Revue Internationale des Sciences de Gestion
ISSN: 2665-7473
Volume 9 : Numéro 4

Caractéristiques du dirigeant et de l'entreprise associées à la performance déclarée des PME de Bangui et de ses environs

Manager and Firm Characteristics Associated with Self-Reported Performance among SMEs in and around Bangui

SEBIRO TEWARA Cedric de Saint Francois
Doctorant
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)
Université de Bangui
Laboratoire d'Economie Rurale et de Sécurité Alimentaire (LERSA)
République Centrafricaine

ZODOUNETH Dieudonne (Doctorant)
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)
Université de Bangui
Laboratoire d'Economie Rurale et de Sécurité Alimentaire (LERSA)
République Centrafricaine

MBETID-BESSANE Emmanuel (Professeur titulaire)
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)
Université de Bangui
Laboratoire d'Economie Rurale et de Sécurité Alimentaire (LERSA)
République Centrafricaine

Date de soumission : 05/10/2026

Date d'acceptation : 13/11/2026

Pour citer cet article :

SEBIRO TEWARA C. DE S. F. & al., « Caractéristiques du dirigeant et de l'entreprise associées à la performance déclarée des PME de Bangui et de ses environs », Revue Internationale des Sciences de Gestion « Volume 9 : Numéro 4 » pp : 1239 - 1252

Résumé

Cette étude examine les caractéristiques associées à la performance déclarée de 240 PME de Bangui et de ses environs. Le score de performance repose sur l'appréciation des dirigeants concernant l'évolution du chiffre d'affaires, de l'efficacité opérationnelle et du retour sur investissement. Dans le modèle logit ordonné, les rapports de cotes associés à la formation du dirigeant en gestion, au statut formel de l'entreprise et à son effectif standardisé sont respectivement de 3,98, 3,35 et 2,72. À autres caractéristiques comparables, la probabilité prédite de déclarer une performance élevée est en moyenne supérieure de 22,49 points de pourcentage pour les dirigeants formés en gestion par rapport à ceux formés dans une autre discipline. L'écart moyen est de 20,48 points en faveur des PME formelles par rapport aux PME informelles. Les PME qui emploient davantage de salariés présentent également une probabilité prédite plus élevée de déclarer une performance élevée. L'interprétation de ces associations tient compte du caractère déclaratif de la mesure et de la couverture des entreprises informelles par la liste de sondage.

Mots clés : PME, performance déclarée, formation en gestion, formalisation, République centrafricaine.

Abstract

This study examines the characteristics associated with self-reported performance among 240 small and medium-sized enterprises (SMEs) in and around Bangui. The performance index combines managers' assessments of changes in sales, operating efficiency, and return on investment. In the ordered logit model, the odds ratios for management education, formal registration, and standardized workforce size are 3.98, 3.35, and 2.72, respectively. Holding other characteristics constant, the predicted probability of reporting high performance is, on average, 22.49 percentage points higher for SMEs whose managers studied management than for those whose managers studied another field. This probability is, on average, 20.48 percentage points higher for formal SMEs than for informal SMEs. SMEs with more employees also have a higher predicted probability of reporting high performance. These associations should be interpreted in light of the self-reported nature of the measure and the coverage of informal firms in the sampling frame.

Keywords: SMEs, self-reported performance, management education, formalization, Central African Republic.

Introduction

Amin et al. (2026) décrivent la République Centrafricaine comme un pays à forte informalité, au faible niveau d'éducation et touché par des chocs répétés, comme les conflits. Une entreprise est dite informelle quand elle n'est pas enregistrée auprès de l'administration. Une enquête de la Banque mondiale donne une idée de ces entreprises à Bangui. Selon cette enquête, 70,3 % d'entre elles n'ont qu'une seule personne. Seulement 13,3 % tiennent des documents écrits sur leur activité et 4,8 % ont un compte bancaire pour l'entreprise (Banque mondiale, 2023). Ces chiffres ne concernent pas toutes les PME. Ils laissent tout de même penser que les pratiques de gestion y sont peu développées. Amin et al. (2026) relient la scolarité du propriétaire aux pratiques de gestion des entreprises informelles en République centrafricaine. La question demeure de savoir si le domaine de formation du dirigeant apporte une information distincte du diplôme lorsque le résultat étudié est l'évolution déclarée de l'activité. Cette distinction importe dans une économie où les comptes écrits sont peu répandus.

L'étude de la performance des petites et moyennes entreprises demande de préciser les indicateurs retenus. Une hausse des ventes ne signifie pas toujours une amélioration de la rentabilité. Elle ne traduit pas non plus une meilleure efficacité. Le classement des entreprises dépend donc des critères utilisés. Kaplan et Norton (1992) proposent de considérer plusieurs dimensions de la performance. Murphy et al. (1996) montrent aussi la diversité des mesures utilisées en entrepreneuriat. Le profil du dirigeant peut aider à comprendre les différences entre les entreprises. La théorie du capital humain relie les connaissances et les compétences aux capacités productives des individus (Becker, 1964). Elle conduit à examiner l'instruction, le domaine de formation et l'expérience professionnelle. Ces variables ne mesurent pas les mêmes acquis. Bates (1990) examine le lien entre capital humain et longévité des petites entreprises. Colombo et Grilli (2005) distinguent les compétences des fondateurs dans leur analyse de la croissance des jeunes entreprises technologiques.

Les ressources de l'entreprise complètent cette analyse. Penrose (1959) insiste sur leur utilisation dans le développement de la firme. Barney (1991) étudie les conditions dans lesquelles elles soutiennent un avantage concurrentiel durable. L'effectif et le statut formel peuvent ainsi entrer dans un modèle. Leurs coefficients ne suffisent toutefois pas à expliquer les mécanismes économiques en jeu. Beck et al. (2005) montrent que les contraintes financières et juridiques varient selon la taille des entreprises. Le cadre retenu relie ainsi les compétences du dirigeant, les personnes disponibles pour mettre ses décisions en œuvre et les conditions institutionnelles qui facilitent ou limitent les transactions. Ces caractéristiques peuvent intervenir à des étapes différentes. Un meilleur suivi des stocks peut limiter les pertes et améliorer l'efficacité. L'accès à de nouveaux clients peut accroître les ventes. Le retour sur investissement dépend aussi des dépenses engagées pour obtenir ces résultats.

Le choix du modèle dépend de la mesure de la performance. Les catégories faible, intermédiaire et élevée suivent un ordre. Le logit ordonné tient compte de cet ordre. Il ne suppose pas des écarts identiques entre les catégories. Son interprétation distingue le coefficient, le rapport de cotes et la variation d'une probabilité. Une valeur de p ne mesure pas l'importance économique d'une association.

Quelles caractéristiques du dirigeant et de l'entreprise sont associées à la performance déclarée des PME de Bangui et de ses environs ? L'étude rapproche le domaine de formation du dirigeant, les moyens humains de l'entreprise et son statut administratif. Elle examine aussi

dans quelle mesure le mode de construction du score autorise cette comparaison. La revue de littérature présente les hypothèses de recherche. La méthodologie expose le classement de la performance déclarée et le choix du modèle. Les résultats sont ensuite discutés au regard des travaux antérieurs et des limites de l'étude.

1. Revue de la littérature

La performance peut être mesurée par les ventes, la rentabilité ou l'utilisation des ressources. Ces dimensions apportent des informations différentes. Leur combinaison demande de justifier les indicateurs et les poids retenus. Il faut aussi expliquer les seuils utilisés. Kaplan et Norton (1992) et Murphy et al. (1996) soutiennent cette distinction. Leurs travaux ne valident pas automatiquement un score construit à partir de plusieurs appréciations.

Dans une enquête, la réponse du dirigeant décrit sa perception des résultats. Une hausse déclarée du retour sur investissement ne donne pas son niveau. Elle ne précise pas non plus son taux de variation. De même, la stabilité des ventes peut recouvrir des situations financières différentes. L'interprétation d'un score dépend donc des questions posées et de leur période de référence. Le capital humain du dirigeant comprend les connaissances et les compétences acquises au cours de sa formation et de son expérience professionnelle. Une formation en gestion peut faciliter le suivi des coûts, la tenue de comptes et le choix des investissements. Le diplôme renseigne sur la durée des études, mais plusieurs spécialités conduisent au même niveau de diplôme. Au Togo, Campos et al. (2025) observent une hausse moyenne des bénéfices après une formation à l'initiative personnelle. Cette intervention diffère toutefois d'un cursus en gestion. La première hypothèse de l'étude repose sur l'utilité des compétences de gestion dans les décisions quotidiennes de l'entreprise. Elle suppose qu'à caractéristiques comparables, les dirigeants formés en gestion déclarent plus souvent une performance élevée que ceux formés dans une autre discipline.

Selon Penrose (1959), la contribution des ressources organisationnelles dépend de la manière dont l'entreprise les utilise. Dans une PME, un effectif plus important peut faciliter la répartition des tâches entre la vente, la production et la gestion. Il peut aussi alourdir les charges lorsque les débouchés sont limités. Les gains attendus d'une meilleure répartition du travail motivent la deuxième hypothèse de l'étude, selon laquelle un effectif plus important est associé, à caractéristiques comparables, à un niveau supérieur de performance déclarée. L'ancienneté peut refléter l'apprentissage de l'entreprise. Elle dépend aussi de la survie des unités observées. Jovanovic (1982) relie l'apprentissage sur l'efficacité à la croissance et à la sélection des entreprises. Une observation à un seul moment ne permet pas d'isoler ces mécanismes. Il faut aussi distinguer l'expérience du dirigeant de l'âge de l'entreprise.

L'environnement institutionnel peut influencer les conditions dans lesquelles les PME accèdent aux marchés et aux services bancaires. L'enregistrement peut faciliter les transactions avec les clients qui exigent une facture et les démarches auprès des banques qui demandent des justificatifs. Au Malawi, Campos et al. (2023) observent une hausse des bénéfices lorsque l'aide à l'enregistrement s'accompagne d'un volet bancaire. L'enregistrement seul ne suffit pas à produire ce gain. L'accès au crédit et la possibilité d'obtenir certains contrats constituent donc des mécanismes possibles. La troisième hypothèse de l'étude est qu'à caractéristiques comparables, les dirigeants de PME formelles déclarent plus souvent une performance élevée que ceux de PME informelles.

2. Méthodologie

Cette étude s'appuie sur une enquête menée en mai et juin 2026 auprès de 240 PME de Bangui, Bimbo et Bégoua. Le critère de taille retenu est un effectif inférieur à 100 salariés. Les entreprises ont été sélectionnées par tirage aléatoire sur une liste établie à partir des informations du ministère des PME. L'échantillon comprend 200 entreprises à Bangui (83,33 %) et 40 à Bimbo et Bégoua réunies (16,67 %). Le statut formel correspond à l'enregistrement de l'entreprise auprès de l'administration compétente. Parmi les PME étudiées, 96 sont informelles, soit 40 % de l'échantillon. Le questionnaire structuré a fait l'objet d'un prétest auprès d'un groupe restreint de PME. Les entretiens ont ensuite été menés en face-à-face avec les dirigeants, sur rendez-vous. Le questionnaire couvre les caractéristiques de l'entreprise, le profil du dirigeant et son appréciation de l'évolution de l'activité. Le nombre d'entreprises sollicitées et le nombre de refus ne sont pas renseignés. Le taux de réponse ne peut donc pas être calculé.

La performance déclarée repose sur trois dimensions. Le dirigeant apprécie l'évolution du chiffre d'affaires, de l'efficacité opérationnelle et du retour sur investissement. Pour chaque dimension, une baisse reçoit un point, une stabilité deux points et une hausse trois points. Les trois dimensions ont le même poids dans le score. Une hausse sur une dimension peut ainsi compenser une baisse sur une autre. Les formulations des questions, reconstituées à partir des variables de l'enquête, figurent en annexe avec leurs modalités de réponse. La somme des trois notes varie de 3 à 9. Le classement résulte de l'arrondi de leur moyenne à l'entier le plus proche. Une somme de 3 ou 4 correspond au niveau faible, une somme de 5 à 7 au niveau intermédiaire et une somme de 8 ou 9 au niveau élevé. Ce classement traduit le sens des évolutions perçues par le dirigeant. Aucune validation du score à partir des comptes des entreprises n'est présentée.

Un modèle logit ordonné permet d'examiner les caractéristiques associées aux trois niveaux de performance déclarée. Il comprend dix coefficients explicatifs et deux seuils. Le niveau d'instruction et l'expérience du dirigeant sont introduits sous forme de variables indicatrices. La formation en gestion et le statut formel sont codés comme des variables binaires. La première indique si le dirigeant a suivi des études en sciences de gestion. L'effectif salarié et l'ancienneté de l'entreprise sont introduits comme variables continues. Le tableau 1 présente les variables, leur mesure et les catégories de référence.

Tableau 1 : Variables et références du modèle

Variable	Mesure
Performance déclarée	Faible, intermédiaire ou élevée
Instruction	Autodidacte (référence), moins que le bac, bac, Bac + 2 à 4, Bac + 5 et plus
Formation	Sciences de gestion ou autre discipline (référence)
Statut	Formel ou informel (référence)
Effectif	Nombre déclaré de personnes, centré et standardisé
Ancienneté	Nombre déclaré d'années, divisé par dix
Expérience du dirigeant	Moins de 5 ans (référence), de 5 à 10 ans, plus de 10 ans

Source : Auteurs, 2026.

Les catégories de taille ne sont pas ajoutées au modèle qui utilise l'effectif continu. La même règle s'applique à l'ancienneté. L'effectif est centré puis divisé par deux écarts-types échantillonnaux. L'ancienneté est divisée par dix. L'équation (1) présente ces transformations. L'effectif moyen est de 9,40 personnes et son écart-type est de 8,83. Une unité standardisée représente donc environ 17,66 personnes. L'année 2026 sert de référence au calcul des années de création.

$$z_i = \frac{N_i - \overline{N}}{2s_N} \; ; \; a_i = \frac{A_i}{10} \quad (1)$$

Dans (1), N désigne l'effectif, sa barre la moyenne et s sa dispersion mesurée par l'écart-type. A désigne l'ancienneté. Dans (2), Y est le niveau de performance déclarée, i identifie l'entreprise et j le seuil de classement. X contient les dix prédicteurs, β leurs coefficients et κ les deux seuils ordonnés. La fonction logistique Λ est définie en (3). Dans (1), z_i désigne l'effectif standardisé de l'entreprise i et a_i son ancienneté exprimée en décennies.

$$Pr(Y_i \leq j \mid X_i) = \Lambda(\kappa_j - X_i'\beta), \; j \in \{1,2\}, \; \kappa_1 < \kappa_2 \quad (2)$$

$$\Lambda(t) = \frac{1}{1 + exp(-t)} \quad (3)$$

Un coefficient positif augmente les cotes d'appartenir à une catégorie supérieure au seuil considéré. Les autres variables restent fixes. Le rapport de cotes est l'exponentielle du coefficient. Les mêmes coefficients s'appliquent aux deux seuils. Cette contrainte définit l'hypothèse des chances proportionnelles. Le modèle ne comporte pas de constante distincte des seuils.

Les données recueillies auprès des 240 PME permettent d'examiner les associations entre la formation en gestion, le statut formel, la taille de l'effectif et le niveau de performance déclarée des entreprises. Le niveau d'instruction des dirigeants est également pris en compte, notamment les catégories Bac + 2 à 4 et Bac + 5 et plus, afin d'apprécier son éventuelle relation avec la performance déclarée des PME.

L'analyse repose sur un modèle logit ordonné estimé par maximum de vraisemblance. Les erreurs standards robustes sont utilisées pour tenir compte d'une éventuelle hétéroscédasticité. Les tests statistiques sont bilatéraux, avec un seuil de significativité de 5 %, et les intervalles de confiance sont établis à 95 %. Dans le tableau 5, les étoiles signalent en outre les niveaux de 10 % et de 1 %. La lecture principale reste fixée au seuil de 5 %. Les estimations des coefficients et les effets marginaux sont réalisés à l'aide du logiciel Stata.

Les effets marginaux moyens expriment les associations sur l'échelle des probabilités. Pour une variable binaire, ils mesurent l'écart moyen entre les deux modalités. Pour une variable continue, ils mesurent une dérivée moyenne. Cette dérivée décrit une pente locale. L'équation (4) présente le calcul pour le niveau élevé et une variable binaire G.

$$EMM_{G,3} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}[p_{i3}(G = 1) - p_{i3}(G = 0)] \quad (4)$$

Dans (4), n désigne le nombre d'entreprises. Pour chacune, la différence entre deux probabilités prédites d'atteindre le niveau élevé est calculée en faisant passer G de 0 à 1 et en maintenant les autres caractéristiques fixes. La notation p_{i3} désigne cette probabilité pour l'entreprise i.
Le diagnostic des chances proportionnelles compare deux logits cumulatifs. Le premier oppose les niveaux intermédiaire et élevé au niveau faible. Le second oppose le niveau élevé aux deux autres. La procédure suest combine les estimations. Elle tient compte de leur covariance sur les mêmes entreprises. Un test de Wald examine l'égalité des dix coefficients explicatifs. Les constantes restent libres.

Pour doubler le poids d'une composante, le calcul ajoute sa note à la somme des trois notes, divise le total par quatre puis arrondit à l'entier le plus proche. Une demi-unité est arrondie vers le haut. Par exemple, une moyenne pondérée de 2,5 donne le niveau 3. Les autres contrôles font varier les deux seuils, isolent chaque dimension, ajoutent le secteur et la localisation, puis retirent les profils un à un. La validation croisée stratifiée utilise cinq plis et vingt partitions sous Stata (graines 1 à 20). Pour chaque pli, la référence est la catégorie majoritaire des observations d'apprentissage. Les corrélations de rang de Spearman sont calculées sur les 240 observations pour les six prédicteurs du modèle principal. Elles respectent l'ordre des catégories de diplôme et d'expérience. Le VIF complète cet examen sur les colonnes effectivement utilisées dans la régression. Pour chaque coefficient, le VIF indique dans quelle proportion la corrélation du prédicteur avec les autres prédicteurs augmente la variance de son estimation dans la régression linéaire auxiliaire.

L'analyse secondaire regroupe les niveaux faible et intermédiaire. Le niveau élevé reçoit le code 1. Le logit binaire conserve les mêmes variables explicatives. Ses erreurs standards sont robustes. Ce modèle examine donc un autre regroupement de la performance déclarée. Les pseudo-R^2 ne se comparent pas directement entre les deux modèles. Leurs variables expliquées sont différentes.

3. Résultats

Le commerce regroupe 118 observations (49,17 %), les services 108 (45,00 %) et l'industrie 14 (5,83 %). Les variables du classeur sont complètes pour les 240 observations. Ce constat ne renseigne pas sur les unités écartées avant la constitution du classeur.
L'échantillon comprend 94 entreprises au niveau faible, 74 au niveau intermédiaire et 72 au niveau élevé. Aucun niveau ne regroupe la majorité des entreprises. Le tableau 2 présente cette répartition et les seuils du score.

Tableau 2 : Répartition de la performance déclarée selon le score composite

Niveau	Somme des appréciations	Nombre	Pourcentage
Faible	3 ou 4	94	39,17
Intermédiaire	5 à 7	74	30,83
Élevé	8 ou 9	72	30,00
Total	3 à 9	240	100,00

Source : Auteurs, 2026.

L'effectif varie de 1 à 40 personnes. Sa médiane est de 6 personnes. Le tableau 3 présente les principales caractéristiques. La catégorie Bac + 5 et plus compte seulement 13 dirigeants. Sa comparaison avec les autodidactes repose donc sur moins d'information que celle des catégories plus nombreuses.

Tableau 3 : Principales caractéristiques des 240 entreprises

Caractéristique	Modalité	Nombre	Pourcentage
Instruction	Autodidacte	30	12,50
	Moins que le bac	83	34,58
	Baccalauréat	46	19,17
	Bac + 2 à 4	68	28,33
	Bac + 5 et plus	13	5,42
Formation	Autre discipline	82	34,17
	Sciences de gestion	158	65,83
Statut	Informel	96	40,00
	Formel	144	60,00
Expérience	Moins de 5 ans	41	17,08
	De 5 à 10 ans	90	37,50
	Plus de 10 ans	109	45,42

Source : Auteurs, 2026.

La formation ne sépare pas exactement les niveaux de performance déclarée. Le groupe formé dans une autre discipline compte 48 niveaux faibles, 22 intermédiaires et 12 élevés. Le groupe formé en gestion compte respectivement 46, 52 et 60 entreprises. Chaque cellule de ce croisement contient donc des observations.
Le modèle du tableau 4 converge avec les 240 observations. Le test global donne un χ^2 de Wald de 50,07 pour dix degrés de liberté. La valeur de p est inférieure à 0,001. Le pseudo-R^2 de McFadden vaut 0,1254. Il compare les log-vraisemblances du modèle estimé et du modèle sans prédicteurs. Il ne mesure pas une proportion de variance expliquée.

Le coefficient de la formation en gestion vaut 1,381. Son rapport de cotes atteint 3,98 par rapport à une formation dans une autre discipline. Le statut formel présente un rapport de cotes de 3,35 par rapport au statut informel. Pour l'effectif standardisé, ce rapport vaut 2,72. Les trois coefficients sont positifs et significatifs au seuil de 5 %.

Les modalités d'instruction ne sont pas conjointement significatives. Leur test donne une valeur de p de 0,2433. Pour l'expérience, la valeur de p du test global atteint 0,1307. La modalité supérieure à dix ans présente pourtant un coefficient négatif individuellement significatif. Sa valeur de p est de 0,046. L'intervalle de confiance à 95 % du rapport de cotes va de 0,23 à 0,99. Sa borne supérieure est donc proche de 1. Cette association négative est fragile. Le test global de l'expérience ne la confirme pas.

L'ancienneté de l'entreprise n'est pas significative, avec une valeur de p de 0,311.

Tableau 4 : Estimation du logit ordonné

Prédicteur	β	ET	RC	IC à 95 % du RC	p
Instruction inférieure au bac	-0,127	0,423	0,88	[0,38 ; 2,02]	0,764
Baccalauréat	0,548	0,447	1,73	[0,72 ; 4,15]	0,220
Bac + 2 à 4	0,312	0,437	1,37	[0,58 ; 3,22]	0,476
Bac + 5 et plus	0,821	0,647	2,27	[0,64 ; 8,08]	0,204
Formation en gestion	1,381	0,288	3,98	[2,26 ; 6,99]	<0,001
Statut formel	1,208	0,272	3,35	[1,97 ; 5,70]	<0,001
Effectif standardisé	1,002	0,304	2,72	[1,50 ; 4,95]	<0,001
Ancienneté par dix ans	0,164	0,162	1,18	[0,86 ; 1,62]	0,311
Expérience de 5 à 10 ans	-0,444	0,379	0,64	[0,31 ; 1,35]	0,241
Expérience de plus de 10 ans	-0,751	0,376	0,47	[0,23 ; 0,99]	0,046
Observations	240				
Log pseudo-vraisemblance	-229,03				
χ^2 de Wald (10 ddl)	50,07 ($p < 0,001$)				
Pseudo-R^2 de McFadden	0,1254				
Seuils estimés	0,939 ; 2,539				
Chances proportionnelles (χ^2)	8,30 (10 ddl ; $p = 0,5992$)				

Source : Auteurs, 2026

Le tableau 1 précise les références. β désigne le coefficient. ET désigne son erreur standard robuste. RC désigne le rapport de cotes. Les intervalles de confiance portent sur les rapports de cotes. Le χ^2 de Wald teste la nullité conjointe des dix coefficients.
Source : Auteurs, 2026.

Les seuils estimés valent 0,939 et 2,539. Le diagnostic compare les dix coefficients entre les deux logits cumulatifs. Il donne un χ^2 de 8,30 pour dix degrés de liberté. La valeur de p est de 0,5992. L'égalité des coefficients n'est pas rejetée au seuil de 5 %. Ce résultat reste compatible avec le logit ordonné. Il ne prouve pas que l'hypothèse est vraie.

Tableau 5 : Effets marginaux moyens par niveau de performance déclarée (points de pourcentage)

Prédicteur	Niveau faible	Niveau intermédiaire	Niveau élevé
Instruction inférieure au bac	2,52	-0,47	-2,05
Baccalauréat	-10,31	0,53	9,78
Bac + 2 à 4	-6,00	0,61	5,40
Bac + 5 et plus	-14,97	-0,12	15,09
Formation en gestion	-28,35***	5,85**	22,49***
Statut formel	-24,53***	4,04**	20,48***
Effectif standardisé	-18,97***	1,65	17,32***
Ancienneté par dix ans	-3,11	0,27	2,84
Expérience de 5 à 10 ans	7,98	0,20	-8,18
Expérience de plus de 10 ans	13,89**	-0,55	-13,34*

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Source : Auteurs, 2026.

Au tableau 5, pour la formation en gestion, l'écart moyen sur la probabilité du niveau élevé atteint 22,49 points de pourcentage. Son intervalle de confiance à 95 % va de 14,46 à 30,53 points. L'écart associé au statut formel atteint 20,48 points. Son intervalle va de 12,13 à 28,84 points. Ces écarts comparent les probabilités prédites pour les mêmes entreprises. Seule la caractéristique étudiée change.

Pour l'effectif, la dérivée moyenne sur le niveau élevé atteint 17,32 points par unité standardisée. Son intervalle va de 7,80 à 26,84 points. Une unité correspond à environ 17,66 personnes. Cette dérivée décrit une pente locale moyenne. Elle ne donne pas directement l'écart produit par une hausse de 17,66 personnes.

Les associations positives avec le niveau élevé s'accompagnent d'une baisse de la probabilité du niveau faible. Pour le niveau intermédiaire, l'écart atteint 5,85 points pour la formation en gestion. Il atteint 4,04 points pour le statut formel. Ces deux effets sont significatifs. Pour l'expérience supérieure à dix ans, l'effet marginal sur le niveau élevé présente une valeur de p de 0,051. Cet effet n'est significatif qu'au seuil de 10 %. Ce test porte sur un écart de probabilités. Il diffère du test du coefficient ordinal.

Le modèle binaire converge sur les 240 entreprises. Son test global donne un χ^2 de 34,08 pour dix degrés de liberté. La valeur de p est de 0,0002. Les trois associations principales restent positives. Le tableau 6 présente tous les coefficients explicatifs, y compris ceux qui ne sont pas significatifs.

Tableau 6 : Estimation du logit binaire

Prédicteur	Rapport de cotes	IC à 95 % du RC	p
Instruction inférieure au bac	1,23	[0,40 ; 3,78]	0,719
Baccalauréat	2,41	[0,78 ; 7,45]	0,128
Bac + 2 à 4	1,54	[0,51 ; 4,66]	0,442
Bac + 5 et plus	2,74	[0,52 ; 14,54]	0,237
Formation en gestion	4,04	[1,84 ; 8,87]	**<0,001**
Statut formel	3,71	[1,80 ; 7,67]	**<0,001**
Effectif standardisé	3,13	[1,69 ; 5,78]	**<0,001**
Ancienneté par dix ans	1,33	[0,93 ; 1,91]	0,115
Expérience de 5 à 10 ans	0,46	[0,19 ; 1,12]	0,087
Expérience de plus de 10 ans	0,35	[0,15 ; 0,83]	0,017
Observations	240		
Log pseudo-vraisemblance	-120,33		
χ^2 de Wald (10 ddl)	34,08 (p = 0,0002)		
Pseudo-R^2 de McFadden	0,1792		

Source : Auteurs, 2026.

Dans le modèle binaire, l'effet marginal de la formation atteint 21,87 points sur la probabilité du niveau élevé. Celui du statut formel atteint 21,34 points. Pour l'effectif standardisé, la dérivée moyenne atteint 18,93 points par unité. Les trois effets sont significatifs au seuil de 5 %. Le coefficient de l'expérience supérieure à dix ans reste négatif. Sa valeur de p est de 0,017. Ce coefficient est significatif au seuil de 5 %. Le modèle binaire conserve donc le sens négatif observé dans le modèle ordinal.

Après ajout du secteur et de la localisation, les rapports de cotes atteignent 3,98 pour la formation en gestion, 3,47 pour le statut formel et 2,97 pour l'effectif standardisé. Le test conjoint des trois coefficients ajoutés donne $\chi^2(3) = 4,23$ et $p = 0,238$. Le VIF maximal du modèle principal est de 2,52 et sa moyenne de 1,66. Sur les quinze paires de prédicteurs, la corrélation de rang la plus élevée en valeur absolue relie l'expérience et l'effectif ($\rho = 0,155$). Elle vaut −0,072 entre diplôme et formation en gestion, −0,060 entre diplôme et expérience, et 0,044 entre formation en gestion et expérience. Les rangs du diplôme et le domaine de formation apportent donc des informations peu redondantes dans ces observations.

Pour l'efficacité opérationnelle, les rapports de cotes atteignent respectivement 3,13, 3,25 et 1,91 pour la formation, le statut et l'effectif. Ils s'élèvent à 1,70, 2,08 et 1,39 pour le retour sur investissement, puis à 3,79, 1,69 et 2,25 pour les ventes. Sur le retour sur investissement, l'association avec la formation est à la limite du seuil de 5 % (IC à 95 % de 1,001 à 2,872). Celle avec l'effectif est imprécise ($p = 0,201$). Lorsque le poids de chaque dimension est doublé à tour de rôle, le rapport de cotes de la formation varie de 2,76 à 3,51. Avec les couples de bornes (4, 7), (5, 8) et (5, 7), il varie de 3,84 à 4,45, contre 3,98 avec les bornes initiales (4, 8). La première borne est le maximum du niveau faible et la seconde le minimum du niveau élevé.

Après retrait de chaque profil à tour de rôle, les rapports de cotes varient de 3,85 à 4,26 pour la formation, de 3,25 à 3,54 pour le statut et de 2,54 à 3,12 pour l'effectif. Pour plus de dix ans d'expérience contre moins de cinq ans, le rapport de cotes reste compris entre 0,427 et 0,508. La valeur de p robuste dépasse 0,05 dans 61 retraits sur 240 sous Stata. Le calcul complémentaire sans correction de taille d'échantillon donne 54 retraits. Le logit ordinal classe correctement 54,58 % des profils utilisés pour son estimation. En validation croisée, la moyenne sur vingt partitions atteint 51,48 %, avec un minimum de 47,08 % et un maximum de 54,58 %. La règle majoritaire atteint 39,17 % dans chaque partition. Le modèle classe donc correctement environ un profil sur deux hors apprentissage.

4. Discussion

Les résultats vont dans le sens des trois hypothèses de l'étude. À autres caractéristiques comparables, les PME dont le dirigeant a étudié la gestion, celles qui sont enregistrées et celles qui emploient davantage de salariés tendent à déclarer un niveau de performance plus élevé. Pour la formation en gestion, le rapport de cotes est de 3,98 aux deux seuils du modèle ordonné. L'écart de probabilité permet d'en apprécier l'ampleur. À caractéristiques comparables, la probabilité prédite de déclarer une performance élevée dépasse en moyenne de 22,49 points de pourcentage celle des PME dont le dirigeant a étudié une autre discipline. Cette association peut tenir en partie aux compétences acquises en gestion, comme le suivi des coûts ou l'évaluation des investissements. L'enquête ne permet toutefois pas d'isoler la contribution propre de ces compétences.

La formation spécialisée peut aider un dirigeant à suivre ses coûts ou à apprécier un investissement. En République centrafricaine, Amin et al. (2026) relient l'instruction aux pratiques de gestion dans les entreprises informelles. Au Togo, Campos et al. (2025) étudient une intervention dont le contenu diffère des études en gestion mesurées ici. Dans notre modèle, le domaine de formation est associé au score, tandis que le test conjoint du niveau d'instruction donne $p = 0,2433$. Les deux tests portent sur des hypothèses différentes. Leur comparaison ne démontre pas que la spécialité compte davantage que le niveau d'études. Ces études éclairent deux étapes différentes. L'adoption d'une pratique de gestion dépend des compétences du

dirigeant, mais sa traduction en bénéfices dépend aussi du contenu de la formation et des moyens de l'entreprise. Dans l'analyse par dimension, le contraste associé à la formation est plus marqué pour les ventes que pour le retour sur investissement. Ces estimations illustrent l'intérêt de distinguer les indicateurs, sans établir un écart statistiquement significatif entre leurs coefficients. La catégorie Bac + 5 et plus regroupe seulement 13 dirigeants. L'intervalle de confiance de son rapport de cotes est large, ce qui limite la précision de la comparaison avec les autodidactes.

L'effectif peut traduire une division du travail plus poussée, mais une entreprise en croissance peut aussi recruter davantage. De même, l'immatriculation peut faciliter la facturation et l'accès à certains clients. Au Malawi, Campos et al. (2023) observent un gain de bénéfice lorsque l'aide à l'enregistrement est accompagnée d'un volet bancaire. Dans notre modèle, le statut administratif seul ne permet pas de déterminer si le crédit ou l'accès à de nouveaux contrats explique l'association estimée.

Pour plus de dix ans d'expérience contre moins de cinq ans, le rapport de cotes du modèle principal vaut 0,472 ($p = 0,046$). Pour les bornes (4, 7), (5, 8) et (5, 7), les valeurs de p robustes avec correction sont respectivement 0,099, 0,098 et 0,176. L'association négative est la plus nette pour l'efficacité (RC = 0,304, $p = 0,002$). Les estimations sur les ventes (RC = 0,718, $p = 0,288$) et le retour sur investissement (RC = 0,708, $p = 0,313$) sont également négatives sur l'échelle du coefficient, mais restent imprécises. Le test conjoint des catégories d'expérience donne $p = 0,131$ dans le modèle principal. Une différence de génération entre dirigeants, une concentration des plus expérimentés dans certaines activités ou la sélection des entreprises qui ont survécu pourraient contribuer au signe négatif. L'âge de l'entreprise ne mesure pas celui du dirigeant. L'ajout du secteur ne retrace pas non plus les sorties d'activité. Ces explications demeurent des hypothèses.

Les modèles ordinal et binaire utilisent les mêmes entreprises. Leurs variables expliquées sont liées par construction. Leur concordance ne constitue donc pas une preuve indépendante de la validité de l'indicateur utilisé pour évaluer les PME enquêtées. Le modèle binaire regroupe deux niveaux que le modèle ordinal distingue. Il étudie uniquement l'appartenance à la catégorie élevée. Le modèle logit ordonné utilisé pour analyser la performance déclarée des PME repose sur l'hypothèse des chances proportionnelles, selon laquelle les effets des variables explicatives restent constants entre les différents seuils de classement de la performance.

Les signes des trois associations principales se maintiennent quand on change les seuils et les poids du score. Leur amplitude dépend toutefois de la dimension retenue. Pour la formation, le rapport de cotes atteint 3,79 sur les ventes et 1,70 sur le retour sur investissement. Ces estimations proviennent de modèles distincts. Leur comparaison descriptive ne constitue pas un test d'égalité des coefficients.

L'ajustement supplémentaire sur le secteur et la localisation modifie peu les trois associations principales. Les données ne décrivent toutefois ni le financement ni les débouchés commerciaux. La formalisation ou le recrutement peuvent aussi suivre une amélioration de l'activité. Une observation à une seule date ne permet pas de déterminer le sens de ces relations.

Conclusion

L'apport empirique tient à la comparaison du score composite avec ses trois dimensions. La relation entre la formation en gestion et le classement varie selon l'indicateur retenu. La conclusion sur l'expérience varie aussi selon les seuils du score. Ces constats délimitent ce que permettent les 240 observations analysées. Sur le plan théorique, une compétence spécialisée peut faciliter le suivi des coûts. Sa mise en pratique dépend des personnes disponibles pour tenir les comptes et des transactions auxquelles l'entreprise accède. Ce cadre relie le capital humain du dirigeant, les ressources organisationnelles et le statut administratif. Le modèle estime leurs associations respectives. Tester leur complémentarité demanderait de mesurer les pratiques effectivement adoptées et les débouchés obtenus.

Sur le plan managérial, les structures d'appui peuvent évaluer séparément l'acquisition de pratiques de gestion et l'évolution des résultats financiers. Pour une formation, elles pourraient suivre la tenue d'un registre des ventes et des charges, puis comparer les marges sur des périodes de même durée. Pour un appui à la formalisation, elles pourraient suivre les contrats obtenus après l'enregistrement. Un groupe de comparaison aiderait à distinguer l'évolution liée au programme de celle du marché. Des mesures vérifiables des ventes et des marges permettraient d'évaluer la validité du classement déclaratif. Une description du tirage et de la couverture des unités informelles préciserait à quelles entreprises les résultats pourraient être étendus.

BIBLIOGRAPHIE

Amin, M., Islam, A. M., & Padhi, D. (2026). *Do informal businesses with more-educated owners adopt better business practices? Evidence from the Central African Republic* (Policy Research Working Paper No. 11280). World Bank. http://hdl.handle.net/10986/44144

Banque mondiale. (2023). *Informal Sector Enterprise Surveys. Central African Republic 2023: Profile of cities* (Enterprise Analysis Unit, World Bank Group). https://www.enterprisesurveys.org/content/dam/enterprisesurveys/documents/informal-enterprise-survey/Central%20African%20Republic%202023_Informal%20Sector%20Enterprise%20Surveys_Profile%20of%20Cities_English.pdf

Barney, J. B. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management, 17*(1), 99-120. https://doi.org/10.1177/014920639101700108

Bates, T. (1990). Entrepreneur human capital inputs and small business longevity. *The Review of Economics and Statistics, 72*(4), 551-559. https://doi.org/10.2307/2109594

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2005). Financial and legal constraints to growth: Does firm size matter? *The Journal of Finance, 60*(1), 137-177. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00727.x

Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/books-and-chapters/human-capital-theoretical-and-empirical-analysis-special-reference-education-first-edition

Campos, F., Frese, M., Iacovone, L., Johnson, H. C., McKenzie, D., & Mensmann, M. (2025). *Long-term and lasting impacts of personal initiative training on entrepreneurial success* (IZA Discussion Paper No. 17672). IZA. https://www.iza.org/publications/dp/17672

Campos, F., Goldstein, M., & McKenzie, D. (2023). How should the government bring small firms into the formal system? Experimental evidence from Malawi. *Journal of Development Economics, 161*, 103045. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2022.103045

Colombo, M. G., & Grilli, L. (2005). Founders' human capital and the growth of new technology-based firms: A competence-based view. *Research Policy, 34*(6), 795-816. https://doi.org/10.1016/j.respol.2005.03.010

Jovanovic, B. (1982). Selection and the evolution of industry. *Econometrica, 50*(3), 649-670. https://doi.org/10.2307/1912606

Kaplan, R. S., & Norton, D. P. (1992). The balanced scorecard: Measures that drive performance. *Harvard Business Review, 70*(1), 71-79.

Murphy, G. B., Trailer, J. W., & Hill, R. C. (1996). Measuring performance in entrepreneurship research. *Journal of Business Research, 36*(1), 15-23. https://doi.org/10.1016/0148-2963(95)00159-X

Penrose, E. T. (1959). *The theory of the growth of the firm*. Basil Blackwell.

StataCorp. (s. d.). *suest — Seemingly unrelated estimation*. Stata Base Reference Manual. https://www.stata.com/manuals/rsuest.pdf