

LIENS ENTRE PERFORMANCE ET CARACTÉRISTIQUES PERSONNELLES DES VENDEURS: LE CAS D'UNE COMPAGNIE D'ASSURANCE-VIE¹

Luc Dammann (*Best Power, France*) et Benny Rigaux-Bricmont (*Université Laval*)

Septembre 1997

Trois aspects importants caractérisent cette étude à caractère rétrospectif: (1) elle exploite le potentiel de l'analyse canonique pour explorer la nature complexe de la relation entre performance et caractéristiques personnelles; (2) face aux vaines tentatives de généralisation du profil du vendeur «idéal», elle se concentre sur le cas particulier d'une entreprise et d'une fonction de vente; (3) elle se fonde sur une mesure de performance plus réaliste, qui tient indirectement compte des aspects quantitatifs *et* qualitatifs inhérents à la vente. En dépit d'une taille d'échantillon relativement modeste (64 observations), des relations ont été identifiées. Elles permettent d'expliquer 43% de la variance de trois critères de performance: production, ratio de primes délivrées sur primes souscrites, et, régularité du représentant d'assurance-vie. Les résultats dégagés sont utiles pour la compagnie étudiée, en termes de sélection et d'encadrement de la force de vente.

Introduction

Il existe une longue tradition de recherche qui tente d'expliquer la variance importante de la performance des agents de la force de vente (Ford et al., 1988). En effet, pour l'entreprise, comme le rappelle Darmon (1992), l'identification du profil du vendeur performant permettrait d'une part, une présélection des candidats qui allègerait la procédure de recrutement et diminuerait donc les coûts associés, et, d'autre part, une adaptation des programmes de formation visant à développer de façon spécifique les caractéristiques liées à la performance. Si l'importance managériale du problème est donc bien établie, il faut cependant reconnaître que les résultats empiriques accumulés (ou du moins publiés) à ce jour restent fort vagues (ou trop généraux) pour aider concrètement une entreprise dans la sélection de ses vendeurs (Steinbrick, 1986; Randall et Randall, 1990). De plus, selon Darmon (1992), il faut rester très prudent quant à la généralisation de ces résultats car les relations identifiées sont non seulement souvent faibles, mais les effets d'interaction entre les variables explicatives sont rarement pris en compte et rien ne prouve leur stabilité d'un contexte organisationnel à l'autre. La présente étude a pour objectif de rapporter une tentative d'explication de la performance des vendeurs d'une entreprise qui oeuvre dans le domaine de l'assurance-vie.

¹ À l'époque de la recherche, le deuxième auteur bénéficiait d'un support financier de la Chaire en Assurance de l'Université Laval. Les auteurs remercient L.L. et A.P. pour leur collaboration dans la saisie des données ainsi que les lecteurs anonymes qui ont contribué à l'amélioration de ce texte.

La mesure de la performance

La performance du vendeur étant un construit multidimensionnel (Cotham, 1968), son évaluation pose un problème à la fois au manager et au chercheur (Darmon, 1992). Parmi les méthodes d'évaluation utilisées, les ventes restent la plus pratique (Peck, 1982; Rafaeli et Klimoski, 1983; Dubinsky et Skinner, 1984). C'est ce qui explique pourquoi plus de huit entreprises sur dix utilisent cette méthode (Jackson et al., 1982) même si elle fait par ailleurs l'objet de vives critiques. En effet, le vendeur qui réalise le chiffre de ventes le plus important n'est pas nécessairement celui qui contribue le plus aux profits (Farley, 1964; Churchill et al., 1990). De plus, la prospection de nouveaux clients et le recueil d'informations sur le marché sont des activités primordiales qui ne débouchent pas sur des ventes immédiates. Enfin, dans certains cas, les relations des vendeurs avec les distributeurs (rencontres, réunions et sessions de formation) sont des activités privilégiées par l'entreprise (Darmon, 1992).

Afin de rendre comparable la performance des vendeurs, trois entreprises sur quatre procèdent à l'aide de quotas de ventes qui sont censés tenir compte des différences entre territoires (Jackson et al., 1982). Ces dernières sont toutefois fort difficiles à évaluer pratiquement (Peck, 1982) et cette analyse comparative présente les mêmes défauts que l'analyse des ventes (Churchill et al., 1990).

L'analyse de rentabilité qui consiste à préciser la contribution aux profits des produits, des territoires, des clients et des représentants, permet de prendre des mesures correctives et de comprendre les variations de la performance. La difficulté de recueillir les informations pertinentes (Churchill et al., 1990) explique sans doute pourquoi cette méthode reste peu répandue (Dubinsky et Barry, 1982). Il en va de même pour les mesures fondées sur la comparaison des extrants (commandes, comptes clients, nombre de prospects,...) et des intrants (nombre de visites ou de contacts, gestion du temps, dépenses, activités diverses...) sous forme de ratios.

Outre les méthodes «objectives» qui précèdent, il existe des mesures «subjectives» des aspects qualitatifs de la performance. Elles reposent sur le jugement des gestionnaires de la force de ventes (Weitz, 1978; Dubinsky et al., 1989) avec toutes les limites qu'une telle approche comporte.

La performance des agents d'assurance-vie

Dès 1925, Manson étudie les relations entre la performance mesurée par les ventes et les caractéristiques personnelles de 4178 agents issus de 18 compagnies d'assurance-vie de tailles diverses. Parmi 22 variables personnelles testées, seuls, le montant d'assurance-vie détenu par le candidat lors de l'embauche, le nombre d'adhésions à des clubs, et le nombre d'années d'expérience dans la vente d'assurance-vie ont présenté une certaine valeur prédictive de la performance. Dans les années 50, l'«Activity Vector Analysis» (AVA), un test de personnalité qui consistait à choisir parmi 81 termes prédéfinis ceux que le candidat vendeur estimait mieux le décrire (Clarke, 1956; Merenda et Clarke, 1959), a connu une certaine popularité comme outil de sélection des agents d'assurance-vie avant d'être invalidé par Locke et Hulin (1962). Avec l'avènement de la graphologie, Zdep et Weaver (1967) ont examiné les traits de personnalité révélés par l'écriture de 63 représentants d'assurance-vie: s'ils n'ont pu établir de lien pour les individus performants, ils ont cependant associé l'échec avec l'absence de certains traits. Finalement, il y aurait lieu de souligner le succès relatif de Carlton (1973) lorsqu'il identifie une corrélation positive de 0,688 entre la performance et une combinaison de variables mesurant les besoins personnels, les perceptions, l'aptitude et la personnalité.

À l'heure actuelle, le test de sélection sans doute le plus utilisé pour les compagnies d'assurance-vie est le test de la LIMRA (Life Insurance Marketing and Research Association), le Profil de la

Carrière, qui mesure dix qualités menant au succès. Ce dernier est défini de la façon suivante: un agent a du succès s'il est toujours engagé par la compagnie après une année révolue et s'il a au moins atteint le niveau de production de la tranche supérieure de 50% de tous les agents qui sont restés après la première année. Le test conduit à une note de 1 à 19 qui reflète les probabilités de succès. Elle est calculée en comparant les réponses du candidat avec celles de milliers d'autres ayant des qualités analogues et qui ont été engagés comme agents. Une note élevée signifie donc que d'autres directeurs des ventes ont obtenu du succès avec ce type de profil, et vice versa. Selon l'expérience relative du candidat, trois versions du test sont proposées. Dans le meilleur des cas, un candidat qui obtient la note de 19 a un pourcentage de succès de 37%. En d'autres termes, dans le cas le plus favorable (celui de candidats qui ont déjà de l'expérience), la compagnie doit engager un peu moins de trois personnes pour retenir un agent à succès. Ces chances sont supposées augmenter à l'aide du reste du processus de sélection préconisé par la LIMRA, notamment l'entrevue. Il ne faut cependant pas sous-estimer les nombreuses limites de cette dernière (Reilly et Chao, 1982; Sharer, 1986). Malgré son faible pouvoir prédictif, il s'agit cependant du processus de sélection le plus populaire auprès des compagnies d'assurance-vie.

Étude empirique dans une compagnie d'assurance-vie

Dans le paragraphe qui précède, on constate que même au sein d'une industrie aussi bien structurée que celle de l'assurance-vie, les tentatives de généralisation sont très limitées. En outre, l'attention est tellement centrée sur le profil du représentant idéal, que les critères d'appréciation de la performance sont quelque peu négligés.

Le choix de limiter la présente étude à une seule entreprise a donc pour principal avantage d'éviter toute variance qui serait due à des différences de taille, d'ambiance, de style d'encadrement et d'autres facteurs organisationnels et environnementaux. Par contre, la validité externe des résultats sera très limitée. Ce qui distingue sans doute cette démarche d'autres travaux est l'attention toute particulière qui entoure la mesure de la performance sur plusieurs de ses dimensions ainsi que l'utilisation de l'analyse canonique pour explorer les liens éventuels entre l'ensemble des mesures de performance et l'ensemble des variables personnelles susceptibles d'expliquer les diverses dimensions de la performance.

Après concertation avec la direction d'une grande compagnie québécoise d'assurance-vie (responsables des ventes, du marketing, de la communication et de la formation), quatre mesures qui reflètent directement ou indirectement les principaux aspects quantitatifs et qualitatifs de la performance des représentants, ont été retenues:

- La production (Y_1) réalisée est exprimée par les primes délivrées en valeur. Comme l'agent travaille en quelque sorte à son compte, il assume la totalité des dépenses et cette mesure reflète bien sa productivité.
- La régularité de la production (Y_2) est examinée par le biais du nombre de propositions fournies depuis le début de la période, deux propositions hebdomadaires étant le minimum du critère acceptable.
- Le taux de conservation des affaires (Y_3) est défini comme le rapport entre les produits placés au moins deux ans auparavant et ceux de l'année en cours. Le taux de conservation se fonde donc sur le renouvellement des primes délivrées pour rendre compte de la qualité des affaires réalisées.
- Le ratio de primes délivrées par rapport aux primes souscrites (Y_4) . Comme le client proposé ne satisfait pas forcément aux critères d'éligibilité de la compagnie (notamment en matière de santé) et que le client dispose d'un délai de rétraction de 10 jours, ce ratio peut être faible et refléter un problème de ciblage ou d'estimation des besoins chez l'agent.

Il existe une pléthore de variables personnelles qui peuvent être utilisées comme critères de sélection. On distingue les catégories suivantes: caractéristiques démographiques et physiques, passé et expérience, statut présent et style de vie, aptitudes, personnalité et compétences (Comer et Dubinsky, 1985). Un choix a été opéré sur base de l'examen de la littérature (consistance du rôle de la variable) et de l'adéquation au contexte spécifique telle qu'évaluée par les gestionnaires de la force de vente. Dans le cadre de cette étude rétrospective, les variables personnelles susceptibles d'expliquer les divers critères de performance sont celles qui, après la sélection décrite ci-dessus, avaient été mesurées par la compagnie préalablement à l'embauche:

- 4 variables en rapport avec l'éducation et l'expérience du vendeur;
- 7 variables en rapport avec son statut et son style de vie;
- l'aptitude traduite par la note sur le test LIMRA;
- 9 variables ayant trait à la personnalité;
- 2 variables en rapport avec la compétence;
- 3 variables (âge, ancienneté et genre).

Plusieurs variables sélectionnées par les chercheurs, comme l'imagination, l'enthousiasme, l'empathie ou la sociabilité, n'ont pu être intégrées dans l'analyse faute de mesures effectuées. Les informations disponibles proviennent des différentes sources qui suivent: les données de candidature, les profils des candidats, leur note sur le test du Profil de la Carrière et leur évaluation selon le guide d'entrevue de la LIMRA, les rapports hebdomadaires consacrés à la performance des agences et de leurs représentants, et, les listings du système informatique AssVie.

Les observations ont été sélectionnées une par une, en fonction de la disponibilité des données. Les agents dont l'ancienneté dépassait 15 ans, n'ont pas été retenus car les procédures de recrutement n'étaient pas les mêmes. Certains dossiers de représentants révoqués par la compagnie ont été retenus pour assurer une variance accrue de la performance. L'anonymat des dossiers a été strictement respecté, l'identification étant faite à l'aide de numéros. Il faut encore noter que même si les représentants étaient répartis dans des agences régionales, ils proposaient des produits identiques à une clientèle comparable (particuliers de la classe moyenne et gens d'affaires). L'échantillon final comporte 64 observations.

L'analyse canonique des données

L'analyse canonique permet d'étudier les liens entre deux ensembles de variables. Selon Evrard, Pras et Roux (1993), sa relative sous-utilisation résulte d'une certaine complexité aux niveaux de la mise en oeuvre et, surtout, de l'interprétation des résultats. Hotelling (1936), son concepteur, a démontré qu'elle équivaut à effectuer des analyses en composantes principales sur chacun des ensembles de variables, puis à réaliser une rotation pour maximiser les corrélations entre les deux ensembles de facteurs. Son avantage est de pouvoir analyser plusieurs variables dépendantes simultanément, ce qui permet d'entrevoir la dynamique susceptible d'exister entre ces dernières. Elle est particulièrement adaptée aux cas où les variables dépendantes sont corrélées (Dillon et Goldstein, 1984). Dans le contexte présent, elle devrait mettre en évidence certaines relations entre les caractéristiques personnelles des représentants d'une part, et, les mesures de performance d'autre part. Les analyses statistiques qui suivent ont été réalisées sur SAS (Système d'Analyses Statistiques) au moyen de la procédure CANCORR.

Étant donné le petit nombre d'observations, le nombre de variables retenues a été réduit par des corrélations canoniques successives. Il s'agit d'une procédure préconisée par Thompson (1982, 1984), l'analyse canonique rétroactive (Backward canonical analysis), qui élimine successivement les variables dont la contribution à la solution globale est nettement inférieure aux autres. L'évaluation est fondée sur le pourcentage de variance que les variables partagent avec les axes canoniques, la mesure étant faite à partir de la somme des carrés des coefficients de structure.

La première analyse canonique est effectuée sur l'ensemble des données collectées, soit 4 variables de performance (Y_1, \dots, Y_4) et 25 variables personnelles (X_1, \dots, X_{25}), auprès de 61 vendeurs (pour 3 observations, on ignorait le nombre de polices d'assurance détenues par le représentant, une des variables personnelles). Avec les réserves d'usage lorsque l'échantillon n'est pas probabiliste, seule la première corrélation canonique serait statistiquement significative ($p = 0,0003$), les deux ensembles étant fortement associés avec 80% de variance commune. Compte tenu d'une corrélation élevée (0,58) entre Y_1 (production) et X_1 (indépendance, autonomie), on pourrait se demander si la corrélation canonique n'est pas tronquée (Dillon et Goldstein, 1984), bien que l'écart ne semble pas assez important pour justifier une telle supposition. En fait, le premier axe de performance n'explique que 31% de la variance de la performance totale, ce qui correspond à un coefficient de redondance de 0,24. L'ensemble des variables personnelles, représenté par le premier axe canonique, explique donc 24% de la variance de la performance. Cependant, le premier axe prédicteur ne représentant que 12% de la variance des variables personnelles, cette faible proportion témoigne du nombre trop élevé de caractéristiques personnelles dans l'analyse, certaines n'exerçant qu'une influence négligeable. Sept d'entre elles ont été éliminées à l'aide de la méthode de Thompson (1982) en tenant compte des trois premiers couples canoniques afin d'éviter de rejeter une caractéristique importante.

La deuxième analyse canonique a été faite sur les 64 observations de l'échantillon, la variable des polices détenues ayant été éliminée à l'étape précédente. Cette fois, les deux premières corrélations canoniques sont significatives au seuil de 0,025. Les deux axes prédicteurs expliquent ensemble 36% de la variance de la performance (23% pour le premier et 13% pour le second). Ils représentent 25% de la variance des variables personnelles restantes. Les axes de performance représentent eux 57% de la variance de la performance. À l'aide de la procédure de Thompson (1982), quatre autres caractéristiques personnelles ont été retranchées pour les étapes suivantes.

La solution finale est celle qui correspond à la sixième analyse canonique dont les principaux résultats statistiques sont synthétisés aux tableaux 1 et 2. Voici la liste des huit caractéristiques personnelles qui restent dans l'analyse:

- X_1 : indépendance;
- X_2 : ancienneté;
- X_3 : potentiel de marché (mesuré par le nombre de noms sur la liste de prospects potentiels fournie par le candidat lors de la sélection);
- X_4 : capacité de faire face au refus du client;
- X_5 : expérience de la vente d'assurance-vie;
- X_6 : importance accordée aux loisirs;
- X_7 : gestion du temps et compétences administratives;
- X_8 : croyance dans la valeur de l'assurance.

Tableau 1

Statistiques canoniques résumées (Phase 6)

Couples canoniques	Rc	F	Pr>F	Rc ²	R ² _{y/y}	Rd	R ² _{x/x}
1	0,78	4,15	0,0001	0,61	0,48	0,29	0,25
2	0,61	2,14	0,0147	0,37	0,37	0,14	0,23
3	0,16	0,23	-	0,02	-	-	-
					0,85	0,43	0,48

Tableau 2

Relation entre Variables et Fonctions Canoniques (Phase 6)

Variables	Axes 1					Axes 2					(St ²)	(SX ²)
	Pc	St	SX	St ²	SX ²	Pc	St	SX	St ²	SX ²		
<u>Performance</u>												
Y1*	0,99	0,95	0,74	0,89	0,55	0,25	0,32	0,20	0,10	0,04	0,99	0,59
Y2	0,04	0,73	0,57	0,53	0,33	-0,21	-0,22	-0,14	0,05	0,02	0,58	0,35
Y4	-0,32	-0,10	-0,07	-	-	0,89	0,98	0,60	0,97	0,36	0,98	0,37
Pouvoir prédictif (Rd)					0,29					0,14		0,43
<u>Personnelles</u>												
X1	0,69	0,87	0,68	0,76	0,47	0,13	-0,27	0,17	0,07	0,03	0,83	0,49
X2	0,08	-0,05	0,04	-	-	0,53	0,79	0,48	0,62	0,23	0,63	0,23
X3	-0,03	0,39	0,31	0,15	0,09	0,45	0,59	0,36	0,35	0,13	0,50	0,22
X4	0,26	0,61	0,47	0,37	0,23	-0,15	-0,08	-	-	-	0,37	0,23
X5	0,09	0,22	0,17	0,05	0,03	0,13	0,66	0,41	0,43	0,17	0,48	0,20
X6	0,26	0,30	0,23	0,09	0,05	0,28	0,57	0,35	0,39	0,12	0,41	0,17
X7	0,23	0,54	0,42	0,29	0,18	0,15	-0,13	0,08	0,02	0,01	0,31	0,18
X8	0,07	0,51	0,40	0,26	0,16	-0,20	-0,17	0,10	0,03	0,01	0,29	0,17

* Les variables Y sont définies p. 4.

On y trouve le coefficient global de corrélation canonique (Rc) qui indique le degré d'association entre les deux combinaisons linéaires de variables, le coefficient de redondance (Rd) qui montre le pourcentage de variance de la performance expliqué par l'ensemble des variables personnelles retenues, les coefficients de structure (St) qui sont l'équivalent des coefficients de corrélation dans l'analyse factorielle, les poids canoniques (Pc) qui sont l'équivalent des coefficients de pondération dans la régression, les corrélations de structure croisées (SX) qui isolent le lien qui unit une variable particulière à l'ensemble opposé ($SX = R_c \cdot S_i$), les proportions de variance expliquée ($R^2_{y/y}$ et $R^2_{x/x}$) dans les deux groupes de variables, et, enfin, l'approximation F de Rao (1951) qui, pour des petits échantillons, donne de meilleurs résultats que celle du chi-deux (test de l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe aucun lien entre les deux ensembles dans la population).

On constate immédiatement la disparition d'un des quatre critères de performance. En effet, au cours du processus de réduction des variables, le taux de conservation des affaires a été éliminé (à la quatrième étape). Les deux premières corrélations canoniques sont significatives: la corrélation du premier couple canonique est de 0,78 (variance commune de 61%) et celle du second est de 0,61 (variance commune de 37%), la matrice de corrélation (non reproduite) n'indiquant aucune relation anormalement élevée entre un critère de performance et une caractéristique personnelle particulière. Les deux axes prédicteurs restituent 48% de la variance des variables personnelles (25% pour le premier et 23% pour le second), proportion relativement élevée lorsque comparée à d'autres études (Avlonitis, 1987; Kuylen et Verhallen, 1981). Avec 85% de variance expliquée par ses propres axes (48% pour le premier et 37% pour le second), la performance est très bien représentée par la solution canonique. Le tout permet d'atteindre un niveau de redondance satisfaisant de 43%, le premier couple canonique contribuant substantiellement à ce résultat (29%).

Pour le premier couple canonique, les coefficients de structure montrent que Y₁ (0,95) et Y₂ (0,73) sont associés à l'axe de performance, et, X₁ (0,87), X₄ (0,61), X₇ (0,54), X₈ (0,51) et X₃ (0,39) sont associés à l'axe des prédicteurs. Les poids canoniques confirment l'importance de X₁ (0,69) et de Y₁ (0,99). L'origine des différences d'amplitude pour certains coefficients provient

de la multicollinéarité entre les variables d'un même ensemble. Par exemple, la corrélation entre Y_1 et Y_2 est de 0,63, et, entre X_1 et X_4 de 0,36. Ces niveaux de corrélation modérés attestent de la sensibilité des poids canoniques à la multicollinéarité.

Pour le second couple canonique, les coefficients de structure montrent que Y_4 (0,98) est associé à l'axe de performance, et, X_2 (0,79), X_5 (0,66), X_3 (0,59) et X_6 (0,57) sont associés à l'axe des prédicteurs.

Interprétation managériale des résultats

Il est possible d'expliquer près de 55% de la production mesurée par le montant de primes délivrées par le représentant à l'aide des caractéristiques personnelles suivantes: indépendance, capacité de faire face au refus du client, gestion du temps et compétences administratives, et, croyance dans la valeur de l'assurance. Ces mêmes variables expliqueraient près d'un tiers de la régularité de la production dans le temps. L'ancienneté, l'expérience de la vente d'assurance-vie, l'importance du potentiel de marché reconnu par le candidat - mesuré par l'identification de prospects potentiels (faible en dessous de cent noms, bon au dessus de deux cents) - et, l'importance accordée aux loisirs expliqueraient, elles, jusqu'à 36% de la variance du ratio des primes délivrées sur les primes souscrites. L'indépendance et l'ancienneté sont les deux caractéristiques personnelles qui contribuent le plus à la solution globale de l'explication de la performance. En tenant compte de la redondance, les huit variables personnelles retenues expliquent 43% de la variance de la performance mesurée par trois critères.

Pour la compagnie d'assurance-vie qui a accepté de collaborer à la présente étude, ces résultats suggèrent de modifier profondément le profil des caractéristiques personnelles du candidat qu'elle examine plus particulièrement. En effet, sur les huit caractéristiques mises en évidence par l'analyse canonique qui précède, une seule se retrouve dans le profil utilisé. En effectuant une analyse canonique avec les caractéristiques personnelles qu'utilise la compagnie, un seul couple canonique est statistiquement significatif avec un niveau de redondance de 19% (au lieu de 43%). Il est intéressant de remarquer que la note de la LIMRA n'a pas d'influence réelle dans cette dernière analyse, ce qui permet de douter de sa capacité de prévoir le succès des représentants de la compagnie étudiée. Il est vrai que l'analyse ne révèle pas le lien entre le niveau de performance des candidats-vendeurs et leurs caractéristiques personnelles, mais bien le lien entre la performance des vendeurs qui ont été recrutés par l'entreprise et qui ont donc été délibérément sélectionnés. C'est ce qui pourrait expliquer que le test ne soit plus discriminant puisqu'il a servi dans le passé à sélectionner les vendeurs sur lesquels porte l'étude. Enfin, les résultats suggèrent certains programmes de formation destinés à renforcer les qualités personnelles qui s'y prêtent.

Conclusions et implications

La présente recherche démontre l'intérêt d'utiliser l'analyse canonique afin d'expliquer un construit multidimensionnel de la performance des représentants à l'aide d'un nombre limité de caractéristiques individuelles. Dans le cas d'une compagnie d'assurance-vie, 43% de la variance d'un construit à trois dimensions a été expliqué à l'aide de huit caractéristiques personnelles. S'agit-il d'un bon résultat? En premier lieu, il faut souligner que cette proportion est attribuable à huit caractéristiques choisies parmi des dizaines de variables personnelles pressenties comme étant importantes par les praticiens et les chercheurs. En deuxième lieu, il ne faut pas chercher à attribuer la totalité de la variance de la performance aux seuls facteurs individuels. D'autres variables, comme les différences environnementales liées aux potentiels des territoires ou les différences organisationnelles liées à l'encadrement ou à la performance globale d'une agence de la compagnie, peuvent être à l'origine de cette variance. Enfin, ce pourcentage s'applique à un

construit à trois dimensions. Si on se limite au critère du volume de production, la solution canonique explique 59% de la variance observée.

En ce qui concerne les dix-sept variables personnelles qui ont été éliminées selon la méthode préconisée par Thompson (1982), cela signifie simplement qu'elles ne sont pas à l'origine des différences de performance observées pour des raisons aussi diverses que, par exemple, une variance trop faible pour permettre la discrimination. Cela ne signifie pas qu'elles sont sans importance et doivent être écartées du processus de sélection. Certaines d'entre elles peuvent être d'ailleurs des pré-requis au succès, comme par exemple le sens de la communication. Cette analyse rétrospective, qui s'inscrit dans la tradition préconisée par Newton (1969), est évidemment sujette au biais d'échantillonnage (absence des candidats non retenus par la compagnie) qui est une des limites de cette approche. Il y aurait cependant lieu de s'interroger sur le pouvoir prédictif de certaines variables, du moins sur les critères de performance qui ont été mesurés.

En ce qui concerne la validité externe de l'étude, il faut immédiatement rappeler que l'objectif n'était aucunement la généralisation des résultats à d'autres entreprises. Par contre, il serait intéressant de reproduire la démarche dans d'autres compagnies afin de vérifier si l'analyse canonique d'une performance mesurée sur plusieurs critères tient ses promesses dans des situations différentes. Malheureusement, la taille réduite de l'échantillon ne permet pas une validation croisée («split-half») qui viserait à vérifier la stabilité des coefficients obtenus dans deux analyses canoniques parallèles (Dillon et Goldstein, 1984). Il conviendrait donc de reproduire cette étude auprès d'un échantillon plus grand pour examiner la validité interne. Finalement, il y aurait sans doute lieu d'enrichir les mesures relatives à la performance en y ajoutant les critères de prospection, de recueil d'informations stratégiques ou de service après-vente, pour ne nommer qu'eux.

Références

- Avlonitis, G.J. (1987), «Linking Different Types of Product Elimination Decisions to their Performance Outcome: «Project Dropstrat», *International Journal of Research in Marketing*, vol. 4, no 1, 43-57.
- Carlton, E.L. (1973), «Motivational, Perceptual, and Attitudinal Variables and the Job Performance of Insurance Agents, Trainees, Managers, and Underwriters», *Dissertation Abstract International*, 34, 6802A (The Ohio State University).
- Churchill, A., Jr., Ford, N.M. and Walker, O.C. Jr. (1990), *Sales Force Management*, Third Edition, The Irwin Series in Marketing.
- Clarke, W.V. (1956), «The Personality Profiles of Life Insurance Agents», *The Journal of Psychology*, 42, 295-302.
- Comer, J.M. and Dubinsky, A.J. (1985), *Managing the Successful Salesforce*, Lexington Books.
- Cotham, J.C. (1968), «Job Attitudes and Sales Performance of Major Appliance Salesmen», *Journal of Marketing Research*, 5 (August), 270-275.
- Darmon, R.Y. (1992), *Effective Human Resources Management in the Sales Force*, Quorum Books, Connecticut.
- Dillon, W.R. and Goldstein, M.G. (1984), *Multivariate Analysis: Methods and Applications*, John Wiley and Sons.
- Dubinsky, A.J. and Barry, T.E. (1982), «A Survey of Sales Management Practices», *Industrial Marketing Management*, 11, 136.
- Dubinsky, A.J. and Skinner, S.J. (1984), «Impact of Job Characteristics on Retail Salespeople's Reaction to Their Jobs», *Journal of Retailing*, 60 (Summer), 35-63.

- Dubinsky, A.J., Skinner, S.J. and Whitler, T.E. (1989), «Evaluating Sales Personnel: An Attribution Theory Perspective», *Journal of Personnel Selling and Sales Management*, 9 (Spring), 9-21.
- Farley, J.U. (1964), «An Optimal Plan for Salesmen's Compensation», *Journal of Marketing Research*, 1, 39-43.
- Ford, N.M., Walker, O.C., Jr., Churchill, G.A., Jr. and Hartley, S.W. (1988), «Selecting Successful Salespeople: A Meta-Analysis of Biographical and Psychological Criteria» in Houston, M.J., ed., *Review of Marketing*, Chicago, American Marketing Association, 90-131.
- Hotelling, H. (1936), «Relations Between Two Sets of Variates», *Biometrika* (December).
- Jackson, D.W., Jr., Ostrom, L.L. and Evans, K.R. (1982), «Measures Used to Evaluate Industrial Marketing Activities», *Industrial Marketing Management*, 11 (October), 269-274.
- Kuylen, A.A. and Verhallen, T.M. (1981), «The Use of Canonical Analysis», *Journal of Economic Psychology*, 1, 217-237.
- Locke, E.A. et C.L. Hulin (1962), «A Review and Evaluation of the Validity Studies of AVA», *Personnel Psychology*, 15, 25-42.
- Manson, G.E. (1925), «What Can the Application Blank Tell?», *Journal of Personnel Research*, 4, (July), 73-99.
- Merenda, P.F. and Clarke, W.V. (1959), «Predictive Efficiency of Temperament Characteristics and Personal History Variables in Determining Success of Life Insurance Agents», *Journal of Applied Psychology*, 43 (December), 360-366.
- Newton, D.A. (1969), «Get the Most Out of Your Salesforce», *Harvard Business Review*, (September-October), 130-143.
- Peck, C.A. (1982), «Compensating Field Sales and Representatives», Report n° 28, New York: The Conference Board, 34-35.
- Rafaeli, A. and Klimosky, R.J. (1983), «Predicting Sales Success through Handwriting Analysis: An Evaluation of the Effects of Training and Handwriting Sample Content», *Journal of Applied Psychology*, 68 (May), 212-217.
- Randall, J.E. and Randall, C.H. (1990), «Review of Salesperson Selection Techniques and Criteria: A Managerial Approach», *International Journal of Research in Marketing*, 7, 81-95.
- Rao, B.R. (1951), «An Asymptotic Expansion of the Distribution of Wilk's Criterion», *Bulletin of the International Statistics Institute*, 33, 177-180.
- Reilly, R.R. and Chao, G.T. (1982), «Validity and Fairness of Some Alternative Employee Selection Procedures», *Personnel Psychology*, 35, 1-62.
- Sharer, B. (1986), «Ten Mistakes to Avoid When Hiring a Sales Staff», *Marketing News*, May, 33-44.
- Steinbrick, J. (1986), *Sales Force Compensation*, Chicago, IL: The Dartnell Corporation.
- Thompson, B. (1984), *Canonical Analysis Uses and Interpretation*, Sage Publication Inc.
- Thompson, B. (1982), «CANBAK: A Computer Program which Performs Stepwise Canonical Correlation Analysis», *Educational and Psychological Measurement*, 42, 849-851.
- Zdep, S.M. and Weaver, H.B. (1967), «The Graphoanalytic Approach to Selecting Life Insurance Salesmen», *Journal of Applied Psychology*, 51 (June), 295-299.

Ce texte est reproduit dans : MacKenzie Herbert, rédacteur de la section Marketing, Actes de l'Association des sciences administratives du Canada, volume 18, No 3, 1997, pp.12-21.