Pratiques de RSE et performance financière : une étude empirique des entreprises algériennes

CSR Practices and Financial Performance: An Empirical Study of Algerian Firms

BOUDEMAGH Mohamed lamine*, Laboratoire (LAREMO), Université Mouloud Mammeri, Tizi-Ouzou (Algérie), mohamedlamine.boudemagh@ummto.dz
AIT TALEB Abdelhamid, Université Mouloud Mammeri, Tizi-Ouzou (Algérie), abdelhamid.ait-taleb@ummto.dz

Reçu le: 07/07/2026 *Accepté le: 07/09/2026* *Publié le: 30/09/2026*

Résumé :

Notre article examine l'impact de l'adoption de la RSE sur la performance financière des entreprises algériennes. Afin de mesurer cet effet, nous avons utilisé une régression logistique. À cette fin, un questionnaire a été distribué à 150 entreprises réparties sur 20 Wilayas. Pour ce faire, nous avons élaboré un score RSE réalisé à partir de 15 items couvrant la dimension sociale, environnementale et de gouvernance, comme variable indépendante avec 4 variables contrôles qui sont : la taille, le secteur, l'âge et le chiffre d'affaires de l'entreprise. La variable dépendante représente la performance financière élevée. Les résultats obtenus révèlent un effet positif et significatif de l'adoption de la RSE sur la performance financière de ces entreprises.

Mots-clés : RSE, Performances financières, Modèle Logit, Entreprises, Algérie.

Jel Classification Codes : M14, G32, C25

Abstract:

This article examines the impact of CSR adoption on the financial performance of 150 Algerian firms across 20 wilayas, using a logistic regression. A CSR score, built from 15 items covering the social,

* ***Auteur correspondant***

environmental, and governance dimensions, serves as the independent variable, alongside control variables: firm size, sector, age, and revenue. The results reveal a positive and significant effect of CSR on financial performance, confirming our main hypothesis.

Keywords: CSR, financial performance, Logit model, firms, Algeria.
Jel Classification Codes : **M14, G32, C25**

1. Introduction

La question de la relation entre l'adoption de la responsabilité sociale des entreprises et la performance financière occupe une place importante dans la littérature en économie d'entreprise et en management stratégique depuis plusieurs décennies. Depuis les travaux de Bowen (1953) et de Carroll (1979), qui ont permis de conceptualiser le phénomène de la responsabilité de l'entreprise vis-à-vis de la société de ma manière multidimensionnelle, les chercheurs du domaine n'ont cessé d'interroger empiriquement la nature de ce lien. Avec les résultats obtenus dans la plupart des travaux sont souvent contradictoires selon le contextes institutionnel, culturel et sectoriel considéré.

Dans le contexte des économies développées, beaucoup de chercheurs se sont intéressé à la relation positive entre l'engagement socialement responsable et la performance financière des firmes. L'analyse de référence de Orlitzky et al.(2003), portant sur 52 études et plus de 33000 firmes, a conclu qu'il y a une forte corrélation positive entre la performance sociale et financière. De même, Waddock & Graves (1997) ont mis en évidence un effet bidirectionnel : les entreprises financièrement performantes ont davantage de ressources pour investir dans la RSE et ces investissements génèrent à leur tour une amélioration des résultats financiers. Sur le plan théorique, la théorie des parties prenantes de Freeman (1984) offre le cadre explicatif le plus mobilisé : en satisfaisant les attentes de l'ensemble des parties prenantes (salariés, fournisseurs, clients, collectivités locales et environnement), l'entreprise renforce sa légitimité, réduit ses risques et accroît sa valeur à long terme (McWilliams & Siegel, 2001; Porter &

Kramer, 2006). Cependant, le cas des économies en développement, plus particulièrement celles du monde arabe et africain, reste insuffisamment abordé. Or, les dynamiques institutionnelles, réglementaires et culturelles, qui y prévalent seraient susceptibles de modifier substantiellement la nature et l'intensité du lien entre la RSE et les performances.

L'Algérie constitue à cet égard un terrain d'investigation particulièrement intéressant caractérisé par : une économie de transition, un tissu entrepreneurial dominé par les petites et moyennes entreprises et un cadre réglementaire en matière de RSE en voie de structuration. Elle présente des caractéristiques propres qui méritent une analyse rigoureuse. Ainsi dans cette perspective la question qui guide notre problématique est formulé comme suit : dans quelle mesure l'adoption de la RSE impacte-elle la performance financière des entreprises algériennes ?

Pour mieux cerner notre problématique, deux hypothèses sont proposées :

H1 : L'adoption de la RSE exerce un effet positif sur la performance financière des entreprises.

H2 : Les caractéristiques structurelles de l'entreprise qui sont : la taille, l'ancienneté, le secteur d'activité et le chiffre d'affaires, influencent significativement la performance financière des entreprises algériennes.

Pour répondre à la problématique posée et vérifier les hypothèses émises, une approche empirique est adoptée. A cet effet une enquête de terrain pour collecter les données nécessaires est réalisée sur 150 entreprises de différentes tailles, secteurs et régions de l'Algérie.

2. Cadre Théorique

A travers ce travail, il est question de contribuer à la littérature existante dans ce domaine. D'une part, il prolonge un champ de recherche encore marqué par des résultats hétérogènes comme il a été déjà mentionné précédemment à travers l'analyse de référence de Orlitzky et al. (2003), dans laquelle ils concluent à un résultat selon lequel la relation entre la performance sociale et performance financière est globalement positive. D'autres travaux, à l'image de celui de Margolis et Walsh (2003), soulignent au contraire la fragilité méthodologique de nombreuses études sur ce lien et appellent à une prudence interprétative accrue, notamment lorsque les

échantillons mobilisés diffèrent fortement par leur taille, leur secteur d'appartenance ou leur contexte institutionnel. D'autre part, la plupart des travaux antérieurs, ayant établi ce lien, ont été réalisé sur des cas d'économies développées, au sein de grandes entreprises cotées et disposant de ressources dédiées à la RSE ainsi que de dispositifs de reporting extra-financier structurés. Or, le tissu entrepreneurial algérien, dominé par les petites et moyennes entreprises, se caractérise par des pratiques de RSE souvent informelles et non institutionnalisées comme l'a conclu Jenkins (2009) dans le cas des économies européennes. Ceci nous invite à s'interroger sur la validité des résultats obtenus dans des contextes structurellement différents.

Si la théorie des parties prenantes de Freeman (1984) éclaire la dimension relationnelle de la RSE, elle rend imparfaitement compte des mécanismes d'adoption de ces pratiques dans un contexte institutionnel, comme celui de l'Algérie où la contrainte réglementaire formelle demeure encore peu structurée. La théorie néo-institutionnelle apporte à cet égard un éclairage complémentaire décisif : elle postule que les organisations évoluant au sein d'un même champ organisationnel tendent à converger vers des pratiques similaires sous l'effet de trois formes d'isomorphisme, coercitif, mimétique et normatif, indépendamment de leur efficacité productive intrinsèque (DiMaggio & Powell, 1983).

Dans le contexte algérien, l'isomorphisme mimétique paraît particulièrement opérant : en l'absence de cadre réglementaire contraignant en matière de RSE, les entreprises tendent à imiter les pratiques des filiales de groupes internationaux ou des grandes entreprises publiques, à l'image des deux entreprises Sonatrach et Cevital, perçues comme des modèles de référence. L'isomorphisme normatif se manifeste quant à lui à travers la diffusion de standards professionnels portés par les organisations patronales et les cabinets de conseil.

Cette dynamique d'adoption trouve un prolongement dans la théorie de la légitimité, selon laquelle l'entreprise adopte des pratiques socialement responsables non seulement pour répondre aux attentes de parties prenantes identifiées, mais plus largement pour préserver un contrat social implicite

avec son environnement sociétal et s'assurer une légitimité opérationnelle durable (Deegan, 2002; Suchman, 1995). Dans un tissu entrepreneurial algérien dominé par les PME et par des pratiques de RSE encore largement informelles, la recherche de légitimité locale, vis-à-vis des collectivités, des salariés et des partenaires commerciaux, constitue vraisemblablement un déterminant au moins aussi important que la recherche d'un avantage compétitif au sens de Porter et Kramer (2006). C'est la combinaison de ces trois cadres théoriques, théorie des parties prenantes, théorie néo-institutionnelle et théorie de la légitimité, qui fonde le choix des variables mobilisées dans notre partie empirique.

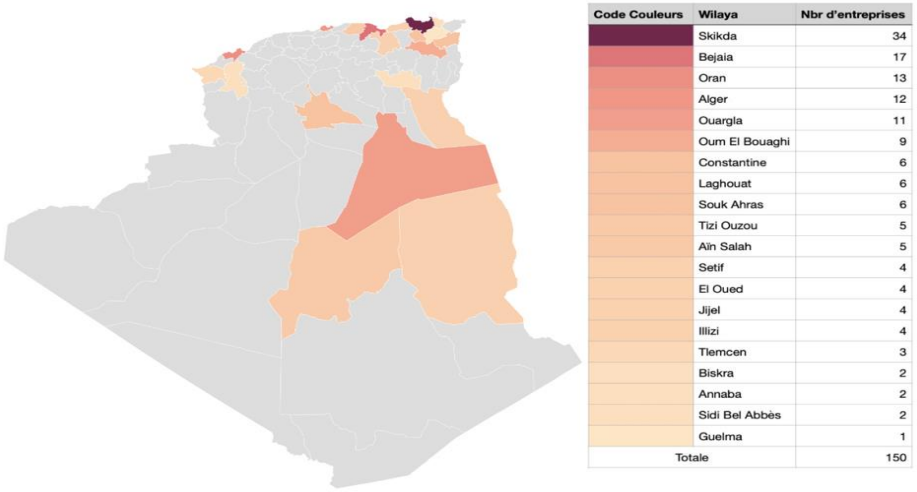
3. Méthodologie et spécification du modèle économétrique

L'approche économétrique adopté dans ce travail est basée sur l'élaboration d'un modèle Logit binomial. Le choix de ce type de modèle plutôt qu'un linéaire est justifié par la nature qualitative de notre variable dépendante. Ce choix a une double exigence : conceptuelle et économétrique. Sur le plan conceptuel, la performance financière est appréhendée ici non comme un continuum linéaire, mais comme un changement de régime. Il s'agit de distinguer les entreprises ayant franchi un seuil de performance perçu comme élevé de celles ne l'ayant pas franchi, ce qui correspond davantage à une logique de seuil (threshold effect) qu'à une logique de gradation fine. Cette approche par seuil est cohérente avec l'usage que font les décideurs économiques eux-mêmes de la performance, généralement pensée en termes de succès ou d'échec relatif plutôt qu'en variations marginales. Sur le plan économétrique, une estimation par les moindres carrés ordinaires sur une variable dépendante par nature discrète produirait des probabilités prédites non bornées, potentiellement inférieures à 0 ou supérieures à 1, ainsi qu'une hétéroscédasticité structurelle des résidus (Wooldridge, 2001). Le modèle logit binaire permet, à l'inverse, de garantir des probabilités prédites comprises dans l'intervalle [0,1] et repose sur une fonction de vraisemblance adaptée à la nature qualitative de la variable expliquée (Greene, 2012).

3.1. Données utilisées

Pour estimer le modèle proposé, un échantillon de 150 entreprises algériennes activant dans des secteurs et tailles variés sont interrogées par le biais d'un questionnaire dans l'objectif de collecter des données relatives aux variables incluses dans notre modèle directement sur le terrain. Il y a lieu de mentionner ici que nous avons ciblé au départ 200 entreprises des quatre coins du territoire national (Est, Ouest, Sud et Centre) et réparties sur 20 wilayas (Cf. Figure N° 1 suivante).

Figure N° 1. Répartition des entreprises selon la wilaya de localisation



Code Couleurs	Wilaya	Nbr d'entreprises
	Skikda	34
	Bejaia	17
	Oran	13
	Alger	12
	Ouargla	11
	Oum El Bouaghi	9
	Constantine	6
	Laghouat	6
	Souk Ahras	6
	Tizi Ouzou	5
	Ain Salah	5
	Setif	4
	El Oued	4
	Jijel	4
	Illizi	4
	Tlemcen	3
	Biskra	2
	Annaba	2
	Sidi Bel Abbès	2
	Guelma	1
Totale		150

Source : réalisée par nous-mêmes en utilisant l'outil Datawrapper

Les entreprises sondées sont de type PME et grandes entreprises avec des statuts juridiques différents (Cf. Tableau N° 1 suivant). Les personnes ayant répondu aux questions du questionnaire occupent des fonctions de responsabilité au sein des entreprises concernées. La hiérarchie des fonctions des personnes interrogées est diversifiée et inclut des propriétaires d'entreprise, des PDG, des responsables des œuvres sociales et d'autres postes, ce qui vise à garantir l'obtention de réponses pertinentes et une représentation adéquate des entreprises.

Tableau N° 1. Principales formes juridiques des entreprises étudiées

Forme Juridique	Base Légale (Code de Commerce)	Particularité en Algérie	Exemple d'entreprise
Entreprise Individuelle (EI)	Art. 2 et suivants	Le patrimoine de l'entrepreneur et celui de l'entreprise ne font qu'un.	**Double Deux** (Kiosque multi-services).

EURL	Art. 564 et suivants	C'est une SARL avec un seul associé. Idéal pour garder le contrôle total.	**EURL Makina Beta** (souvent utilisé par les consultants).
SARL	Art. 564 à 591	Entre 2 et 50 associés. Le capital social minimum est désormais fixé librement dans les statuts.	**SARL Laiterie Soummam** (une des plus célèbres).
SNC	Art. 551 à 563	Tous les associés sont commerçants et responsables indéfiniment des dettes. Très familial.	**Des Bureaux d'architectes, des laboratoires (**La plus parts).
SPA	Art. 592 et suivants	Minimum 7 actionnaires. Capital social minimum : 1 000 000 DA (ou 5 000 000 DA si appel public à l'épargne).	**Sonatrach**, **Cevital**, ou les banques comme la **BNA**.
SAS (Ou SPAS)	Loi n° 22-09 du 5 mai 2022	Cette dernière, introduite spécialement pour les **Startups**. Grande flexibilité contractuelle.	**Yassir** (souvent cité comme modèle, bien que la structure puisse être complexe).

Sources : réalisé par nous-mêmes

3.2. Présentation des variables et leur codification

Le choix des variables de contrôle structurelles repose sur les cadres théoriques mobilisés ci-dessus. La taille de l'entreprise est associée dans la littérature à une double logique de visibilité et de disponibilité des ressources : les grandes entreprises, plus exposées au regard des parties prenantes, subissent une pression institutionnelle accrue à adopter des pratiques responsables, tout en disposant des ressources humaines et financières nécessaires à leur mise en œuvre (Udayasankar, 2008; Waddock & Graves, 1997). Quant à l'âge de l'entreprise, intégrée ici comme proxy de son degré d'institutionnalisation. Selon Meyer et Rowan (1977), les plus anciennes entreprises ont eu davantage de temps pour intérioriser les normes et pratiques légitimes de leur champ organisationnel, ce qui peut se traduire par une adoption plus aboutie de pratiques RSE ou, à l'inverse, par une plus grande inertie organisationnelle. Le secteur d'activité constitue une variable de contrôle centrale au regard de la théorie néo-institutionnelle elle-même, puisque les pressions coercitives, mimétiques et normatives s'exercent différemment, selon les champs organisationnels : les secteurs extractifs, par exemple, sont soumis à une réglementation environnementale

spécifique et à une exposition médiatique plus forte que les services immatériels. Enfin, le chiffre d'affaires est introduit comme indicateur de ressources disponibles « slack resources », conformément à l'hypothèse de Waddock et Graves (1997) selon laquelle la disponibilité de ressources financières conditionne la capacité de l'entreprise à investir simultanément dans la RSE et dans sa performance.

Notre questionnaire comporte 18 questions. Sa conception a été initialement réalisée dans le cadre d'une autre recherche dont l'objectif était de collecter un ensemble de données plus conséquent. Cependant, dans le contexte de ce présent travail, seules les données nécessaires ont été retenues. Ainsi, les questions qui ont été retenues et codifiées sont présentées dans le Tableau N° 2 ci-après.

Tableau N° 2. Codification des variables dans le model

Variable	Question associeé	Réponses
id	Identifiant du répondant	Numéro unique pour chaque entreprise (1,2,3…)
taille	Q10 : Nombre de salariés	Le nombre exact de salariés
secteur	Q8 : Secteur d'activité	Codé 1= Commerce, 2 = Services, 3=Industries manufacturières, 4 = BTPH, 5 = Tourisme, 6 =Transport, 7 = Santé, 8=Fonction libérale, 9=Artisanat, 10=Hydrocarbures/Énergie/Mines
age_entreprise	Q6 : Année de création	Calculé : 2025 - année de création de l'entreprise
CA_cat	Q11 : Chiffre d'affaires	1=<40M DA, 2=40M–400M DA, 3=400M–4Md DA, 4=>4Md DA
Q12_1	Politique formelle de responsabilité sociale	1=Pas du tout, 2=Faiblement, 3=Moyennement, 4=Fortement, 5=Très fortement
Q12_2	Code éthique ou charte de conduite	Likert 1 à 5
Q12_3	Politique de santé et sécurité au travail	Likert 1 à 5
Q12_4	Politique de formation continue	Likert 1 à 5
Q12_5	Actions en faveur de la communauté locale	Likert 1 à 5
Q12_6	Politique de réduction des déchets	Likert 1 à 5
Q12_7	Gestion responsable de l'eau et de l'énergie	Likert 1 à 5
Q12_8	Tri et recyclage	Likert 1 à 5

Q12_9	Réduction des émissions polluantes	Likert 1 à 5
Q12_10	Investissements écologiques	Likert 1 à 5
Q12_11	Transparence financière	Likert 1 à 5
Q12_12	Lutte contre la corruption	Likert 1 à 5
Q12_13	Respect des délais fournisseurs	Likert 1 à 5
Q12_14	Relations équitables avec les partenaires	Likert 1 à 5
Q12_15	Publication d'informations extra-financières	Likert 1 à 5
croissance_CA	Q16 : Croissance du chiffre d'affaires	1=Négatif, 2=Aucun effet, 3=Faible, 4=Élevé, 5=Très élevé
rentabilite	Q16 : Rentabilité	1=Négatif, 2=Aucun effet, 3=Faible, 4=Élevé, 5=Très élevé

Source : réalisé par nous-mêmes

Les quinze items relatifs à la RSE couvrent trois dimensions analytiquement distinctes : la dimension sociale (Q12_1 à Q12_5 : la politique formelle de RSE, code éthique, la santé et la sécurité au travail, la formation continue et les actions communautaires). La dimension environnementale (Q12_6 à Q12_10 : la gestion des déchets, l'eau et l'énergie, le tri-recyclage, les émissions polluantes, les investissements écologiques). Quant à la dimension de gouvernance (Q12_11 à Q12_15 : la transparence financière, la lutte contre la corruption, le respect des délais fournisseurs, les relations partenaires, la publication d'informations extra-financières). Cette décomposition est faite selon le cadre conceptuel tridimensionnel proposé par Carroll (1979) et ultérieurement opérationnalisé dans la littérature empirique grâce au travail réalisé par Orlitzky et al. (2003).

3.3. Élaboration du score RSE et codification de la variable dépendante

Un score RSE composite a été calculé pour chaque entreprise, en utilisant la moyenne arithmétique des codes correspondant aux réponses relatives aux quinze items retenus :

$$RSE_score_i = \frac{1}{15}\sum_{j=1}^{15} Q12_j_i$$

Pour synthétiser les dimensions multiples de la RSE, nous avons emprunté l'approche par score composite utilisé par Luo et Bhattacharya (2006) et Margolis et Walsh (2003).

La variable dépendante qui représente la performance financière est codifié par un system binaire comme suit :

$$perf_fin_i = \begin{cases} 1 & \text{si } croissance_CA_i \geq 4 \text{ ou } rentabilite_i \geq 4 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Cette règle de codification binaire (0 ; 1) est conçue à partir des échelles de Likert de 1 à 5. Ainsi, les échelles 4 et 5 correspondent respectivement à la performance élevée et très élevée. Pour ces deux niveaux de performances qui correspondent à une performance financière objectivement au-dessus de la médiane codifiée par 1. L'utilisation d'un opérateur logique « ou » plutôt que « et » permet de capter toute situation de bonne performance, qu'elle se manifeste prioritairement par la croissance du chiffre d'affaires ou par la rentabilité ou bien par les deux à la fois. Quant aux échelles de 1 à 3 qui correspondent à une performance financière objectivement au-dessous de la médiane la codification correspond à 0.

3.4. Regroupement des secteurs d'activité

Afin de garantir un effectif suffisant dans chaque catégorie et d'améliorer la performance des estimations économétriques, nous avons regroupés les dix secteurs initiaux en cinq grands groupes sectoriels. Ce regroupement répond à une double logique. D'abord sur le plan statistique, une nomenclature à dix modalités sur un échantillon de 150 observations génère un risque élevé de séparation quasi-complète dans l'espace des équations de régressions, entraînant une divergence des algorithmes d'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance et des écarts-types des erreurs artificiellement augmentés (Greene, 2012; Hosmer & Lemeshow, 2000).

Ce problème a été d'ailleurs observée empiriquement lors de notre première estimation : le secteur 5 (Tourisme) présentait un odd-ratio de 47 006 assorti d'un écart-type de 1 455, soit un symptôme classique de séparation parfaite dû à l'absence quasi-totale de valeurs nulles de la variable dépendante dans ce secteur. Ainsi le regroupement permet de

corriger ce problème en augmentant la taille effective de chaque groupe de secteur.

Ensuite sur le plan économique, ce regroupement est justifié par la proximité des logiques productives, des contraintes réglementaires en matière de RSE et des structures de coût propres à chaque groupe. Les secteurs extractifs (hydrocarbures, énergie, mines) partagent une réglementation environnementale stricte, une intensité capitalistique élevée et une exposition aux risques environnementaux et sociaux spécifiques, ce qui justifie leur regroupement dans la catégorie EXT. Les activités du bâtiment et travaux publics (BTP) sont caractérisées par une main-d'œuvre intensive, des risques d'accidents du travail élevés et une forte dépendance aux marchés publics. Les industries manufacturières et l'artisanat (MAN) partagent une logique de transformation physique de la matière et des défis environnementaux similaires. Les services marchands, le tourisme, la santé et les professions libérales (SER) ont en commun leur immatérialité, leur dépendance au capital humain et leur sensibilité à la réputation. Enfin, le commerce et le transport (COM) se distinguent par leur rôle d'intermédiation et de logistique dans les chaînes de valeur. Selon Jenkins (2009), ce type de regroupement sectoriel est une pratique courante dans la littérature empirique qui traite de la relation entre la RSE et la performance financière.

Tableau N° 3. Répartition des entreprises par groupe sectoriel

Groupe sectoriel	Libellé	Secteurs initiaux	Effectif
BTP	Bâtiment et travaux publics	BTPH	15
COM	Commerce, transport et logistique	Commerce, Transport	23
EXT	Industries lourdes et extractives	Hydrocarbures, énergie, mines	49
MAN	Industrie manufacturière et agroalimentaire	Ind. manufacturières, artisanat	34
SER	Services immatériels et financiers	Services, tourisme, santé, professions libérales	29
Total			**150**

Source : réalisé par nous-mêmes.

3.5. Estimation et évaluation du modèle

Le modèle logistique binaire est approprié lorsque la variable dépendante est dichotomique, et constitue le modèle de référence en économétrie des variables qualitatives (Greene, 2012; Wooldridge, 2001). Il s'agit d'estimer la probabilité que l'événement de performance élevée se réalise, conditionnellement aux variables explicatives :

$$P\left(perf_{fin_i} = 1 \mid X_i\right) = \Lambda(X_i\beta) = \frac{e^{X_i\beta}}{1 + e^{X_i\beta}}$$

où $\Lambda\left(X_{i,}\beta\right)$ désigne la fonction de répartition logistique. Le matrice X comprend le score RSE, la taille (nombre de salariés), l'âge de l'entreprise (en années), les indicateurs de groupes sectoriels (avec BTP comme modalité de référence) et les indicateurs de catégorie de chiffre d'affaires (avec CA_cat1 comme modalité de référence). Le choix du secteur BTP comme catégorie de référence se justifie par le fait qu'il constitue une activité relativement homogène et stable en termes de structure de coûts et d'exposition réglementaire, ce qui en fait une base de comparaison neutre par rapport aux autres groupes sectoriels, dont certains présentent des spécificités marquées, comme l'intensité capitalistique et la réglementation environnementale stricte du secteur extractif ou la forte immatérialité du secteur des services. De la même manière, la première catégorie de chiffre d'affaires (moins de 40 millions de dinars algériens) a été retenue comme modalité de référence dans la mesure où elle regroupe la tranche d'entreprises la plus représentée dans notre échantillon, correspondant au profil dominant des petites et moyennes entreprises algériennes, ce qui permet d'interpréter les coefficients des autres catégories comme des écarts par rapport à la situation la plus courante du tissu entrepreneurial étudié. L'estimation est réalisée par la méthode du maximum de vraisemblance, implémentée via la fonction glm() du logiciel R (version 4.6.0), avec le lien « logit » dans la famille binomiale. L'adéquation globale du modèle est évaluée par le pseudo-R^2 de McFadden (Hosmer & Lemeshow, 2000), le critère d'information d'Akaike (AIC) et la réduction de la déviance résiduelle par rapport à la déviance nulle.

Afin d'écarter tout risque de multi-colinéarité entre les variables indépendantes, les facteurs d'inflation de la variance généralisés (GVIF) ont

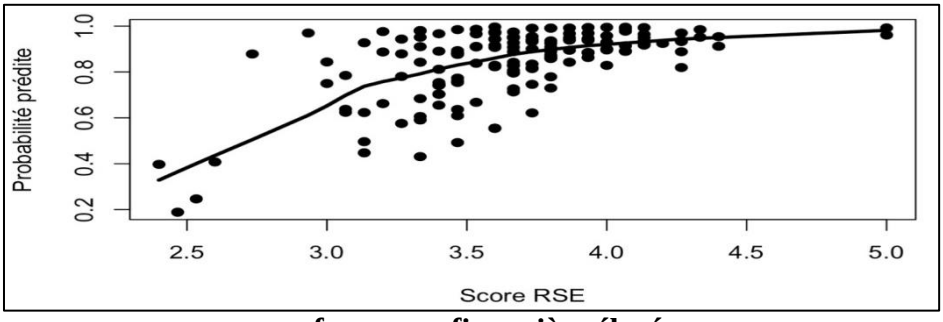
été calculés (Fox & Monette, 1992). Les valeurs obtenues, exprimées sous la forme GVIF^(1/2·df) pour tenir compte des degrés de liberté associés aux variables catégorielles, sont comprises entre 1,019 (taille) et 1,062 (âge de l'entreprise), très en deçà du seuil critique usuel de 2. Ce résultat écarte tout problème significatif de colinéarité entre le score RSE, la taille, l'âge, les groupes sectoriels et la catégorie de chiffre d'affaires, et confirme que chaque coefficient peut être interprété indépendamment des autres régresseurs du modèle.

4. Résultats de l'estimation du modèle

4.1. Quelques indicateurs relatifs à la Statistique descriptive

Le score RSE moyen de l'échantillon est de 3,650 (médiane = 3,667 ; min = 2,400 ; max = 5,000), ce qui traduit un engagement RSE globalement modéré à modérément élevé au sein des entreprises interrogées. Sur les 150 entreprises, 126 (84,0 %) présentent une performance financière élevée (perf_fin = 1) et 24 (16,0 %) une performance financière faible (perf_fin = 0). Cette asymétrie dans la distribution de la variable dépendante est caractéristique des échantillons d'enquête en contexte d'entreprises algériennes, où les entreprises les moins performantes sont structurellement sous-représentées dans les bases de données primaires, notamment parce qu'elles répondent moins fréquemment aux questionnaires de recherche (biais de non-réponse sélective). Ce point mérite d'être mentionné dans les limites de l'étude.

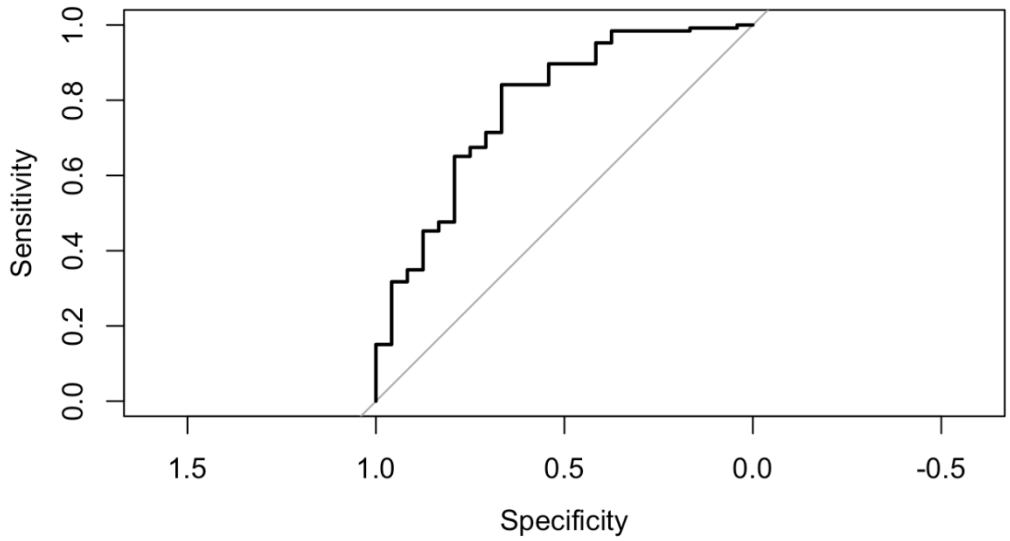
Figure N° 2. Relation entre le score RSE et la probabilité prédite d'une performance financière élevée.



Source : Réalisé par nous-mêmes à partir du logiciel Rstudio

Au-delà de l'ajustement global mesuré par le pseudo-R^2 de McFadden, le pouvoir discriminant du modèle a été évalué par l'aire sous la courbe ROC (AUC), mesure particulièrement pertinente compte tenu du déséquilibre observé entre les deux modalités de la variable dépendante (84,0 % contre 16,0 %). L'AUC obtenue est de 0,785, ce qui indique une capacité acceptable à bonne du modèle à distinguer les entreprises à performance financière élevée de celles à performance financière faible, selon les repères usuels établis par (Hosmer & Lemeshow, 2000), qui considèrent qu'une AUC comprise entre 0,70 et 0,80 traduit une discrimination acceptable et qu'au-delà de 0,80 la discrimination devient excellente. Le modèle se situe donc à la frontière haute de la zone acceptable, ce qui conforte sa capacité prédictive globale.

Figure N° 3. Courbe ROC du modèle logit (AUC = 0,785)



Source : Réalisé par nous-mêmes à partir du logiciel Rstudio

4.2. Résultats de l'estimation du modèle logit

Tableau N° 4. Résultats de l'estimation du modèle logit binaire

Variable	Coefficient (β)	Erreur-type	z	p-value	Odds Ratio
Constante	−4,982	2,664	−1,871	0,061	0,007
RSE_score	**1,851**	0,660	**2,806**	**0,005**	**6,367**
taille	0,000055	0,000052	1,052	0,293	1,000
age_entreprise	0,001044	0,013208	0,079	0,937	1,001
secteur_grpCOM	−0,715	1,269	−0,563	0,573	0,489

secteur_grpEXT	−0,859	1,162	−0,739	0,460	0,424
secteur_grpMAN	0,121	1,273	0,095	0,924	1,128
secteur_grpSER	−1,470	1,167	−1,259	0,208	0,230
CA_cat2	0,396	0,690	0,574	0,566	1,486
CA_cat3	**2,582**	1,160	**2,227**	**0,026**	**13,226**
CA_cat4	0,563	0,707	0,796	0,426	1,756
Observations	150				
Log-vraisemblance	−53,710				
Déviance nulle	131,90				
Déviance résiduelle	107,42				
AIC	129,42				
Pseudo-R^2 McFadden	0,186				

Note : Les coefficients en gras indiquent une significativité statistique au seuil de 5 %. Modalité de référence : secteur BTP ; CA_cat1. Estimation par maximum de vraisemblance, logiciel R.

Source : réalisé par nous-mêmes à partir des données de l'enquête.

Compte tenu du déséquilibre de la variable dépendante et de l'épisode de séparation quasi-complète observé avant regroupement sectoriel, un modèle de robustesse a été estimé par la méthode de vraisemblance pénalisée de (Firth, 1993), spécifiquement conçue pour corriger le biais des estimateurs du maximum de vraisemblance en présence d'échantillons de taille modérée et d'événements déséquilibrés (King & Zeng, 2001). Les résultats de ce modèle alternatif confirment le degré de l'impact de la RSE sur la performance financière : le coefficient associé au score RSE demeure positif et statistiquement significatif ($\beta = 1{,}648$; IC 95 % [0,515 ; 2,953] ; $p = 0{,}004$), bien que son ampleur soit légèrement atténuée par rapport à l'estimation par maximum de vraisemblance classique ($\beta = 1{,}851$), ce qui est cohérent avec l'effet correcteur attendu de la pénalisation de Firth sur les coefficients de grande magnitude. De même, la catégorie de chiffre d'affaires CA_cat3 conserve un effet positif et significatif ($\beta = 2{,}109$; $p = 0{,}014$). L'ensemble des autres variables de contrôle demeure non significatif, à l'image du modèle initial. Le test du rapport de vraisemblance global confirme la significativité conjointe du modèle ($\chi^2 = 20{,}92$; ddl =10 ; $p = 0{,}022$), ce qui confirme l'hypothèse H1 indépendamment de la méthode d'estimation retenue.

Un autre modèle a été estimé afin de répondre à la limite inhérente à la binarisation de la performance financière, susceptible d'entraîner une perte

d'information par rapport à l'échelle ordinale d'origine. Un modèle logit ordinal à Odds proportionnels a été estimé, sur une variable dépendante synthétique à cinq modalités, construite comme le maximum entre la croissance du chiffre d'affaires et la rentabilité déclarées par les entreprises interrogées. Les résultats (Cf. Annexe N° 3) de cette spécification alternative confirment la significativité statistique de l'impact de la RSE sur la performance financière : le coefficient associé au score RSE demeure positif et hautement significatif (β = 1,136 ; erreur-type = 0,099 ; t = 11,476 ; p < 0,001), correspondant à un rapport de cotes cumulées de 3,114. Autrement dit, une augmentation d'une unité du score RSE multiplie par environ 3,1 les chances pour une entreprise de se situer dans une catégorie de performance financière supérieure, toutes choses égales par ailleurs. De même, la catégorie de chiffre d'affaires CA_cat3 conserve un effet positif et statistiquement significatif (β = 0,706 ; p = 0,011 ; OR = 2,026). L'ensemble des autres variables de contrôle, taille, ancienneté et groupes sectoriels, demeure non significatif, en cohérence parfaite avec les résultats obtenus par maximum de vraisemblance classique et par la méthode de Firth. Cette triangulation méthodologique, mobilisant trois spécifications distinctes de la variable dépendante (binaire, binaire pénalisée et ordinale), écarte l'hypothèse selon laquelle la significativité de la RSE serait un effet de mode de construction de la variable expliquée, et renforce ainsi la fiabilité de l'hypothèse H1.

5. Discussion des résultats

Le coefficient associé au score RSE est positif et fortement significatif (β = 1,851 ; p = 0,005), ce qui confirme l'hypothèse H1 qui stipule que l'adoption de la RSE a un effet positif sur la performance financière. L'Odds ratio correspondant est (OR = $e^{1,851}$ = 6,37), ce qui signifie qu'une augmentation d'une unité du score RSE (soit le passage d'un niveau d'engagement « moyen » à un niveau « fort » sur l'ensemble des quinze pratiques) multiplie par environ 6,4 les chances qu'une entreprise présente une performance financière élevée, toutes choses étant égales par ailleurs. Cet effet est économiquement acceptable et statistiquement significatif.

Notre résultat est cohérent avec les conclusions de l'analyse de Orlitzky et al. (2003) et avec les travaux de Waddock & Graves (1997), qui ont abouties a une relation positive entre performance sociale et financière. Sur le plan économique, cette relation peut être interprétée à travers le prisme de la théorie des parties prenantes de Freeman (1984). En effet les entreprises algériennes qui investissent dans des pratiques socialement responsables, notamment en matière de formation du personnel, de respect de l'environnement et de transparence dans la gouvernance, renforcent leurs relations avec l'ensemble de leurs parties prenantes. Ce qui se traduit par une meilleure loyauté des salariés, une réduction des conflits sociaux, une image de marque améliorée et une performance financière supérieure. Porter & Kramer (2006) évoquent à cet égard la valeur partagée ; la RSE loin d'être un coût, elle constitue un levier stratégique de différenciation et de compétitivité.

La significativité de la RSE ne se limite pas à la spécification logit binaire initiale. Les résultats obtenus par la méthode de vraisemblance pénalisée de Firth ($\beta = 1{,}648$; $p = 0{,}004$) et par le modèle logit ordinal ($\beta = 1{,}136$; $p < 0{,}001$) confirment tous deux, indépendamment l'un de l'autre, la même conclusion : l'effet positif de la RSE sur la performance financière n'est ni **la conséquence du déséquilibre de la variable dépendante**, ni le produit du seuil de binarisation retenu. Cette convergence entre trois spécifications économétriques distinctes renforce sensiblement la crédibilité empirique de l'hypothèse H1.

La taille de l'entreprise et son âge n'exercent aucun effet statistiquement significatif sur la performance financière. Ce résultat, bien que surprenant au premier abord, trouve plusieurs explications dans la littérature. Jenkins (2009) souligne que les entreprises peuvent développer des pratiques RSE informelles mais efficaces, sans nécessairement mobiliser des ressources proportionnelles à leur taille. Par ailleurs, dans le contexte algérien, la taille n'est pas toujours corrélée à la performance financière, notamment en raison de rigidités structurelles, de contraintes d'accès aux marchés et d'une fiscalité peu incitative pour les grandes entreprises privées.

Aucun des groupes sectoriels n'a d'impact significatif sur la performance, ce qui suggère que l'effet positif de la RSE sur la performance financière est transversal aux secteurs et ne se limite pas à des industries spécifiques. Ce résultat est cohérent avec l'idée que la RSE constitue un avantage compétitif généralisable, indépendamment de la nature de l'activité économique.

La catégorie du chiffre d'affaires entre 400 millions et 4 milliards de dinars algériens est significative. Les entreprises appartenant à cette catégorie ont environ treize fois plus de chances de présenter une performance financière élevée que les entreprises de la catégorie de référence. Ce résultat suggère l'existence d'un palier de taille critique en termes de chiffre d'affaires au-delà duquel les entreprises disposent des ressources nécessaires pour combiner investissement RSE et performance financière, conformément à l'argument de la disponibilité des ressources développé par Waddock et Graves (1997).

Le pseudo-R^2 de McFadden est de 0,186, valeur qui se situe dans la zone d'ajustement « acceptable à bon » selon les critères communément admis dans la littérature (Hosmer & Lemeshow, 2000) recommandent un seuil de 0,20 comme indicateur d'un bon ajustement. La déviance résiduelle (107,42) est nettement inférieure à la déviance nulle (131,90), ce qui confirme la contribution significative des variables explicatives à l'explication de la variabilité de la performance financière. L'AIC de 129,42 représente une amélioration sensible par rapport au modèle initial sans regroupement sectoriel (AIC = 135,36), confirmant la supériorité statistique du modèle avec secteurs regroupés.

6. Conclusion

Notre étude avait pour objectif d'analyser empiriquement la relation entre la Responsabilité Sociale des Entreprises et la performance financière dans le contexte des entreprises algériennes, en mobilisant un modèle de régression logistique binaire sur un échantillon de 150 entreprises. Les résultats valident l'hypothèse principale (H1) : le score RSE exerce un effet positif, significatif et économiquement important sur la probabilité d'une performance financière élevée, avec un odds ratio de 6,37. Ce résultat est

robuste après contrôle des effets de taille, d'ancienneté, de secteur et de catégorie de chiffre d'affaires. L'hypothèse H2 n'est que très partiellement corroborée : sur les onze coefficients associés aux variables structurelles testées, seule la modalité CA_cat3 atteint le seuil de significativité statistique. La taille, l'ancienneté et l'ensemble des groupes sectoriels ne présentent aucun effet significatif, ce qui invite à une lecture prudente de H2 plutôt qu'à une confirmation franche : l'effet du chiffre d'affaires semble davantage circonscrit à un palier de ressources spécifique qu'à une relation structurelle générale entre taille économique et performance.

Sur le plan opérationnel, ces résultats invitent à des recommandations davantage ciblées plutôt qu'à des orientations générales sur l'importance de la RSE. Dans la mesure où seule la catégorie de chiffre d'affaires intermédiaire se distingue significativement dans nos résultats, il apparaît que ce sont surtout les petites et moyennes entreprises n'ayant pas encore atteint ce palier de ressources qui rencontrent le plus de difficultés à concilier investissement social et performance financière. Il serait donc pertinent que les pouvoirs publics et les organismes d'accompagnement mettent en place des mécanismes de financement ou des incitations fiscales spécifiquement destinés à ces entreprises, afin de leur permettre d'engager des pratiques socialement responsables sans fragiliser leur équilibre financier, plutôt que de concentrer les dispositifs d'incitation sur les grandes entreprises qui disposent déjà des ressources nécessaires.

Plusieurs limites doivent néanmoins être mentionnées. La mesure de la performance financière repose sur des données auto-déclarées, susceptibles de biais de désirabilité sociale. La construction de la variable dépendante par une règle binaire, bien qu'économétriquement justifiée, introduit une perte d'information par rapport à l'utilisation directe des variables continues. Par ailleurs, l'absence de données de panel ne permet pas d'établir une causalité stricte entre RSE et performance financière, laissant ouverte la question du sens de causalité et des variables omises. Des recherches futures pourraient remédier à ces limitations en mobilisant des données longitudinales, en recourant à des techniques d'estimation permettant de traiter l'endogénéité potentielle du score RSE, et en

élargissant l'échantillon à d'autres pays du Maghreb pour tester la pertinence géographique des résultats.

7. Liste Bibliographique

Bowen, H. R. (1953). *Social Responsibilities of the Businessman* ([1st ed.]). Harper & Brothers.

Carroll, A. B. (1979). A Three-Dimensional Conceptual Model of Corporate Performance. *The Academy of Management Review*, *4*(4), 497-505. https://doi.org/10.2307/257850

Deegan, C. (2002). Introduction : The Legitimising Effect of Social and Environmental Disclosure – A Theoretical Foundation. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, *15*(3), 282-311. https://doi.org/10.1108/09513570210435852

DiMaggio, P. J., & Powell, W. W. (1983). The Iron Cage Revisited : Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields. *American Sociological Review*, *48*(2), 147-160. https://doi.org/10.2307/2095101

Firth, D. (1993). Bias reduction of maximum likelihood estimates. *Biometrika*, *80*(1), 27-38. https://doi.org/10.1093/biomet/80.1.27

Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized Collinearity Diagnostics. *Journal of the American Statistical Association*, *87*(417), 178-183. https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475190

Freeman, R. E. (1984). *Strategic management : A stakeholder approach*. Pitman.

Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (7e éd.). Prentice Hall.

Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression* (1re éd.). Wiley. https://doi.org/10.1002/0471722146

Jenkins, H. (2009). A 'business opportunity' model of corporate social responsibility for small- and medium-sized enterprises. *Business Ethics: A European Review*, *18*(1), 21-36. https://doi.org/10.1111/j.1467-8608.2009.01546.x

King, G., & Zeng, L. (2001). Logistic Regression in Rare Events Data. *Political Analysis*, *9*(2), 137-163. https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.pan.a004868

Luo, X., & Bhattacharya, C. B. (2006). Corporate Social Responsibility, Customer Satisfaction, and Market Value. *Journal of Marketing*, *70*(4), 1-18. https://doi.org/10.1509/jmkg.70.4.001

Margolis, J. D., & Walsh, J. P. (2003). Misery Loves Companies : Rethinking Social Initiatives by Business. *Administrative Science Quarterly*, *48*(2), 268-305. https://doi.org/10.2307/3556659

McWilliams, A., & Siegel, D. (2001). Corporate Social Responsibility : A Theory of the Firm Perspective. *The Academy of Management Review*, *26*(1), 117. https://doi.org/10.2307/259398

Meyer, J. W., & Rowan, B. (1977). Institutionalized Organizations : Formal Structure as Myth and Ceremony. *American Journal of Sociology*, *83*(2), 340-363. https://doi.org/10.1086/226550

Orlitzky, M., Schmidt, F. L., & Rynes, S. L. (2003). Corporate Social and Financial Performance : A Meta-Analysis. *Organization Studies*, *24*(3), 403-441. https://doi.org/10.1177/0170840603024003910

Porter, M. E., & Kramer, M. R. (2006). Strategy and Society : The Link Between Competitive Advantage and Corporate Social Responsibility. *Harvard Business Review*, *84*(12), 78-92.

Suchman, M. C. (1995). Managing Legitimacy : Strategic and Institutional Approaches. *The Academy of Management Review*, *20*(3), 571-610. https://doi.org/10.2307/258788

Udayasankar, K. (2008). Corporate Social Responsibility and Firm Size. *Journal of Business Ethics*, *83*(2), 167-175. https://doi.org/10.1007/s10551-007-9609-8

Waddock, S. A., & Graves, S. B. (1997). The Corporate Social Performance-Financial Performance Link. *Strategic Management Journal*, *18*(4), 303-319.

Wooldridge, J. M. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press. https://www.jstor.org/stable/j.ctt5hhcfr

8. Annexes

Annexe 1 : Diagnostic de multicolinéarité du modèle logit (GVIF)

Variable	GVIF	Df	GVIF^(1/(2·Df))
RSE_score	1,097	1	1,047

taille	1,038	1	1,019
age_entreprise	1,127	1	1,062
secteur_grp	1,224	4	1,026
CA_cat	1,275	3	1,041

Source : Réalisé par nous-mêmes à partir du logiciel Rstudio

Annexe 2 : Résultats de l'estimation du modèle par la méthode de vraisemblance pénalisé de Firth

Variable	β	Erreur standard	IC 95 % inf.	IC 95 % sup.	χ^2	p-value
Constante	−4,613	2,328	−9,665	0,047	3,763	0,052
RSE_score	1,648	0,584	0,515	2,953	8,478	0,004**
taille	0,00004	0,00004	−0,00004	0,0001	0,838	0,360
age_entreprise	0,001	0,012	−0,023	0,026	0,003	0,954
secteur_grpCOM	−0,481	1,035	−2,952	1,539	0,206	0,650
secteur_grpEXT	−0,541	0,945	−2,900	1,191	0,327	0,567
secteur_grpMAN	0,270	1,037	−2,199	2,329	0,061	0,805
secteur_grpSER	−1,106	0,951	−3,468	0,640	1,450	0,229
CA_cat2	0,379	0,624	−0,917	1,640	0,343	0,558
CA_cat3	2,109	0,920	0,402	4,453	6,059	0,014*
CA_cat4	0,521	0,635	−0,806	1,818	0,615	0,433

*Note. Modèle estimé par maximum de vraisemblance pénalisée (Firth, 1993). Catégories de référence : secteur BTP ; CA_cat1 (chiffre d'affaires inférieur à 40 millions DA). n = 150. Test du rapport de vraisemblance global : $\chi^2 = 20,923$, ddl = 10, p = 0,022. Test de Wald global : $\chi^2 = 49,462$, ddl = 10, p < 0,001. * p < 0,05. ** p < 0,01. Estimation réalisée avec la fonction logistf() du package logistf sous R.*

Source : Réalisé par nous-mêmes à partir du logiciel Rstudio

Annexe 3 : Résultats du modèle logit ordinal (variable dépendante à 5 modalités)

Variable	β	Erreur-type	t	p-value	Odds Ratio
RSE_score	1,136	0,099	11,476	< 0,001***	3,114
taille	0,00003	0,00009	0,338	0,735	1,000
age_entreprise	0,009	0,009	0,957	0,339	1,009
secteur_grpCOM	0,535	0,333	1,606	0,108	1,708
secteur_grpEXT	0,142	0,271	0,523	0,601	1,152
secteur_grpMAN	0,278	0,296	0,938	0,348	1,320
secteur_grpSER	−0,336	0,318	−1,054	0,292	0,715
CA_cat2	0,075	0,246	0,304	0,761	1,078
CA_cat3	0,706	0,277	2,552	0,011*	2,026
CA_cat4	−0,168	0,243	−0,691	0,490	0,846
Seuil 2|3	1,887	0,030	—	—	—
Seuil 3|4	2,945	0,262	—	—	—
Seuil 4|5	5,176	0,341	—	—	—

Déviance résiduelle	323,611
AIC	349,611

*Note : Modèle à odds proportionnels estimé par la fonction polr() du package MASS. Variable dépendante : maximum entre croissance_CA et rentabilite (échelle ordinale 1 à 5). Les p-values sont calculées par approximation normale (test t asymptotiquement gaussien), le package MASS ne les fournissant pas directement. Modalités de référence : secteur BTP ; CA_cat1. * p < 0,05 ; ** p < 0,01 ; *** p < 0,001. n = 150.*

Source : réalisé par nous-mêmes à partir du logiciel RStudio.