

A1.1
G
785

Rapport de Recherche

LA DISCRIMINATION SALARIALE DANS LA LIGUE NATIONALE DE HOCKEY

Par

VARTAN BARONIAN

BARV27077208

Travail Présenté À

M. CLAUDE MONTMARQUETTE

M. THOMAS LEMIEUX

Département de Sciences Économiques

Université de Montréal

Novembre 1998

**CENTRE DE DOCUMENTATION
20 NOV. 1998
SCIENCES ÉCONOMIQUES U de M.**

()

()

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier d'abord mon directeur M. Claude Montmarquette, qui a agi en tant que premier lecteur et m'a permis de réaliser ce travail dont le sujet m'intéressait particulièrement. Ses commentaires ainsi que ses conseils furent grandement appréciés.

Je voudrais aussi remercier M. Thomas Lemieux, qui a agi en tant que deuxième lecteur. Je ne saurais pas passer sous silence l'intérêt qu'il a manifesté envers le sujet du travail.

Je tiens également à remercier M. Gilles Payet. Sa collaboration et son expertise en économétrie a permis la réalisation de cette analyse.

Enfin, merci à tous ceux qui ont pu apporter leur aide, de près ou de loin, à la réalisation de ce rapport, par leurs commentaires et leurs suggestions.

Vartan Baronian

SOMMAIRE

Ce travail cherche d'abord à vérifier l'existence de discrimination salariale dans la LNH ainsi que les déterminants du salaire phénoménale accordé aux joueurs dans ce sport professionnel. En utilisant un échantillon de 411 joueurs parmi les 25 équipes de la LNH durant la saison 1996-97, nous avons estimé une fonction de détermination de salaires.

Une revue de quelques études antérieures est faite de manière à situer les paramètres du sujet proposé. On y découvre qu'il n'y a pas unanimité chez les économistes en ce qui trait à l'équité salariale entre les joueurs francophones et anglophones. Certains préconisent l'existence de ce phénomène uniquement par les barrières à l'entrée, observé lors du repêchage (Coulombe et Lavoie(1985)). La validité de cette affirmation ne fait nullement l'objet de cette analyse. L'auteur propose plutôt un modèle économétrique mesurant l'effet de la performance d'un joueur pour différentes catégories et selon l'origine ethnique des joueurs. Par le fait même, l'auteur cherche à vérifier les propositions de Idson et Kahane (1995) en regard à la complémentarité entre un joueur et son équipe.

Il en ressort que le facteur déterminant de la rémunération des joueurs est leur productivité marginale. *Ceteris paribus*, chaque point additionnel produit par un joueur haussera son salaire d'environ 2%. Les défenseurs recevant une fraction légèrement plus élevé à la marge que les attaquants pour une production offensive identique. Nos résultats indiquent également que certains attributs physiques propre à un groupe de joueur tels, le poids et la grandeur, peuvent contribuer à hausser leur salaire. La productivité de l'équipe d'un joueur est un autre facteur qui influence inversement son salaire. L'auteur conclue donc qu'il est plus avantageux pour les joueurs possédant un stock d'habiletés élevés d'oeuvrer dans des équipes où la moyenne de la performance des joueurs est relativement faible.

L'auteur conclue également aucune présence de discrimination salariale dans la LNH pour la saison 1996-97. Les joueurs étant rémunérés proportionnellement selon leurs productivité marginale et leurs attributs physiques, et inversement avec la productivité marginale de l'équipe dont ils font parties. Et finalement, aucunes équipes de la LNH ne bénéficieraient d'un avantage absolue dans son pouvoir de rémunération des joueurs, leurs permettant ainsi d'attirer les meilleurs joueurs dans leurs clubs.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE.....	I
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE 1	
REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	4
<i>Article de Boucher (1984)</i>	4
<i>Critique de Lavoie et Coulombe (1985)</i>	7
<i>Étude d'Idson et Kahane (1995)</i>	11
CHAPITRE 2	
L'ÉCHANTILLON.....	14
CHAPITRE 3	
LE MODÈLE.....	18
CHAPITRE 4	
RÉSULTATS D'ESTIMATION.....	23
CHAPITRE 5	
CONCLUSION ANALYTIQUE.....	28
ANNEXES.....	29
BIBLIOGRAPHIE.....	33

INTRODUCTION

La discrimination est un terme largement employé dans notre société moderne. Une des formes la plus observée est la discrimination raciale. Celle-ci se définit comme un préjudice exercé à un individu en fonction de son origine ethnique. Plusieurs autres types de discrimination sont également observés. En autres, les préjudices que certaines femmes subissent sur le marché du travail, le manque de confiance attribué aux étudiants en raison de leurs âges, la réticence que nous éprouvons envers les personnes qui n'ont pas les mêmes croyances religieuses, etc...

Dire qu'un individu a été victime de discrimination signifie que ce dernier fut valorisé différemment qu'un autre individu à caractéristiques semblables.

La discrimination est donc un sujet qui intéresse de plus en plus les économistes, surtout depuis l'arrivée massive des femmes sur le marché du travail. Parallèlement, le sport professionnel, notamment le hockey, occupe une place très importante en ce qui a trait aux loisirs des Québécois. Or, l'existence possible de discrimination dans ce sport capte davantage l'intérêt de la part des économistes.

Dans le cadre de cette analyse, le terme «**Discrimination**» sera utilisé lorsque un joueur reçoit une rémunération différente qu'un autre pour des attributs physiques identiques, *ceteris paribus*.

La discrimination dans le Hockey professionnel peut être observée de deux manières: Soit directement par l'entremise des salaires des joueurs ou soit par des barrières à l'entrée. Dans le cadre de ce travail, nous tenterons de déterminer s'il y a présence de discrimination salariale envers les joueurs québécois pour la saison **1996-97**. La seconde forme de discrimination salariale, soit celle par les barrières à l'entrée ne sera pas traité dans le cadre de cette analyse.

Pour ce faire, nous avons d'abord sélectionner un échantillon obtenu en collaboration avec l'Association des Joueurs de la Ligue Nationale de Hockey (**NHLPA**). Par la suite, nous introduirons un modèle économétrique mesurant l'effet de la performance d'un joueur pour différentes catégories de joueurs. Par le fait même, nous serons en mesure de dire s'il existe un effet de complémentarité entre un joueur et son équipe. À savoir, si la productivité d'un joueur dépend de la productivité totale de l'équipe. Selon **Idson et Kahane (1995)** les joueurs de la LNH seraient plutôt des facteurs de production substituables. Nous tenterons donc de vérifier cette affirmation. À partir de nos résultats, nous serons également en mesure de tirer des conclusions concernant les critères qui justifient les rémunérations phénoménales que reçoivent les joueurs de la LNH.

De façon générale, le travail sera divisé en cinq chapitres. Dans le premier chapitre, nous introduirons le sujet et feront une revue des études similaires, quoique rares, réalisée dans le cadre de cette analyse. Le deuxième chapitre définit notre échantillon et les critères sur lesquels nous nous sommes basés lors de notre choix de l'échantillon. Le troisième chapitre présente le modèle dans un cadre théorique,

soulignant les attentes vis-à-vis les variables explicatives. Le quatrième chapitre procède à l'analyse des résultats. Et finalement, le dernier chapitre fait une revue des principaux résultats obtenus et présente quelques suggestions qui pourront venir compléter ce champ d'étude.

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Les articles concernant les salaires au Hockey ne font pas légion. Il existe un article de **Michel Boucher** (1984) auquel il serait intéressant de s'attarder ainsi que la réplique que lui adressent **Coulombe** et **Lavoie** (1985). Un troisième article, beaucoup plus récent que les études précédentes, de **Todd Idson** de l'Université de Columbia et de **Leo H. Kahane** de l'Université de Californie, publié en 1995, révèle une autre façon d'aborder la question.

L'étude de **Boucher** porte sur la saison **1977-78**. L'échantillon comprend **355** joueurs canadiens ayant participé à au moins **20** matches au cours de cette saison là. À notre avis, nous y découvrons une sous-représentation (**17.2%**) de joueurs francophones par rapport au pourcentage de francophones que nous avons à cette période dans la LHN.

L'auteur, afin de spécifier un modèle de détermination des salaires, fait une distinction entre joueurs francophones et anglophones. Cette distinction prend la forme d'une hypothèse que l'auteur cherche à démontrer. Par conséquent, l'auteur stipule que les joueurs francophones, qui, une fois repêchés doivent apprendre à parler anglais sont en quelque sorte défavorisés par rapport à leurs confrères de langue anglaise. De plus ils devront assumer le coût de cette formation générale en cours d'emploi.

C'est principalement pour cette raison que l'auteur choisit une série de variables explicatives différentes pour chaque groupe de joueurs. L'auteur choisit le nombre de points à vie par match comme variable de performance pour les anglophones alors que pour le joueur francophone, cette variable ne sera pas retenue, sa moyenne à vie étant plus faible en raison d'un lent départ dû à l'investissement initial à devenir bilingue.

Les variables retenues par l'auteur mesurent l'habileté des joueurs de même que l'expérience acquise.

La variable dépendante est le salaire en dollars. Les variables explicatives dans la régression estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires sont:

LTP_a = Nombre de points à vie par partie pour les attaquants et défenseurs anglophones.

LGA_a = Nombre de buts alloués à vie par partie par les gardiens anglophones.

CTP_f = Nombre de points par match en moyenne lors de la saison 1977-78 pour les attaquants et défenseurs francophones.

CGA_f = Nombre de buts alloués par match en moyenne en 1977-78 par les gardiens de but francophones.

GP = Nombre de parties jouées dans la Ligue Nationale de Hockey

$GP2$ = Nombre de parties jouées dans la LNH au carré.

L'auteur, à titre d'hypothèse similaire, pose que les joueurs des deux langues ont des salaires de réserves de W_a^* et W_f^* respectivement tels que:

$$W_f^* > W_a^*$$

En raison des coûts d'option monétaires et non monétaires en matière de migration et d'investissement en capital humain de la part des francophones.

Les résultats de l'auteur sont pertinents. Ils montrent que les francophones reçoivent à la marge une hausse de rémunération plus élevée pour un accroissement donné de leurs performance courantes, que les anglophones pour un même accroissement de leur performance à vie. Les anglophones voient l'expérience contribuer plus à leur salaire comparativement aux francophones.

Boucher en conclue que les équipes n'embaucherons pas de francophones au

même salaire que les anglophones de même talent puisqu'ils n'auront pas de performances égales lors des premières années de leur carrière professionnelle. Donc les francophones unilingues doivent assumer le coût de leur formation en cour d'emploi.

C'est en réaction à cette affirmation que **Lavoie** et **Coulombe**, dans un article publié en 1985, répondent à **Boucher** (1984).

Les auteurs disent que les conclusions de **Boucher** sont fragilement soutenues par l'hypothèse de l'incapacité des francophones unilingues à atteindre rapidement leur rendement potentiel.

Selon **Lavoie** et **Coulombe**, les joueurs ne paient pas nécessairement la formation en cours d'emploi, le marché des joueurs n'étant pas de type concurrentiel. En ce qui trait au salaire de réserve, selon **Boucher**, ceteris paribus, certains francophones refuseraient de jouer dans la LNH, le salaire leur étant offert étant inférieur à leur salaire de réserve.

Conséquemment, les auteurs tentent de formaliser les idées de **Boucher** sur le salaire de réserve. Ils proposent de prendre deux joueurs identiques, soit un francophone et un anglophone. Notons:

W_f^* : le salaire de réserve du joueur francophone

W_a^* : le salaire de réserve du joueur anglophone

W_i^* : $i = (a, f)$ est le salaire minimum qu'il faut offrir au joueur i pour faire carrière au hockey.

Boucher (1984) pose que:

$$W_f^* > W_a^* \quad (1)$$

Si CAC_i : sont les coûts d'ajustements culturels;

CAL_i : sont les coûts d'ajustements linguistiques;

$$\text{Posons } W_i^* = W_i^{**} + CAC_i + CAL_i, \quad i = a, f \quad (2)$$

Où W_i^{**} est le salaire du joueur i excluant les coûts d'ajustement linguistiques et culturels

Boucher, afin d'expliquer (1), pose:

$$CAC_a = CAL_a = 0 \quad (3)$$

$$W_f^{**} = W_a^{**} \quad (4)$$

Le revenu moyen des francophones au sein de la société canadienne et le revenu moyen des francophones québécois étant inférieur à celui des anglophones québécois, **Lavoie et Coulombe** déduisent que:

$$W_a^{**} > W_f^{**} \quad (4')$$

Donc, même si les coûts d'émigration sont élevées pour les francophones,

$$CACa + CALa < CACf + CALf$$

La somme de (4') et (5) ne permet pas d'affirmer quoi que ce soit sur le salaire de réserve,

$$W_a^* \geq \text{ou} \leq W_f^*$$

Les auteurs critiquent la méthodologie qu'a employée **Boucher**. D'après eux, **Boucher** aurait dû séparer les deux groupes linguistiques en deux ensembles d'observations et pour chaque ensemble calculer séparément une régression expliquant la rémunération de chacun des groupes. Ils critiquent également le fait que **Boucher** a rejeté les résultats de la régression qui utilise la performance à vie comme paramètre pour les deux groupes.

Le fait que **Boucher** trouve que pour les anglophones l'expérience est le facteur dominant pour la rémunération tandis que la performance actuelle l'est pour les francophones suggère aux auteurs qu'il y a de la discrimination. **Mais Boucher ne révèle par envers qui est cette discrimination.**

Les francophones ne sont pas payés selon les mêmes critères que les anglophones et il y aurait discrimination contre le joueur francophone si, à expérience et performances égales, il était moins bien payé qu'un joueur anglophone, affirment

Lavoie et Coulombe. Les auteurs se sont également attardés sur la discrimination par les barrières à l'entrée.

Les auteurs ont montré que le pourcentage de francophones repêchés dans la LNH durant cette saison était de l'ordre de **15.3%** et est presque identique au pourcentage de joueurs francophones dans la LNH (**15.2%**). Les auteurs concluent donc que l'hypothèse du salaire de réserve, telle que définie par **Boucher**, est faible. En effet, si l'explication de **Boucher** était vraie, le pourcentage de francophones repêchés devrait être supérieur au pourcentage de joueurs francophones dans la LNH car plusieurs joueurs refuseraient de jouer pour la LNH en raison de la rémunération qui leur est offerte soit inférieur à leur salaire de réserve.

En bref, l'étude réalisé par **Boucher** est relativement séduisante en ce qui concerne les idées que l'auteur traite. L'auteur conclut que les deux groupes ne sont pas payés selon les mêmes critères mais ne nous informe pas sur l'identité du groupe qui est défavorisé. À leur tour, **Lavoie et Coulombe** analyse la question de discrimination dès le repêchage. Les auteurs confirment qu'il existe de la discrimination envers les francophones par les barrières à l'entrée et sont plus convaincant dans leur argumentation. De plus, les auteurs soulignent que le dernier francophone repêché sera de talent supérieur au dernier anglophone choisi.

En ce qui concerne les méthodologies employées, on se rend compte que ces études ont fait appel à des modèles de détermination de salaires et que des régressions ont été effectuées afin d'estimer les salaires des joueurs. Une différence fondamentale émerge donc entre la présente analyse et ceux fait dans le passé. **Boucher (1984)** et, **Lavoie et Coulombe (1985)**, ne disposait pas à priori des salaires des joueurs pour déterminer s'il existait de la discrimination salariale parmi les joueurs. La divulgation publique des salaires des joueurs de hockey, votée par l'Association des Joueurs de LNH en octobre 1989 devrait donc nous permettre, avec la présente étude, d'examiner le problème de discrimination de façon plus précises que les études antérieures.

La question de compensation salariale est reprise d'une nouvelle perspective avec la discussion faite par **Idson et Kahane (1995)**. Plus spécifiquement, les auteurs examinent l'effet induit par l'équipe sur le salaire. Les auteurs utilisent un échantillon de **509** individus pour la saison **1990-91**. Seuls les joueurs ayant joué au moins deux années dans la LNH et à **26** parties ou plus dans la saison précédente à 1990-91, et si le salaire est disponible pour ces joueurs, sont retenues dans l'échantillon.

Idson et Kahane emploient un modèle de détermination de salaires de manière à saisir l'effet induit par les coéquipiers sur le salaire d'un joueur. Leur objectif est de montrer qu'il existe une complémentarité entre un joueur et son

équipe, et que cette complémentarité dépend du milieu de travail, c'est-à-dire dans notre cas, de l'équipe. Le modèle que les auteurs utilisent est le suivant :

$$\ln(\text{Salaire}_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 TX_i + \beta_3 TX_i \cdot X_i + E_i$$

Où X_i représente un vecteur de performances individuelles, TX_i représente le vecteur mesurant la performance de l'équipe correspondante et E_i est un terme d'erreur aléatoire. Les effets de la performance individuelle d'un joueur sur son salaire sont donnés par :

$$\partial \ln(\text{salaire}_i) / \partial X_i = \beta_1 + \beta_3 TX_i$$

La spécification multiplicative de l'effet induit par l'équipe capture la possibilité que les attributs des joueurs seront différemment compensés dans des environnements différents.

Les résultats obtenus par les auteurs confirment que les attributs de l'équipe ont deux effets. Un premier effet direct sur la compensation individuelle d'un joueur, et un second effet qui altère les critères sur lesquelles les club de hockey se basent

pour rémunérer leurs joueurs. Il semblerait qu'en moyenne, les joueurs sont des faibles substitués dans le processus de production dans la LNH. Ceci contredit la supposition initiale des auteurs mais il est à noter qu'une certaine combinaison de positions de joueurs pourrait s'avérer à être complémentaire.

L'ÉCHANTILLON

Initialement l'échantillon comportait **755** joueurs pour la saison **1996-97**. En collaboration avec l'Association des Joueurs de Ligue Nationale de Hockey et après avoir étudié chaque dossier individuellement, excluant tout dossier pour lequel il y avait absence d'information nécessaire pour examiner la question de discrimination salariale, la taille des deux échantillons fut réduite à **411** individus, constitué d'environ **51%** de joueurs canadiens, **17.5%** de joueurs américains, **20%** de joueurs européens (à majorité russe) et **11.5%** de joueurs québécois. Ce qui est quasiment conforme à la répartition existante actuellement dans la LNH.

Les critères sur lesquels nous sommes basés, c'est-à-dire l'ensemble des variables qui pourraient justifier le salaire chez les joueurs de hockey, seront abordés en détails dans la prochaine section.

En raison que les variables explicatives du salaire d'un joueur varient en fonction de la position qu'il occupe au sein de l'équipe, l'échantillon fut divisé en trois sous-échantillons. Parmi les **411** joueurs sélectionnés, la grande majorité entre eux,

soit **258** joueurs, sont des attaquants, **153** sont des défenseurs et il y a aucuns gardiens de buts. La raison pour laquelle les gardiens de buts ont été omis de l'analyse réside dans leur nombre si peu élevé. Actuellement, ils ne représentent qu'une fraction des joueurs de la LNH en se situant autour de **6%**. Une seconde étape de division de l'échantillon fut nécessaire pour permettre à la classification des joueurs par groupes d'origines.

Étant donné que le but premier de cet analyse est de déterminer s'il existe de la discrimination envers les joueurs québécois, l'échantillon est de nouveau segmenté en quatre sous-échantillons. La variable explicative «**A**» est ainsi introduite. Le critère sur lequel nous sommes basés pour classer les joueurs par groupes d'origines, est le lieu de naissance. Cette dernière considère un joueur comme «Québécois» si et seulement si ce dernier est né dans les limites géographiques du Québec. La même hypothèse est appliquée pour les joueurs Canadiens, Américains et Européens. Certaines exceptions s'appliquent par contre. Il a fut cependant utilisé un peu de jugement quant aux choix de l'appartenance de certains joueurs. **Kevin Deneen** par exemple, même si ce dernier est né à Québec, ne peut être classé parmi la catégorie des joueurs québécois.

Les quatre sous-groupes sont définient de la façon suivante (A_i):

A₁ : définit le sous-groupe des joueurs québécois

A₂ : définit le sous-groupe des joueurs canadiens

A₃ : définit le sous-groupe des joueurs américains

A₄ : définit le sous-groupe des joueurs européens

Parmi le sous-échantillon des attaquants; **137** sont des Canadiens, **47** sont des Américains, **45** sont des Européens et **29** sont des Québécois. Parmi le sous-échantillon des défenseurs; **73**, **25**, **38** et **17** sont des Canadiens, des Américains, des Européens et des Québécois respectivement. Le Tableau 1 donne une synthèse des résultats obtenus de l'échantillonnage.

TABLEAU 1

REPRÉSENTATION DES JOUEURS DE LA LNH SELON LEUR POSITION ET LEUR LANGUE,
1996-1997.

Position et origine du joueur	Québécois	Canadiens	Américains	Européens	Total :
	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)	Nombre (%)
Attaquant :	29 (11.2%)	137 (53.1%)	47 (18.2%)	45 (17.5%)	258 (62.7%)
Centre	8 (8.6%)	56 (60.2%)	15 (16.1%)	14 (15.1%)	93 (36.1%)
Ailier Droit	9 (11.8%)	37 (48.7%)	11 (14.5%)	19 (25%)	76 (29.4%)
Ailier Gauche	12 (13.5%)	44 (49.4%)	21 (23.6%)	12 (13.5%)	89 (34.5%)
Défenseur :	17 (11.2%)	73 (47.7%)	25 (16.3%)	38 (24.8%)	153 (37.3%)
Gardien de but :	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)	0 (0%)
TOTAL :	46	210	72	83	411

LE MODÈLE

De manière à pouvoir capturer empiriquement l'effet d'origine ainsi que la performance de l'équipe sur le salaire individuel d'un joueur, nous employons le modèle économétrique suivant:

$$\ln(\text{Salaire}_i) = \beta_0 + \beta_1 A_i + \beta_2 X_i + \beta_3 TX_i + \beta_4 Z_i + \beta_5 A_i X_i + \beta_6 X_i TX_i + E_i \quad (1)$$

Où A_i est une variable de type dummy permettant d'isoler le groupe d'origine désiré, X_i représente un vecteur de mesures de la performance individuelle d'un joueur, TX_i représente un vecteur de mesures de la performance de l'équipe, Z_i un régresseur additionnel permettant de capter l'effet engendré par le pouvoir de rémunération du club et E_i un terme d'erreur aléatoire (iid).

Les effets de la performance individuelle d'un joueur sur son salaire:

$$\partial \ln(\text{salaire}_i) / \partial X_i = \beta_2 + \beta_5 A_i + \beta_6 TX_i \quad (1.1)$$

L'expression (1.1) est composé trois éléments. Un effet de productivité directe représenté par β_2 et un premier effet indirecte, β_5 , qui mesure l'effet induit de l'origine d'un joueur sur le taux auquel la productivité individuelle est valorisée. La spécification multiplicative de l'origine d'un joueur capture la possibilité que les

attributs d'un joueur seront différemment rémunérés en fonction de l'origine ethnique d'un joueur si le coefficient, β_5 , est non nulle. Et un second effet indirecte, β_6 , qui mesure l'effet de la moyenne de la productivité des coéquipiers sur le taux auquel la productivité individuelle est valorisée. Ceci est en quelque sorte une mesure de la qualité de l'équipe. Cette spécification multiplicative de l'effet induit par la qualité de l'équipe capture également la possibilité que les attributs d'un joueur peuvent être rémunérés différemment dans des environnements différents si le coefficient, β_6 , est non nulle.

Par conséquent, nous avons donc plusieurs possibilités: (1) si β_5 (et/ou β_6) = 0 alors l'effet des attributs individuels et/ou l'effet induit par l'équipe sur la productivité ou sur le salaire, sont invariants à l'origine ethnique et/ou le milieu de travail, **c'est-à-dire la production est strictement additive dans ses inputs**. (2) si β_5 (et/ou β_6) > 0 alors les attributs individuels sont rémunérés plus que proportionnellement avec l'origine du joueur et/ou avec la qualité de l'équipe. (3) si β_5 (et/ou β_6) < 0 alors les attributs individuels sur le salaire sont rémunérés moins avec l'origine ethnique des joueurs et/ou avec la qualité de l'équipe. (4) n'importe qu'elles combinaisons de β_5 et β_6 .

Nous employons une variété de variables de manière à caractériser adéquatement les performances d'un joueur. Les signes attendus pour les variables qui constituent le vecteur X_i sont les suivantes :

Les talents acquis avec l'expérience sont capturés par une fonction quadratique dans le nombre de parties jouées durant la carrière du joueur. Suivant la littérature générale sur le profile des salaires (**Mincer, 1974**) un effet d'expérience en forme de «U» inversé est attendu.

La principale variable représentant les habiletés offensives est le nombre de points produits par parties (**Ptspg**). Nous anticipons que cette variable aura un coefficient positif car, toute chose pareille, une plus grande contribution offensive par un joueur devrait se traduire par un plus grand salaire.

La variable représentant le nombre de minutes de punition par parties (**Pmpg**), est introduite de manière à capter l'intensité de jeu d'un joueur et ses habiletés défensives. L'idée derrière cette variable est, qu'un joueur plus concentré sera prêt à faire les sacrifices nécessaires pour voir son équipe réussir. Tel que définit, un coefficient positif est anticipé.

Une autre variable explicative que nous utiliserons pour représenter les habiletés offensives ainsi que défensives d'un joueur est la statistique du plus-moins (**Avgplm**). La statistique du plus-moins est calculée en accordant à un joueur un plus 1 s'il est sur la glace et son équipe compte un but (à force égale); il est accordé un moins 1 s'il est sur la glace et son équipe accorde un but (à force égale). Les statistiques pour toute la carrière des joueurs n'étant pas disponible, nous avons donc fait une moyenne pondérée par partie des deux dernières saisons. Cela devrait nous donner une bonne approximation de cette statistique. *Ceteris paribus*, nous envisageons un coefficient positif pour cette variable.

De plus, pour contrôler pour divers attributs physiques qui pourraient affecter la performance d'un joueur, et qui ne sont capturés par les autres variables explicatives, nous inclurons des mesures pour la taille (**Hght**) et le poids (**Wght**) d'un joueur. Toutes choses pareilles, des joueurs plus imposants physiquement peuvent être plus efficaces offensivement ainsi que défensivement car ils peuvent utiliser leurs grosseurs pour occuper des positions stratégiques durant le jeu. Un joueur plus imposant peut également utiliser sa grosseur pour retenir le jeu de l'équipe adverse créant ainsi des opportunités de marquer pour ses coéquipiers. Ceci étant le cas, nous envisageons que ces variables auront un impact positif sur le salaire d'un joueur.

Et finalement, certains joueurs de LNH débutent leurs carrières professionnelles avec un stock d'habiletés plus élevés que d'autres. Cette différence initiale est bien observée par le choix de repêchage. Un joueur avec un stock de talents supérieurs aux autres sera repêché dès le premier tour. Pour pouvoir contrôler pour les différences dans le stock d'habiletés nous avons construit une variable **dummy**, (**Chrep**), qui prendra la valeur 1 si le joueur a été sélectionné dans les deux premiers tours de repêchage, 0 autrement. Comme défini, nous anticipons un coefficient positif pour cette variable.

Le vecteur de variables explicatives, TX_i , représentent une mesure de la qualité ou la performance de l'équipe. Par exemple, nous calculons la moyenne de points par parties pour l'équipe dans son ensemble, incluant les points marqués par l'individu i . Cela nous procure une mesure approximative de la qualité des joueurs entourant l'individu i . Notre hypothèse est que, *ceteris paribus*, l'habileté d'un

individu de marquer des buts sera influencée par la performance de son équipe. Ceci étant le cas, nous envisageons que la mesure de performance de l'équipe aura un effet positif sur le salaire d'un individu i . Nous employons la même procédure pour construire des mesures pour l'équipe pour les variables, **Ptspg**, **Avgplm**, **Hght** et **Wght**. Un coefficient positif est anticipé pour chacune de ces variables.

Le régresseur additionnel défini comme Z_i permet de capter l'effet engendré par le pouvoir de rémunération du club. Celle-ci est en quelque sorte une variable de franchise. En particulier, les revenus de franchises sont inclus dans Z_i de façon à contrôler pour les différences entre les clubs dans leurs capacités de rémunérer leurs joueurs. Ces derniers sont également visibles par la moyenne des salaires des joueurs qui compose l'équipe. Les revenus générés lors de la saison sont utilisés pour quantifier le pouvoir de rémunération du club. Nous prévoyons que des revenus générés plus élevés devraient être associés avec une moyenne de salaires de l'équipe plus grande ce qui se traduit par le fait même par une plus grande rémunération individuelle, *ceteris paribus*.

RÉSULTATS D'ESTIMATION

Les résultats obtenus confirment les attentes de l'auteur vis-à-vis les variables explicatives. Des régressions séparées ont été fait pour les attaquants et les défenseurs. À première vue, il semblerait que les mêmes conclusions peuvent être tirées pour ces deux groupes quant aux facteurs justifiant le salaire. Par contre, le modèle semble révéler davantage d'informations pour le groupe des attaquants et semble être un modèle plus appropriés avec un R^2 se rapprochant de 0.7 comparativement à 0.48 pour les défenseurs.

Par ailleurs le modèle fut tester pour les deux groupes, confirmant aucune présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs.

Parmi les attributs individuels, le facteur déterminant du salaire pour les deux groupes est la variable «**Ptspg**» qui est définit comme étant la somme du nombre de passes et de buts marqués par le joueur en question, divisé par le nombre de parties jouées. Curieusement, le coefficient obtenu pour les attaquants (1.94) diffère très légèrement de celui obtenu pour les défenseurs (1.95). Ces coefficients sont très significatifs à un niveau de 5%.

Une première conclusion émerge donc de ces coefficients. *Ceteris paribus*, chaque point additionnels produits par un joueur, indépendamment de la position occupée, se trouve à hausser le salaire de ce dernier d'environ 2%. Il n'est également pas étonnant de remarquer que le coefficient obtenu pour les défenseurs soit légèrement plus élevés que celui des attaquants. L'explication derrière cette affirmation réside du fait qu'il est beaucoup plus difficiles pour un défenseur de marquer un but étant donné que sa position, qu'il ne l'est pour un attaquant. À savoir, la principale tâche de l'attaquant est d'essayer de marquer des buts alors que le défenseur, lui, passe la grande majorité de son temps à protéger la «zone de buts» de son gardien. Par conséquent, un défenseur devrait recevoir un salaire plus élevés qu'un attaquant pour une contribution offensive identique, *ceteris paribus*. Le signe obtenu pour cette variable est également celui anticipé par l'auteur.

Une seconde similarité au sein de ces deux groupes semble ressortir. Cette fois, il s'agit de la variable servant à expliquer le pouvoir de rémunération de l'équipe. Même si l'impact de cette variable n'est que très marginale, cela reste une information pertinente dans le cadre de cette analyse. Le but derrière cette variable était de contrôler pour les différences dans la capacité de rémunération des clubs. Or, un club de hockey pouvant générer davantage de revenus devrait être en mesure d'accorder des salaires plus élevés à ses joueurs. Le coefficient obtenu pour cette variable se trouve très significatif et se situe très près de zéro pour les deux groupes. Semble-t-il alors qu'aucuns clubs ne bénéficient d'un avantage absolue par rapport à la taille du marché exploité et dans la capacité de générer des bénéfices qui seront par la suite distribués aux joueurs sous forme de salaire.

Parmi les autres attributs individuels, la variable explicative «**Hght**», significative à un niveau de 10%, nous permet de contrôler pour les différences de grandeurs des joueurs. *Toute chose pareille*, une hausse à la marge dans la grandeur des joueurs a pour effet d'augmenter le salaire de **0.06%**. Après avoir introduit la spécification multiplicative induit par l'origine ethnique des joueurs, l'effet de la grandeur devient négatif pour les joueurs canadiens et américains, soit de l'ordre de **-0.015** et **-0.006** respectivement comparativement aux joueurs québécois. Il serait intéressant ici de faire un lien avec certaines études antérieures qui stipulaient que les joueurs québécois n'étaient pas assez grands et robustes, ce qui justifiaient la différence de salaire entre les Québécois et les autres joueurs de la LNH. Cette conclusion semble vérifiée l'opinion passée des économistes par rapport à ce point étudié. Une seconde variable explicative «**Wght**» permettant de contrôler pour les différences de poids des joueurs est significative mais qu'à un niveau de 10%. Celle-ci confirme qu'après avoir introduit la spécification multiplicative engendré par l'origine ethnique des joueurs, les joueurs canadiens se trouvent favorisés vis-à-vis leurs poids. Plus le poids d'un joueur canadien augmente à la marge, plus ce dernier voit son salaire haussé de **0.012%**, *ceteris paribus*.

Parmi les effets indirects, l'effet de la moyenne de la productivité des coéquipiers sur le taux auquel la productivité individuelle est valorisée par rapport à la variable explicative «**Tavgptpg** » produit un coefficient négatif. Par conséquent, *toute chose pareille*, une hausse à la marge de la productivité des coéquipiers d'un joueur réduirait son salaire de **1.12%**. Ce joueur étant pénalisé en quelque sorte par la performance de son équipe. L'auteur anticipait un coefficient positif pour cette

variable en soulignant que plus la productivité de l'équipe est élevée, plus cela aurait une incidence sur la performance individuelle d'un joueur et ainsi plus son salaire devrait en être affecté. L'obtention d'un coefficient négatif permet à l'auteur de conclure que plus la productivité d'une équipe est élevée plus le joueur se trouve à être avantagé par ses coéquipiers et moins sa productivité individuelle s'en trouve valorisée. Dès lors, on se trouve donc en quelque sorte à discriminer envers ce joueur en le sous-évaluant. Ces joueurs voient les mérites de leurs propres efforts atténués par la productivité de ses coéquipiers. Par conséquent, l'auteur souligne qu'il serait plus avantageux pour les joueurs-étoiles ou les joueurs cherchant à le devenir, de faire carrière dans des équipes où la productivité moyenne est plutôt faible, de manière à s'assurer que leurs efforts personnels seront pleinement compensés.

Une dernière conclusion controversée émerge de l'analyse par rapport à la variable explicative permettant de capter l'effet du «plus-moins» des joueurs (**Avgplm**). Ce coefficient est très significatif à un niveau de 5% avec une valeur négative de **-1.39**. Il semblerait donc que plus une valeur élevée du plus-moins est accordée à un joueur plus son salaire s'en trouverait réduit. La statistique du plus-moins est calculée en accordant à un joueur un **+1** s'il est sur la glace lorsque son équipe marque un but et un **-1** s'il se trouve sur la glace et son équipe accorde un but, *ceteris paribus*. Par conséquent, l'auteur arrive à la conclusion que la valeur négative de ce coefficient peut être explicable par le fait que l'indice du plus-moins serait plutôt un indicateur de la substituabilité des joueurs et non un indice des attributs individuels, étant donné que la performance des autres joueurs influence la

valeur accordée à chaque joueur au sein de l'équipe. Cette proposition confirmerait les conclusions trouvées par **Idson** et **Kahane** (1995) à savoir que les joueurs de hockey seraient des facteurs de production substituables. L'auteur n'élimine pas cependant la possibilité que certaines combinaisons de positions de joueurs pourraient s'avérer être complémentaires.

L'ensemble des autres variables explicatives des attributs individuels, des attributs de l'équipe et de l'origine ethnique du joueur, ne permet d'en retirer des conclusions. Par ailleurs, aucunes des variables sur l'origine ethnique des joueurs ne nous permet de conclure qu'il peut y avoir de la discrimination salariale dans la LNH.

CONCLUSION ANALYTIQUE

La discrimination est un sujet qui suscite beaucoup l'intérêt des gens. En discriminant envers quelqu'un nous portons un jugement basé sur une généralisation de nos valeurs personnelles. Or, ce jugement de valeurs porté à autrui est visible pratiquement partout dans notre vie quotidien. Le marché du travail ne s'en trouve pas non plus immunisé. Nombreux étaient les économistes confirmant l'existence de ce phénomène. Cette inspiration stimula l'auteur de cette analyse à appliquer ce champs d'étude sur les joueurs de hockey québécois de la LNH.

Même si l'auteur préférera se restreindre à étudier la possibilité d'existence de discrimination par l'entremise des salaires, il pourrait s'avérer intéressant d'étudier la question de discrimination, à un stade précoce, soit par l'entremise des barrières à l'entrée. Les études passées de **Lavoie et Coulombe (1985)** confirment l'existence de discrimination envers les joueurs québécois mais ne spécifient pas l'ampleur de ce phénomène. Il pourrait s'avérer fort intéressant de reprendre les hypothèses proposées par ces derniers mais en les appliquant à la saison 1996-1997.

Le modèle proposé dans cette étude nous a permis de retirer quelques conclusions intéressantes quant aux facteurs qui déterminent le salaire des joueurs dans la LNH. Le facteur décisif demeure le rendement du joueur, qui est calculé par le nombre de points produits par parties (**Ptspg**). Ce qui n'est pas étonnant compte tenu que la LNH devient un marché de plus en plus de type concurrentiel et où les clubs se concurrencent pour essayer d'attirer les meilleurs joueurs dans leur association. Ceci à son tour stimule les joueurs à maximiser leur rendement. Il semble y avoir qu'une légère différence dans la rémunération entre les attaquants et les défenseurs. Les défenseurs recevant une rémunération à la marge légèrement plus élevé pour une contribution offensive identique (voir Tableau synthèse 2).

Il est cependant étonnant de remarquer qu'aucunes équipes ne bénéficient d'un avantage absolue par rapport à son pouvoir de rémunération étant donné que le coefficient obtenu pour cette variable, quoique significatif, se situe tout près de zéro (voir Tableaux synthèses 1 et 2 respectivement). Cela confirme également l'hypothèse proposée précédemment sur l'existence éventuelle d'un marché parfaitement concurrentiel dans le sport du hockey professionnel.

Nous nous apercevons également que certaines caractéristiques individuelles telles, le poids (**Wght**) et la grandeur (**Hght**) reçoivent une certaine compensation monétaire. En particulier, les joueurs québécois et européens bénéficieraient d'une hausse de salaire à la marge pour toute augmentation de leurs poids et de leurs grandeurs (voir Tableau 1). Cet effet devenant négatif pour les joueurs canadiens et américains. Cela est un phénomène pas surprenant étant donné que les joueurs

francophones ont une réputation comme étant des joueurs pas assez grands ni robustes comparativement à leurs confrères anglophones, *ceteris paribus*.

Il semblerait également qu'il serait plus avantageux pour les joueurs qui veulent faire carrière dans la LNH d'opter pour des équipes où la moyenne des joueurs est plutôt faible. Cette affirmation provient du fait que les attributs des coéquipiers sont inversement proportionnels au salaire d'un joueur typique. Plus la moyenne de productivité des coéquipiers d'un joueur est élevée moins ce dernier voit ses efforts personnels valorisés et moins celui-ci s'en trouve rémunéré. Or, cela confirmerait les conclusions d'**Idson** et **Kahane** (1995) sur la substituabilité des joueurs dans la LNH comme facteurs de production.

Plusieurs modifications pourraient être apportées au modèle proposé par l'auteur de façon à le rendre plus complet. En particulier, le modèle pourrait être modifié de manière à prendre en considération l'effet engendré par l'entraîneur sur le rendement individuel et collectif. L'effet engendré par l'entraîneur provient de l'hypothèse de **Kahn** (1993) et conclut que la qualité de l'entraîneur peut accroître la performance des joueurs et peut donc influencer le salaire.

La tâche d'un entraîneur peut s'avérer parfois très difficile. Les entraîneurs de Hockey doivent prendre un grand nombre de décisions qui peut affecter le rendement d'un joueur et de l'équipe. Parmi ces décisions, l'entraîneur détermine la composition des lignes d'attaques et de défenses, le choix du capitaine de l'équipe, le «*match-up*» avec les joueurs de l'équipe adverse lors d'une rencontre, etc... L'hypothèse à faire peut être faite que les entraîneurs avec plus d'expériences et de

talents pour «*coach*» seront en mesure de hausser la performance individuelle de leurs joueurs en les utilisant de manière à maximiser le nombre de victoire de l'équipe. L'auteur propose ainsi deux variables pour contrôler pour la différence de qualité des entraîneurs. La première variable pourrait être conçu pour considérer l'expérience de l'entraîneur, c'est-à-dire le nombre de saisons que l'entraîneur a fait carrière dans la LNH. On pourrait donc assumer qu'une plus grandes expériences comme entraîneur conduiraient à une plus grande habiletée de «*coach*» et nous pourrions par conséquent anticiper un signe positif pour cette variable. Deuxièmement, nous pourrions calculer le pourcentage de points que l'entraîneur a mérité durant sa carrière dans la LNH. Des entraîneurs avec la capacité d'entraîner des équipes vers la victoire devraient avoir un effet positif sur la performance des joueurs et donc sur le salaire. Les deux variables mesurant la qualité de l'entraîneur pourraient être construites en utilisant des données pour la saison courante par exemple.

Une seconde modification pourrait être apportée au modèle de manière à prendre en compte l'effet causé par des joueurs-étoiles faisant preuve de talents exceptionnels, attirant des spectateurs et générant des revenus supplémentaires pour les clubs, devraient recevoir des salaires plus élevés, toute chose pareille. Pour prendre en compte ce status d'étoile, une autre variable explicative pourrait être introduite qui serait calculée pour chaque joueur en additionnant le nombre d'apparition comme joueur étoile durant sa carrière ainsi que le nombre de trophés gagnés. Un signe positif pourrait être anticipé pour cette variable.

Et finalement, une dernière variable explicative de type **dummy** pourrait également être annexée au modèle pour contrôler les différences de performances que les joueurs auraient pu démontrer durant la saison de libre-agence. La logique derrière cette variable serait que des joueurs qui deviendront des agents libres à la fin d'une saison, pourraient jouer avec plus d'efforts et d'intensité qu'observés normalement, de façon à attirer des employeurs potentiels.

Toutes ces modifications proposées rendraient le modèle encore plus explicites par rapport aux déterminants du salaire des joueurs de la LNH et permettraient de cibler les attributs individuels que recherchent les clubs. Cela, à son tour, nous permettrait de discerner à un stade plus précoce les types de joueurs qui seront plus susceptibles d'être repêchés par les clubs de la LNH.

Même si le but ultime de ce rapport était de vérifier l'existence de discrimination salariale envers les joueurs québécois, ce dernier nous a permis d'isoler les facteurs qui favorisent et défavorisent les différents groupes de joueurs. Certains aspects sont avantageux pour les québécois, d'autres les pénalisent. Dans le cadre d'un travail complémentaire à celui-ci, il serait intéressant donc de voir comment les changements proposés par l'auteur affecteraient la rémunération des différents groupes ethniques à l'intérieur de la LNH. Cela pourrait faire l'objet d'une bonne thèse de doctorat par exemple!!!

BIBLIOGRAPHIE

- 1) **BECKER, G.S.** « *The Economics of Discrimination* », University of Chicago press, 1957.
- 2) **BOUCHER, M.**, « *Les Canadiens Français dans la Ligue Nationale de Hockey: Une Analyse Statistique* », L'Actualité Économique, Septembre 1984, 308-325.
- 3) **COULOMBE, S.** et **LAVOIE, M.**, « *Les Francophones dans la Ligue Nationale de Hockey: Une Analyse Économique de la Discrimination* », L'Actualité économique, Mars 1985, 73-92.
- 4) **KAHN, L.M.** et **SHERER, P.D.**, « *Racial Differences in Professional Basketball Players Compensation* », Journal of Labor Economics, Vol. 6(1), 1988, 40-61.
- 5) **SCULLY, G.W.**, « *Discrimination: The Case of Baseball* », The Brookings Institution, 1974.
- 6) **TODD IDSON** et **LEO H. KAHANE**, « *Team Effects on Compensation: An Application to Salary Determination in the National Hockey League* », 1994-95 Discussion Paper Series No.743, Septembre 1995.

TABLEAU 1
RÉSULTATS DE RÉGRESSION POUR L'ÉCHANTILLON DES ATTAQUANTS,
1996-1997

Variable dépendante est LOGSAL

Observations : 258

R² : 0.672611

R² Ajusté : 0.622695

Variable	Coefficient	Erreur	Statistique-T	Prob.
C	1.903921	6.855674	0.277715	0.7815
Ptspg	1.936865	0.401530	4.823716	0.0000
Avgplm	-1.391466	0.581308	-2.393682	0.0175
Hght	0.059417	0.040537	1.465761	0.1441
Wght	-0.014849	0.013394	-1.108672	0.2688
Chrep	0.041691	0.192772	0.216271	0.8290
Pmpg	-0.053864	0.098881	-0.544733	0.5865
Exper	0.035174	0.037190	0.945802	0.3453
Expercar	0.001645	0.001908	0.862277	0.3895
TavgPtspg	-1.115603	0.555055	-2.009897	0.0456
Tavgplm	0.078419	0.144101	0.544196	0.5869
TavgHght	0.023990	0.042227	0.568118	0.5705
TavgWght	-0.010646	0.017775	-0.598907	0.5498
Teampay	5.65E-07	1.57E-07	3.606911	0.0004
Canadien	8.670297	5.601232	1.547927	0.1232
CanPtstg	-0.182381	0.427818	-0.426304	0.6703
CanAvgplm	0.933644	0.632743	1.475549	0.1415
CanHght	-0.074756	0.042274	-1.768368	0.0784
CanWght	0.023743	0.014201	1.671846	0.0960
CanChrep	0.249481	0.211102	1.181801	0.2385
CanPmpg	0.169671	0.111157	1.526408	0.1283
Américain	9.439080	6.585750	1.433258	0.1532
UsaPtspg	-0.262348	0.486061	-0.539742	0.5899
UsaAvgplm	0.627815	0.689814	0.910122	0.3637
UsaHght	-0.065657	0.046765	-1.403976	0.1617
UsaWght	0.011389	0.015691	0.725835	0.4687
UsaChrep	0.215401	0.243674	0.883974	0.3777
UsaPmpg	0.200310	0.142791	1.402821	0.1621
Européen	1.533973	6.440408	0.238180	0.8120
EuroPtspg	0.294831	0.493697	0.597190	0.5510
EuroAvgplm	0.082745	0.699451	0.118300	0.9059
EuroHght	-0.011313	0.048292	-0.234268	0.8150
EuroWght	0.001379	0.016055	0.085905	0.9316
EuroChrep	0.139089	0.241032	0.577056	0.5645
EuroPmpg	-0.064584	0.159965	-0.403740	0.6868

TABLEAU 2
RÉSULTATS DE RÉGRESSION POUR L'ÉCHANTILLON DES DÉFENSEURS,
1996-1997

Variable dépendante est LOGSAL

Observations : 153

R² : 0.488448

R² Ajusté : 0.341052

Variable	Coefficient	Erreur	Statistique-T	Prob.
C	14.89744	10.37589	1.435774	0.1537
Ptspg	1.951473	0.953152	2.047388	0.0428
Avgplm	0.113055	0.578555	0.195409	0.8454
Hght	-0.022192	0.056349	-0.393828	0.6944
Wght	0.012619	0.018014	0.700517	0.4850
Chrep	0.217243	0.399318	0.544036	0.5874
Pmpg	0.093291	0.260571	0.358023	0.7210
Exper	0.046826	0.074143	0.631561	0.5289
Expercar	0.000614	0.003437	0.178573	0.8586
TavgPtspg	-0.484414	0.940872	-0.514856	0.6076
Tavgplm	-0.219305	0.280936	-0.780623	0.4366
TavgHght	-0.008728	0.061642	-0.141594	0.8876
TavgWght	-0.001502	0.028444	-0.052792	0.9580
Teampay	5.69E-07	2.62E-07	2.169991	0.0320
Canadien	1.584658	8.871796	0.178618	0.8585
CanPtstg	-0.493794	1.052789	-0.469034	0.6399
CanAvgplm	-0.004427	0.009669	-0.457829	0.6479
CanHght	-0.001760	0.059171	-0.029745	0.9763
CanWght	-0.003784	0.019662	-0.192433	0.8477
CanChrep	0.195376	0.427609	0.456903	0.6486
CanPmpg	-0.130171	0.273676	-0.475640	0.6352
Américain	-2.407579	10.65010	-0.226062	0.8215
UsaPtspg	-0.316368	1.241072	-0.254915	0.7992
UsaAvgplm	-0.003981	0.015181	-0.262216	0.7936
UsaHght	0.032823	0.071824	0.456996	0.6485
UsaWght	-0.016493	0.023082	-0.714568	0.4763
UsaChrep	0.034171	0.489764	0.069770	0.9445
UsaPmpg	0.175520	0.348855	0.503130	0.6158
Européen	-1.970524	9.219771	-0.213728	0.8311
EuroPtspg	-0.813786	1.084987	-0.750043	0.4547
EuroAvgplm	0.002498	0.011909	0.209774	0.8342
EuroHght	0.030711	0.060672	0.506172	0.6137
EuroWght	-0.013813	0.018875	-0.731801	0.4657
EuroChrep	-0.141322	0.447898	-0.315524	0.7529
EuroPmpg	-0.193269	0.352642	-0.548061	0.5847

TABLEAU SYNTHÈSE 2
(SYMBOLS, DÉFINITIONS ET STATISTIQUES)

PRINCIPAUX RÉSULTATS DE L'ANALYSE PAR RAPPORT AUX DÉFENSEURS,
1996-1997

Variable (symbol)	Définition	Coefficient	Statistique-T
C	Constante.	14.89744 (10.3758)	1.434774
Ptspg	Nombre de points par parties du joueur.	1.951473 (0.9531)	2.047388
Avgplm	Plusmoins par parties du joueur.	0.113055 (0.5785)	0.195409
Hght	Grandeur du joueur.	-0.022192 (0.0563)	-0.393828
Wght	Poids du joueur.	0.012619 (0.0180)	0.700517
Chrep	Choix de repêchage (dummy).	0.195376 (0.4276)	0.456903
Pmpg	Nombre de punition par minute par parties du joueur.	0.093291 (0.2605)	0.3580
Exper	Le nombre d'années de carrière dans la LNH.	0.046826 (0.0741)	0.631561
Expercar	Le nombre d'années de carrière dans la LNH au carré.	0.000614 (0.0034)	0.178573
TavgPtspg	La moyenne de points par parties de l'équipe.	-0.484414 (0.9408)	-0.514856
Tavgplm	La moyenne du plusmoins par parties de l'équipe.	-0.219305 (0.2809)	-0.7806
TavgHght	La moyenne de grandeur de l'équipe.	-0.008728 (0.0616)	-0.141594
TavgWght	La moyenne de poids de l'équipe.	-0.001502 (0.0284)	-0.052792
Teampay	La moyenne des salaires de l'équipe.	5.69E-07 (2.62E-07)	2.169991
Canadien	Le joueur est d'origine canadienne (dummy).	1.584658 (8.8718)	0.1786
CanHght	Variable dichotomique définissant la grandeur du joueur et sa nationalité canadienne.	-0.001760 (0.0591)	-0.029745
CanWght	Variable dichotomique définissant le poids du joueur et sa nationalité canadienne.	-0.003784 (0.0197)	-0.192433

