi ou à l'embauche.

Les qualifications jouent souvent un rôle important dans l'hétérogénéité des taux de sortie à l'entrée au chômage. Plusieurs études, en Belgique et à l'étranger, ont montré que la probabilité de sortie des chômeurs peu qualifiés est très faible. Des interventions politiques spécifiques doivent par conséquent se concentrer sur ces personnes. Cependant, le type d'intervention dépend de la manière dont est expliquée la position désavantageuse des chômeurs peu qualifiés sur le marché du travail.

Pour Sneessens (1995), le marché du travail est caractérisé, depuis le début des années 80', par une inadéquation croissante des qualifications entre la demande et l'offre de travail. La demande pour le travail peu qualifié a diminué plus rapidement que la proportion de travailleurs peu qualifiés² (à salaires relatifs donnés), ce qui a entraîné l'augmentation de la proportion de chômeurs de longue durée. Le différentiel des taux de sortie à l'entrée du chômage serait alors le résultat d'une inadéquation des qualifications. Dans ce cas, une politique de subsides temporaires sans ou avec un contenu faible en formation n'est pas susceptible de résoudre le manque d'adéquation entre les qualifications des chômeurs et les caractéristiques des emplois disponibles sur le marché. De plus, à cette inadéquation s'ajouterait une relative rigidité salariale pour les bas salaires dans l'explication de la persistance du chômage en Europe. Dès lors, des *modifications structurelles* (permanentes) du coût

¹ En 1993, le Plan d'Accompagnement des Chômeurs (PAC) a été instauré en Belgique. Son objectif est, notamment, d'enrayer le processus de démotivation par une prise en charge des chômeurs âgés de moins de 46 ans et entrant dans leur dixième mois de chômage. Cette prise en charge consiste en des séances d'information collectives, en des entretiens personnalisés et en la signature d'une convention reprenant un programme d'action(s), qui est ensuite suivi et évalué (voir Van der Linden, 1996).

² Sneessens (1995) appelle ce phénomène, l'effet asymétrique de la croissance sur la demande de travail très qualifié et peu qualifié. Il peut résulter des changements technologiques qui ont progressivement favorisé les travailleurs très qualifiés au détriment des travailleurs peu ou pas qualifiés, de la désindustrialisation et de l'influence croissante des pays nouvellement industrialisés à bas salaires.

du travail, *ciblées* sur les travailleurs peu voire pas qualifiés, sont à envisager. Ces politiques sont destinées à encourager les entreprises à créer de nouveaux emplois en accord avec le profil de ces travailleurs. Une attention particulière doit néanmoins être accordée à la nature des emplois créés afin que ce type de politique ne se transforme pas en une forme de bradage d'une main d'oeuvre peu qualifiée dans des emplois précaires. Des politiques de formation professionnelle destinées aux chômeurs les moins qualifiés, et au contenu défini par référence aux exigences en terme de qualifications demandées par les employeurs sur le marché du travail, doivent aussi être encouragées.

La situation peu favorable des travailleurs peu qualifiés sur le marché du travail peut aussi résulter d'un effet d'éviction (ou d'échelle), par lequel, en situation de pénurie d'emploi, les personnes qualifiées prennent les emplois des moins qualifiées, plutôt que d'une inadéquation des qualifications. Layard *et al.* (1991) privilégient l'effet d'échelle pour expliquer la grande proportion de travailleurs peu qualifiés dans les chômeurs de longue durée. Dans ce cas, une croissance économique porteuse de nombreux emplois suffirait à résoudre ce problème d'éviction. Il ne serait alors pas nécessaire de cibler la création de nouveaux emplois. Néanmoins, Van der Linden (1997) montre que l'on doit privilégier l'analyse de Sneessens dans le cas de la Belgique.

1.3. Etudes économétriques sur la durée du chômage

S'il est crucial de départager vraie dépendance négative à la durée et hétérogénéité individuelle, les économètres se heurtent cependant à des difficultés importantes dans la distinction empirique de ces deux interprétations, étant donné qu'elles produisent le même effet sur le taux de sortie du chômage observé. Dans la présente section, on se penche sur certaines études qui ont directement traité ce problème. Ces analyses antérieures utilisent généralement des données micro-économiques sur la durée du chômage. Devine et Kiefer (1991, pp. 78-143) ont réalisé une revue de l'ensemble de ces travaux depuis 1977.

En Belgique, plusieurs recherches ont déjà été menées sur cette question, à partir de données micro-économiques. Spinnewyn (1982) a estimé la relation entre le taux de sortie du chômage et les caractéristiques individuelles de chômeurs. Plus récemment, Mahy (1994) et Plasman (1993) ont analysé la durée de chômage en Wallonie. Toutes ces études intègrent une correction pour les caractéristiques individuelles inobservées ou hétérogénéité non observée, i.e. pour les variables 'cachées' au chercheur. Bien que la spécification, trop restrictive, de la distribution de durée, reprise dans chacune d'elle, risque de biaiser leurs résultats, elles parviennent toutes à la conclusion selon laquelle la dépendance négative des taux de sortie vis à vis de la durée passée en chômage peut être largement expliquée par un processus de *sélection*, renforçant ainsi les interprétations que nous déduisons de notre analyse.

Peu d'analyses empiriques ont, jusqu'à présent, traité cette question sur base de données macro-économiques de sortie du chômage en Europe. Pour cette raison, les travaux de van den Berg et van Ours (1994, 1996), ainsi qu'Abbring, van den Berg et van Ours (1994, 1997), sont très innovateurs. Ils proposent une méthode flexible destinée à estimer les déterminants du taux de sortie du chômage, dont la vraie dépendance à la durée et l'hétérogénéité non observée. L'intérêt principal d'une telle approche flexible est qu'elle échappe aux critiques que l'on peut généralement adresser à l'encontre des études empiriques basées sur des données micro-économiques. Ces dernières sont effectivement souvent contraintes de poser des hypothèses fortes sur la forme de la dépendance à la durée ainsi que sur la distribution de l'hétérogénéité non observée au sein de la population de chômeurs analysée, ce qui peut biaiser les résultats. Une telle méthode est applicable à des séries temporelles de données portant sur les taux de sortie, regroupés en fonction de la durée passée en chômage dans différentes classes de durée (exprimées soit en mois, soit en trimestres). Leur modèle considère que le taux de sortie est influencé par des effets saisonniers et conjoncturels.

van den Berg et van Ours (1994) montrent que l'hétérogénéité individuelle est très importante pour expliquer la décroissance du taux de sortie du chômage en France et aux Pays-Bas, tandis qu'elle semble empiriquement peu significative en Grande-Bretagne. Dans ce pays, ils trouvent une vraie dépendance négative forte à la durée. Aux Etats-Unis, la dépendance négative à la durée est dominée par l'hétérogénéité non observée, excepté pour les hommes blancs (voir van den Berg *et al.*, 1996). Abbring *et al.* (1997) montrent que la dépendance négative à la durée aux Etats-Unis est significative pour toutes les classes de durée. Une analyse plus affinée sur des données françaises (Abbring *et al.*, 1994) indique que la dépendance négative à la durée observée résulte de l'hétérogénéité individuelle jusqu'à une année et demi passée au chômage et, ensuite, des vrais effets engendrés par la durée.

La forte prépondérance de la vraie dépendance à la durée dans l'explication de la diminution du taux de sortie en Grande-Bretagne vient confirmer les études antérieures sur la durée du chômage dans ce pays (Layard *et al.*, 1991 et Budd *et al.*, 1987). En revanche, la généralisation de leurs conclusions à l'ensemble des pays européens semble, au vu des études de van den Berg et van Ours, peu convaincante.

Les études d'Abbring *et al.* suggèrent aussi que la vraie dépendance négative à la durée et la fausse, c.à.d l'hétérogénéité, peuvent se combiner à travers la période de chômage pour expliquer la décroissance de la probabilité de sortie du chômage avec la durée. Après un seuil critique de durée au chômage, la sélection des chômeurs peut être accomplie. Les personnes qui restent au chômage sont celles dont le taux de sortie était le plus faible initialement. La décroissance du taux de sortie encore observée après cette durée critique résulte alors des seuls effets de durée évoqués précédemment.

Abbring *et al.* (1997) ont également développé un test qui permet d'avancer dans le débat empirique sur la diminution observée du taux de sortie du chômage avec la durée. Ce test, qui est l'objet de la prochaine section, vise à évaluer la *dominance* du processus de sélection (i.e. de l'hétérogénéité individuelle et par là de la fausse dépendance) sur la vraie dépendance à la durée dans l'interprétation de la décroissance du taux de sortie du chômage observée avec la durée.

1.4. Hypothèse de classement contre hypothèse de sélection

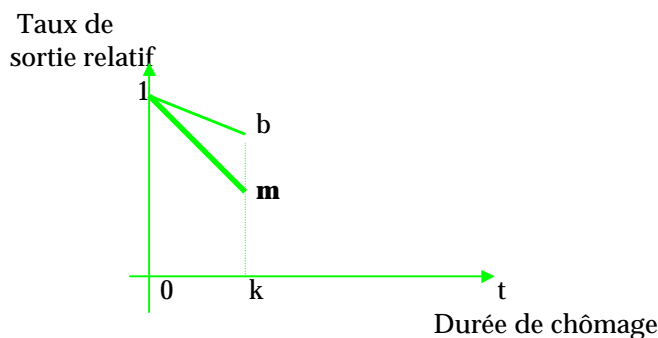
Il convient d'insister sur le fait, que le test élaboré par Abbring *et al.* (1997) n'apporte de réponse qu'au seul niveau de la *dominance* d'une des deux interprétations antagonistes de la décroissance observée du taux de sortie du chômage avec la durée. De plus, il n'envisage que l'hypothèse de classement des candidats selon la durée parmi les divers mécanismes sous-jacents à la vraie dépendance à la durée. Comme nous l'explicitons dans ce qui suit, il repose sur l'observation suivante : l'interaction entre l'état du marché du travail et la dépendance négative à la durée causée par le processus de *sélection* va dans un sens opposé à celle observée lorsque la dépendance à la durée résulte du *classement* des candidats selon la durée d'inoccupation.

Dans un premier temps, nous mettons en évidence, dans le cadre d'un modèle très simplifié, les cas 'extrêmes' de dominance pure d'un des deux processus sur l'autre. On considère d'abord l'interaction que Blanchard *et al.* (1994) ont dégagée entre l'état du marché du travail et la dépendance à la durée observée, dans un modèle intégrant l'hypothèse de *classement* et supposant les chômeurs identiques (a). Nous exposons ensuite les résultats de van den Berg *et al.* (1996) sur l'interaction constatée lorsque l'hypothèse de *sélection* est préférée (b). Finalement, nous montrons comment un test empirique peut évaluer l'importance relative de ces deux hypothèses dans le cadre d'un modèle plus complexe.

(a) Blanchard et Diamond (1994) ont introduit leur hypothèse de *classement* des candidats selon la durée, dans un modèle du marché du travail avec création et destruction d'emplois et une

fonction d'appariement¹. Cette règle de recrutement est comparée à celle qui consisterait à choisir aléatoirement le candidat à un poste vacant. Ils supposent que les travailleurs ne sont pas hétérogènes ex ante et qu'il y a généralement plusieurs candidatures pour le même poste vacant. Un de leurs résultats le plus intéressant concerne la variation de la dépendance du taux de sortie à la durée, en fonction de l'état du marché du travail². Lorsque ce dernier est très favorable, les chômeurs de plus longue durée peuvent être les uniques candidats à un poste vacant, ce qui augmente leur probabilité d'être engagés. Le taux de sortie du chômage décroît alors faiblement avec la durée (voir Figure 1).

Figure 1 : Taux de sortie relatif³ en cas de mauvais (m) et bon (b) état du marché du travail sous l'hypothèse de *classement* pour une durée de chômage k



Lorsque par contre, l'état du marché du travail se détériore, les postes vacants reçoivent de nombreuses candidatures et les chômeurs de courte durée sont susceptibles d'être les premiers dans le classement opéré par les employeurs à l'occasion du recrutement de candidats. Dans ce cas, le taux de sortie du chômage diminue fortement avec la durée (voir Figure 1). Ce résultat implique également que la probabilité de sortie est plus sensible à l'état du marché du travail pour les longues durées de chômage que pour les courtes durées.

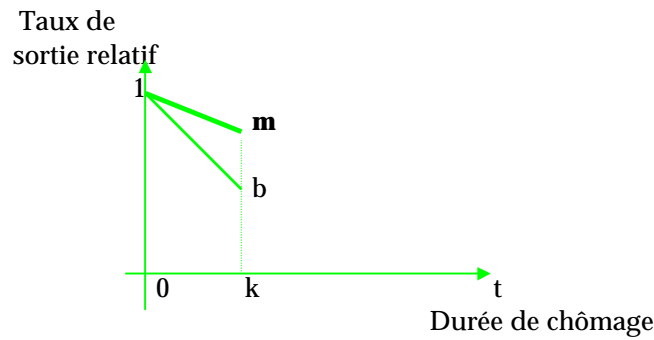
(b) Le processus de *sélection*, induit par la différence entre les taux de sortie individuels à l'entrée du chômage, a d'autres effets sur la dépendance à la durée observée à travers le cycle conjoncturel (voir van den Berg et van Ours, 1994 et 1996). Dans une bonne conjoncture, la sélection des chômeurs s'effectue très vite : les travailleurs de 'bonne qualité' quittent le chômage rapidement. Le taux de sortie du chômage observé à des durées de chômage très courtes décroît très vite (voir Figure 2). Par contre, en récession, même les chômeurs potentiellement les plus employables sur le marché du travail sont susceptibles de rester au chômage longtemps, ce qui explique que le taux de sortie du chômage observé diminue très lentement (voir Figure 2). Cette observation implique également, qu'à l'inverse du cas (a) précédent, la probabilité de sortie est plus sensible à l'état du marché du travail pour les courtes durées que pour les longues durées de chômage.

¹ Les modèles d'appariement, inspirés des modèles de recherche d'emploi (les sorties du chômage étant la conséquence des comportements individuels de recherche des offreurs mais aussi des demandeurs sur le marché du travail), modélisent le flux de sortie du chômage à l'aide d'un processus d'échanges entre chômeurs et firmes, dit processus d'appariement. Ce processus, coûteux en temps et en ressources pour chacun des partenaires, est représenté par une fonction d'appariement, qui fournit le nombre d'appariements réalisés en fonction du nombre de demandeurs d'emploi et de celui des postes vacants.

² Ils s'intéressent au cas d'un taux de sortie du chômage procyclique (c.à.d lié positivement à l'état du marché du travail, ce qu'ils constatent empiriquement).

³ Le taux de sortie relatif est défini par le rapport entre le taux de sortie après une certaine période passée au chômage ($k>0$) et le taux de sortie à l'entrée ($t=0$).

Figure 2 : Taux de sortie relatif en mauvaise (m) et en bonne (b) conjoncture avec *hétérogénéité*



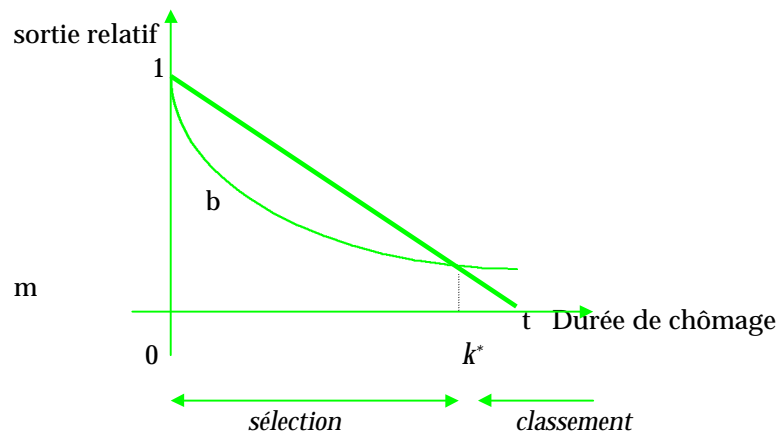
Sur base de ce résultat, Abbring *et al.* (1994) testent la validité de l'hypothèse de sélection contre celle de classement, et ce d'abord pour la seule première classe de durée ($k=1$). Si le rapport entre le taux de sortie après une période passée au chômage et le taux de sortie à l'entrée au chômage est moins (respectivement plus) élevé dans une bonne conjoncture que dans une récession, comme à la Figure 2 (resp. Figure 1), la sélection (resp. le classement) domine le classement (resp. la sélection) à la première période de chômage, pour expliquer la dépendance à la durée observée.

Par la suite, Abbring *et al.* (1997) ont généralisé et étendu ce test empirique dans le but d'évaluer la dominance du processus de sélection sur le classement, à chaque intervalle de durée passée au chômage et non seulement après une unique période de chômage. Cette extension est toujours basée sur l'analyse de l'interaction entre la dépendance à la durée observée et l'état du marché du travail. Elle part de la constatation que sur une longue période les deux cas simples précédemment discutés peuvent simultanément jouer, mais qu'il est possible de distinguer des sous-périodes au sein desquelles l'un des deux processus est dominant. A chaque durée, on peut ainsi construire un test de l'hypothèse de classement contre l'hypothèse de sélection. Il en découle que, si le classement (resp. la sélection) domine la sélection (resp. le classement) à une durée particulière de chômage, la diminution en pourcentage du taux de sortie à cette durée par rapport au taux de sortie à la durée de référence en bonne conjoncture est supérieure (resp. inférieure) à celle observée en mauvaise conjoncture¹. La Figure 3 donne une illustration graphique de ce test. La sélection est dominante jusqu'à la durée k^* pour expliquer la décroissance du taux de sortie observée. Ensuite, le classement devient dominant.

¹ Pour une démonstration complète, on renvoie à Abbring *et al.* (1997).

Figure 3 : Test de l'hypothèse de *sélection* contre l'hypothèse de *classement*
(b : bonne conjoncture, m : mauvaise conjoncture)

Taux de



Ce test a permis de montrer qu'aux Etats-Unis, la sélection est le processus dominant dans l'explication de la dépendance négative à la durée au cours des deux premiers mois de chômage, alors que le classement domine pour des durées de chômage supérieures (voir Abbring *et al.*, 1997). A partir de données françaises, Abbring *et al.* (1994) trouvent que la sélection engendrée par la présence d'hétérogénéité chez les demandeurs d'emploi est l'interprétation dominante de la diminution du taux de sortie avec la durée.

Cette étude se propose d'appliquer un tel test, au cas de la dépendance à la durée du chômage wallon.

2. ÉTUDE EMPIRIQUE SUR LES DETERMINANTS DU TAUX DE SORTIE

DU CHOMAGE EN WALLONIE

Jusqu'à présent, il semble qu'aucune étude empirique en Belgique n'ait été consacrée à l'analyse des déterminants de la dépendance du taux de sortie du chômage à la durée, et ce sur base de données agrégées trimestrielles ou mensuelles. On se propose ici de combler un tel vide, par une étude sur la dépendance du taux de sortie du chômage à la durée en Wallonie.

Dans une première section, nous présentons les données sur lesquelles porte notre analyse, puis nous retraçons très succinctement et de manière assez intuitive quelques points de la méthodologie appliquée¹. Au cours de la section suivante, nous exposons et interprétons les résultats des estimations réalisées, ainsi que les conclusions du test.

2.1. Données et variables explicatives

La partie empirique de cette étude exploite des données agrégées de manière trimestrielle et relatives aux flux d'entrée au chômage et de sortie. Ces données ont été construites à partir d'une banque de données administratives, la STAT.92, gérée par l'ONEm (Office National de l'Emploi) et propriété du Forem (Office Communautaire et Régional de la Formation Professionnelle et de l'Emploi) pour la partie Wallonne ; qui reprend tous les individus passés par un quelconque statut associé au chômage (pour l'essentiel : demandeur d'emploi inoccupé, bénéficiaire du plan de résorption du chômage, chômeur occupé à temps réduit pour échapper au chômage et demandeur d'emploi en formation professionnelle) en région wallonne entre juin 1989 et février 1994.

Pour chaque individu, nous disposons de deux ensembles d'information : d'une part, ses caractéristiques individuelles observables, telles que le sexe, l'âge, le lieu de résidence et le niveau d'éducation (enregistrées uniquement à la fin de notre période d'observation) et d'autre part, sa trajectoire sur le marché du travail avec la séquence chronologique de tous les états occupés et les dates de mouvement entre ces états. Il est dès lors possible de déterminer la situation relative au chômage de chaque individu repris à un moment donné sous le statut de chômeur et de calculer la durée exacte (en mois) de son (ses) épisode(s) de chômage, pour autant que cette période de chômage soit complète². Nous ne considérons que les personnes inscrites au chômage sous le statut de Chômeur Complet Indemnisé³. Les épisodes de chômage débutant par un stage d'attente n'ont pas été retenus⁴.

A partir de cette source d'information, nous avons construit des flux d'entrée en chômage, séparément pour les hommes et pour les femmes, et ce pour chaque trimestre⁵, compris entre juin 1989 et novembre 1993. Le flux d'entrée au cours d'un trimestre donné reprend l'ensemble des individus pour lesquels il s'agit, soit d'une première entrée au chômage, soit d'une réentrée au chômage s'effectuant impérativement après une sortie préalable du chômage d'une durée minimale de trois mois, et qui de plus se trouvent encore au chômage à la fin de ce trimestre d'entrée. Cette

¹ Le modèle statistique est explicité dans Dejemeppe (1997).

² A condition qu'elle se soit achevée avant la fin de notre période d'observation.

³ Chômeur à temps plein percevant une allocation.

⁴ La date exacte de sortie du chômage des jeunes en stage d'attente (lorsque la sortie s'effectue avant le terme de la période d'attente) est très imprécise dans la banque de données STAT.92.

⁵ Le découpage trimestriel retenu est le suivant : (juin, juillet, août), (septembre, octobre, novembre), (décembre, janvier, février), (mars, avril, mai).

dernière exigence implique qu'aucun individu comptabilisé dans le flux d'entrée d'un trimestre particulier ne quitte l'état de chômage avant la fin de ce trimestre. Son principal intérêt est de nous permettre d'analyser ces données comme si les entrées se produisaient exactement à la fin de chaque trimestre considéré et non pas à n'importe quel instant au cours de ce même trimestre. Ceci autorise des simplifications non négligeables au plan de la modélisation. Par ailleurs, lorsqu'un individu effectue des séjours répétés au chômage, pour autant que chacun de ces séjours remplisse les conditions requises précédentes, nous retenons chacun de ces épisodes. Pour les besoins de l'analyse, ceux-ci sont supposés indépendants les uns des autres, c'est-à-dire appréhendés comme s'il s'agissait d'épisodes réalisés par des individus différents.

Les données ne nous permettant pas de distinguer, de manière précise et certaine, les sorties du chômage vers un emploi, des sorties équivalentes à un retrait du marché du travail, ni de qualifier le type d'emploi trouvé, nous traitons de façon globale les sorties du chômage.

Nous avons ainsi constitué 18 cohortes de chômeurs (une cohorte correspondant à un flux d'entrée trimestriel), chacune stratifiée selon le sexe, dont nous avons analysé les sorties du chômage, trimestre après trimestre, depuis leur date d'entrée jusqu'à fin février 1994. Pour chaque trimestre de la période d'observation, postérieur au trimestre d'entrée d'une cohorte particulière, nous avons calculé une probabilité empirique de sortie, définie comme le rapport entre le nombre de personnes de la cohorte en question sorties du chômage au cours du trimestre considéré et l'effectif de cette cohorte présent dans cet état au début de ce même trimestre. C'est précisément cette probabilité qui constitue la variable à expliquer de notre analyse.

Sur base de ces éléments, nous avons développé un modèle simple¹ permettant de distinguer empiriquement la vraie dépendance à la durée et l'hétérogénéité individuelle dans le taux de sortie du chômage. Nous n'avons pas envisagé d'inclure des caractéristiques individuelles observables telles que l'âge, la province et/ou le niveau de qualification. Seule la variable 'sexe' a été retenue et utilisée afin de diviser notre échantillon en deux sous-groupes. Il eût certes été souhaitable de stratifier également selon les critères précédents. Néanmoins, l'étude menée ici devant être envisagée comme une nécessaire première étape d'une analyse plus approfondie, elle s'est résolument concentrée sur une version relativement simplifiée du modèle. Ces stratifications supplémentaires, dont l'intérêt est certain, feront l'objet de développements ultérieurs.

Les seules variables explicatives que nous introduisons sont, outre la durée passée dans l'état de chômage, les saisons d'entrée au chômage et les dates calendrier de sortie qui sont destinées à évaluer les effets saisonniers et conjoncturels sur le taux de sortie du chômage, comme dans les travaux de Abbring *et al.*. Il faut bien noter que nous distinguons deux mesures 'discrètes' du temps : la durée écoulée de chômage et le temps calendrier, chacune variant selon la même unité de mesure (le trimestre) mais sur base d'origines différentes. La durée d'un séjour en chômage part d'une origine des temps fixée à 0 et peut aller jusqu'à 18 trimestres, dans le cas où l'épisode considéré s'achève à l'intérieur de la période d'observation². Le temps calendrier prend, lui, son origine le 1^{er} juin 1989 et se termine le 28 février 1994.

2.2. Résultats et interprétations

Nous présentons ici de manière progressive les résultats de nos estimations, que nous interprétons et discutons. La première sous-section reprend les estimations de notre modèle. Une attention particulière est accordée à l'étude de l'effet de la durée passée au chômage sur le taux de sortie du chômage. Nous nous attarderons également sur le rôle des effets macro-économiques (conjoncture et

¹ La méthode appliquée est celle du minimum chi-carré (cf. : Cockx (1997)), particulièrement bien appropriée au cas (comme ici) de grands échantillons d'individus avec peu d'informations sur leurs caractéristiques personnelles.

² Sinon, nous n'observons pas la date précise de sortie et par conséquent la durée (on peut juste affirmer que celle-ci est strictement supérieure à 18 trimestres).

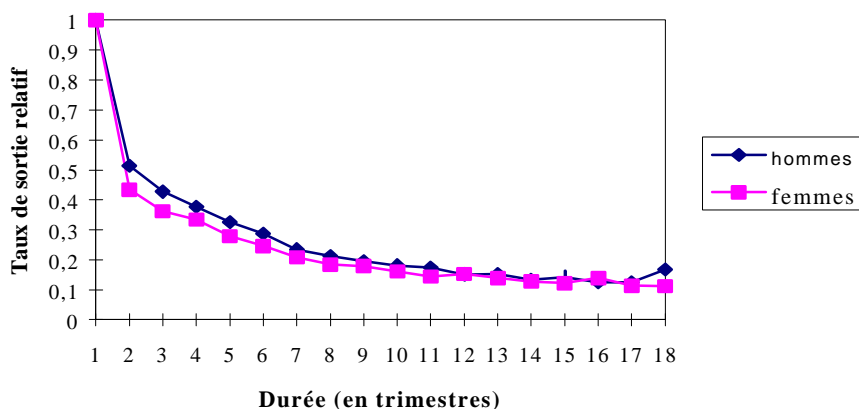
saisons). Dans une deuxième sous-section, nous introduisons le test développé par Abbring *et al.* (1994), construit afin d'évaluer si l'hypothèse de classement domine empiriquement l'hypothèse de sélection dans nos données.

2.2.1. Résultats des estimations

Effets de la durée passée au chômage

Le taux de sortie du chômage décroît fortement avec la durée passée au chômage tant pour les hommes que pour les femmes (voir Graphe 1). La diminution du taux de sortie est considérable au cours du deuxième trimestre. La probabilité de sortie du chômage diminue ainsi de 50% pour les hommes et de 57% pour les femmes, par rapport à la valeur de la probabilité de sortie pour la durée de référence d'un trimestre de chômage. En réalité, la grande majorité des sorties du chômage d'une cohorte donnée se passe au cours du trimestre qui suit immédiatement son trimestre d'entrée. Si l'on s'intéresse, à titre d'exemple, à la première cohorte masculine, on observe que sur les 8296 hommes entrés au chômage entre juin et août 1989, 4416 sortent au cours du trimestre septembre-novembre. L'estimation du taux de sortie de l'individu de référence, défini comme étant entré au chômage au cours de la saison d'été, susceptible de sortir entre septembre et novembre 1989 et au chômage depuis un trimestre, est de 76% pour les hommes et de 70% pour les femmes. Il convient de remarquer que ces taux de sortie font offices de références dans le Graphe 1. Le déclin, précédemment mentionné, du taux de sortie des hommes (resp. des femmes) de 50% (resp. 57%) après un trimestre¹ correspond donc à un taux de sortie estimé de 38% (resp. 39.9%). De façon analogue, les graphes qui suivent expriment systématiquement un taux de sortie du chômage relatif, s'interprétant par rapport à un taux de sortie de référence (normalisé à l'unité).

Graphe 1 : Taux de sortie relatifs du chômage estimés en fonction de la durée (taux normalisé à l'unité pour la durée de référence d'un trimestre)



Il serait intéressant d'estimer notre modèle sur des données agrégées mensuelles afin de mieux comprendre les mouvements de sortie du chômage au cours des premiers mois.

Le déclin de la probabilité de sortie est beaucoup moins rapide du deuxième au huitième trimestre d'inoccupation pour les deux sexes. Nous assistons à une certaine stabilisation du taux de sortie avec la durée après trois années (11 trimestres) passées au chômage². Comme expliqué précédemment, ce déclin peut résulter d'une vraie dépendance négative à la durée du taux de sortie du chômage ou résulter de la présence d'hétérogénéité individuelle inobservée (pour nous, chercheurs) ou d'une combinaison des deux phénomènes. L'objectif du test, décrit dans la section 1.4., est précisément d'apporter des éléments de réponse à cette question cruciale.

¹ En l'absence d'effets de temps calendrier.

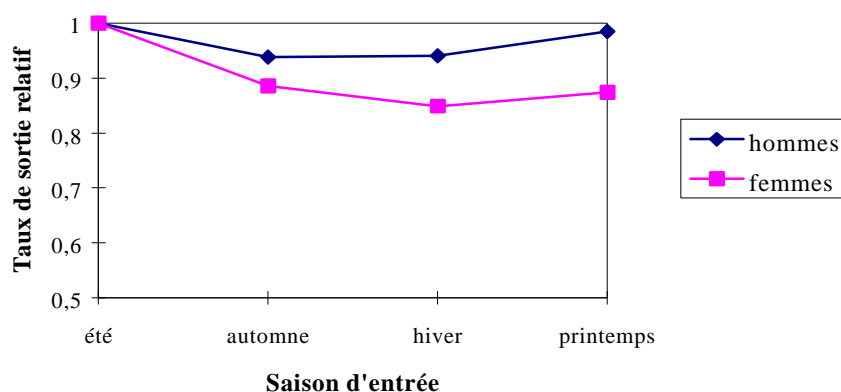
² Après trois années, les estimations du taux de sortie du chômage en fonction de la durée d'inactivité deviennent statistiquement moins précises (écarts-types élevés). Cette instabilité provient du fait que les estimations des coefficients de durée sont réalisées à partir d'un nombre décroissant d'observations.

Effets saisonniers à l'entrée au chômage

Nous pouvons distinguer deux types d'effets saisonniers sur le taux de sortie du chômage. D'un côté, la probabilité de sortie de tous les individus au chômage est influencée par les caractéristiques particulières d'une saison (la diminution de l'activité sur le marché du travail durant l'été par exemple). D'un autre côté, le nombre de même que la qualité des nouveaux entrants est susceptible de varier à travers les saisons et d'influencer ainsi le taux de sortie de ces chômeurs (uniquement). Dans cette partie, nous discutons ce dernier type d'effet saisonnier.

Les effets saisonniers à l'entrée sont peu importants, principalement pour les hommes (voir Graphe 2), en Wallonie. A ce niveau de l'analyse, il faut bien garder à l'esprit que seules les admissions au chômage sur base de prestations de travail ont été retenues dans la constitution de nos cohortes. La probabilité de sortie des hommes entrés au chômage au cours de l'automne et de l'hiver diminue d'environ 6% relativement à la probabilité de sortie du chômage de ceux entrés en été (saison de référence). Entrer au chômage au printemps offre plus de chances de sortie. Le taux de sortie à cette période de l'année n'augmente cependant pas par rapport au taux de sortie à la saison de référence (l'été). Pour les femmes, bien que la tendance soit identique (excepté pour le printemps), nous remarquons que leur taux de sortie conditionnellement à la saison d'entrée varie plus fortement que celui des hommes.

Graphe 2 : Taux de sortie relatifs du chômage estimés en fonction de la saison d'entrée (taux normalisé à l'unité pour une entrée au cours de la saison de référence, l'été)



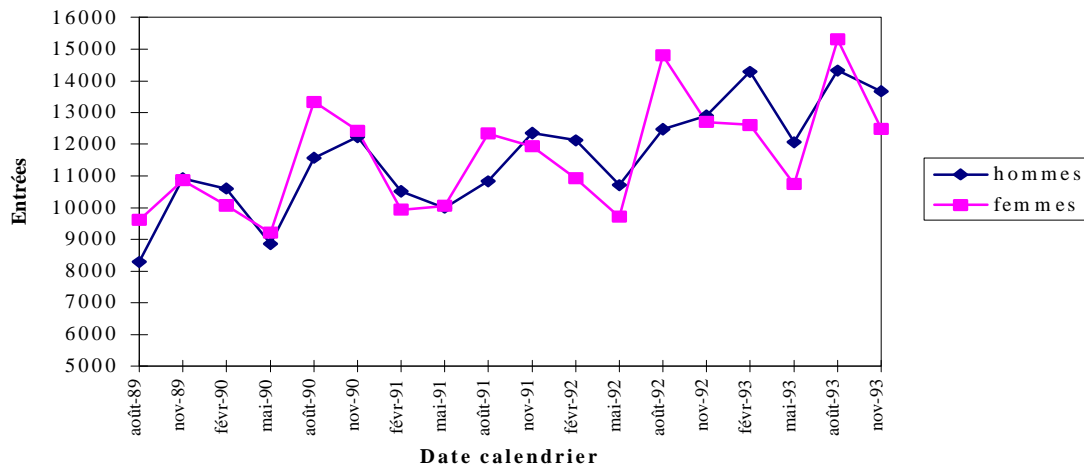
Deux arguments peuvent être avancés pour expliquer l'évolution du taux de sortie du chômage avec les saisons d'entrée. D'une part, le nombre d'entrées au chômage, qui dépend souvent d'effets saisonniers (voir Abbring *et al.*, 1994), peut affecter l'intensité de la compétition entre les nouveaux entrants pour les postes vacants disponibles et, ainsi influencer le taux de sortie. Pour illustration, on peut invoquer le traditionnellement abondant volume d'entrée constaté au cours de l'automne, en partie imputable aux travailleurs saisonniers de l'HORECA. D'autre part, la qualité moyenne des nouvelles cohortes de chômeurs, et, par conséquent, leur probabilité de sortie du chômage, sont susceptibles de varier à travers les saisons.

L'évolution des entrées au chômage, au sens où nous les avons définies précédemment, montre une tendance saisonnière au cours de la période d'observation considérée (voir Graphe 3). Les entrées à l'automne¹ sont, pour les hommes, souvent les plus nombreuses et leur probabilité de sortie relativement la plus faible, ce qui pourrait confirmer le premier argument. Cependant, la demande de travail est généralement importante à cette époque, comme nous le confirmera l'analyse des effets

¹ Dates calendriers d'entrée au mois de novembre sur le Graphe 3.

saisonniers à la sortie du chômage. Cette observation affaiblit, en conséquence, l'idée qu'une compétition accrue entre ces nouveaux chômeurs puisse expliquer le faible taux de sortie du chômage en automne.

Graphe 3 : Evolution des effectifs des flux d'entrées en chômage au cours de la période août 1989-novembre 1993



La période d'été¹ est également caractérisée par un grand nombre d'entrées au chômage, principalement pour les femmes. Le taux de sortie à cette période est cependant le plus élevé. Les caractéristiques (en terme de qualifications notamment) des individus qui entrent au chômage en été pourraient éventuellement être meilleures. Si les entrées au chômage sont importantes, on s'attend à ce qu'elles comprennent une proportion relativement plus élevée de personnes de bonne qualité (relation soulignée par Abbring *et al.*, 1997)². Ceci soutiendrait plutôt le deuxième argument.

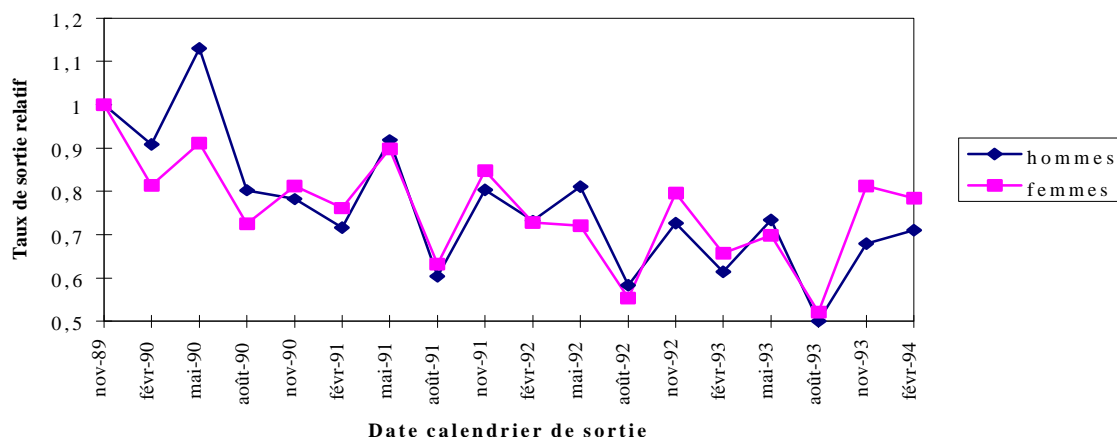
Effets saisonniers à la sortie du chômage

Le graphe 4, qui met en relation le taux de sortie relatif du chômage et la date calendrier de sortie, indique que les effets saisonniers jouent un rôle essentiel dans la détermination de la probabilité de sortie du chômage. Ceux-ci apparaissent dominer largement les effets conjoncturels tant pour les hommes que pour les femmes.

¹ Date calendrier d'entrée correspondant au mois d'août sur le Graphe 3.

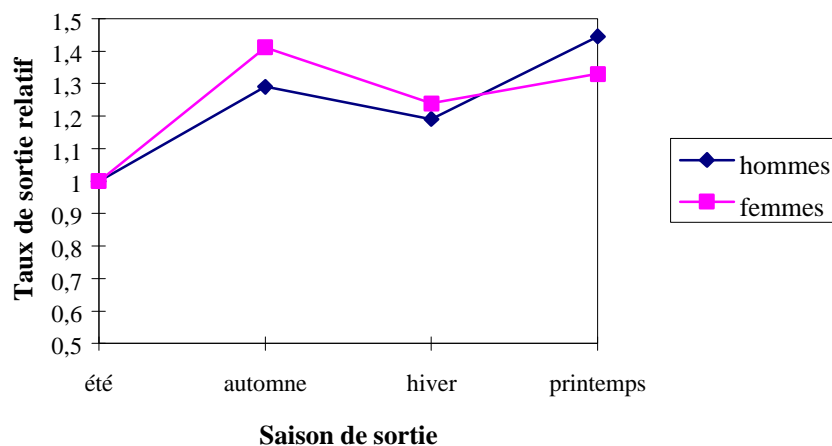
² Car dans ce cas, outre le flux habituel composé d'individus de qualité 'médiocre', les entrées en chômage comprennent un flot d'individus de qualité meilleure, habituellement non ou peu touchés par le chômage (par les licenciements notamment).

Graph 4 : Taux de sortie relatifs du chômage en fonction de la date calendrier de sortie (taux normalisé à l'unité pour la date calendrier de sortie de référence, nov-89)



Afin d'isoler les deux principales composantes des effets macro-économiques à la sortie du chômage, nous avons choisi de les décomposer en un effet 'saisons' (graphe 5) que nous présentons dans cette section, et en un effet 'conjoncture' représenté par la date calendrier désaisonnalisée (graphe 6) que nous analysons dans la prochaine section.

Graph 5 : Taux de sortie relatifs du chômage estimés en fonction de la saison de sortie (taux normalisé à l'unité pour la saison de référence, l'été)



La période des vacances est la moins favorable aux chances de sortie du chômage. Les taux de sortie aux autres saisons augmentent tous par rapport au taux de sortie en été. C'est au cours du printemps que le taux de sortie du chômage est, en termes relatifs, le plus élevé (augmentation de 44% pour les hommes et de 33% pour les femmes). En automne, les chances de sortie du chômage sont également très favorables (augmentation de 29% pour les hommes et de 41% pour les femmes par rapport au taux de sortie en été). Le taux de sortie durant l'hiver ne croît, quant à lui, que de 19% par rapport au taux de sortie en automne dans la population masculine et de 24% dans la population féminine.

L'intensité de l'activité sur le marché du travail en Wallonie paraît diminuer fortement en période de congés, tant au niveau de l'offre que de la demande de travail. Comme nous le mettons en évidence précédemment, les entrées au chômage sont également très importantes à cette période de l'année. L'augmentation systématique du taux de chômage en été résulte donc d'une augmentation du flux d'entrée et d'une diminution du flux de sortie du chômage. Durant la période de vacances, les commandes sont souvent moins importantes. Les entreprises attendent généralement aussi le mois de septembre pour ouvrir des postes vacants. Les demandeurs d'emploi sont également moins actifs

dans leur recherche d'emploi à cette période, anticipant notamment le comportement des firmes. L'activité du marché du travail semble, par contre, beaucoup plus dynamique au printemps, surtout pour les hommes.

Effets conjoncturels à la sortie du chômage

Nous devons ici mentionner que nous avons été contraints de supposer implicitement que le taux de sortie à l'entrée au chômage ou la qualité moyenne des entrants était constant à travers le temps calendrier¹. Par conséquent, si nous observons que le taux de sortie du chômage varie positivement avec l'état de l'activité économique (procyclicalité du taux de sortie), nous attribuons cette variation aux fluctuations cycliques du rythme d'embauche des firmes, plutôt qu'à un changement de la qualité moyenne des entrants à travers le cycle économique.

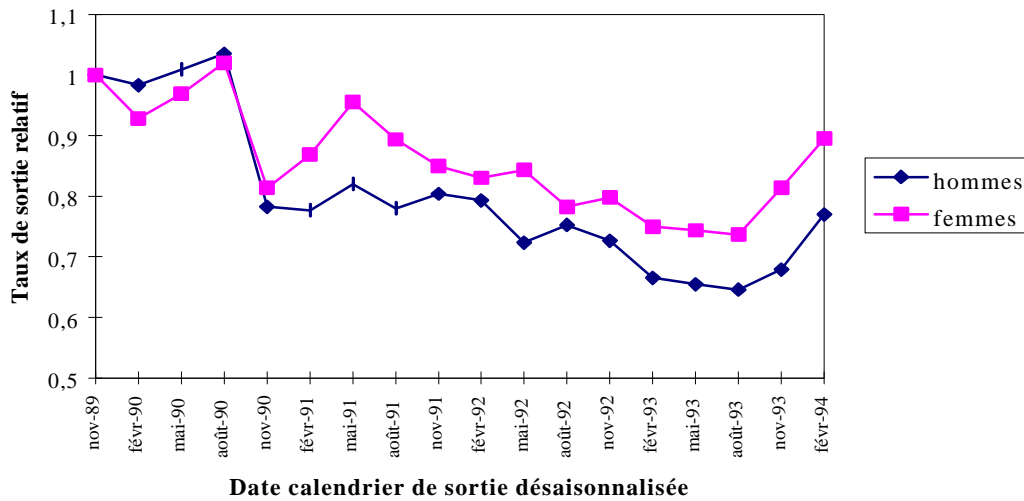
Le taux de sortie du chômage des hommes et des femmes en Wallonie semble procyclique, comme nous l'observerons en comparant le Graphe 6, relatif à l'effet 'conjoncture' (appréhendé par la date calendrier de sortie désaisonnalisée) et le Graphe 7, qui reprend l'indicateur conjoncturel belge de la Kredietbank (voir Kredietbank, 1997b). La période couverte par l'estimation est cependant trop limitée pour observer un cycle conjoncturel complet. L'évolution du taux de sortie en Wallonie est, en réalité, proche de celle du taux de chômage, qui suit avec un certain décalage (environ deux trimestres) celle de l'activité économique. Le Graphe 8 montre la variation du taux de chômage trimestriel en région wallonne par rapport au taux de chômage au trimestre de référence (septembre-novembre 1989).

La procyclicalité du taux de sortie avait déjà été mise en évidence dans les travaux de Blanchard et Diamond (1994). Ils ont montré, dans leur modèle du marché du travail basé sur une fonction d'appariement, que le taux de sortie du chômage est corrélé positivement avec l'état du marché du travail.

La fin de l'année 1989 marque le début d'un nouveau cycle conjoncturel. L'activité économique a, à cette période, atteint à un pic conjoncturel très élevé. Au cours de la première moitié de l'année 1990, le taux de sortie du chômage augmentait encore (et le taux de chômage diminuait) par rapport au dernier trimestre de l'année 1989, alors que l'activité économique commençait sa lente décroissance. Depuis la fin de l'année 90', la probabilité de sortie du chômage a connu une dégradation progressive jusqu'au creux conjoncturel de 1993.

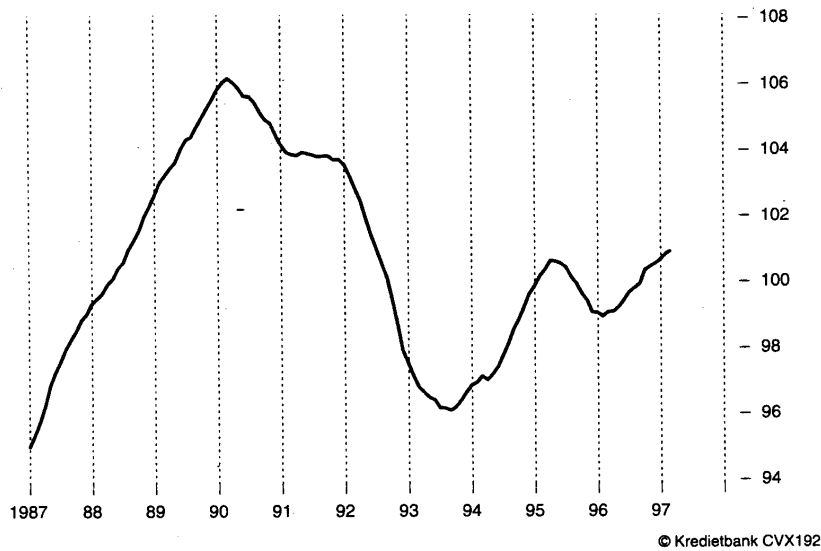
¹ Nous avons tester la sensibilité de nos résultats à cette hypothèse, par l'introduction dans notre modèle d'un indicateur conjoncturel (le taux d'entrée), destiné à représenter l'effet de la date d'entrée sur le taux de sortie du chômage. Les résultats alors obtenus indiquent que cette hypothèse est très robuste.

Graph 6 : Taux de sortie relatifs estimés en fonction de la date calendrier désaisonnalisée



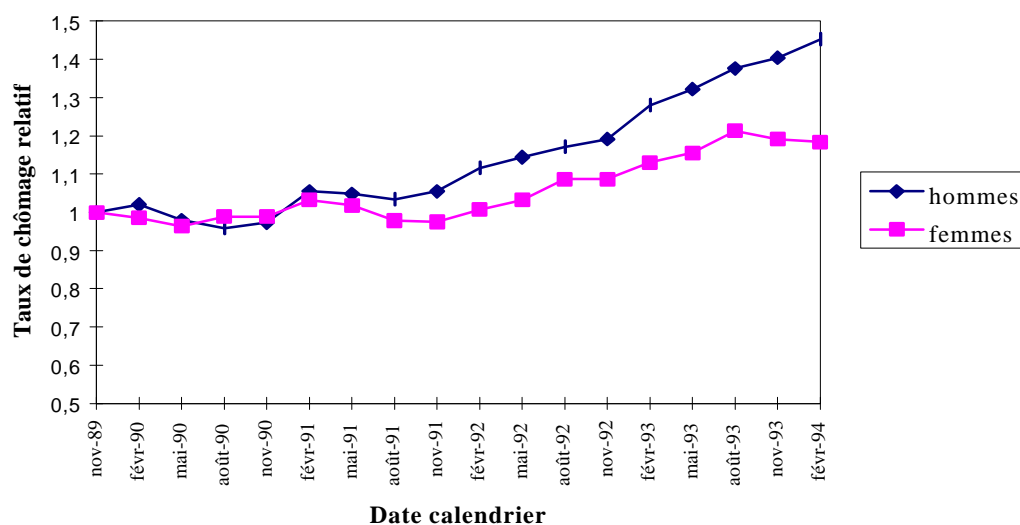
En 1991, nous assistons néanmoins à une relative stabilisation de la variation du taux de sortie du chômage ainsi que de celle du taux de chômage proprement dit, principalement pour les hommes. L'arrêt de la diminution du taux de sortie du chômage à la fin de l'année 1993 suit le redressement conjoncturel amorcé au deuxième trimestre de l'année 1993 (grâce au redressement de la demande extérieure) et qui s'est poursuivi jusqu'en 1995. Le taux de chômage en Wallonie connaissait encore une augmentation, bien que ralentie au cours de l'année 1994.

Graph 7 : Indicateur conjoncturel de la Kredietbank



Source : Bulletin hebdomadaire Kredietbank

Graphe 8 : Taux de chômage des hommes et des femmes en Wallonie
(en % du nombre d'assurés contre le chômage¹)



Source : Communiqué mensuel ONEm

Il faut également noter que la phase descendante du nouveau cycle conjoncturel commencé en 1990 a frappé plus durement les hommes que les femmes. La variation du taux de sortie de ceux-ci est restée largement inférieure à celle des femmes sur toute la période considérée.

2.2.2. Test de l'hypothèse de classement contre celle de sélection

Résultats du test

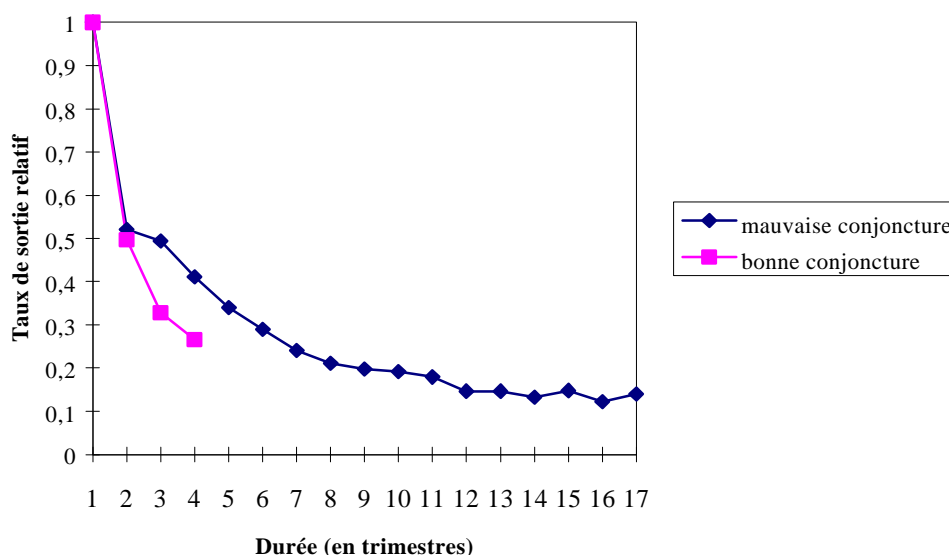
Afin de tester la dominance du processus de *sélection* sur l'hypothèse de *classement* pour expliquer la dépendance négative à la durée observée en Wallonie, nous avons estimé la relation entre le taux de sortie du chômage et la durée en bonne et en mauvaise conjoncture.

Dans ce but, nous avons divisé nos données à partir de l'analyse du Graphe 6, qui met en relation le taux de sortie du chômage désaisonnalisé avec la date calendrier de sortie et que l'on peut considérer comme reflétant mieux l'état du marché du travail en Wallonie qu'un indicateur conjoncturel. Nous avons retenu, pour la période d'expansion économique, les probabilités de sortie, estimées à partir de nos données, relatives au 'pic conjoncturel' de la fin de l'année 1989 et du début de l'année 1990 (nov-89, févr-90, mai-90, août-90). Pour la période de récession économique, nous avons choisi de prendre uniquement celles relatives au 'creux conjoncturel' de 1993, afin de réellement contraster les deux périodes sélectionnées (févr-93, mai-93, août-93, nov-93). Les observations ainsi sélectionnées concernent donc les sorties réalisées aux trimestres, considérés comme appartenant au 'pic' ou au 'creux' conjoncturel, et ce pour toutes les dates d'entrée pertinentes.

Nous avons alors procédé à des estimations séparées de notre modèle statistique pour chacune des deux sous-périodes ainsi constituées. Le Graphe (9) et le Graphe (10) mettent en relation le taux de sortie du chômage relatif et la durée passée au chômage, en situation de mauvaise et de bonne conjoncture, respectivement pour les hommes et pour les femmes.

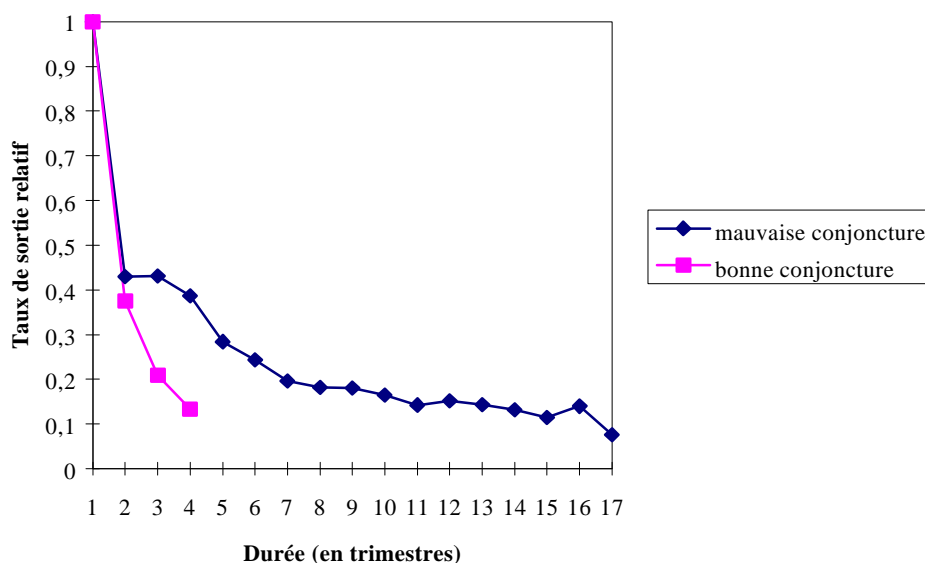
¹ Assurés INAMI, chômeurs complets indemnisés de moins de trois mois et frontaliers.

Graph 9 : Taux de sortie relatifs du chômage en fonction de la durée en mauvaise (creux conjoncturel) et en haute conjoncture (pic conjoncturel) pour les hommes



A chaque intervalle de durée envisageable (quatre trimestres), le processus de *sélection* domine le processus de *classement* pour expliquer la diminution observée du taux de sortie du chômage en fonction de la durée en Wallonie, dans la population masculine comme dans la population féminine. En effet, la diminution en pourcentage du taux de sortie du chômage par rapport au taux de sortie à la durée d'origine (un trimestre) en mauvaise conjoncture est, à chaque durée, supérieure à la diminution observée en bonne conjoncture (cf. : section 1.4.). La dominance de la sélection sur le classement n'est cependant pas très évidente au deuxième trimestre passé au chômage, principalement pour les hommes. Cette dominance est également davantage prononcée dans la population féminine entre deux et quatre trimestres d'inoccupation.

Graph 10 : Taux de sortie relatifs du chômage en fonction de la durée en basse (creux conjoncturel) et en haute conjoncture (pic conjoncturel) pour les femmes



Pour conforter la validité des conclusions tirées du test ci-dessus, nous avons examiné une division alternative de notre période d'observation, celle-ci s'effectuant cette fois sur base de l'indicateur

conjoncturel de la Kredietbank (voir Graphe 7). On retrouve les mêmes résultats que ceux dérivés précédemment¹. On obtient donc confirmation du fait que l'hypothèse de *sélection* domine celle du *classement* des candidats selon la durée d'inoccupation à toutes les durées de chômage envisageables (jusqu'à douze trimestres cette fois au lieu des quatre précédents) pour expliquer la dépendance à la durée observée en Wallonie. En outre, comme nous l'avons déjà remarqué, la dominance de la sélection sur le classement s'avère être beaucoup moins nette au deuxième trimestre passé au chômage. A une telle durée, le processus de *sélection* pourrait, par conséquent, être considéré comme une aussi bonne explication de la décroissance du taux de sortie du chômage observée avec la durée, que la vraie dépendance à la durée résultant du *classement* des candidats selon la durée d'inoccupation. Rappelons que le test nous indique uniquement laquelle des deux interprétations est dominante dans nos données. Le *classement* des candidats aux postes vacants selon la durée de chômage et la *sélection* des chômeurs peuvent bien sûr intervenir conjointement pour expliquer la dépendance négative du taux de sortie observée.

On pourrait, cependant, mettre en doute la valeur de ces conclusions, en s'attaquant au point relatif à l'interaction entre l'état du marché du travail et la dépendance à la durée. Cette interaction, mise en évidence par Blanchard et Diamond, dépend effectivement directement des hypothèses invoquées par ces derniers dans leur modèle. Pour que, sous l'hypothèse de *classement* des candidats, la dépendance à la durée soit plus forte lorsque l'état du marché du travail est défavorable que lorsque celui-ci est favorable, il est nécessaire que les postes vacants reçoivent, en général et surtout en basse conjoncture, plusieurs candidatures. Van der Linden *et al.* (1995) indiquent que cette hypothèse ne contredit pas le fonctionnement du marché du travail en Belgique et que donc l'interaction entre l'état du marché du travail et la dépendance à la durée supposée par Blanchard et Diamond est conforme à ce que l'on observe sur le marché belge du travail. Ils renforcent ainsi la confiance que l'on peut accorder à nos résultats.

Interprétation du test

Au-delà de la simple constatation des résultats issus du test, on se propose maintenant d'apprécier leur portée. On peut tout d'abord attirer l'attention sur la très forte décroissance observée du taux de sortie du chômage entre le premier et le deuxième trimestre qui, étant donné le diagnostic du test pour cet intervalle de durée, laisse présager de la présence jointe d'un processus de sélection puissant et d'une vraie dépendance à la durée, elle-même, très prononcée. On a vu que la vraie diminution du taux de sortie pouvait être attribuée, soit à la perte de productivité engendrée par la durée d'inoccupation sous l'hypothèse d'une situation d'information parfaite, soit aux effets de la durée sur le classement des candidats lors du recrutement sous l'hypothèse d'une situation d'information imparfaite, soit encore à la diminution de l'intensité de la recherche d'emploi.

Or, il est clair que le processus de dégradation de la productivité des chômeurs n'est pas parfaitement observable par les employeurs potentiels. Même s'il l'était, l'éventualité d'une détérioration des qualifications, non seulement substantielle au cours des premiers mois de chômage, mais aussi plus rapide à cette période-là que par la suite, semble peu probable. De même, on ne peut raisonnablement admettre que l'intensité de recherche d'un demandeur d'emploi subisse une chute considérable au terme d'une durée si courte, et ce même si les employeurs appliquent une politique de classement « excessive », diminuant très fortement leur recrutement de candidats après que ceux-ci aient dépassé un trimestre de chômage.

Seule l'explication en terme de classement subsiste donc pour justifier la très forte vraie dépendance à la durée entre le premier et le deuxième trimestre, sous la condition toutefois que ce classement trouve son fondement dans l'incertitude des employeurs vis à vis de la 'qualité' intrinsèque des candidats chômeurs, à niveau de qualification fixé. On peut, en effet, amenuiser aussi la responsabilité du classement issu de l'anticipation des employeurs d'une altération de la productivité des chômeurs d'autant plus importante que leur durée d'inoccupation est longue. Comme souligné précédemment, une dégradation des qualifications et une perte des habitudes de travail paraissent peu vraisemblable au cours des premiers mois de chômage.

¹ On renvoie à Dejemeppe (1997) pour une exposition complète.

On peut en second lieu questionner, d'un point de vue pratique, le réalisme de chacune des deux hypothèses (classement contre sélection) mises en concurrence dans le cas de la Belgique. Si on se réfère aux travaux existants, l'acuité de l'une comme de l'autre est établie. L'hypothèse de classement des candidats à un poste vacant selon la durée passée au chômage comme explication de la vraie dépendance à la durée est, en effet, soutenue par l'étude conduite par Van der Linden *et al.* (1995) sur des données agrégées annuelles de flux d'entrée au chômage en Belgique sur la période 1961-1991¹. Par ailleurs, Spinnewyn (1982), Plasman (1993) et Mahy (1994) insistent sur l'importance de la responsabilité du processus de sélection dans la décroissance du taux de sortie du chômage avec la durée. Il peut alors paraître tout à fait plausible, qu'à certaines classes de durée, l'on n'obtienne pas de dominance nettement marquée du processus de sélection sur l'hypothèse de classement. En particulier, il ressort que le classement contribue tout autant que le processus de sélection à la dépendance négative au cours des trimestres initiaux de chômage.

Par ailleurs, nos résultats suggèrent que cette interprétation en terme de classement serait plus importante dans cette phase initiale de l'épisode de chômage, où on la relie au problème de l'inobservabilité de la qualité réelle des postulants, que par la suite.

Finalement, si on adjoint aux constatations précédentes, le fait qu'il y a malgré tout une dominance permanente du processus de *sélection* sur le processus de *classement*, on parvient à la conclusion que ni la détérioration des qualifications, ni la démotivation des chômeurs ne jouent un rôle déterminant dans l'explication de la diminution observée du taux de sortie avec la durée. Dans ces circonstances, comme nous l'avons souligné dans la section 1.2., les politiques à mener devraient plutôt se caractériser par un caractère structurel, que de se traduire par des effets uniquement temporaires. Nous reviendrons sur ce point lors de la conclusion.

¹ Leur modèle ne permet cependant pas d'évaluer l'importance relative du processus de sélection sur l'hypothèse de classement pour expliquer la décroissance observée du taux de sortie du chômage avec la durée.

3. CONCLUSION

Synthèse des résultats

Notre étude empirique avait pour objectif de parvenir à une meilleure compréhension de la décroissance observée du taux de sortie du chômage avec la durée d'inoccupation en Wallonie. La dépendance négative à la durée est-elle *véritable* ou résulte-t-elle d'un processus de *sélection* engendré par la différence entre les taux de sortie individuels à l'entrée au chômage?

En vue de répondre à cette question, nous avons développé une modélisation du taux de sortie du chômage, inspirée des travaux de Cockx (1997). Nous avons appliqué celle-ci à des données agrégées trimestrielles, relatives aux flux d'entrée au chômage en Wallonie entre juin 1989 et février 1994. Les effets de la conjoncture et des saisons sur le taux de sortie du chômage y ont été explicitement incorporés. Cette modélisation nous a permis de différencier empiriquement le rôle de la *vraie dépendance négative* à la durée de celui de l'*hétérogénéité individuelle*, dans l'explication de la décroissance observée du taux de sortie en fonction de la durée. Le modèle statistique retenu pour le taux de sortie du chômage nous a ainsi autorisé à construire le test développé par Abbring *et al.* (1997), destiné à évaluer l'ampleur de la dominance du processus de *sélection* sur l'hypothèse de *classement*, pour expliquer la diminution du taux de sortie du chômage.

Parmi les principaux résultats découverts au long de cette étude, nous devons mentionner que les effets saisonniers jouent un rôle important à la sortie du chômage. C'est la période des vacances qui affecte le plus négativement les rythmes de sortie du chômage. En revanche, la saison d'entrée ne semble pas influencer de manière significative le taux de sortie des nouveaux entrants.

Ensuite, nous avons mis en évidence que le taux de sortie du chômage en Wallonie est procyclique. Son évolution suit, en effet, positivement celle de l'activité économique. Nous avons surtout montré que la variation du taux de sortie du chômage avec l'état de l'activité économique résulte principalement d'une fluctuation cyclique du rythme d'embauche plutôt que d'un changement de la qualité moyenne des nouveaux entrants à travers le cycle économique.

Nous avons également établi que la décroissance estimée du taux de sortie du chômage en fonction de la durée est en grande partie attribuée au processus de *sélection* engendré par l'hétérogénéité entre les taux de sortie à l'entrée au chômage, plutôt qu'à l'hypothèse de *classement* des candidats selon la durée d'inoccupation. En effet, à chaque intervalle de durée envisageable, la dépendance à la durée est relativement plus forte en période d'expansion économique qu'en période de récession.

Finalement, en ajoutant l'argument que l'hypothèse de *classement*, liée à la non observabilité de la véritable qualité des chômeurs, est une explication majeure de la vraie dépendance du taux de sortie à la durée, à la constatation que le processus de *sélection* domine sur l'hypothèse de *classement*, nous arrivons à la conclusion que la dépendance négative du taux de sortie est plutôt expliquée par un processus de *sélection* que par une *vraie dépendance négative*.

Nos résultats confirment ceux obtenus pour la Belgique, par Spinnewyn (1982), Plasman (1993) et Mahy (1994), à partir de données microéconométriques, c.à.d. que le processus de *sélection* engendré par l'hétérogénéité est le facteur dominant dans l'explication de la dépendance négative du taux de sortie, par rapport à la durée d'inactivité. Pareillement, ils concordent avec les résultats produits par Abbring *et al.* (1994) sur base de données françaises, ainsi qu'avec ceux obtenus par van den Berg *et al.* (1994) à l'aide de données de chômage aux Pays-Bas. Dans ces deux pays, l'hétérogénéité individuelle inobservée joue un rôle très important pour expliquer la décroissance du taux de sortie du chômage. Les particularités de la durée du chômage au Royaume-Uni ne semblent donc pas refléter celles de tous les autres pays européens.

Conséquences pour la définition de politiques d'emploi : une proposition

La dominance du processus de *sélection* sur l'hypothèse de *classement* et l'importance du *classement* comme facteur explicatif de la *vraie dépendance* à la durée du taux de sortie du chômage, au moins au début d'un épisode de chômage, impliquent que des politiques de création d'emplois temporaires n'auront que des effets marginaux sur l'emploi. Notre étude renforce les conclusions de Sneessens, pour qui le marché du travail est caractérisé, depuis le début des années 80', par une inadéquation croissante des qualifications entre la demande et l'offre de travail¹. Des modifications structurelles (permanentes) du coût du travail, ciblées sur des travailleurs peu qualifiés sont donc à envisager en priorité.

A cette fin, nous proposons d'accorder un subside permanent à l'employeur qui embaucherait un chômeur² dont la durée d'inactivité dépasserait deux trimestres, cette période étant apparue au cours de notre analyse comme une durée 'clé'. Le montant de ce subside serait peu élevé dans le cas où le chômeur bénéficiaire ne présenterait qu'une durée d'inactivité peu importante, mais il croîtrait progressivement, pour atteindre son niveau maximal, dans le cas d'un bénéficiaire mentionnant une durée d'inactivité de trois années au moins. Ce montant devrait, de plus, augmenter de façon continue et non pas par paliers successifs³. La forme la plus appropriée de ce subside serait celle d'un forfait, non lié au salaire touché. Par ailleurs, il faudrait maintenir, voire renforcer, les politiques de formation professionnelle et les cibler d'avantage sur les moins qualifiés.

Nous suggérons donc de prendre la durée d'inactivité, plutôt que le niveau d'étude ou le bas salaire, comme signal de faible qualification. Ceci réduira sensiblement les coûts liés à la vérification des informations, servant de critères pour l'obtention du subside et traditionnellement fournies par les chômeurs (le niveau d'étude) ou les employeurs (le niveau du salaire). La raison est que non seulement le Forem peut fournir l'information relative à la durée d'inactivité à faible coût, mais qu'il n'a pas non plus intérêt à la falsifier, ce qui n'est pas nécessairement vrai lorsque l'information provient de l'employeur ou du chômeur.

Par le dispositif proposé, nous nous attaquerions avant tout au problème d'inadéquation des qualifications, en espérant atteindre parmi le public éligible une très large proportion de peu ou pas qualifiés. En outre, ce dispositif de part son critère de détermination du public cible et le type de subside proposé offrirait un avantage supplémentaire indéniable. Il impliquerait, en effet, que nous suivrions la même stratégie de *classement* que celle des employeurs, à la seule différence que nous l'appliquerions dans un sens inverse au leur, sélectionnant en premier les chômeurs qui ne sont pas préférés par ces employeurs, au sens de non retenus par leur processus de recrutement. Dans cette étude, nous avons argumenté que les employeurs lors d'une embauche choisissaient plutôt parmi les chômeurs ayant une durée d'inoccupation inférieure à deux trimestres⁴. Le subside, en se concentrant sur les cas de chômeurs dont la durée d'inoccupation est supérieure à ce seuil de deux trimestres, ne serait ainsi octroyé qu'aux chômeurs qui n'auraient de toute façon pas été sélectionnés par la majorité des employeurs, et qui en ce sens présentent une 'faible qualification' ou une 'pas très bonne qualité' présumée.

Prendre la durée d'inactivité, plutôt que le niveau de qualification ou de salaire, comme critère de ciblage risque cependant de classer de façon erronée des 'plus qualifiés' parmi les personnes éligibles

¹ La situation peu favorable des travailleurs peu qualifiés sur le marché du travail peut aussi résulter d'un effet d'éviction (voir la section 1.2.). Cette étude ne permet pas d'identifier laquelle de ces deux explications est la plus pertinente. Mais, Van der Linden (1997) signale que dans le cas de la Belgique les effets d'éviction sont très limités.

² Cette étude a été restreinte à l'analyse des Chômeurs Complètement Indemnisés. Dans la mesure où les conclusions se maintiennent pour d'autres catégories de chômeurs, comme les jeunes entrés au chômage par le stage d'attente ou les Minimexés, la mesure devrait également s'appliquer à ces catégories de chômeurs.

³ Ne pas créer des paliers est, en effet, fondamental, si l'on veut éviter certaines utilisations abusives de la mesure.

⁴ Dans le corps du texte, l'on parle d'un trimestre. Il faut, néanmoins, adjoindre à cette durée un trimestre supplémentaire, afin de tenir compte de la définition d'entrée dans le flux de chômage considérée ici : flux d'entrée au cours d'un trimestre reprenant les individus qui se trouvent encore au chômage à la fin de leur trimestre d'entrée.

à la mesure. Aussi proposons nous d'une part, que le subside croisse progressivement avec la durée d'inactivité, et d'autre part qu'il ne dépende pas du niveau de salaire (autrement dit que ce subside soit forfaitaire). Tant que le processus de *sélection* opère effectivement, la probabilité de sélectionner un chômeur peu qualifié (avec de faibles chances de sortie) augmente avec la durée d'inoccupation. Comme l'étude démontre que le processus de *sélection* s'éteint après trois années passées au chômage, la modulation du subside en fonction de la durée devrait prendre fin à ce moment également. Le caractère forfaitaire de la subvention implique que le subside est en termes relatifs plus important pour les travailleurs embauchés à bas salaire. Ceci réduit encore le risque d'un ciblage mal fondé.

Par rapport à la proposition relative à une diminution des contributions patronales à la Sécurité Sociale pour les bas salaires, la formule évoquée ci-dessus ne s'expose pas à la critique selon laquelle une telle mesure serait 'un cadeau' à l'égard des entreprises ou alternativement faits aux salariés, sans effet substantiel sur l'emploi. D'abord, en ne réservant la subvention qu'à l'engagement de chômeurs, le pouvoir de négociation des employés engagés (les "insiders") est affaibli : dans la mesure où ces derniers cherchent à transformer les subsides en augmentations de salaire net et donc en effets moins favorables pour l'emploi, ils risquent d'être remplacés par des chômeurs moins coûteux. Ensuite, cette mesure réduit les effets d'aubaine par rapport à une subvention accessible à tous les bas salaires. L'Etat octroierait moins souvent un subside à des travailleurs qui seraient embauchés de toute façon, même en l'absence de celui-ci. Pour qu'un employeur profite de façon abusive d'un tel subside, dans le cas d'un emploi rémunéré à bas salaire et existant déjà auparavant (i.e. avant l'instauration de la politique), celui-ci devrait d'abord licencier l'employé attaché à cet emploi et ensuite trouver un travailleur remplissant les conditions d'éligibilité au subside. Or, une telle opération peut s'avérer fort coûteuse pour l'employeur, non seulement en raison des coûts de licenciement et des frais entraînés par l'ouverture d'un poste vacant, mais aussi à cause de l'incertitude liée à la possibilité de trouver rapidement un remplaçant de qualité convenable (c.à.d. au moins aussi bonne que celle de l'employé licencié). Ce qui n'est plus autant valable dans le cas précité, d'une subvention à tous les bas salaires, où l'employeur peut de manière quasi immédiate et automatique bénéficier de la subvention. De plus, concernant les embauches non encore réalisées au moment de l'entrée en vigueur de la politique, dans la mesure où le subside ne croît que graduellement avec la durée d'inactivité, un employeur intéressé aura peu d'intérêt à postposer l'engagement d'un chômeur, correspondant au type qu'il recherche et qu'il aurait souhaiter embaucher de toute façon.

En réduisant les effets d'aubaine, la politique permet d'orienter des fonds sur la création de 'nouveaux' emplois, tout en laissant aux employeurs l'initiative de déterminer les créneaux de ces nouveaux emplois. En laissant cette initiative aux employeurs plutôt qu'à la concertation des partenaires sociaux, comme dans le nouveau projet du ministère national de l'emploi¹, l'on introduit plus de flexibilité, ce qui permettra d'élargir le champ d'application de ces nouveaux emplois.

Au niveau du financement, notre proposition offre, par son caractère marginal, l'avantage de permettre une introduction graduelle de la mesure. Dans un premier temps, le financement pourrait provenir d'une transformation des programmes de subsides temporaires existants, en un programme de subsides permanents. Pour la suite, l'on pourrait envisager des formules de 'financements alternatifs' de la Sécurité Sociale (voir Van der Linden (1997)).

¹Ce projet est, d'ailleurs, critiquable par le caractère temporaire du subventionnement envisagé.

CHAPITRE IV : NIVEAUX D'EDUCATION ET SORTIE DU CHOMAGE

1. INTRODUCTION

Dans cette dernière partie du rapport, nous présentons une étude à caractère plus préliminaire sur l'influence du niveau de qualification dans le développement des marchés du travail régionaux de la Flandre et de la Wallonie.

Des études (voir inter alia Sneessens, Nicolini et Shadman-Mehta (1998)) ont montré que ces marchés présentent depuis le début des années '80 des évolutions forts différentes. Les causes de cette divergence n'ont toutefois pas été clairement identifiées.

Dans cette étude, nous utilisons comme instrument pour le niveau de qualification le plus haut diplôme obtenu par la personne. On parlera ici indifféremment de niveau d'études ou de niveau de qualification.

Premièrement, la scolarité moyenne de la population active a sans doute évolué. On examinera si la composition du flux d'entrée dans le chômage s'est modifiée sur la période étudiée (1973 à 1993) et si les transformations subies sont les mêmes en Wallonie qu'en Flandre.

Deuxièmement, le niveau d'étude joue également un rôle important dans la détermination de la probabilité de réemploi. Un éventuel effet de compétition entre niveaux ou des politiques d'engagement différenciées selon celui-ci auront un effet cyclique sur les taux de sortie. Un accroissement tendanciel de l'inadéquation en termes de qualification devrait se refléter par une divergence continue entre niveaux de taux de sortie selon le niveau d'études.

Troisièmement, on examinera si les taux de sortie par région, en contrôlant pour tous les effets des niveaux de qualification, présentent encore une divergence résiduelle sur la période étudiée.

Deux dimensions intéressantes de la banque de données STAT92 sont par conséquent exploitées dans cet exercice. D'une part, la banque de données est fédérale, à savoir elle permet potentiellement la comparaison d'un phénomène sur les trois régions. Deuxièmement, elle est disponible depuis 1972. Des évolutions à long terme peuvent y être suivies. Elle permet aussi par son amplitude d'intégrer les approches "macro" et les approches "micro" de l'influence de la conjoncture sur le marché du travail.

Jusqu'à récemment, la plupart des études portant sur les cycles conjoncturels étaient macro-économiques. Les macro-économistes utilisent le plus souvent comme cadre théorique une situation de régime constant ("steady flow") dans laquelle les mouvements du taux de chômage peuvent être décomposés en variations de la durée moyenne de chômage et en changements de la probabilité de tomber en chômage. Par construction, les agrégats utilisés pour les études empiriques ne sont disponibles que pour des groupes très larges de population (par exemple selon la classe d'âge, le sexe ou le lieu d'habitation).

Les micro-économistes disposent par contre de données individuelles beaucoup plus détaillées, leur permettant d'analyser les déterminants de la durée du chômage de façon beaucoup plus fine. Par contre les périodes d'observations sont souvent relativement courtes et les chocs conjoncturels affectant l'économie dans son ensemble ne sont pas toujours pris en compte.

On a tout intérêt à essayer de combiner les deux approches. A titre d'illustration, considérons les deux exemples suivants.

Imaginons que dans une étude empirique à partir d'agrégats, le chercheur obtient comme résultat que la durée du chômage est contra-cyclique, à savoir qu'elle augmente en récession. L'observation effectuée pourrait n'être due qu'à une modification de la composition du stock des chômeurs durant le cycle: avec un pur effet de tri, les personnes ayant les meilleures caractéristiques quittent le chômage les premières mais relativement plus rapidement durant les récessions.

De façon similaire, une étude micro-économétrique peut faire paraître qu'une caractéristique donnée a un effet négatif sur la probabilité de réemploi parce qu'en fait les personnes possédant cette caractéristique ont plus de chance d'être licenciées durant une période où les probabilités de réemploi sont faibles. Par exemple, il n'est pas irréaliste de penser qu'en début de récession, les travailleurs les moins qualifiés soient plus rapidement licenciés que les autres. Une étude réalisée en début de récession peut en quelque sorte surestimer l'impact négatif sur le taux de sortie de chômage d'une moindre qualification.

Depuis quelques années, la saisie des données ainsi que les capacités informatiques pour les traiter ont connu un développement très important. Il existe à présent des banques de données individuelles disponibles sur une longue période, la STAT 92 constituant un excellent exemple. Les deux démarches sont ici intégrées.

2. LES DONNEES

La façon dont les données sont collectées est expliquée en détail dans la section I.1 du présent rapport. Rappelons simplement que la source exploitée ici est le recensement annuel en juin de chaque année de l'ensemble de la population de chômeurs enregistrés auprès de l'Onem.

L'échantillon a été sélectionné dans le même esprit que ceux utilisés dans les applications des chapitres II et III (voir aussi la section I.5.4.3). Nous nous sommes limités à une population relativement homogène: il s'agit d'individus masculins dans la classe d'âge 25-44 ans. Le tableau 1 donne quelques statistiques descriptives.

tableau 1 : statistiques descriptives de l'échantillon utilisé

Variable	classe	freq	%	freq. cum.	% cum.
région	1	3436	51.2	3436	51.2
	2	3279	48.8	6715	100.0
éduc	1	1946	29.0	1946	29.0
	2	1775	26.4	3721	55.4
	3	1595	23.8	5316	79.2
	4	1399	20.8	6715	100.0
Variable	N	Moy.	Std Dev	Minimum	Maximum
Proba.de sortie	6715	0.4047573	0.2219754	0	0.9811321
durée	6715	22.7387937	13.6556214	1.0000000	48.0000000
groupe à risque	6715	26.3172540	42.8172611	0.0188679	388.0753828

Les cellules ici sont constituées à partir du rapport entre deux recensements annuels en juin X et juin X+1. La période couvre les années 1972 à 1993. Les probabilités non-paramétriques de sortie sont donc des probabilités annuelles. Par conséquent, les hasards estimés sont également sur un an. Les classes de durée k sont mensuelles: de 1 mois de chômage écoulé à 4 ans (soit $k=1, \dots, 48$).

La définition des niveaux de scolarité est identique à celle utilisée dans les autres études de ce rapport. Rappelons que les catégories 1 à 4 correspondent globalement aux niveaux suivants :

primaire;
 secondaire inférieur;
 secondaire supérieur;
 supérieur;
 sur base du plus haut diplôme obtenu.

3. NIVEAU DE QUALIFICATION DES ENTRANTS DANS LE CHOMAGE

Une première étape serait d'examiner comment le niveau moyen de la population active a évolué durant la période étudiée. Ces statistiques n'étant pas disponibles, nous regardons l'évolution en termes de niveaux d'éducation du flux d'entrée au chômage au mois de juin de chaque année dans les deux régions.

Les différences entre régions peuvent se situer au moins à deux niveaux. D'une part, si la demande de qualification est différente, la composition en termes d'éducation des entrants au chômage reflétera ce fait. On ne s'attend cependant pas à ce que la structure industrielle des régions se soit à ce point différenciée pour provoquer un tel effet. D'autre part, les systèmes d'éducation étant communautarisés (pour rappel, le ministère de l'éducation est dédoublé dès 1961), la production de diplômes aux différents niveaux peut être dissemblable. Les résultats sont présentés dans les figures 1 et 2.

La première constatation est dans les deux régions d'observer les changements importants qui se sont produits. La part des personnes ayant uniquement un diplôme primaire a constamment diminué sur la période (environ -4% par an en Flandre, -3% par an en Wallonie) au profit des qualifications plus élevées. En Flandre, les personnes ayant comme plus haut diplôme un diplôme de secondaire inférieur augmente d'environ 5% par an, un diplôme de secondaire supérieur 10% par an, un diplôme d'enseignement supérieur de 12% par an.

Globalement, le tableau est assez similaire en Wallonie, les pourcentages de croissance pour les diplômes du secondaire supérieur et du supérieur étant légèrement plus bas et celui pour le secondaire inférieur plus élevé (+7.5%). Sur la période considérée, on constate par conséquent une dégradation continue mais lente du niveau de qualification des entrants en Wallonie par rapport à l'autre région. Les implications exactes de ce phénomène mériteraient une recherche plus approfondie.

figure 1: composition du flux d'entrée en termes de niveau d'éducation (Flandre)

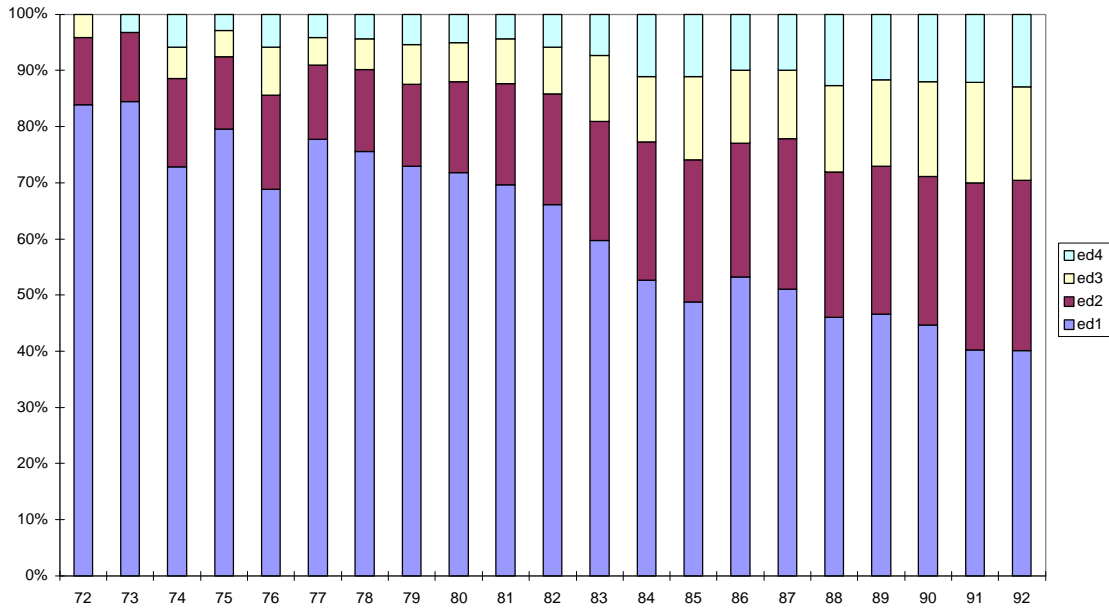
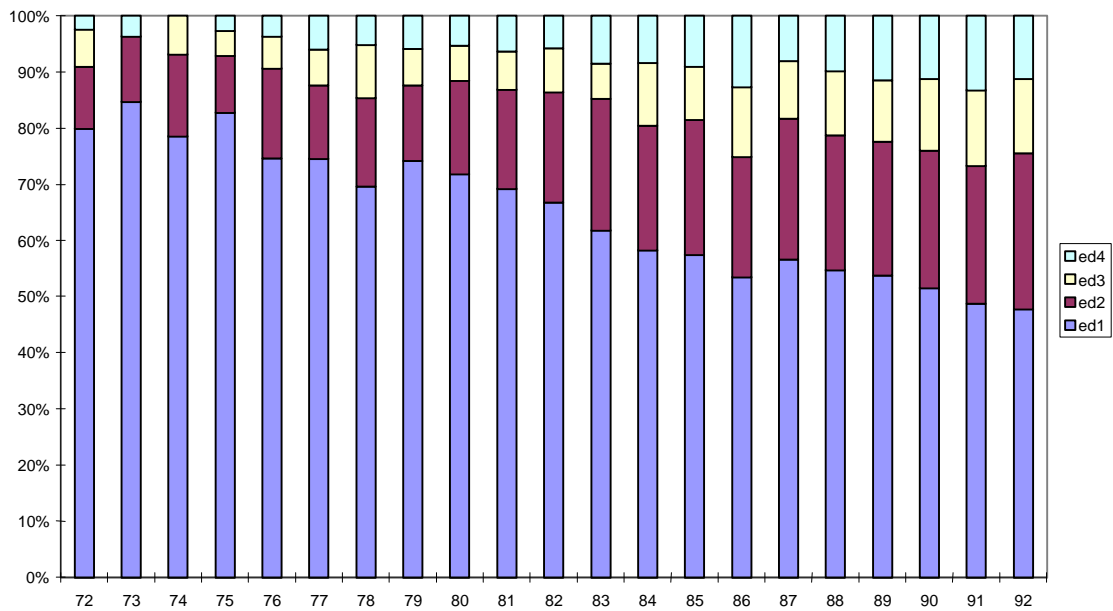


Figure 2: composition du flux d'entrée en termes de niveau d'éducation (Wallonie)



4. NIVEAU DE QUALIFICATION ET TAUX DE SORTIE

Il est bien documenté que le niveau d'éducation influence la probabilité de réemploi. La plupart des études font usage d'une spécification de la fonction des taux de sortie assez restrictive. Nous utilisons trois spécifications différentes permettant entre niveaux d'observer des différences de sensibilité à la conjoncture ou des écarts croissants. Expliquons pourquoi.

Différents modèles théoriques prédisent que le comportement cyclique des taux de réemploi peut varier avec la qualification. La théorie du maintien de forces de travail oisives ("labor hoarding") fait l'hypothèse que les firmes investissent plus en termes de formation spécifique dans le personnel le plus qualifié. La conjoncture aura dès lors un effet différencié selon le niveau de qualification tant pour le processus d'engagement (qui se reflète dans notre probabilité de réemploi) que pour le processus de licenciement (nos entrants). En période où la demande est moins soutenue, l'entreprise se séparera plus facilement du personnel moins qualifié mais gardera son personnel plus qualifié, même sous-utilisé. De même un début de récession se marquerait par un ralentissement ou un arrêt de l'engagement des moins qualifiés alors que l'engagement de personnel plus éduqué, fait dans une perspective de plus long terme, serait moins vite influencé par ce phénomène conjoncturel (cf. Saint-Paul (1993)).

La différence de coûts de licenciement entre ouvriers et employés a un effet similaire.

Une explication alternative est l'effet de compétition entre niveaux d'étude (voir p.ex. van Ours et Ridder (1995) ou van den Berg et al. (1998)). Sous certaines conditions, il peut être rationnel pour une personne ayant un certain diplôme de rechercher aussi un emploi requérant un diplôme moins élevé. Les plus qualifiés ont ainsi le marché potentiel le plus grand alors que les moins qualifiés subissent la concurrence des niveaux supérieurs sans pouvoir concurrencer personne.

Les trois modèles théoriques impliquent par conséquent un taux de sortie plus sensible pour la conjoncture pour les moins qualifiés, cette sensibilité diminuant avec le niveau d'étude.

De même, les spécifications habituellement utilisées ne permettent pas un écart tendanciel entre niveaux d'étude. Or si on pense que les problèmes d'appariement ("skill mismatch") entre offre et demande de travail jouent un rôle clé dans l'évolution du marché du travail, il faut que la modélisation en tienne compte. Nous faisons l'hypothèse que le problème d'appariement se reflète au moins en partie par une évolution tendancielle décroissante des moins qualifiés par rapport aux autres groupes.

Nous modélisons la conjoncture sur la période de 21 ans étudiée par 20 variables indicatrices. Les trois spécifications ont été testées et nous les présentons une à une.

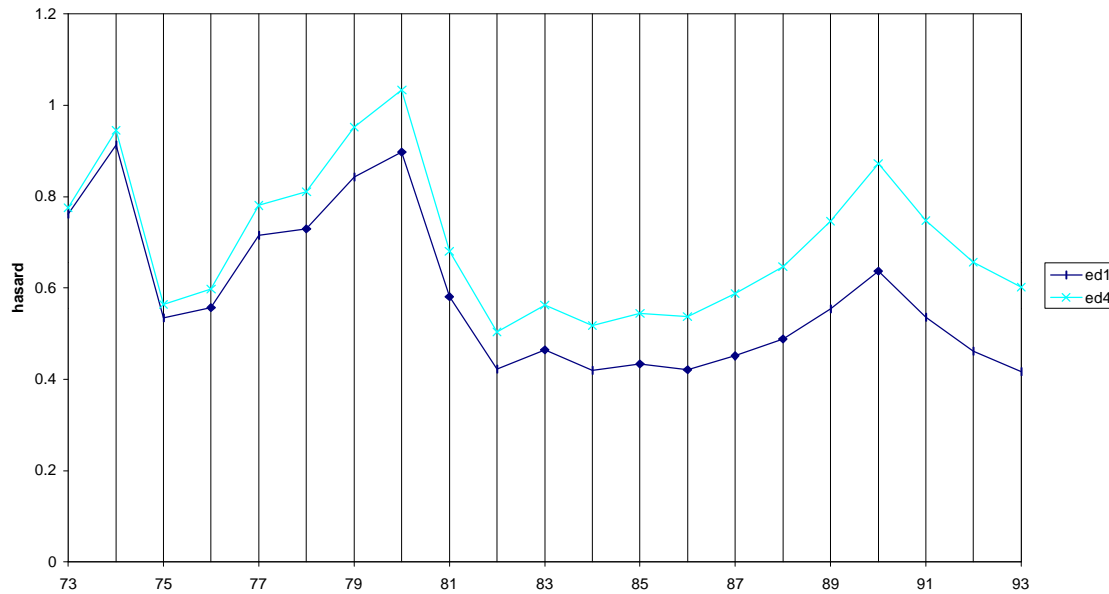
La spécification S1 a pour but de repérer une évolution tendancielle dans les taux de sortie. Un accroissement de l'appariement se marquerait par l'apparition d'un trend, à savoir une divergence tendancielle des taux de sortie pour tout état de la conjoncture entre certains niveaux d'éducation.

$$h = \exp(\mathbf{g}_k + \mathbf{a}_{reg} + \mathbf{d}_{ed,reg} + \mathbf{b}_{t,reg} + \mathbf{l}_{ed,reg} t) \quad (S1)$$

Le hasard de base est contraint à être proportionnel (α_k) entre les deux régions de façon à pouvoir contrôler pour l'hétérogénéité non observée dans un stade ultérieur. Le groupe de référence est constitué par les personnes les moins qualifiées. Une divergence des séries se marque par un $\lambda > 0$, une convergence des taux de sortie par un $\lambda < 0$. Les estimations sont données en annexe. Les figures 3 et 4 illustrent l'évolution des gens possédant le diplôme le plus élevé par rapport au groupe de référence, en ayant normalisé au même niveau les taux de la Wallonie et de la Flandre en 1973. En Flandre, on n'observe aucune différence alors qu'en Wallonie, on enregistre effectivement une

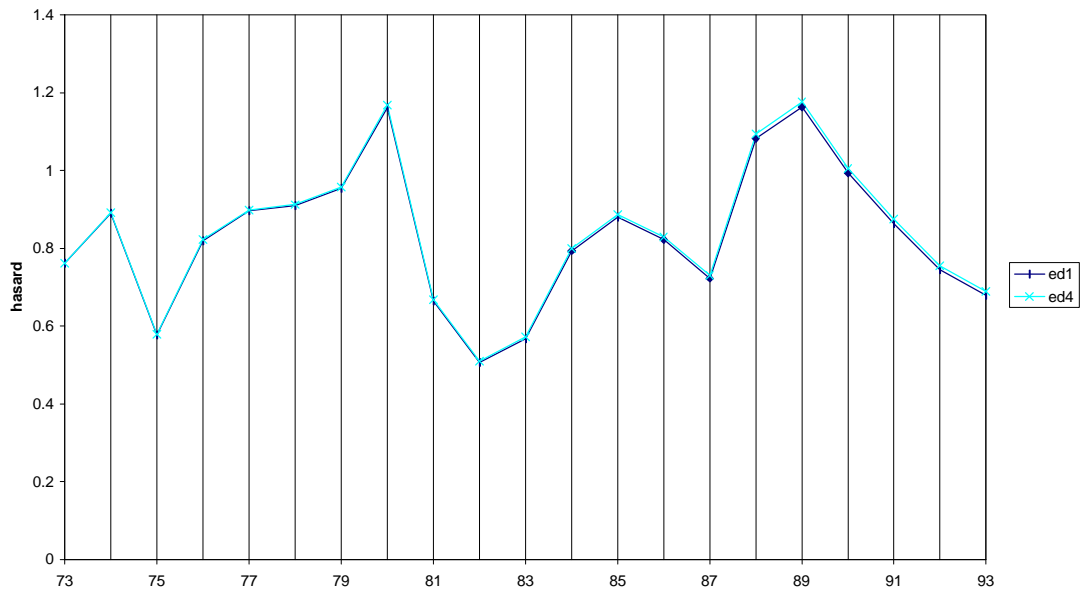
évolution divergente. Les estimations montrent aussi une convergence en termes de taux de sortie entre les gens possédant un diplôme du secondaire inférieur et les moins qualifiés. Cette convergence est observable dans les deux régions, toutefois le coefficient n'est significativement différent de zéro qu'en Flandre. L'avantage compétitif du diplôme secondaire inférieur par rapport à un simple diplôme primaire aurait tendance à disparaître. Il faut bien-sûr vérifier que les résultats trouvés soient relativement robustes. On verra que ce n'est pas le cas.

Figure 3: Evolution du taux de sortie en Flandre - spécif. S1 (trend)



NB. les courbes sont normalisées

Figure 4: Evolution du taux de sortie en Wallonie - spécif. S1 (trend)



NB. les courbes sont normalisées

La spécification S2 permet aux différents profils d'être plus ou moins cycliques que le groupe de référence. Elle permet de tester la sensibilité du taux de sortie à la conjoncture par niveau de qualification.

$$h = \exp(\mathbf{g}_k + \mathbf{a}_{reg} + \mathbf{d}_{ed,reg} + \mathbf{b}_{t,reg} (1 + \mathbf{f}_{ed,reg})) \quad (S2)$$

Les estimations nous montrent pour les deux régions que la plupart des ϕ sont significativement différents de zéro et négatifs, à savoir que le groupe des moins qualifiés est le plus sensible à la conjoncture et que cette sensibilité diminue avec le niveau d'éducation. Remarquons que si $\phi = -1$ pour un niveau d'éducation donné, la fonction de hasard est constante quelque soit la conjoncture. Cela explique le graphique 6 pour la Wallonie où le ϕ est estimé à -0.91 pour le groupe des plus qualifiés. La figure 5 présente les deux mêmes courbes pour la Flandre. On retrouve le fait que les moins qualifiés sont les plus sensibles au cycle, les différences entre niveaux étant toutefois beaucoup moins marquées que dans les estimations pour la Wallonie.

Dans les deux cas, on obtient des courbes de taux de sortie beaucoup moins fluctuantes pour les niveaux de qualification les plus élevés.

Figure 5: Evolution du taux de sortie en Flandre - spécif. S2 (cycle) -

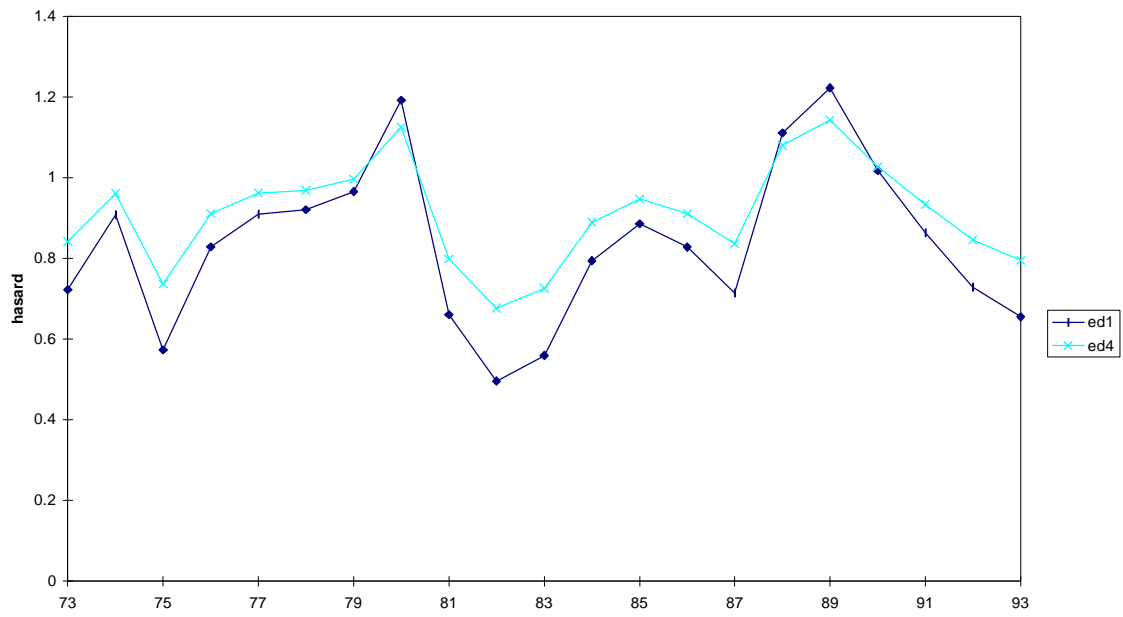
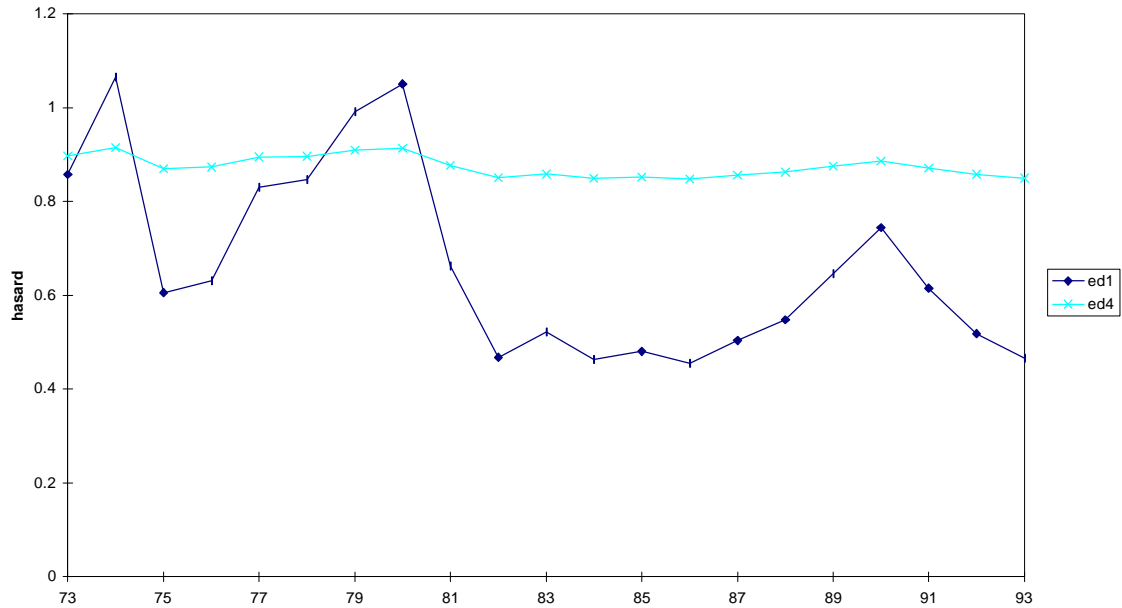


Figure 6: Evolution du taux de sortie en Wallonie- spécif. S2 (cycle) -



Les effets trend et cycle peuvent être examinés en même temps au sein de la spécification S3.

$$h = \exp(\mathbf{g}_k + \mathbf{a}_{reg} + \mathbf{d}_{ed,reg} + \mathbf{b}_{t,reg}(1 + \mathbf{f}_{ed,reg}) + \mathbf{l}_{ed,reg} t) \quad (S3)$$

Le résultat des estimations est rapporté en annexe. Notons que les termes ϕ (cycle) restent relativement similaires à leurs estimations dans (S2). Le terme pour le groupe 4 en Wallonie se réduit à -0.51. Les termes de trend conservent les mêmes signes mais le trend pour le groupe des plus qualifiés n'est plus significatif en Wallonie et devient significatif en Flandre. Vice-versa pour la graduelle convergence en termes de taux de sortie entre secondaire inférieur et enseignement primaire. En résumé, les différences entre niveaux d'éducation sont donc surtout liées à la sensibilité de la probabilité de réemploi par rapport au cycle. Il y a une indication de différence tendancielle entre les plus et les moins qualifiés mais le coefficient estimé ne semble pas robuste. Dans le modèle le plus général (S3), la divergence entre niveau d'éducation primaire et diplôme de l'enseignement supérieur est seulement significative en Flandre, contrairement au résultat attendu.

Figure 7: Evolution du taux de sortie en Flandre- spécif. S3 -

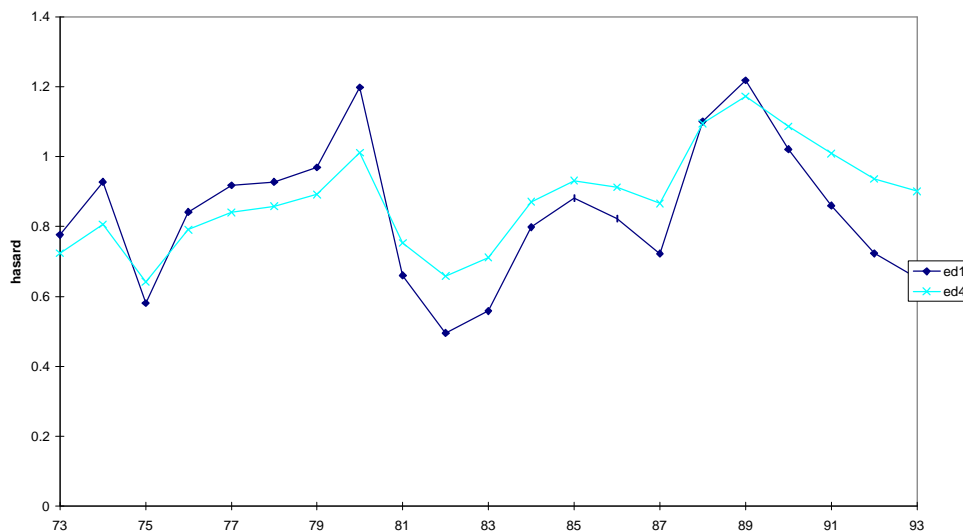
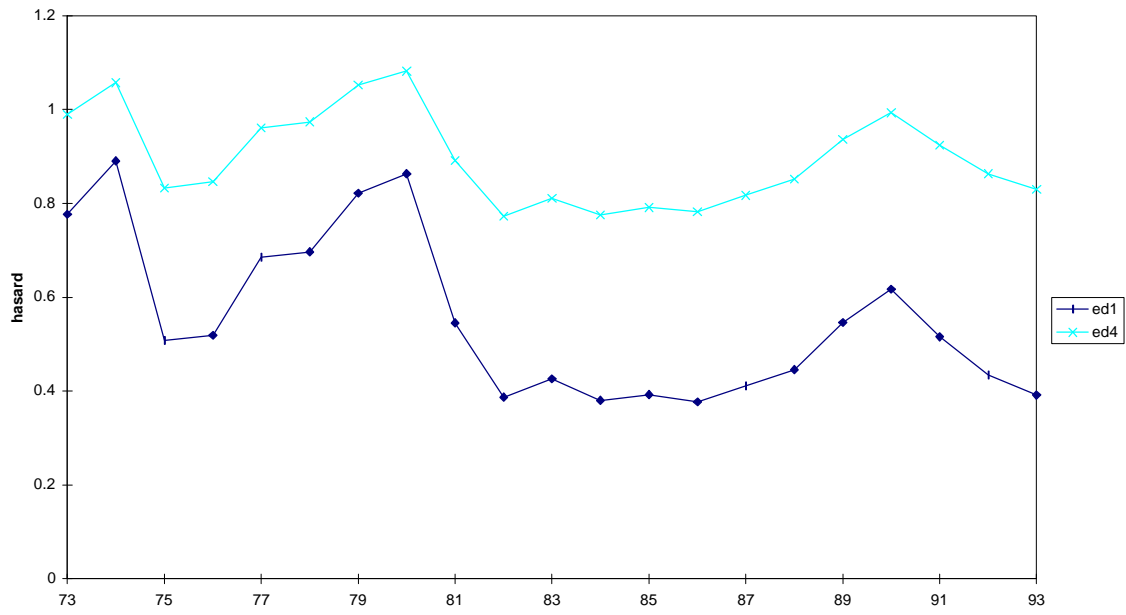


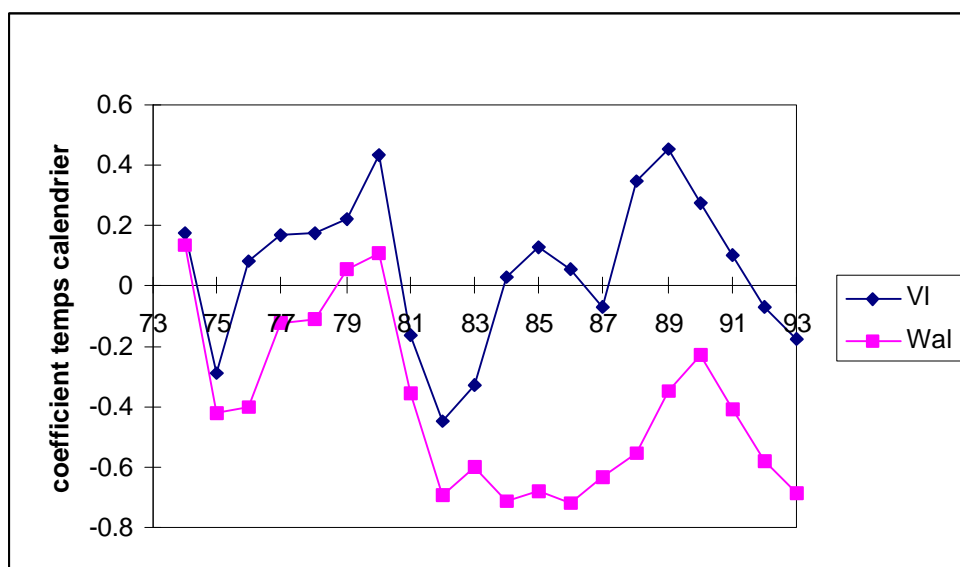
Figure 8: Evolution du taux de sortie en Wallonie- spécif. S3 -



5. DIFFERENCES REGIONALES SELON LA CONJONCTURE APRES CORRECTION DES EFFETS DE LA QUALIFICATION

Dans la section précédente, nous avons modélisé les effets des niveaux d'éducation au sein des deux régions. Tant les effets tendanciels attendus (reflétant un problème d'appariement croissant) que les effets cycliques ont été pris compte. Les deux séries (une par région) des coefficients du temps calendrier obtenues en estimant (S3) sont donc à l'image de l'évolution des taux de sortie lorsqu'on a corrigé pour toutes les différences en termes de niveaux d'éducation pour les deux populations de demandeurs d'emploi. Ces séries sont présentées graphiquement dans la figure 9.

figure 9 : mesure de l'effet temps calendrier sur la période 1973-1993 - spécification S3



On voit très nettement que les deux séries continuent à présenter une divergence résiduelle à partir du début des années 80. Autrement dit, la correction pour les différences dans la qualification des demandeurs d'emploi et son appariement avec la demande de travail ne suffit pas pour expliquer les évolutions contrastées de la Flandre et de la Wallonie. Notons que notre modèle ne tient pas en compte de l'évolution de la population active dans les deux régions. Sneessens et al. (1998) notent que les taux de participation étaient assez différents entre Flandre et Wallonie avant les années '80. Si l'on tenait compte de ces différences, il est possible que les taux de sortie entre Flandre et Wallonie soient différents sur toute la période. Les taux de sortie wallons similaires aux taux flamands de la période des années '80 ne pourraient que refléter le fort accroissement, relativement à la Wallonie, du taux d'activité en Flandre durant cette même période.

6. CONCLUSION

Cette dernière partie présente les évolutions non seulement pour la Wallonie mais aussi pour la Flandre. La période d'observation de 1972 à 1993 couvre deux cycles conjoncturels. Elle apporte trois enseignements principaux.

Premièrement, on a observé sur la période une dégradation faible mais continue du niveau d'éducation moyen des entrants au chômage en Wallonie par rapport en Flandre. Les conséquences de cette évolution mériteraient une recherche plus approfondie. Il est possible de faire une analyse économétrique similaire pour les taux d'entrée dans le chômage à celle réalisée dans la section 3. Une approche tenant compte des différences de structure industrielle entre les deux régions serait idéale.

Deuxièmement, les théories prédisant un comportement des taux de sortie plus cyclique pour les peu qualifiés se vérifient parfaitement avec nos données. Les différences sont toutefois plus marquées en Wallonie qu'en Flandre. Nous sommes par contre incapables de produire des résultats robustes quant à un écart tendanciel entre les moins qualifiés et les autres groupes de qualification.

Troisièmement, nous observons que dans nos modèles qui contrôlent bien les effets des niveaux d'éducation, on continue à observer une divergence résiduelle des taux de sortie entre Flandre et Wallonie. Par conséquent, au delà des différences induites par la qualification, il reste une divergence régionale qui n'a pas encore trouvé son explication.

Ces résultats sont suffisamment prometteurs que pour justifier une recherche plus poussée. Une extension directe serait d'appliquer exactement la même méthodologie à d'autres groupes, à savoir le groupe des 18-24 ans, pour lequel le diplôme obtenu est encore un bien meilleur instrument du niveau de qualification, ou celui des femmes, qui ont connu une importante évolution de leur taux d'activité durant la période considérée. La méthodologie elle-même peut être améliorée, en introduisant par exemple une mesure pour l'importance et la qualité des entrants au chômage, ainsi que la modélisation de l'hétérogénéité non-observée.

ANNEXE AU CHAPITRE IV

Specif. S1

Specif. S2

Specif. S3

	<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>
D1	-0.04464	0.063454	-0.70343	D1	-0.09417	0.069953	-1.34615	D1	-0.02103	0.063665	-0.33034
D2	0.055089	0.064052	0.86006	D2	0.004302	0.070175	0.06131	D2	0.074671	0.063869	1.169129
D3	-0.07738	0.063692	-1.21496	D3	-0.12655	0.066194	-1.91172	D3	-0.05681	0.063535	-0.89413
D4	-0.19774	0.063729	-3.10283	D4	-0.24547	0.070346	-3.48939	D4	-0.17758	0.063627	-2.79104
D5	-0.23579	0.063966	-3.68624	D5	-0.28492	0.070608	-4.03532	D5	-0.21679	0.063863	-3.39459
D6	-0.27204	0.063651	-4.27388	D6	-0.32509	0.070271	-4.6262	D6	-0.25302	0.063681	-3.97322
D7	-0.29851	0.063991	-4.66495	D7	-0.3516	0.070521	-4.98581	D7	-0.28075	0.063299	-4.43523
D8	-0.37244	0.063924	-5.82635	D8	-0.42729	0.070479	-6.06262	D8	-0.35562	0.063877	-5.56728
D9	-0.43324	0.063607	-6.81119	D9	-0.48539	0.070292	-6.90535	D9	-0.41456	0.063709	-6.50711
D10	-0.51064	0.06419	-7.9551	D10	-0.56292	0.07072	-7.95982	D10	-0.49445	0.063509	-7.78545
D11	-0.57226	0.06479	-8.83253	D11	-0.64058	0.071627	-8.94328	D11	-0.55415	0.064375	-8.60811
D12	-0.60755	0.065563	-9.26663	D12	-0.6591	0.071952	-9.16023	D12	-0.58866	0.065351	-9.00768
D13	-0.66096	0.064825	-10.1961	D13	-0.71161	0.071087	-10.0104	D13	-0.64438	0.064748	-9.95206
D14	-0.64117	0.065063	-9.85456	D14	-0.69787	0.070927	-9.83927	D14	-0.62663	0.06462	-9.69714
D15	-0.70845	0.065089	-10.8843	D15	-0.76674	0.071355	-10.7454	D15	-0.69662	0.064426	-10.8128
D16	-0.80433	0.065519	-12.2762	D16	-0.85605	0.071614	-11.9538	D16	-0.78877	0.065242	-12.0899
D17	-0.88681	0.066697	-13.296	D17	-0.94098	0.072642	-12.9536	D17	-0.86872	0.066374	-13.0883
D18	-0.87215	0.063787	-13.6727	D18	-0.91791	0.072159	-12.7206	D18	-0.85474	0.065803	-12.9894
D19	-0.83194	0.066509	-12.5086	D19	-0.89935	0.072775	-12.3579	D19	-0.81536	0.066262	-12.3051
D20	-0.88739	0.066342	-13.376	D20	-0.94113	0.072723	-12.9414	D20	-0.86799	0.066111	-13.1293
D21	-0.88093	0.066126	-13.322	D21	-0.93431	0.072138	-12.9517	D21	-0.86247	0.065833	-13.101
D22	-0.96379	0.067069	-14.3701	D22	-1.02572	0.073176	-14.0171	D22	-0.94622	0.066539	-14.2207
D23	-1.04371	0.068541	-15.2275	D23	-1.09947	0.074492	-14.7596	D23	-1.02509	0.069049	-14.8459
D24	-1.08603	0.072242	-15.0332	D24	-1.12777	0.076741	-14.6958	D24	-1.0649	0.071588	-14.8754
D25	-1.02674	0.068659	-14.9543	D25	-1.09834	0.075265	-14.593	D25	-1.01258	0.068079	-14.8736
D26	-1.02762	0.069521	-14.7814	D26	-1.10605	0.075775	-14.5966	D26	-1.02065	0.063436	-16.0893
D27	-1.12138	0.070671	-15.8678	D27	-1.17571	0.075865	-15.4973	D27	-1.10638	0.070306	-15.7365
D28	-1.10997	0.070287	-15.792	D28	-1.18066	0.076653	-15.4027	D28	-1.09273	0.06954	-15.7136

Specif. S1 (suite)			Specif. S2 (suite)			Specif. S3 (suite)					
<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>			
D29	-1.19766	0.074319	-16.1151	D29	-1.27369	0.080053	-15.9106	D29	-1.18587	0.073758	-16.0779
D30	-1.18815	0.072827	-16.3147	D30	-1.25276	0.078147	-16.0309	D30	-1.17426	0.072475	-16.2023
D31	-1.26407	0.074268	-17.0204	D31	-1.32471	0.078839	-16.8027	D31	-1.25331	0.073609	-17.0264
D32	-1.26365	0.073655	-17.1564	D32	-1.3243	0.078565	-16.8561	D32	-1.25469	0.073116	-17.1603
D33	-1.2865	0.07311	-17.5967	D33	-1.34155	0.078077	-17.1823	D33	-1.26617	0.072528	-17.4577
D34	-1.2396	0.073095	-16.9588	D34	-1.29287	0.077558	-16.6698	D34	-1.22488	0.072562	-16.8804
D35	-1.35375	0.078414	-17.2642	D35	-1.41841	0.083036	-17.0819	D35	-1.33288	0.077714	-17.1511
D36	-1.34301	0.081315	-16.5162	D36	-1.5235	0.148955	-10.228	D36	-1.38808	0.084737	-16.381
D37	-1.38349	0.078429	-17.64	D37	-1.43836	0.083104	-17.3079	D37	-1.36526	0.077816	-17.5448
D38	-1.39207	0.081035	-17.1786	D38	-1.44843	0.085159	-17.0086	D38	-1.38114	0.08025	-17.2105
D39	-1.39257	0.079542	-17.5073	D39	-1.46359	0.084335	-17.3545	D39	-1.38604	0.078999	-17.5451
D40	-1.47086	0.083041	-17.7124	D40	-1.54003	0.087795	-17.5412	D40	-1.4628	0.082474	-17.7365
D41	-1.40764	0.08445	-16.6683	D41	-1.45843	0.087738	-16.6226	D41	-1.38852	0.083202	-16.6885
D42	-1.41009	0.081635	-17.2732	D42	-1.47078	0.086329	-17.0369	D42	-1.40461	0.081174	-17.3038
D43	-1.49775	0.089807	-16.6774	D43	-1.68608	0.103934	-16.2226	D43	-1.58197	0.091579	-17.2743
D44	-1.42532	0.084189	-16.93	D44	-1.48557	0.087579	-16.9627	D44	-1.41533	0.082916	-17.0694
D45	-1.36255	0.080071	-17.0168	D45	-1.42891	0.083587	-17.0948	D45	-1.34996	0.079478	-16.9855
D46	-1.50815	0.086489	-17.4375	D46	-1.57872	0.091573	-17.2401	D46	-1.50391	0.086109	-17.465
D47	-1.43857	0.082537	-17.4294	D47	-1.51338	0.091456	-16.5477	D47	-1.42461	0.087177	-16.3417
D48	-1.35344	0.093176	-14.5257	D48	-1.41263	0.095914	-14.728	D48	-1.34411	0.091999	-14.6101
WAL	0.121257	0.083392	1.454052	WAL	0.171415	0.087131	1.967322	WAL	0.190409	0.083646	2.276355
V74	0.15578	0.089361	1.743265	V74	0.228359	0.094771	2.409581	V74	0.178353	0.090248	1.976252
V75	-0.27681	0.088838	-3.11588	V75	-0.23094	0.095014	-2.43064	V75	-0.29009	0.090367	-3.21015
V76	0.073403	0.072565	1.011547	V76	0.137323	0.078963	1.739087	V76	0.081291	0.073283	1.109283
V77	0.162217	0.069779	2.324718	V77	0.230429	0.07651	3.011772	V77	0.167758	0.070514	2.379064
V78	0.176799	0.068487	2.581489	V78	0.242664	0.074983	3.23625	V78	0.178397	0.068847	2.591213
V79	0.224995	0.067898	3.31371	V79	0.290498	0.074766	3.885422	V79	0.222183	0.068128	3.261247
V80	0.422574	0.0687	6.151035	V80	0.500659	0.075719	6.612091	V80	0.434351	0.068999	6.295069
V81	-0.13658	0.066159	-2.06441	V81	-0.09015	0.072657	-1.24078	V81	-0.16193	0.066509	-2.43471
V82	-0.40717	0.064285	-6.33372	V82	-0.37561	0.071009	-5.2896	V82	-0.44909	0.06462	-6.94975
V83	-0.29345	0.063727	-4.60478	V83	-0.25472	0.070472	-3.6145	V83	-0.32964	0.063863	-5.16157
V84	0.041353	0.063572	0.650489	V84	0.094776	0.070099	1.352036	V84	0.028279	0.063561	0.444913

V85 Specif. S1	0.144502 (suite)	0.063965	2.259078	V85 Specif. S2	0.203454 (suite)	0.070928	2.868451	V85 Specif. S3	0.126764 (suite)	0.063917	1.98326
-------------------	---------------------	----------	----------	-------------------	---------------------	----------	----------	-------------------	---------------------	----------	---------

	<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>
V86	0.076359	0.064721	1.179817	V86	0.136257	0.071181	1.914245	V86	0.058268	0.064718	0.900326
V87	-0.05172	0.065151	-0.79384	V87	-0.01127	0.071859	-0.15681	V87	-0.0715	0.065668	-1.08877
V88	0.352168	0.065795	5.352509	V88	0.430107	0.072692	5.91687	V88	0.34869	0.065938	5.28818
V89	0.423986	0.06667	6.359474	V89	0.526434	0.073752	7.137907	V89	0.450809	0.067117	6.716715
V90	0.266517	0.067413	3.95351	V90	0.342957	0.073794	4.647513	V90	0.273842	0.067737	4.042725
V91	0.126679	0.067498	1.876781	V91	0.178858	0.073558	2.431503	V91	0.102004	0.067753	1.505516
V92	-0.0223	0.066085	-0.33751	V92	0.008026	0.072442	0.110787	V92	-0.07069	0.066948	-1.05587
V93	-0.11384	0.065952	-1.7261	V93	-0.0978	0.071982	-1.35873	V93	-0.17472	0.066649	-2.6215
W74	0.181239	0.083666	2.166226	W74	0.216696	0.086686	2.499775	W74	0.137046	0.085781	1.597639
W75	-0.35325	0.085278	-4.14238	W75	-0.34802	0.088633	-3.92657	W75	-0.42378	0.087475	-4.84462
W76	-0.31392	0.067577	-4.64541	W76	-0.3066	0.070271	-4.36319	W76	-0.40296	0.068969	-5.8426
W77	-0.06328	0.063732	-0.99292	W77	-0.03228	0.066394	-0.48614	W77	-0.12457	0.06499	-1.91681
W78	-0.04269	0.06278	-0.67992	W78	-0.01315	0.065351	-0.20127	W78	-0.1079	0.063933	-1.68775
W79	0.100588	0.062467	1.610246	W79	0.144475	0.065465	2.206885	W79	0.056405	0.064013	0.881146
W80	0.164226	0.061776	2.658397	W80	0.202898	0.065855	3.080968	W80	0.106038	0.06445	1.645283
W81	-0.27098	0.060943	-4.44638	W81	-0.2578	0.063857	-4.0371	W81	-0.35341	0.062447	-5.65933
W82	-0.58955	0.059411	-9.92311	W82	-0.60588	0.062305	-9.72429	W82	-0.69627	0.060713	-11.4682
W83	-0.49577	0.0588	-8.43145	W83	-0.49641	0.061409	-8.08369	W83	-0.59919	0.060023	-9.98274
W84	-0.59613	0.058914	-10.1188	W84	-0.61524	0.061739	-9.96512	W84	-0.71456	0.060281	-11.8537
W85	-0.5651	0.058956	-9.58502	W85	-0.57985	0.061521	-9.42523	W85	-0.68233	0.060261	-11.3229
W86	-0.59372	0.059268	-10.0175	W86	-0.63348	0.062608	-10.1181	W86	-0.72169	0.060929	-11.8449
W87	-0.52369	0.05939	-8.81782	W87	-0.53215	0.061915	-8.5948	W87	-0.63643	0.060779	-10.4713
W88	-0.44374	0.059063	-7.51301	W88	-0.44791	0.061096	-7.33125	W88	-0.55508	0.060267	-9.21032
W89	-0.31917	0.059284	-5.38374	W89	-0.28329	0.062677	-4.51981	W89	-0.3519	0.060661	-5.8011
W90	-0.18023	0.059403	-3.03404	W90	-0.14246	0.062075	-2.29494	W90	-0.23024	0.060929	-3.77879
W91	-0.35222	0.059823	-5.88767	W91	-0.33205	0.062557	-5.30801	W91	-0.40915	0.061121	-6.69415
W92	-0.50043	0.059455	-8.41689	W92	-0.50353	0.062188	-8.09697	W92	-0.58032	0.060884	-9.53155
W93	-0.60391	0.059853	-10.09	W93	-0.60933	0.06186	-9.85023	W93	-0.68512	0.060913	-11.2475
delte2V	0.167932	0.049893	3.365866	phie2V	-0.15196	0.051717	-2.93822	DELTE2V	0.083422	0.0448	1.862105
le2V	-0.00915	0.003803	-2.40688	delte2V	0.060928	0.019919	3.058791	DELTE3V	0.053084	0.063985	0.82964
delte3V	0.089278	0.0618	1.444618	phie3V	-0.3708	0.075172	-4.93266	DELTE4V	-0.08565	0.079343	-1.07951

le3V	-0.00045	0.004056	-0.11177	delte3V	0.104765	0.030213	3.467537	DELTE2W	0.11799	0.060174	1.960818
delte4V	0.122271	0.009315	13.12688	phie4V	-0.41984	0.093648	-4.48318	DELTE3W	0.018784	0.081702	0.229912
Specif. S1	(suite)			Specif. S2	(suite)			Specif. S3	(suite)		

	<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>A. t-ratio</i>
le4V	0.000649	0.000513	1.265421	delte4V	0.153039	0.038603	3.964474	DELTE4W	0.046363	0.251334	0.184467
delte2W	0.217277	0.043989	4.93935	phie2W	-0.2203	0.05919	-3.72184	PHIE2V	-0.18516	0.05417	-3.41805
le2W	-0.00329	0.003051	-1.07742	delte2W	0.05248	0.057686	0.909757	PHIE3V	-0.38205	0.075666	-5.04918
delte3W	0.169643	0.070817	2.395502	phie3W	-0.55926	0.094578	-5.91325	PHIE4V	-0.47917	0.094072	-5.09367
le3W	0.005418	0.004438	1.220881	delte3W	-0.01725	0.057963	-0.29753	PHIE2W	-0.30913	0.062795	-4.92284
delte4W	0.175241	0.103733	1.689354	phie4W	-0.91088	0.146733	-6.20778	PHIE3W	-0.6188	0.096557	-6.40862
le4W	0.017552	0.006466	2.714463	delte4W	0.04541	0.092689	0.489918	PHIE4W	-0.56481	0.157605	-3.58373
								LE2V	-0.00206	0.00286	-0.72165
								LE3V	0.002688	0.003886	0.691693
								LE4V	0.015498	0.004904	3.160102
								LE2W	-0.00849	0.00292	-2.90617
								LE3W	-0.00646	0.004328	-1.49188
								LE4W	0.006089	0.006474	0.940473
WSSR	219.7839			WSSR	214.9798			WSSR	214.6279		
df	6614			df	6614			df	6608		

BIBLIOGRAPHIE GENERALE

Abbring, J.H., van den Berg, G.J. et van Ours, J.C. (1998), « Business Cycles and Compositional Variation in U.S. Unemployment », mimeo, Tinbergen Institute, Amsterdam /Rotterdam.

Abbring, J. H., van den Berg, G. H. et van Ours, J. C. (1996), « The Effect of Unemployment Insurance Sanctions on the Transition Rate from Unemployment to Employment », Department of Economics, University of Amsterdam.

Angrist, A. (1992), « What Can Be Learned from a Natural Experiment », paper prepared for the Amsterdam Conference on Causality, November.

Bardoulat, I. et Cockx, B. (1997), « Training of the Unemployed in the Walloon Sub-Regions: Evaluation by Means of a Natural Experiment », mimeo, Institut de Recherches Economiques et Sociales, UCL, Louvain-la-Neuve.

Bassi, L.J. et O. Ashenfelter (1986), «The Effect of Direct Job Creation and Training Programs on Low Skilled Workers», in Danziger, S.H. and D.H. Weinberg (eds.), *Fighting Poverty. What Works and What Doesn't*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Blanchard, O.J. (1991), “ Wage Bargaining and Unemployment Persistence ”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, 277-292.

Blundell, R.W. et Smith, R.J. (1986), « An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labour Supply », *Econometrica*, vol. 54, 675-685.

Blundell, R.W. et Smith, R.J. (1989), « Estimation in a Class of Simultaneous Equation Limited Dependent Variable Models », *Review of Economic Studies*, vol. 56, 37-58.

Bollens, J. et Nicaise, I. (1994), « The Medium-Term Impact of Vocational Training on Employment and Unemployment Duration », paper prepared for the European Association of Labour Economists Conference, Warsaw, September.

Burtless, G. and Orr, L. (1986) « Are Classical Experiments Needed for Manpower Policy? » *Journal-of-Human-Resources*; 21(4), 606-39.

Cockx, B. (1997), « Analysis of Transition Data by the Minimum Chi-Square Method: An Application to Welfare Spells in Belgium », *The Review of Economics and Statistics*, 79 (3), 392-405.

Cockx, B. et I. Bardoulat (1999), « Vocational Training: Does it speed up the Transition Rate out of Unemployment? », mimeo, Institut de Recherches économiques et sociales, UCL, Louvain-la-Neuve.

Cockx, B. et Ridder, G. (1996), « Social Employment of Welfare Recipients in Belgium », Discussion paper n° 9618, IRES, UCL.

Cockx, B., Van der Linden, B. et Karaa, A. (1998) « Active Labour Market Policies and Job Tenure », *Oxford Economic Papers*, 50, 685-708.

Dejemeppe, M. (1997), « Le Taux de Sortie du Chômage en Wallonie : une Etude Empirique sur la Dépendance à la Durée », mémoire de DEA en sciences économiques, UCL.

Dejemeppe, M., Bardoulat, I. et Cockx, B. (1997), « Dépendance à la Durée du Chômage Wallon: Causes et Conséquences pour les politiques d'Emploi », *La Mobilité sur le Marché du Travail : Quantification, Diagnostic et Politiques*, Etude Spéciale du Service d'Analyse Economique IRES-UCL, Septembre, Louvain-la Neuve.

Dynarski M. and Sheffrin S. (1990) , "The Behaviour of Unemployment Durations over the Cycle", *Review of Economics and Statistics*, 330-356.

Fraker, T. and Maynard, R. (1987). 'The Adequacy of Comparison Group Design for Evaluations of Employment-Related Programs', *Journal of Human Resources*, 22, 194-227.

Ham, J.C. and LaLonde, R.J. (1991). 'Estimating the effect of training on employment and unemployment durations : evidence from experimental data', Working Paper No. 3912, NBER.

Heckman, J. J. (1997), "Instrumental Variables. A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations", *Journal of Human Resources*, 32(3), 441-62.

Heckman, J.J. and Hotz, V.J. (1989). 'Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of social programs : the case of manpower training', *Journal of the American Statistical Association*, 84, 862-74.

Heckman, J. and Smith, J. (1996) 'Experimental and Nonexperimental Evaluation' in Schmid, G., O'Reilly, J. and Schomann, K., eds. *International handbook of labour market policy and evaluation*. Cheltenham, U.K. and Lyme, N.H.: Elgar, 37-88..

Imbens G. (1994), "Transition Models in a Non-Stationary Environment", *Review of Economics and Statistics*, 76, 703-720.

Imbens G. and Lynch L. (1993), "Re-employment Probabilities over the Business Cycle", *NBER WP 4585*, 32 p.

LaLonde, R. (1986). 'Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data', *American Economic Review*, 76, 604-20.

Mahy, M. (1994), " Politiques et Recherche d'Emploi : Evaluation Microéconométrique ", dans *Reflets et Perspectives de la Vie Economique*, 87-102.

OCDE (1997), "Le Service public de l'Emploi. Belgique", Paris.

Plasman R., (1992) "Estimation de Durée de Chômage et Rôle des politiques d'emploi - 1er résultats de l'utilisation de la banque de données STAT.92" *Point d'Appui TEF*, n°4.

Plasman, R. (1993), *Efficacité des Programmes Publics d'Emploi*, Colloque de l'A.E.A. sur l'Evaluation des Politiques d'Emploi, Paris.

Plasman, R. (1993), « Estimation de Durée de Chômage et Rôle des Politiques d'Emploi », *Chômage de Longue Durée - Comment en parler? Comment le combattre?*, *Point d'Appui Emploi Formation*, dossier n°4, Bruxelles.

Plasman, R. (1994), *Les Politiques du Marché du Travail : Analyse et Comparaisons Européennes; Procédure d'Evaluation (micro et macroéconomique) ; Evaluation des Politiques de Résorption du Chômage et des Politiques du Temps de Travail en Belgique*, Thèse de Doctorat, U.L.B., Bruxelles.

Plasman, R. (1994) "Estimation de l'impact en Belgique des politiques de formation sur l'emploi des jeunes chômeurs venant de terminer leurs études, par l'utilisation de données individuelles", *Discussion Paper*.

Rosholm M. (1996), "Unemployment Duration over the Business Cycle", *CLS WP 96-08 University of Aarhus*, 47 p.

Rosholm M.(1997), "Cyclical Variations in Unemployment Duration: a Decomposition", CLS University of Aarhus, *mimeo*, 30 p.

Saint-Paul G. (1993), "Productivity growth and the structure of the business cycle", *European Economic Review*, 37,861-890.

Saks Y., Van Den Bosch P., Lambrechts R. olv Spinnewyn F. (1994), *Een actuariële benadering van toestandgebonden uitkeringen*, Acco, Leuven, 176 p.

Sneessens, H.R. (1994), «Courbe de Beveridge et demande de qualifications», *Economie et Prévision*, 113-114, 127-138.

Sneessens, Nicolini et Shadman-Mehta (1998), « Innovations et chômage en région wallonne - aspects économiques », U.C.L., *mimeo*, décembre, 36 p.

Sneessens, H.R. et F. Shadman-Mehta (1995), « Real wages, skill mismatch and unemployment persistence : France, 1962-1989 », *Annales d'économie et de Statistique*, 37/38, 255-292.

Spinnewyn, F. (1982), " De Statistische Analyse van Gegevens in Verband met de Werkloosheid ", *mimeo*, Centrum voor Economische Studien, Katholieke Universiteit Leuven.

Stankiewicz, F. (1995) " L'efficacité des stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi : comment la mesurer, comment la développer?", in " Combattre le chômage : effets des mesures, mesure des effets", dossier 14 du Point d'Appui Travail, Emploi, Formation, ULB, KUL, SSTC.

van den Berg, G.J. et van Ours, J.C. (1994), " Unemployment Dynamics and Duration Dependence in France, The Netherlands and The United Kingdom ", *The Economic Journal*, 104, 432-443.

Van den Berg G., Gautier P. , van Ours J. and Ridder G. (1998), "Worker turnover at the firm level and crowding out of lower educated workers", CEPR WP 98104, 32p

Van der Linden (éd.) (1997), *Chômage : Réduire la Fracture*, Bruxelles : De Boeck-Université.

van Ours, J.C. and G. Ridder (1995), «Job matching and job competition: are lower educated workers at the back of job queues?», *European Economic Review*, 39, 1717-1731.