

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2009 / 13

**Discrimination à l'embauche :
comment exploiter les procédures
de *testing* ?**

**Romain AEBERHARDT - Denis FOUGÈRE
Roland RATHELOT**

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2009 / 13

Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de *testing* ?

Romain AEBERHARDT* - Denis Fougère
Roland RATHELOT*****

DÉCEMBRE 2009

Les auteurs sont extrêmement reconnaissants à Devah Pager qui a bien voulu leur fournir ses données. Ils remercient également Pascale Petit, Pauline Givord, Élise Coudin, Bo Honoré, Julien Pouget et les participants à la XVII^e Aix-Marseille Doctoral Spring School in Economics, au séminaire du D3E, Insee, aux Journées Louis-André Gérard-Varet #8 et à la conférence de l'EEA à Barcelone (2009). Toutes les erreurs restantes sont les nôtres.

Toutes les opinions exprimées ici sont celles des auteurs et ne représentent en aucun cas celles de leurs institutions respectives.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise »
Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

** CNRS, Crest-Insee, CEPR

*** Dares, Crest-Insee

Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de *testing* ?

Résumé

Il est difficile de quantifier les comportements discriminatoires sur le marché du travail à l'aide des sources statistiques usuelles, qu'il s'agisse d'enquêtes ou de sources administratives. La principale difficulté découle de ce qu'il est impossible de parfaitement contrôler l'ensemble des variables déterminant l'accès à l'emploi. Les procédures de *testing* sont souvent présentées comme un substitut intéressant à cette approche. Mais l'analyse de leurs résultats présente elle aussi un certain nombre de difficultés méthodologiques. En particulier, une critique avancée par Heckman (1998) est qu'il est en général impossible de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle des testeurs quand celle-ci est importante pour l'employeur mais pas repérée comme telle par le concepteur de l'expérience.

Nous passons en revue dans cet article les différentes méthodes économétriques proposées dans la littérature consacrée à l'interprétation des expériences de *testing*. Nous illustrons ces différentes méthodes par une réexploitation de données collectées aux États-Unis par Pager (2003) concernant les conséquences du passé carcéral sur les chances d'accès à l'emploi, et l'interaction entre ce passé carcéral et la couleur de la peau. L'intérêt des données de Pager est que les mêmes testeurs y jouent alternativement le rôle de l'individu de référence et de l'individu potentiellement discriminé. Nous examinons dans quelle mesure un tel plan d'expérience permet de répondre à la critique de Heckman. En particulier, nous montrons que dans un cadre semi-paramétrique à la Manski (1987), il reste possible de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée entre testeurs, mais alors seul le signe de l'effet est identifiable et pas son amplitude.

Mots-clés : discrimination, *testing*

Testing with the Testers

Abstract

Quantifying discrimination on the labour market is difficult on the sole basis of usual statistical sources, either surveys or administrative sources. The main problem stems from the impossibility of controlling for all variables that affect access to employment. Audit studies by pairs therefore appear as an interesting substitute to these standard statistical approaches. But the interpretation of their results also raises methodological difficulties. In particular, a critique made by Heckman (1998) is that it is generally impossible to take into account individual heterogeneity between testers that is observed by employers but not observed by the designer of the audit study.

This paper reviews the various econometric techniques that have been proposed in the literature devoted to the interpretation of testing results. We illustrate these methods with a reexploitation of data collected in the USA by Pager (2003) concerning the consequences of a criminal record on the chances of getting a job, in interaction with skin colour. The advantage of these data is that the same testers alternatively played the role of the reference person and of the potentially discriminated person. We examine how far this allows answering Heckman's critique. In particular, we show that in a semi-parametric framework à la Manski (1987) it is still possible to take into account unobserved heterogeneity at the tester level, but then, only the sign of the effect is identifiable and not its magnitude.

Keywords: discrimination, audit studies

Classification JEL : C25, C93, J23, J71, K42

1 Introduction

On parle de discrimination sur le marché du travail dès lors qu'un employeur traite *a priori* de manière différente des individus dont la capacité à remplir un poste de son entreprise est identique mais dont les caractéristiques qui n'y sont pas liées, comme le sexe ou l'origine nationale, diffèrent. En général on distingue trois types de discriminations. La première provient des préférences intrinsèques des employeurs. La deuxième provient de celles des consommateurs. La troisième n'est pas affaire de préférences mais de croyances ou de préjugés sur les performances moyennes des différents groupes démographiques : on parle de discrimination statistique dès lors que les employeurs attribuent à des individus les valeurs moyennes, réelles ou supposées, des caractéristiques, inobservées au niveau individuel, du groupe auquel ils appartiennent.

La plupart des études économétriques visant à mesurer la discrimination utilisent des données administratives ou des données d'enquêtes et comparent les situations sur le marché du travail de différents groupes d'individus tout en contrôlant les différences de caractéristiques productives observables dont on dispose dans les données. Les articles les plus connus dans ce domaine dérivent en général de ceux de Oaxaca (1973) et Blinder (1973) qui décomposent les écarts de salaires observés entre deux groupes en une part due aux caractéristiques observables et une part résiduelle inexplicée. La principale difficulté réside dans l'interprétation de la part inexplicée qui contient, en plus de la discrimination, toutes les différences de caractéristiques productives inobservables dans les données.

L'intérêt de la procédure de *testing* ("audit studies" dans la terminologie anglo-saxonne), provient justement de la possibilité laissée à l'expérimentateur d'apparier au mieux les individus du groupe de référence et du groupe potentiellement discriminé afin de limiter au maximum les différences de caractéristiques productives. On peut ainsi se livrer à une expérience contrôlée où l'expression "toutes choses égales par ailleurs" prend tout son sens.

Une revue de littérature très complète sur le *testing* est proposée par Riach et Rich (2002). Elle couvre de nombreux champs où cette méthode a été utilisée pour mesurer les discriminations, notamment sur le marché du travail, pour l'accès au crédit, ou l'accès au logement. Pour la phase d'embauche sur le marché du travail, plus spécifiquement, on peut mentionner trois articles abondamment cités et qui servent de références dans ce domaine. Neumark, Bank et Van Nort (1996) étudient la discrimination à l'embauche suivant le sexe dans le secteur de la restauration et essaient d'expliquer la discrimination à l'encontre des femmes dans les restaurants "hauts de gamme" par les préférences des clients. Kenney et Wissoker (1994) mettent en évidence la présence de discrimination à l'encontre des candidats d'origine hispanique pour des postes à faible qualification en les appariant à des candidats d'origine anglo-saxonne et en comparant leurs probabilités d'embauche. Bertrand et Mullainathan (2003) envoient de faux CV dont les noms sont à consonance blanche ou afro-américaine et trouvent des taux de réponse significativement plus faibles pour les candidats dont le nom est à consonance afro-américaine.

En France, le *testing* s'est surtout fait connaître au grand public par l'intermédiaire de la médiatisation d'opérations-pièges organisées par SOS Racisme à l'entrée des boîtes de nuit. Cette méthode est reconnue par la justice depuis 2002. Auparavant, il y avait déjà eu une première étude portant sur le marché du logement (Bovenkerk, Kilborne, Raveau et Smith (1979)), mais ce n'est que récemment que cette méthode de mesure des discriminations est revenue sur le devant de la scène académique française. Plusieurs études comme celles de Petit (2004), Duguet et Petit (2005) ou encore Duguet, Leandri, L'Horty et Petit (2007) ont été menées sur le principe

de l'envoi de CV fictifs afin de tester différents paramètres susceptibles d'influencer la discrimination, comme le nom, le prénom, le sexe ou le lieu de résidence. Des acteurs institutionnels sont également entrés sur ce terrain, notamment la Halde et le BIT avec le rapport de Cediey et Foroni (2007) dont on trouve les principaux résultats dans Cediey, Foroni et Garner (2008) ; on peut également citer les études de l'observatoire français des discriminations dont certaines communications sont téléchargeables sur leur site internet.

L'idée du *testing*, bien que séduisante au premier abord, nécessite cependant quelques précautions soulignées dans Heckman (1998).

Tout d'abord, une étude de *testing* ne mesure pas la discrimination de la même manière qu'une étude utilisant des données administratives ou d'enquête. En effet, dans le cas du *testing* on mesure un niveau de discrimination potentielle sur l'ensemble des firmes du champ de l'étude, alors que dans le second cas, on mesure le résultat de la discrimination effective sur le marché du travail. Par exemple, si des firmes refusent d'embaucher certains individus en raison de leur appartenance à un groupe démographique particulier, mais que par ailleurs il existe suffisamment d'autres firmes qui ne discriminent pas à l'embauche, on peut très bien ne pas mesurer de différences de taux d'emplois suivant les groupes démographiques avec la deuxième méthode alors qu'une étude de *testing* fera apparaître de la discrimination dès lors que des "testeurs" auront été envoyés dans les firmes qui discriminent. À proprement parler, il s'agit en fait plus d'une mise en garde dans l'interprétation et la comparaison des résultats suivant les approches retenues plutôt qu'une réelle critique du *testing* en général.

Par ailleurs, le *testing* se focalise uniquement sur le processus d'embauche et même uniquement sur un canal particulier de ce processus, à savoir la réponse à une annonce, ce qui en fait, ne représente qu'une part assez faible des embauches totales. En outre, la plupart des études se focalisent sur des emplois peu qualifiés et il y a en général un décalage avec le niveau de qualification des acteurs y postulant. Enfin, ces études laissent de côté les évolutions des salaires et des promotions.

Outre ces remarques générales, la principale critique vient d'une utilisation potentiellement abusive de l'expression "toutes choses égales par ailleurs". En effet, les testeurs sont appariés en fonction d'un jeu de caractéristiques observables choisies par le concepteur de l'expérience, mais il se peut que les employeurs s'attachent à d'autres critères que ceux qui ont servi à former les paires. Heckman (1998) explique ainsi que dans un cadre linéaire l'identification passe par une hypothèse d'égalité des moyennes des caractéristiques qui n'ont pas été prises en compte pour constituer les paires. Dans un cadre non linéaire, la condition est plus forte et l'identification requiert une égalité des distributions ; il cite à ce propos une analogie avec les sauteurs en hauteur, proposée au départ par Alan Krueger. Imaginons que la barre corresponde au seuil à franchir pour être employé. Le franchissement de la barre nécessite de combiner deux qualités : la taille et la technique. La résultante de ces deux qualités est "observée" par la barre alors que celui qui s'occupe de faire les paires n'observe que la taille. Supposons maintenant que les deux groupes d'athlètes aient des techniques en moyenne égales conditionnellement à leur taille, mais que la variance soit plus élevée dans un groupe que dans l'autre. L'aspect discriminatoire prétendument mesuré par une telle étude va dépendre de la hauteur de la barre : si celle-ci est basse, le groupe de sauteurs homogène semblera avantagé alors que si celle-ci est haute, c'est le groupe hétérogène qui semblera avantagé.

Notons que cette critique n'a pas lieu d'être dans toutes les expérimentations menées à partir

de CV fictifs et qui ne mettent pas en jeu des acteurs.

Dans le cas particulier des données collectées par Pager, les “testeurs” jouent chacun leur tour le rôle du délinquant qui sort de prison. Contrairement à ce qui se passe dans un cadre de *testing* plus classique visant à mesurer la discrimination suivant le sexe ou la couleur de peau, un même “testeur” joue alternativement le rôle d’un individu du groupe de référence et d’un individu du groupe potentiellement discriminé. Cette particularité va permettre ici de répondre à la critique de Heckman en tenant compte de l’hétérogénéité individuelle propre à chaque “testeur” et d’identifier ainsi l’effet d’une sortie de prison sur la probabilité de trouver un emploi.

Dans cet article nous ne présenterons pas tout l’aspect logistique lié aux études de *testing* et nous nous concentrerons plutôt sur les méthodes économétriques mises en œuvre dans le cadre de l’interprétation des résultats.

La deuxième partie présente les données de Pager (2003) qui sont réutilisées ici, la troisième partie présente les méthodes et hypothèses classiques pour analyser les données issues d’une expérience de *testing* dans un cadre linéaire ainsi qu’une extension possible pour répondre à la critique de Heckman dans ce cadre. La quatrième partie suit la même logique mais cette fois-ci dans un cadre non linéaire. La cinquième partie présente des résultats d’identification partielle dans un cadre semi-paramétrique. La sixième partie conclut.

2 Données

2.1 Présentation de l’étude de Pager¹

Cet article reprend l’étude de Pager (2003) concernant les conséquences d’une incarcération sur les chances ultérieures d’obtenir un emploi aux États-Unis. En effet, au cours des trente dernières années, le nombre de détenus dans les prisons américaines a connu une hausse très importante et les États-Unis d’Amérique ont désormais le taux d’incarcération le plus élevé du monde. Les statistiques les plus frappantes concernent les différences suivant la couleur de peau : le taux d’incarcération des jeunes Noirs était en 2000 de près de 10 %, alors que chez les Blancs de la même classe d’âge, il dépassait à peine 1 %. De plus les jeunes Noirs ont une probabilité d’être incarcérés au moins une fois durant leur vie de 28 %, et cette statistique dépasse 50 % si on se restreint à ceux qui ont arrêté leurs études au lycée.

Un taux d’incarcération aussi élevé a pour conséquence directe que chaque année plus d’un demi-million de prisonniers sont relâchés, ce qui soulève la question des conséquences d’une incarcération sur les chances futures d’obtenir un emploi. En outre, une conséquence indirecte pour les Noirs est que, même s’ils n’ont pas de passé carcéral, ils risquent de subir de la discrimination statistique de la part des employeurs qui savent que les anciens détenus sont relativement plus nombreux parmi les Noirs que parmi les Blancs.

Les recherches précédentes ont montré un lien fort entre incarcération et emploi mais il reste des doutes sur la compréhension des mécanismes sous-jacents (stigmatisation, perturbation des liens familiaux, différences de réseaux sociaux, perte de capital humain, traumatisme institutionnel, barrières légales, ...), et l’un des problèmes majeurs est de tenir compte de l’hétérogénéité

1. Toutes les informations et références présentées dans cette partie se trouvent de manière plus complète dans Pager (2003).

individuelle inobservée qui a toutes les chances d’être corrélée à la fois avec le passé carcéral et avec les difficultés sur le marché du travail.

Pager centre son étude sur le “marquage au fer rouge” institutionnel lié au passé carcéral et son effet direct sur l’employabilité. Elle souhaite quantifier plus particulièrement trois effets : l’effet global d’une incarcération sur les chances d’être embauché, l’effet de la couleur de peau et la différence d’impact d’un passé carcéral suivant que l’on est Blanc ou Noir.

Comme il est difficile de traiter la question de la couleur de peau à l’aide de CV (on ne peut le faire qu’indirectement par l’intermédiaire du nom ou du prénom), elle a mis en place une opération de *testing* avec des acteurs afin de mesurer comment la couleur de peau et la prison interagissent pour produire de nouvelles formes d’inégalités sur le marché du travail.

L’étude a pris la forme suivante : sept “testeurs” de sexe masculin (quatre Noirs et trois Blancs), tous étudiants à l’université de Milwaukee ont été entraînés pour cette expérience contrôlée et appariés sur leurs caractéristiques physiques. Les paires étaient composées de deux “testeurs” noirs ou de deux “testeurs” blancs mais jamais d’un Noir et d’un Blanc. L’étude se focalise sur la première étape du processus d’embauche pour des postes non qualifiés. Les paires de “testeurs” noirs ont été envoyés à 200 entretiens et les Blancs à 150. Lors de chaque entretien l’un des “testeurs” jouait le rôle d’un délinquant ayant purgé une peine de prison et chaque membre de la paire jouait ce rôle alternativement tout au long de l’étude. Afin de ne pas attirer l’attention des employeurs potentiels, deux paires ne postulaient jamais à la même offre d’emploi. En particulier, les paires noires et les paires blanches ne se présentaient donc pas pour les mêmes postes.

Les annonces sélectionnées correspondaient à des emplois qui ne nécessitaient pas d’expérience professionnelle et pour lesquels le niveau d’éducation requis ne dépassait pas le lycée.

Les anciens délinquants étaient censés avoir passé 18 mois en prison après avoir été arrêtés en possession de cocaïne destinée à la revente. Les expériences professionnelles ont été rendues similaires en spécifiant que les anciens délinquants avaient travaillé en prison pendant 6 mois sur un emploi non qualifié, tandis que les individus de référence avaient quitté le lycée un an plus tard et avaient passé 6 mois dans une agence d’intérim.

Pager trouve qu’un passé carcéral est associé à une réduction de 50 % des chances d’emploi pour les Blancs et de 64 % pour les Noirs. Quand elle se restreint aux candidatures qui n’ont en fait pas donné lieu à de réels entretiens mais uniquement au dépôt d’un dossier, elle trouve un impact encore plus fort de la prison. Nous revenons en détail sur ce résultat dans cet article.

2.2 Exploitation quantitative d’une étude de *testing*

L’analyse de données issues d’une expérience de *testing* à l’embauche se heurte à deux problèmes principaux. Le premier est de tenir compte de l’hétérogénéité individuelle au niveau entreprise. Cela demande d’utiliser pleinement le fait qu’à chaque fois deux “testeurs” ont postulé pour un même emploi. Le second est de prendre en compte l’aspect non linéaire de la décision d’embauche.

Ces deux problèmes principaux soulèvent la question de l’information apportée par les différentes observations. Quand peut-on parler de traitement égal ? Quand peut-on parler de discri-

mination ? Quel est l'intérêt de former des paires de "testeurs" ?

Les statistiques présentées dans la table 1 distinguent les quatre situations auxquelles est confronté le concepteur de l'enquête : soit les deux candidats reçoivent une réponse négative, soit les deux sont rappelés, soit un seul des deux candidats reçoit une réponse positive, deux cas sont alors possibles suivant que c'est l'ex-délinquant qui est rappelé ou non.

Quand un employeur cherche un candidat pour un poste, il a en tête un certain nombre de critères que le candidat doit remplir. Dans une expérience de *testing*, les candidats sont appariés de telle sorte qu'ils soient les plus proches possibles du point de vue des critères productifs qui pourraient entrer en jeu dans la décision d'embauche. Pour mesurer la discrimination, on a envie de savoir si les candidats sont traités différemment du point de vue de l'unique caractéristique qui les différencie, ici le fait de sortir de prison. Idéalement, on aimerait savoir comment l'employeur "note" implicitement chaque candidat, mais c'est une donnée que l'on n'observe pas. À défaut de note, on souhaiterait disposer pour chaque employeur d'un classement des deux candidats pour savoir dans quelle proportion des cas le candidat de référence est préféré ou non à l'ancien délinquant. En pratique on ne sait si un des candidats a été préféré à l'autre que dans les cas où un des deux candidats a été retenu et pas l'autre. Ce sont donc les seules situations qui apportent de l'information en termes de différence de traitement de la part de l'employeur. C'est pour cette raison qu'il faut bien faire apparaître les statistiques de la table 1 de manière détaillée et non pas de manière agrégée avec uniquement le taux d'acceptation global et le taux de rejet global comme si les "testeurs" avaient postulé à des offres d'emploi différentes. Il faut préciser que les candidats n'étaient pas en concurrence directe et que l'ordre de présentation des candidats devant l'employeur n'avait pas d'impact puisque si l'un était pris, il déclinait l'offre avant que le deuxième ne se présente.

En pratique, le cas le plus fréquent est celui où les deux candidats sont rejetés (plus de 60 % des cas pour les Blancs et plus de 85 % des cas pour les Noirs). Cette situation arrive très souvent dans ce genre d'étude et nécessite une attention particulière. En effet, comme il vient d'être précisé, ce cas n'apporte pas d'information du point de vue de la discrimination et il est donc important d'anticiper le fait que la grande majorité des observations ne sera pas utilisable pour les estimations et qu'il faut donc prévoir des échantillons d'autant plus grands que le taux de rejet escompté est élevé. C'est notamment pour cela que Pager a choisi une taille d'échantillon plus grande pour les Noirs qui sont moins souvent rappelés que les Blancs.

De manière intéressante, il semble exister des divergences d'opinions quant au choix de l'ensemble des candidatures à prendre en compte au moment de l'analyse. Certains auteurs suivent ainsi les recommandations du BIT et ne conservent que les entreprises pour lesquelles au moins un des deux "testeurs" a reçu une réponse positive. L'argument majeur est qu'il existe beaucoup de facteurs qui pourraient expliquer que les deux "testeurs" soient rejetés sans pour autant qu'il soit raisonnable de considérer de tels cas comme un traitement égal, ce qui aurait tendance à faire baisser l'indice de discrimination retenu.

Comme il a été expliqué plus haut, ces observations n'apportent effectivement pas d'information. En revanche, il n'est pas du tout clair que la situation soit dissymétrique et qu'un retour positif pour les deux candidats corresponde plus à un traitement égalitaire qu'un retour négatif pour les deux.

Si on reprend les résultats de la table 1, la différence nette de probabilité d'embauche entre

TABLE 1 – Résultats agrégés suivant la couleur de peau et le statut ou non de délinquant

	Blanc	Noir
(a) les deux rejetés	94	171
(b) les deux rappelés	20	9
(c) ex-délinquant rappelé uniquement	5	1
(d) ex-délinquant rejeté uniquement	31	19
$((d)-(c)) / ((a)+(b)+(c)+(d))$	17.3 % [9.9,24.8]	9.0 % [4.8,13.2]
$((d)-(c)) / ((b)+(c)+(d))$	46.4 % [28.8,64.1]	62.1 % [40.7,83.4]
$((d)-(c)) / ((c)+(d))$	72.2 % [48.5,96.0]	90.0 % [69.1,110.9]
Total	150	200

Note : les intervalles de confiance présentés sont calculés à 95 % sous hypothèse de normalité des résidus.

les ex-délinquants et les candidats de référence est de 17 % pour les Blancs et de 9 % pour les Noirs. Si on se limite aux cas où au moins un des deux candidats a reçu une réponse positive, la différence de probabilités conditionnelles d'embauche est de 46 % pour les Blancs et de 62 % pour les Noirs. La différence nette s'interprète simplement en termes d'écart en points de pourcentage, mais il faut faire attention au fait que cet écart dépend du taux moyen de réponses positives. La différence de probabilités conditionnelles corrige en partie ce défaut mais elle introduit une dissymétrie arbitraire entre les observations pour lesquelles les deux candidats ont été rejetés et celles pour lesquelles les deux candidats ont été rappelés. Implicitement, cette méthode fait l'hypothèse très forte que si les deux candidats sont acceptés, c'est que l'employeur n'a pas de préférence entre les deux. Une autre manière de procéder consiste à se limiter aux seules observations qui apportent de l'information en termes de discrimination et d'extrapoler le résultat à l'ensemble des situations. Parmi les Blancs, les candidats de référence seraient ainsi préférés dans 86 % des cas et ceux qui sortent de prison dans 14 % des cas. Le candidat de référence a donc 6 fois plus de chances d'être préféré à celui qui sort de prison. Chez les Noirs le candidat de référence est préféré dans 95 % des cas et celui qui sort de prison dans 5 % des cas. Le candidat de référence a donc 19 fois plus de chances d'être préféré à celui qui sort de prison.

2.3 Spécificité concernant la réponse à la critique de Heckman

Comme nous l'avons présenté précédemment, Heckman (1998) souligne le problème de l'hétérogénéité individuelle des "testeurs" qui pourrait être perçue différemment par les employeurs potentiels et par le concepteur de l'étude qui apparie les candidats. Plus on est capable de contrôler l'hétérogénéité individuelle au sein des paires, moins cette critique est pertinente. C'est par exemple le cas quand on effectue un *testing* avec des CV. C'est aussi le cas dans les données de Pager si on se limite aux observations pour lesquelles aucun des deux candidats n'a bénéficié d'un entretien avec l'employeur potentiel. Dans cette situation, ce dernier fonde en effet son jugement sur les seuls dossiers qui lui ont été présentés.

Ici nous utilisons une spécificité de l'étude de Pager, à savoir que, contrairement aux cas courants du sexe ou de la couleur de peau, on cherche ici à mesurer l'effet d'une caractéristique

TABLE 2 – Résultats spécifiques par “testeur” pour les candidats blancs

testeur jouant le rôle de l’ex-délinquant	T1	T2	T1	T3
testeur jouant le rôle de référence	T2	T1	T3	T1
les deux rejetés	22	21	27	24
les deux rappelés	4	3	7	6
ex-délinquant rappelé uniquement	0	2	0	3
ex-délinquant rejeté uniquement	6	6	11	8
Total	32	32	45	41
p-value du test de $\beta = 0$ contre $\beta < 0^a$	0.016	0.145	$5 \cdot 10^{-4}$	0.113

a. Ce test fait référence au cadre semi-paramétrique présenté dans la partie 5. Seules comptent les lignes *ex-délinquant rappelé uniquement* et *ex-délinquant rejeté uniquement*

– être un ancien délinquant – qui n’est pas intrinsèque aux “testeurs”, ce qui leur a permis de jouer alternativement le rôle du candidat potentiellement discriminé ou non. Grâce à cela, nous proposons différentes spécifications économétriques qui apportent une réponse à la critique de Heckman en contrôlant l’hétérogénéité individuelle des “testeurs”.

Les tables 2 et 3 présentent des résultats équivalents à ceux de la table 1 mais sont détaillés pour chacune des paires de “testeurs”.

Comme la plupart du temps, les deux “testeurs” ont été rejetés, le nombre d’entreprises qui ont traité différemment les “testeurs” est relativement faible. Par ailleurs dans ces situations, il est très rare que ce soit l’ancien délinquant qui ait été rappelé et non pas le candidat de référence. Cette situation s’est produite une seule fois pour les Noirs et cinq fois pour les Blancs mais à chaque fois les “testeurs” (T2 et T3) formaient une paire avec T1. Ce problème nous limitera par la suite pour pouvoir distinguer ce qui tenait au passé carcéral ou à l’hétérogénéité propre des “testeurs” : on ne pourra par exemple pas exclure que le testeur T1 ait été beaucoup moins performant en entretien y compris en tant que candidat de référence.

Dans la partie suivante, les hypothèses linéaires permettent cependant de s’affranchir de ce problème.

3 Différences nettes de probabilité d’embauche

3.1 Modèle de panel linéaire sans effets “testeurs”

La statistique la plus souvent présentée correspond à la différence nette de probabilité d’embauche. Si on note E_c l’indicatrice d’embauche pour le candidat qui joue le rôle de l’ancien délinquant au passé carcéral et E_{nc} l’équivalent pour l’autre candidat, la discrimination nette se calcule comme :

$$\mathbb{P}(E_c = 1) - \mathbb{P}(E_{nc} = 1)$$

Comme

$$\mathbb{P}(E_c = 1) = \mathbb{P}(E_c = 1, E_{nc} = 0) + \mathbb{P}(E_c = 1, E_{nc} = 1)$$

TABLE 3 – Résultats spécifiques par “testeur” pour les candidats noirs

testeur jouant le rôle de l’ex-délinquant	T4	T5	T4	T6	T5	T7	T6	T7
testeur jouant le rôle de référence	T5	T4	T6	T4	T7	T5	T7	T6
les deux rejetés	25	34	8	7	3	4	51	39
les deux rappelés	1	1	0	0	0	0	4	3
ex-délinquant rappelé uniquement	1	0	0	0	0	0	0	0
ex-délinquant rejeté uniquement	3	6	2	1	0	2	4	1
Total	30	31	10	8	3	6	59	43
p-value du test de $\beta = 0$ contre $\beta < 0^a$	0.313	0.016	0.25	0.5	-	0.25	0.063	0.031

a. Ce test fait référence au cadre semi-paramétrique présenté dans la partie 5. Seules comptent les lignes *ex-délinquant rappelé uniquement* et *ex-délinquant rejeté uniquement*

et de même

$$\mathbb{P}(E_{nc} = 1) = \mathbb{P}(E_c = 0, E_{nc} = 1) + \mathbb{P}(E_c = 1, E_{nc} = 1)$$

cette statistique de différence nette est égale à

$$\mathbb{P}(E_c = 1, E_{nc} = 0) - \mathbb{P}(E_c = 0, E_{nc} = 1)$$

On remarque ainsi que seules comptent les probabilités d’embauches dans les cas où le résultat est différent pour les deux “testeurs”.

Si on note y_{ij} la décision d’embauche pour l’individu i dans la firme j , α_i l’hétérogénéité individuelle des candidats, γ_j son équivalent au niveau firme, C_{ij} une indicatrice valant 1 si l’individu i jouait le rôle d’un ancien délinquant pour l’entreprise j (pour l’instant on considérera que $C_{1j} = 1$ et $C_{2j} = 0$), le modèle s’écrit alors :

$$y_{ij} = \alpha_i + \gamma_j + \beta C_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \text{avec} \quad \mathbb{E}(\varepsilon_{ij}) = 0$$

La différence nette de probabilité d’embauche correspond au β de ce modèle. En pratique cela correspond à l’estimateur des moindres carrés ordinaires dans un modèle linéaire de probabilité avec des “effets fixes” entreprises, ou, ce qui est équivalent, à l’estimateur en différences intra-firmes d’un modèle linéaire de probabilité tenant compte de l’hétérogénéité inobservée au niveau firmes.

Le modèle en différences intra-firmes s’écrit :

$$y_{1j} - y_{2j} = \beta \underbrace{(C_{1j} - C_{2j})}_{=1} + (\alpha_1 - \alpha_2) + (\varepsilon_{1j} - \varepsilon_{2j}) \quad \text{avec} \quad \mathbb{E}(\varepsilon_{ij}) = 0$$

Pour estimer le coefficient β sans biais, il faut faire une hypothèse supplémentaire d’égalité des espérances des termes d’hétérogénéité individuelle des candidats ($\mathbb{E}(\alpha_1) = \mathbb{E}(\alpha_2)$). Cette hypothèse paraît relativement peu coûteuse dans un cadre linéaire (où la critique de Heckman est moins forte), d’autant qu’elle découle en partie de la conception de l’étude où on cherche à apparier au mieux les “testeurs”, et où ceux-ci sont entraînés pour répondre de la manière la plus proche possible aux entretiens.

Les coefficients β de ce modèle correspondent aux différences de probabilités présentées dans la table 1. Les estimations sont menées séparément sur les Noirs et sur les Blancs pour trois spécifications différentes suivant que l'on tient compte de toutes les observations, de celles pour lesquelles au moins un des deux candidats a été retenu, ou de celles pour lesquelles exactement un des deux candidats a été retenu. Les intervalles de confiance présentés ont été calculés à distance finie sous hypothèse de normalité des résidus.

Les différences nettes de probabilité d'embauche sont les mêmes que celles présentées dans l'article de Pager. Bien qu'elle ne l'explique pas complètement, elle tient bien compte de l'hétérogénéité firmes. En effet, elle présente les statistiques agrégées pour chaque groupe comme si chaque "testeur" avait candidaté à une offre d'emploi différente, mais la conception même de l'enquête assure que la statistique présentée tient en fait bien compte implicitement de cette hétérogénéité.

3.2 Contrôle de l'hétérogénéité inobservée au niveau "testeurs"

Le modèle linéaire précédent ne nécessitait pas d'hypothèses sur les effets firmes en revanche il faisait une hypothèse d'égalité sur les espérances des effets "testeurs". Les données permettent d'aller plus loin et d'introduire des effets fixes "testeurs" pour relâcher cette hypothèse d'égalité des espérances.

$$y_{ij} = \alpha_i + \gamma_j + \beta C_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \text{avec} \quad \mathbb{E}(\varepsilon_{ij} | \alpha, \gamma, C) = 0.$$

Le modèle est estimé en différences au sein de chaque firme (ou, ce qui revient au même, en mettant des indicatrices firmes) et en contrôlant les effets "testeurs". Comme ceux-ci ne peuvent pas changer alternativement de couleur de peau, on ne peut identifier le différentiel d'effet entre eux qu'au sein de chacun des deux groupes Blancs ou Noirs.

Les résultats du modèle linéaire de probabilité à double effet fixe sont présentés dans la table 4 et sont cohérents avec ce qui a été trouvé jusqu'ici. Les effets "testeurs" ne sont pas significatifs au sein des deux groupes (Blancs et Noirs) et l'effet de la prison est négatif et significatif. La seule différence tient au fait que cet effet est plus important chez les Blancs que chez les Noirs mais encore une fois cette différence n'est pas significative au seuil de 5 %.

Cependant dans ce cadre, avec des effets "testeurs" ou non, on ne tient pas compte de l'aspect non linéaire de la décision d'embauche. En particulier, on fait des hypothèses implicites sur les termes d'hétérogénéité inobservée au niveau des firmes et des individus qui découlent de $0 \leq \mathbb{E}(y_{ij}) \leq 1$ et dont l'interprétation économique n'est pas très claire : $\forall(i, j), 0 \leq \alpha_i + \gamma_j + \beta C_{ij} \leq 1$.

La partie suivante présente l'utilisation d'un modèle logit conditionnel qui permet de s'affranchir de ce problème grâce à une approche non linéaire.

TABLE 4 – Effet d’un passé carcéral en contrôlant les effets firmes et individus

Variable	Blancs		Noirs	
	Param Est	Std Err	Param Est	Std Err
Ex-délinquant	-0.172***	0.038	-0.089***	0.022
Testeur 1	Ref.	-		
Testeur 2	0.031	0.058		
Testeur 3	0.062	0.050		
Testeur 4			Ref.	-
Testeur 5			-0.021	0.035
Testeur 6			-0.041	0.061
Testeur 7			-0.040	0.063

Note : significativité : * seuil de 10 %, ** seuil de 5 % et *** seuil de 1 %.

4 Modélisation dans un cadre paramétrique non linéaire

4.1 Modèle logit conditionnel sans effets “testeurs”

Si on veut tenir compte du fait qu’une décision d’embauche est intrinsèquement non linéaire, on peut utiliser les techniques économétriques classiques dans le cas où la variable expliquée est binaire. On trouve par exemple l’utilisation de modèles logistiques avec une indicatrice d’appartenance au groupe potentiellement discriminé, comme dans Pager (2003). Ces modèles, même s’ils peuvent tenir compte du plan d’expérience en termes d’inférence (sous forme d’“effets aléatoires”), n’utilisent pas complètement les particularités d’un plan de *testing* pour contrôler l’hétérogénéité inobservée au niveau firme. Pour cela, et dans le même esprit que dans l’approche linéaire, on peut utiliser des modèles de type logit conditionnel (ou logit à “effets fixes”). Ce type de modélisation apparaît dans des articles sur le marché du logement comme par exemple dans Ondrich, Stricker et Yinger (1999) mais est assez peu utilisé dans les articles d’audit sur le marché du travail. Avec ce genre de modèles, l’identification porte sur les seules paires pour lesquelles il y a eu un traitement différencié.

En conservant les mêmes notations que précédemment et en introduisant une variable latente y_{ij}^* telle que

$$y_{ij} = \mathbb{1}_{\{y_{ij}^* > 0\}}$$

on peut écrire le modèle ainsi :

$$y_{ij}^* = \alpha_i + \gamma_j + C_{ij}\beta + \varepsilon_{ij}$$

Si les termes d’erreurs suivent une loi des valeurs extrêmes, le modèle est maintenant caractérisé par :

$$\mathbb{P}(y_{ij} = 1 | C, \alpha, \gamma) = \frac{e^{\alpha_i + \gamma_j + C_{ij}\beta}}{1 + e^{\alpha_i + \gamma_j + C_{ij}\beta}}$$

Les probabilités jointes des deux événements s’écrivent :

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | \alpha, \gamma, C) = \frac{e^{\alpha_1 + \gamma_j + \beta C_{1j}}}{1 + e^{\alpha_1 + \gamma_j + \beta C_{1j}}} \frac{1}{1 + e^{\alpha_2 + \gamma_j + \beta C_{2j}}}$$

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 0, y_{2j} = 1 | \alpha, \gamma, C) = \frac{1}{1 + e^{\alpha_1 + \gamma_j + \beta C_{1j}}} \frac{e^{\alpha_2 + \gamma_j + \beta C_{2j}}}{1 + e^{\alpha_2 + \gamma_j + \beta C_{2j}}}$$

d'où la forme de logit conditionnel suivante :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, \gamma, C) \\ &= \frac{\mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | \alpha, \gamma, C)}{\mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | \alpha, \gamma, C) + \mathbb{P}(y_{1j} = 0, y_{2j} = 1 | \alpha, \gamma, C)} \\ &= \frac{1}{1 + \mathbb{P}(y_{1j} = 0, y_{2j} = 1 | \alpha, \gamma, C) / \mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | \alpha, \gamma, C)} \\ &= \frac{e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}}{1 + e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}} \end{aligned}$$

qui est indépendant de γ .

Dans le cas où $C_{1j} = 1$ et $C_{2j} = 0$, on a alors

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta}}{1 + e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta}}$$

et de la même manière,

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 0, y_{2j} = 1 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{1}{1 + e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta}}$$

Si l'étude a été bien préparée et que les "testeurs" sont aussi proches que possible du point de vue de leurs caractéristiques productives, on peut supposer que $\alpha_1 = \alpha_2$, et le modèle s'estime sans problème. En revanche si, comme dans l'exemple des sauteurs en hauteur, il existe des caractéristiques productives inobservables pour le concepteur de l'étude mais observables par l'employeur, alors cette hypothèse est plus forte que dans le cadre linéaire. En effet, dans ce cas, l'identification reposait uniquement sur l'égalité des espérances de α_1 et α_2 .

En reprenant les notations de la table 1, l'estimateur du maximum de vraisemblance de ce modèle est

$$\hat{\beta} = \log \frac{\#\{\text{ex-délinquant rappelé uniquement}\}}{\#\{\text{ex-délinquant rejeté uniquement}\}}$$

Il s'agit donc ici du rapport de probabilités que l'on étudie, et non pas de leur différence. Les résultats donnés par cette approche sont présentés dans la table 5. Une fois qu'on a tenu compte de l'hétérogénéité au niveau des firmes, l'effet relatif d'un passé carcéral est très élevé et il est plus de trois fois plus élevé pour les Noirs que pour les Blancs. Cette différence n'est cependant pas significative au seuil de 5%.

4.2 Modèle logit conditionnel avec effets "testeurs"

Dans le cas de deux "testeurs" uniquement, on résume l'information sous la forme présentée dans la table 6.

TABLE 5 – Approche par logit conditionnel pour tenir compte des effets firmes

Couleur de peau	$\hat{\beta}$	Std. Err.	Odds Ratio
Blanc	-1.82***	0.482	0.161
Noir	-2.94***	1.026	0.053

Note : significativité : * seuil de 10 %, ** seuil de 5 % et *** seuil de 1 %.

Lecture : soit ρ le ratio de la probabilité d'être rappelé sur celle de ne pas être rappelé (i.e. il y a ρ fois plus de chances d'être rappelé que de ne pas être rappelé). Pour les blancs, ce ratio ρ est multiplié par 0.16 si on sort de prison par rapport à la situation de référence ; pour les Noirs il est multiplié par 0.05.

TABLE 6 – Résumé des quatre situations possibles avec deux “testeurs”

Ex-délinquant		Rappelé		Nombre de cas
T1	T2	T1	T2	
1	0	1	0	n_{12}
1	0	0	1	n_{21}
0	1	1	0	p_{12}
0	1	0	1	p_{21}

On reprend le modèle logit conditionnel présenté précédemment, mais sans imposer que $C_{1j} = 1$ et $C_{2j} = 0$ car les “testeurs” peuvent jouer alternativement les deux rôles (mais on a toujours $C_{1j} + C_{2j} = 1$). On aboutit alors à :

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}}{1 + e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}}$$

et de la même manière,

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 0, y_{2j} = 1 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{1}{1 + e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}}$$

En reprenant les notations de la table 6 et si toutes les quantités sont positives, la maximisation de la vraisemblance suivant β et $(\alpha_1 - \alpha_2)$ donne² :

$$\hat{\beta} = \frac{1}{2} \log \frac{n_{12}p_{21}}{n_{21}p_{12}}$$

$$(\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2) = \frac{1}{2} \log \frac{n_{12}p_{12}}{n_{21}p_{21}}$$

Si une des quantités est égale à zéro, les paramètres divergent et il n'y a pas de solution intérieure au problème de maximisation.

Malheureusement, avec les données dont nous disposons, ces conditions ne sont pas remplies comme on peut le constater dans les tables 2 et 3. En effet, parmi les Noirs, un seul “testeur” a été rappelé en tant qu'ex-délinquant alors que son partenaire ne l'a pas été ; et parmi les Blancs

2. Le détail des calculs est donné en annexe.

TABLE 7 – Effets combinés de la couleur de peau, de la sortie de prison et de l’interaction avec l’employeur

Noir	Délinquant	Interaction	Param Est	Std Err	Odds Ratio
0	0	0	Ref.	-	-
0	0	1	1.042***	0.3897	2.836
0	1	0	-1.314***	0.3819	0.269
0	1	1	0.621	0.4131	1.861
1	0	0	-1.484***	0.3686	0.227
1	0	1	0.234	0.3741	1.263
1	1	0	-2.068***	0.4417	0.126
1	1	1	-1.767***	0.6345	0.171

*Note : L’individu de référence est un candidat blanc qui ne sort pas de prison et qui n’a pas rencontré l’employeur au moment où il est venu candidater. Contrôles supplémentaires : indicatrice d’emploi à l’intérieur de la ville. Significativité : * seuil de 10 %, ** seuil de 5 % et *** seuil de 1 %.*

Lecture : soit ρ le ratio de la probabilité d’être rappelé sur celle de ne pas être rappelé (i.e. il y a ρ fois plus de chances d’être rappelé que de ne pas être rappelé). Pour les candidats blancs qui ne sortent pas de prison et qui bénéficient d’un entretien avec l’employeur potentiel, ce ratio ρ est multiplié par 2.8 par rapport à leurs homologues qui ne bénéficient pas de l’entretien.

deux “testeurs” ont été dans ce cas, mais à chaque fois face au même partenaire ce qui est une situation de divergence. Nous ne pouvons donc pas mettre en œuvre cette méthode avec ces données.

Cependant, pour tenter de s’affranchir du problème de l’effet “testeur” on utilise dans la partie suivante une information précise sur le fait que la candidature a réellement donné lieu ou non à un entretien avec l’employeur potentiel.

4.3 Extension du modèle logit simple en tenant compte de l’interaction avec l’employeur

Dans tous les cas, la réponse à l’annonce nécessitait de se présenter sur le lieu d’embauche mais dans un certain nombre de cas la candidature passait uniquement par le dépôt d’un dossier sur place sans entretien avec l’employeur potentiel. Dans la mesure où les “testeurs” étaient largement surqualifiés pour ces postes, il est très probable que l’effet de l’entretien mesuré ici soit beaucoup plus élevé que ce qu’il pourrait être dans des cas réels. Le but de ces tests n’est donc pas à proprement parler de quantifier l’effet d’un entretien mais plutôt de s’intéresser à l’existence potentielle de discrimination statistique et de voir si un employeur traite différemment un ancien délinquant ayant purgé une peine de prison s’il s’est entretenu avec lui, c’est-à-dire si un entretien peut faire évoluer la stigmatisation statistique associée à la sortie de prison.

On interagit donc les indicatrices de couleur de peau, de passé carcéral et de vrai entretien avec l’employeur potentiel. Les coefficients obtenus à l’aide d’une spécification logistique ainsi que les odds ratios associés sont présentés dans la table 7. La table 8 présente un résumé des effets spécifiques liés à la couleur de peau, à la sortie de prison et à l’interaction avec l’employeur au moment de la candidature.

Un entretien avec l'employeur potentiel est toujours associé à un impact positif et significatif sauf pour les Noirs qui sortent de prison. Cela provient sans doute du fait que les "testeurs" avaient été entraînés et étaient sur-qualifiés pour les emplois auxquels ils candidataient. Pour les Blancs, un entretien rend même non significatif l'effet négatif d'un passé carcéral.

Les candidats noirs qui ne bénéficient pas d'un entretien avec l'employeur potentiel sont autant discriminés qu'ils sortent de prison ou non. Dans la mesure où les jeunes Noirs Américains qui ont arrêté leurs études au lycée ont une probabilité supérieure à 50 % d'être incarcérés au moins une fois dans leur vie, cela montre sans doute que pour les employeurs, en l'absence d'entretien, les candidats noirs sont plus susceptibles d'être d'anciens délinquants et sont donc traités comme tels.

En l'absence de passé carcéral, être Noir a un effet négatif et significatif en l'absence d'entretien avec l'employeur potentiel. En revanche, cet effet n'est plus significatif au seuil de 5 % en cas d'entretien. En l'absence d'entretien, le stigma lié au passé carcéral est suffisamment fort pour rendre l'effet supplémentaire de la couleur de peau non significatif.

Tous ces résultats sont cohérents avec la présence de discrimination statistique à l'encontre des candidats noirs et à l'encontre des anciens délinquants sortant de prison. Cependant, pour la couleur de peau, la critique classique de Heckman reste recevable puisqu'il est impossible de montrer que les "testeurs" noirs n'étaient pas en moyenne moins convaincants en entretien que les "testeurs" blancs.

TABLE 8 – Résumé des effets combinés de la couleur de peau, de la sortie de prison et de l'interaction avec l'employeur

	Effet	Odds Ratio
Effet d'un entretien avec l'employeur		
Blanc - pas de prison	1.042***	2.836
Blanc - prison	1.935***	6.922
Noir - pas de prison	1.718***	5.574
Noir - prison	0.301	1.352
Effet d'un passé carcéral		
Blanc - pas d'entretien avec l'employeur	-1.314***	0.269
Blanc - entretien avec l'employeur	-0.421	0.656
Noir - pas d'entretien avec l'employeur	-0.584	0.558
Noir - entretien avec l'employeur	-2.001***	0.135
Effet de la couleur de peau		
prison - entretien avec l'employeur	-2.388***	0.092
pas de prison - entretien avec l'employeur	-0.809*	0.445
prison - pas d'entretien avec l'employeur	-0.755	0.470
pas de prison - pas d'entretien avec l'employeur	-1.484***	0.227

*Note : significativité : * seuil de 10 %, ** seuil de 5 % et *** seuil de 1 %. Les effets correspondent aux différences entre les coefficients estimés.*

Lecture : soit ρ le ratio de la probabilité d'être rappelé sur celle de ne pas être rappelé (i.e. il y a ρ fois plus de chances d'être rappelé que de ne pas être rappelé). Pour les candidats blancs qui ne sortent pas de prison, l'effet propre d'un entretien avec l'employeur potentiel est de multiplier ce ratio ρ par 2.8.

5 Modélisation dans un cadre semi-paramétrique

Dans cette partie nous reprenons les idées développées dans Manski (1987) et adaptons les résultats au cas d'une étude de *testing*. Dans ce cadre nous faisons très peu d'hypothèses sur les termes d'erreur. Tout d'abord nous nous plaçons dans le cas où il n'y a pas d'effets testeurs et nous montrons que seul le signe de l'effet d'un séjour en prison est identifié. Ensuite nous montrons que quand les testeurs alternent le rôle de l'ancien délinquant, il peut toujours être possible d'identifier le signe de l'effet d'un séjour en prison à condition que cet effet soit plus important que la différence des effets testeurs.

5.1 Résultats d'identification partielle sans effets testeurs

Considérons à nouveau le modèle suivant :

$$y_{ij} = \mathbf{1}_{\{y_{ij}^* > 0\}} \quad \text{avec} \quad y_{ij}^* = \gamma_j + C_{ij}\beta + \varepsilon_{ij}$$

Sans perte de généralité, nous allons considérer le cas où c'est le premier candidat qui joue le rôle de référence et le second qui joue le rôle de l'ancien délinquant. Dans ce cas, $\forall j, C_{1j} = 0$ et $C_{2j} = 1$.

On souhaite faire le moins d'hypothèses possible sur F_γ , la distribution de l'effet fixe, et on suppose uniquement que :

$$\forall j, F_{\varepsilon_{1j}|\gamma_j} = F_{\varepsilon_{2j}|\gamma_j}$$

et que le support de $F_{\varepsilon_{1j}|\gamma_j}$ est \mathbb{R} .

Le résultat suivant, qui est un cas particulier du Lemme 1 de Manski (1987), assure que le signe de β est identifié :

$$\beta \leq 0 \iff \mathbb{E}(y_{2j}) \leq \mathbb{E}(y_{1j})$$

Cela provient directement de :

$$\forall \gamma_j, \mathbb{E}(y_{ij}|\gamma_j) = \mathbb{P}(y_{ij} \geq 0|\gamma_j)$$

$$\mathbb{P}(y_{1j} \geq 0|\gamma_j) = \int_{-\gamma_j}^{\infty} dF_{\varepsilon_{1j}|\gamma_j}$$

$$\mathbb{P}(y_{2j} \geq 0|\gamma_j) = \int_{-\beta-\gamma_j}^{\infty} dF_{\varepsilon_{2j}|\gamma_j}$$

d'où, quel que soit γ_j ,

$$\mathbb{P}(y_{2j} \geq 0|\gamma_j) \leq \mathbb{P}(y_{1j} \geq 0|\gamma_j) \iff \beta \leq 0 \iff \mathbb{E}(y_{2j} - y_{1j}|\gamma_j) \leq 0$$

on en déduit le résultat qui ne dépend plus de γ_j .

Comme il n'y a pas de régresseur à large support dans ce contexte particulier, on se doute déjà qu'il n'y aura pas de résultat d'identification ponctuelle pour β dans ce cadre. En effet, en utilisant les arguments classiques dans le cas des modèles binaires, β n'est identifié qu'à un facteur d'échelle près, et donc seul son signe est identifié.

On peut maintenant effectuer un test du signe de $\mathbb{E}(y_2 - y_1)$. La variable aléatoire $y_2 - y_1$ prends ses valeurs dans $\{-1, 0, 1\}$. Les 0 n'ont pas d'influence sur le signe donc on peut se contenter de considérer uniquement les observations pour lesquelles $y_2 \neq y_1$. Par ailleurs $y_2|y_2 \neq y_1 \sim \text{Bernoulli}(p)$ et donc $\sum_{y_2 \neq y_1} y_2 \sim \text{Binomiale}(n, p)$ où n est le nombre d'observations pour lesquelles $y_2 \neq y_1$. Un test de $\mathbb{E}(y_2 - y_1)$ peut donc être effectué sous forme d'un test unilatéral de p avec $p = 1/2$ comme hypothèse nulle.

Parmi les Blancs il y a eu 31 rejets sur 36 observations ce qui donne une p-value de $6.5 \cdot 10^{-6}$ et on peut donc rejeter $H_0 : \beta = 0$ contre $\beta < 0$ à tous les niveaux habituels. Parmi les Noirs il y a eu 19 rejets sur 20 observations ce qui donne une p-value de $2.0 \cdot 10^{-5}$ et on peut également rejeter $H_0 : \beta = 0$ contre $\beta < 0$ à tous les niveaux habituels.

5.2 Résultats d'identification partielle avec effets testeurs

On suit le même raisonnement mais cette fois le modèle a la forme suivante :

$$y_{ij} = \mathbb{1}_{\{y_{ij}^* > 0\}} \quad \text{avec} \quad y_{ij}^* = \alpha_i + \gamma_j + C_{ij}\beta + \varepsilon_{ij}$$

Quand le testeur 2 joue le rôle de l'ancien délinquant, c'est-à-dire quand $C_{1j} = 0$ et $C_{2j} = 1$, le résultat obtenu dans le cas où il n'y a pas d'effets testeurs peut à nouveau être utilisé. Cependant cette fois-ci, ce n'est plus le signe de β qui est identifié mais celui de $\beta - \alpha_1 + \alpha_2$:

$$\beta \underset{\leq}{\gtrsim} \alpha_1 - \alpha_2 \iff \mathbb{E}(y_{2j} - y_{1j}) \underset{\leq}{\gtrsim} 0$$

En effet,

$$\forall \gamma_j, \quad \mathbb{E}(y_{ij}|\gamma_j) = \mathbb{P}(y_{ij} \geq 0|\gamma_j)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(y_{1j} \geq 0|\gamma_j) &= \int_{-\alpha_1 - \gamma_j}^{\infty} dF_{\varepsilon_{1j}|\gamma_j} \\ \mathbb{P}(y_{2j} \geq 0|\gamma_j) &= \int_{-\alpha_2 - \beta - \gamma_j}^{\infty} dF_{\varepsilon_{2j}|\gamma_j} \end{aligned}$$

d'où, quel que soit γ_j ,

$$\mathbb{P}(y_{2j} \geq 0|\gamma_j) \underset{\leq}{\gtrsim} \mathbb{P}(y_{1j} \geq 0|\gamma_j) \iff \beta \underset{\leq}{\gtrsim} \alpha_1 - \alpha_2 \iff \mathbb{E}(y_{2j} - y_{1j}|\gamma_j) \underset{\leq}{\gtrsim} 0$$

On en déduit le résultat qui ne dépend plus de γ_j .

De la même manière, quand le testeur 1 joue le rôle de l'ancien délinquant, on peut identifier le signe de $\beta + \alpha_1 - \alpha_2$ grâce à :

$$\beta \underset{\leq}{\gtrsim} \alpha_2 - \alpha_1 \iff \mathbb{E}(y_{1j} - y_{2j}) \underset{\leq}{\gtrsim} 0$$

Il est donc possible d'identifier le signe de β si $|\beta|$ est plus grand que $|\alpha_1 - \alpha_2|$.

Par exemple, quand on veut tester l'impact d'un séjour en prison, on s'attend à ce que β soit négatif. Considérons tout d'abord les observations pour lesquelles le testeur 2 joue le rôle de l'ancien délinquant et testons $p = 1/2$ contre $p < 1/2$ pour $y_2|y_2 \neq y_1 \sim \text{Bernoulli}(p)$. Si on

rejette H_0 , β sera considéré statistiquement plus petit que $\alpha_1 - \alpha_2$. Ensuite considérons les observations pour lesquelles le testeur 1 joue le rôle de l'ancien délinquant et testons $p = 1/2$ contre $p < 1/2$ pour $y_1|y_2 \neq y_1 \sim \text{Bernoulli}(p)$. Si on rejette H_0 , β sera considéré statistiquement plus petit que $\alpha_2 - \alpha_1$. Si on rejette l'hypothèse nulle dans les deux tests précédents, β sera considéré statistiquement plus petit que $-|\alpha_1 - \alpha_2| \leq 0$.

Il peut donc être théoriquement possible d'identifier le signe de β dans un cadre semi-paramétrique, même en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée au niveau des testeurs.

Pour les candidats blancs, on peut tester le signe de β en utilisant les paires (T1, T2) et (T1, T3), et pour les candidats noirs on peut utiliser les paires (T4, T5), (T4, T6), (T5, T7) et (T6, T7). Les p-values des tests unilatéraux sont présentés en bas des tables 2 et 3. Malheureusement, le nombre d'observations pour lesquelles un seul des deux testeurs a été rappelé et pas l'autre est toujours trop petit pour pouvoir conclure que $\beta < 0$ et on ne peut pas donner de réponse claire quant au signe de β si on veut tenir compte de l'hétérogénéité inobservée au niveau testeurs. En effet, quelle que soit la paire (i, j) , il est presque toujours possible de conclure que $\beta < \alpha_i - \alpha_j$ ou $\beta < \alpha_i - \alpha_j$ au niveau de 5% mais il n'est jamais possible de conclure à la fois que $\beta < \alpha_i - \alpha_j$ et $\beta < \alpha_j - \alpha_i$ à ce niveau de test.

6 Conclusion

Malgré leur apparente simplicité, les études de *testing* soulèvent des questions méthodologiques souvent passées sous silence ou pour lesquelles les arguments avancés peuvent sembler douteux. Par exemple, les différences nettes de probabilité calculées à partir de statistiques agrégées masquent la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée au niveau des firmes. D'autre part, les préconisations du BIT en matière de choix des observations qui apportent de l'information reposent sur l'hypothèse implicite très forte que si les deux candidats sont acceptés c'est que l'employeur est indifférent entre les deux. En fait on ne connaît pas ses préférences et on sait uniquement que les deux candidats remplissent les critères pour obtenir le poste. Cette question d'identification apparaît dès que l'on se place dans un cadre d'analyse non linéaire qu'il soit paramétrique ou non. Dans un cadre semi-paramétrique on montre même que seul le signe du coefficient est identifié.

Nous exploitons également deux particularités des données de Pager dont l'intérêt n'avait a priori pas été complètement anticipé. La rotation des "testeurs" sur le rôle de l'ancien délinquant est rapidement évoquée dans l'article de Pager mais n'est pas pleinement mise à profit. On peut d'ailleurs imaginer que si cette particularité avait été pleinement anticipée, le design de l'enquête aurait été légèrement différent, en particulier on aurait eu des données sur toutes les paires possibles de "testeurs", y compris la paire (T2,T3) ce qui aurait pu lever les problèmes d'identification que nous avons rencontrés. Par ailleurs le fait que toutes les candidatures n'aient pas systématiquement donné lieu à un réel entretien s'avère être une particularité exploitable afin de mettre en évidence la discrimination statistique à l'encontre des Noirs et des anciens délinquants.

Enfin, il faut rappeler que les taux de réponses négatives très élevés que l'on rencontre dans ce genre d'études militent pour des estimations de la puissance des tests avant le début de l'enquête, c'est-à-dire une évaluation *ex ante* de la taille minimale de l'échantillon si l'on veut avoir une chance d'obtenir des résultats significatifs.

Références

- BERTRAND, M. ET S. MULLAINATHAN (2003) : “Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination,” *American Economic Review*, 94(4), 159–190.
- BLINDER, A. (1973) : “Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates,” *Journal of Human Resources*, 8, 436–455.
- BOVENKERK, F., B. KILBORNE, F. RAVEAU ET D. SMITH (1979) : “Comparative Aspects of Research on Discrimination against non-White Citizens in Great-Britain, France and the Netherlands,” dans *Problems in International Comparative Research in the Social Sciences*, ed. J. Berting, F. Geyer et R. Jurkovitch. Oxford : Pergamon Press.
- CEDIEY, E. ET F. FORONI (2007) : “Les discriminations à raison de “l’origine” dans les embauches en France. Une enquête nationale par tests de discrimination selon la méthode du BIT,” Rapport du Bureau International du Travail.
- CEDIEY, E., F. FORONI ET H. GARNER (2008) : “Discrimination à l’embauche fondées sur l’origine à l’encontre de jeunes français(es) peu qualifié(s),” Premières Informations Premières Synthèses 06.3, DARES.
- DUGUET, E., N. LEANDRI, Y. L’HORTY ET P. PETIT (2007) : “Discriminations à l’embauche, un testing sur les jeunes des banlieues d’Île-de-France,” étude du centre d’analyse stratégique.
- DUGUET, E. ET P. PETIT (2005) : “Hiring discrimination in the French financial sector : an econometric analysis on field experiment data,” *Annales d’économie et de statistique*, 78, 79–102.
- HECKMAN, J. (1998) : “Detecting Discrimination,” *Journal of Economic Perspectives*, 12, 101–116.
- KENNEY, G. ET D. WISSOKER (1994) : “An Analysis of the Correlates of Discrimination Facing Young Hispanic Job-seekers,” *American Economic Review*, 84, 674–683.
- MANSKI, C. F. (1987) : “Semiparametric Analysis of Random Effects Linear Models from Binary Panel Data,” *Econometrica*, 55(2).
- NEUMARK, D., R. BANK ET K. VAN NORT (1996) : “Sex Discrimination in Restaurants Hiring : an Audit Study,” *Quarterly Journal of Economics*, 111, 915–941.
- OAXACA, R. (1973) : “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14, 693–709.
- ONDRICH, J., A. STRICKER ET J. YINGER (1999) : “Do Landlords Discriminate? The Incidence and Causes of Racial Discrimination in Rental Housing Markets,” *Journal of Housing Economics*, 8, 185–204.
- PAGER, D. (2003) : “The Mark of a Criminal Record,” *The American Journal of Sociology*, 108(5), 937–975.
- PETIT, P. (2004) : “Discrimination à l’embauche, une étude d’audit par couples dans le secteur financier,” *Revue économique*, 55(3), 611–622.
- RIACH, P. A. ET J. RICH (2002) : “Field Experiments of Discrimination in the Market Place,” *The Economic Journal*, 112, 480–518.

A Logit conditionnel avec effets firmes et effets individus

On traite ici le cas de deux testeurs (notés 1 et 2).

Notons α l'hétérogénéité inobservée pour les individus, γ son équivalent pour les firmes, et β l'effet du passé carcéral (indicatrice C). Pour une offre d'emploi donnée j , on a toujours $C_{1j} + C_{2j} = 1$ c'est-à-dire qu'un des deux testeurs exactement joue le rôle de l'ancien délinquant.

Pour les firmes pour lesquelles exactement un des deux candidats a été rappelé,

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 1, y_{2j} = 0 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}}{1 + e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}}$$

et de la même manière,

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 0, y_{2j} = 1 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{1}{1 + e^{\alpha_1 - \alpha_2 + \beta(C_{1j} - C_{2j})}}$$

Les quatre situations possibles sont résumées dans la table suivante (avec $\alpha_1 - \alpha_2 = x$).

Ex-délinquant		Rappelé		Occurences	Log-vraisemblance
T1	T2	T1	T2		
1	0	1	0	n_{12}	$ll_i = -\log(1 + \exp(-x - \beta))$
1	0	0	1	n_{21}	$ll_i = -\log(1 + \exp(x + \beta))$
0	1	1	0	p_{12}	$ll_i = -\log(1 + \exp(-x + \beta))$
0	1	0	1	p_{21}	$ll_i = -\log(1 + \exp(x - \beta))$

La log-vraisemblance pour l'échantillon de firmes pour lesquelles exactement un des candidats a été rappelé est donc :

$$ll = -n_{12} \log(1 + e^{-x-\beta}) - n_{21} \log(1 + e^{x+\beta}) - p_{12} \log(1 + e^{-x+\beta}) - p_{21} \log(1 + e^{x-\beta})$$

Les dérivées partielles par rapport à x et β donnent les conditions du premier ordre suivante :

$$\begin{aligned} \frac{\partial ll}{\partial x} &= n_{12} \frac{1}{1 + e^{x+\beta}} - n_{21} \frac{e^{x+\beta}}{1 + e^{x+\beta}} + p_{12} \frac{1}{1 + e^{x-\beta}} - p_{21} \frac{e^{x-\beta}}{1 + e^{x-\beta}} = 0 \\ \frac{\partial ll}{\partial \beta} &= n_{12} \frac{1}{1 + e^{x+\beta}} - n_{21} \frac{e^{x+\beta}}{1 + e^{x+\beta}} - p_{12} \frac{1}{1 + e^{x-\beta}} + p_{21} \frac{e^{x-\beta}}{1 + e^{x-\beta}} = 0 \end{aligned}$$

Si n_{12} , n_{21} , p_{12} , p_{21} sont tous positifs, en prenant les sommes et les différences des expressions précédentes, on trouve :

$$\begin{aligned} \frac{n_{12}}{n_{21}} &= e^{x+\beta} \\ \frac{p_{12}}{p_{21}} &= e^{x-\beta} \end{aligned}$$

et finalement, en multipliant et divisant deux à deux ces expressions, on obtient :

$$\frac{n_{12}p_{12}}{n_{21}p_{21}} = e^{2x}$$

$$\frac{n_{12}p_{21}}{n_{21}p_{12}} = e^{2\beta}$$

Ce résultat peut également être obtenu plus rapidement en reprenant le cas où on ne tient pas compte des effets testeurs.

Considérons tout d'abord les observations pour lesquelles le premier candidat joue le rôle de l'ancien délinquant, c'est-à-dire $C_{1j} = 1$ et $C_{2j} = 0$.

$$\mathbb{P}(y_{1j} = 1 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{e^{\beta + \alpha_1 - \alpha_2}}{1 + e^{\beta + \alpha_1 - \alpha_2}}$$

Ces observations permettent d'identifier $\beta + \alpha_1 - \alpha_2$, et l'estimateur du maximum de vraisemblance de ce modèle est :

$$\hat{\beta} + \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 = \log \frac{\#\{\text{T1 rappelé uniquement}\}}{\#\{\text{T1 rejeté uniquement}\}} = \log \frac{n_{12}}{n_{21}}$$

Considérons ensuite les observations pour lesquelles le second candidat joue le rôle de l'ancien délinquant, c'est-à-dire $C_{1j} = 0$ et $C_{2j} = 1$.

$$\mathbb{P}(y_{2j} = 1 | y_{1j} + y_{2j} = 1, \alpha, C) = \frac{e^{\beta - \alpha_1 + \alpha_2}}{1 + e^{\beta - \alpha_1 + \alpha_2}}$$

Ces observations permettent d'identifier $\beta - \alpha_1 + \alpha_2$, et l'estimateur du maximum de vraisemblance de ce modèle est :

$$\hat{\beta} - \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 = \log \frac{\#\{\text{T2 rappelé uniquement}\}}{\#\{\text{T2 rejeté uniquement}\}} = \log \frac{p_{21}}{p_{12}}$$

Si ces deux quantités peuvent être estimées, on a alors :

$$\hat{\beta} = \frac{1}{2} \log \frac{n_{12}p_{21}}{n_{21}p_{12}} \quad \text{et} \quad (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2) = \frac{1}{2} \log \frac{n_{12}p_{12}}{n_{21}p_{21}}$$

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?					G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVIARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVIARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés

G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France : a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing ?