

# STRUCTURE DE MARCHÉ ET PERFORMANCE DES ENTREPRISES INDUSTRIELLES AU CAMEROUN

Ariel Herbert Fambeu et Mireille Etogo Messomo

Volume 96, numéro 2, juin 2020

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1076511ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1076511ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Fambeu, A. H. & Messomo, M. E. (2020). STRUCTURE DE MARCHÉ ET PERFORMANCE DES ENTREPRISES INDUSTRIELLES AU CAMEROUN. *L'Actualité économique*, 96(2), 195–219. <https://doi.org/10.7202/1076511ar>

Résumé de l'article

La relation entre structure du marché et performance continue de susciter des interrogations chez les chercheurs et les décideurs. Bien que certaines preuves plaident en faveur d'une relation positive entre la structure du marché et la rentabilité, d'autres semblent confirmer que la rentabilité résulte de l'efficacité. L'objet de cet article est d'analyser l'influence de la structure de marché sur la performance des entreprises industrielles au Cameroun. Afin de tenir compte de l'endogénéité de la variable de la structure de marché, nous appliquons la méthode des variables instrumentales sur données transversales d'entreprises industrielles. Les résultats montrent que la concentration n'a aucun effet sur le profit des entreprises. Par contre, le profit est influencé positivement par l'efficacité des entreprises. Par conséquent, une politique de lutte contre la concentration (ou de promotion de la concurrence) serait donc inefficace et injustifiée. À la place, l'état devrait mettre en oeuvre des politiques qui améliorent l'efficacité des entreprises.

## STRUCTURE DE MARCHÉ ET PERFORMANCE DES ENTREPRISES INDUSTRIELLES AU CAMEROUN\*

Ariel Herbert FAMBEU

*Laboratoire d'Économie Théorique et Appliquée (LETA)*

*Université de Douala*

*afambeu@yahoo.fr*

Mireille Etogo MESSOMO

*Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG)*

*Université de Yaoundé 2*

*emessomo@yahoo.fr*

**RÉSUMÉ** – La relation entre structure du marché et performance continue de susciter des interrogations chez les chercheurs et les décideurs. Bien que certaines preuves plaident en faveur d'une relation positive entre la structure du marché et la rentabilité, d'autres semblent confirmer que la rentabilité résulte de l'efficacité. L'objet de cet article est d'analyser l'influence de la structure de marché sur la performance des entreprises industrielles au Cameroun. Afin de tenir compte de l'endogénéité de la variable de la structure de marché, nous appliquons la méthode des variables instrumentales sur données transversales d'entreprises industrielles. Les résultats montrent que la concentration n'a aucun effet sur le profit des entreprises. Par contre, le profit est influencé positivement par l'efficacité des entreprises. Par conséquent, une politique de lutte contre la concentration (ou de promotion de la concurrence) serait donc inefficace et injustifiée. À la place, l'état devrait mettre en œuvre des politiques qui améliorent l'efficacité des entreprises.

**ABSTRACT** – The relationship between market structure and performance continues to raise questions among researchers and policy makers. While some evidence supports a positive relationship between market structure and profitability, others seem to confirm that profitability is the result of efficiency. The purpose of this paper is to analyze the influence of market structure on the performance of industrial firms in Cameroon. In order to take into account the endogeneity of the market structure variable, we apply the instrumental variable method on cross-sectional data of industrial firms. The results show that concentration has

---

\*Nous remercions le rapporteur anonyme pour ses précieux commentaires.

no effect on firms' profits. On the other hand, profit is positively affected by firm efficiency. Therefore, an anti-concentration (or competition-promoting) policy would be inefficient and unjustified. Instead, the state should implement policies that improve the efficiency of firms.

## INTRODUCTION

Les recherches ont montré que la croissance, l'emploi et la réduction de la pauvreté peuvent être atteints par le changement structurel des activités à faible productivité vers les activités à forte productivité et que le secteur industriel est le moteur du processus de développement (Tybout, 2000; Frank et Hesse, 2009). Pratiquement tous les cas de croissance économique rapide, forte et soutenue ont été possibles grâce à une forte industrialisation, en particulier manufacturière (Bluhm et Szirmai, 2011). Un des défis majeurs pour les pays africains est de générer chaque année les moyens d'existence et les emplois productifs pour 7 à 10 millions de jeunes (ONUDI, 2016). Ce challenge est difficile à réaliser seulement à travers les exportations de bien, mais exige plutôt un processus complémentaire de croissance de productivité agricole et surtout le développement industriel. Ainsi, si les pays africains veulent réaliser une baisse substantielle de la pauvreté et les objectifs de développement pour le millénaire (ODM), ils doivent passer par un processus de transformation structurelle comportant une diminution de la part de l'agriculture et une augmentation de la part de l'industrie et des services modernes à forte productivité. Cependant, force est de constater que la performance du secteur industriel en Afrique est faible.

En effet, en Afrique, la part de l'industrie est restée pratiquement constante depuis les années 1960, à environ 35 % de la valeur ajoutée, et la contribution de l'activité manufacturière a en fait baissé, conduisant à une désindustrialisation. Cette évolution est particulièrement prononcée dans les pays riches en ressources naturelles, où l'industrie est souvent centrée sur les activités touchant à l'exploitation minière, offrant peu d'emplois et établissant peu de liens avec les autres secteurs. De 1990 à 2014, bien que les économies industrielles émergentes et en développement ont eu une augmentation de 18 à 36 % de leur Valeur Ajoutée Manufacturière<sup>1</sup> (VAM) par rapport à la VAM mondiale, les pays africains ont accusé un ralentissement de 9 à 4 % sur la même période (ONUDI, 2016).

Selon l'Indice de Performance Compétitivité (IPC)<sup>2</sup> du secteur industriel, les pays en développement se retrouvent en bas de l'échelle du classement, avec la 104ème position (sur 147 pays) pour le Cameroun en 2012, contre la 97ème position (sur 144) en 1990 (ONUDI, 2016). Déjà en mal de performance, le secteur industriel camerounais voit encore sa situation se détériorer comme celle de la RCA, du Niger, du Ghana, du Kenya, et de la Côte d'Ivoire, contrairement au Ni-

---

1. Indicateur de production industrielle d'un pays utilisé par l'ONUDI.

2. La compétitivité industrielle est définie comme la capacité des pays à accroître leur présence sur les marchés nationaux et internationaux tout en développant des secteurs industriels et des activités à forte valeur ajoutée et contenus technologiques.

géria, au Congo, au Gabon, à la Zambie, à l'Ouganda ou à la Gambie qui sont en gain de place. Ces économies qui ont reculé n'ont pas su améliorer leur structure technologique de production et d'exportation vers des produits à plus grande valeur ajoutée et à plus fort contenu technologique. De plus, la productivité du travail aux prix de l'année 2000 pour l'ensemble de l'industrie camerounaise apparaît quant à elle extrêmement stable depuis 1995 jusqu'à 2009 (Institut National de la Statistique, 2009). Cette stabilité résulte de 2 mouvements contraires. Dans les secteurs d'extraction des hydrocarbures et les secteurs traditionnels de l'alimentation, du textile, etc., la productivité du travail s'effrite alors que des gains remarquables sont enregistrés dans les secteurs dynamiques des industries du papier et imprimerie, de la chimie, de la métallurgie, de l'électricité, gaz et eau. Quant à la productivité totale des facteurs dans le secteur industriel, on enregistre des années de croissance qui alternent avec les années de baisse, d'amplitudes situées entre 3 % et 4 % de 2004 à 2009 (Institut National de la Statistique, 2009).

Pour expliquer les différentes performances des entreprises, notamment celles opérant dans le secteur industriel, la littérature théorique en organisation industrielle distingue généralement deux grandes approches. D'une part, l'approche structurelle défend l'idée selon laquelle les facteurs industriels (ou l'environnement externe de l'entreprise tel que la croissance industrielle, la structure de marché, l'intensité capitalistique, etc.) sont les déterminants majeurs de la performance des entreprises (Mason, 1939; Bain, 1951; Stigler, 1964; Demsetz, 1967, 1973; Peltzman, 1977; Baumol et Panzar, 1982, etc.). S'il existe un consensus aussi bien sur le plan théorique qu'empirique concernant l'influence des caractéristiques internes de l'entreprise sur leur performance, le débat reste toujours ouvert sur la relation structure de marché-performance. D'un côté, la performance proviendrait de la collusion entre les entreprises dans un secteur concentré en présence de barrières à l'entrée (Chamberlin, 1929; Mason, 1939; Bain, 1951; Stigler, 1964). Une explication alternative suggère que c'est le pouvoir de marché de l'entreprise qui affecte sa performance (Rhoades, 1985; Shepherd, 1986; Berger, 1995). Cependant, selon certains auteurs, les bonnes performances seraient le résultat d'avantages spécifiques des firmes tels que l'efficacité (Demsetz, 1973; Peltzman, 1977). Ainsi, les firmes les plus efficaces peuvent offrir à un prix faible que leurs concurrents et accroître ainsi leur part de marché et par conséquent le niveau de concentration du marché et leur profit. Dans cette optique, la structure de marché n'est pas exogène, mais elle est le résultat de l'efficacité des entreprises. À cet effet, Jovanovic (1982) postule que seules les firmes efficaces survivent et les moins efficaces sortiront du marché. La relation va de la performance de l'entreprise à la structure concurrentielle et non l'inverse comme l'ont suggéré les partisans de la théorie de la collusion. D'autre part, les approches non structurelles supposent que les facteurs autres que la concentration peuvent affecter le comportement concurrentiel, tel que des barrières à l'entrée et à la sortie et la contestabilité du marché (Panzar et Rosse, 1987). Ces approches non structurelles ont été développées dans le contexte de la *New Empirical Industrial Organization* (NEIO). Par ailleurs, l'analyse de Leibenstein (1966) est sans ambiguïté, et

postule que la concurrence améliore l'efficacité des entreprises à travers l'effort des managers qui doivent rester compétitifs (*X-efficiency*). Ainsi, la question centrale de cette recherche est de savoir quelle est l'influence de la structure de marché sur la performance des entreprises industrielles camerounaises ? La réponse à cette question est d'une grande importance parce qu'elle permettra non seulement de comprendre les mécanismes externes permettant d'améliorer la performance des entreprises camerounaises, mais aussi et surtout de savoir quelle politique les pouvoirs publics devraient adopter en matière de réglementation.

Pour mener à bien ce travail, nous utilisons les données d'enquête sur les entreprises réalisées par l'Institut National de la Statistique (INS) du Cameroun. Les résultats provenant de la méthode des variables instrumentales nous permettent de mettre en évidence l'absence de collusion et la présence d'un effet d'efficacité des entreprises industrielles au Cameroun. En ce sens, les pouvoirs publics devraient adopter une politique de promotion de la concurrence, mais promouvoir plutôt l'efficacité économique.

Le reste du papier est organisé ainsi qu'il suit. Dans la première section, nous présentons la méthodologie, et les résultats des estimations économétriques sont discutés dans la deuxième section. Enfin, nous concluons à la troisième section.

## 1. MÉTHODOLOGIE

### 1.1 *Données*

Notre analyse empirique est basée sur les données d'enquête réalisée en 2009 par l'Institut National de la Statistique (INS). Cette enquête intègre un grand nombre d'informations collectées auprès de 1008 entreprises industrielles de toutes tailles, appartenant à tous les secteurs d'activités et implantées dans toutes les régions du pays. Les données contiennent les informations sur la production, le chiffre d'affaires, l'effectif employé, la valeur ajoutée, le capital, les matières premières, les exportations, l'âge de l'entreprise, l'investissement, les innovations technologiques, la certification ISO, la formation du personnel, l'utilisation des TIC, les caractéristiques du dirigeant (nationalité, âge, éducation, etc.), etc. Conformément à la Nomenclature d'activités du Cameroun (NACAM), le secteur industriel est subdivisé en 5 sous-secteurs : l'extraction (contenant 2 branches), les industries alimentaires (7 branches), les autres industries manufacturières (14 branches), l'électricité-eau-gaz (1 branche) et la construction (1 branche). Cette nomenclature du Cameroun est une adaptation de la Nomenclature des Activités des États membres d'AFRISTAT (NAEMA) inspirée de la classification internationale type, par industrie, de toutes les branches d'activité économique (CITI rév. 3,1). Comme le montrent les tableaux 1 et 2 (en annexe), notre échantillon n'est pas parfaitement représentatif des entreprises industrielles au Cameroun. Cependant, après correction de cet échantillon, l'utilisation de cette base de données originale peut nous permettre de tirer des enseignements sur le rôle de la concentration (ou la concurrence) sur la performance des entreprises industrielles au Ca-

meroun. En effet, un redressement par pondération post stratification a été effectué pour chaque sous-secteur afin de modifier l'échantillon pour le contraindre à adopter la structure de la population totale. Cette technique nous permet dans une certaine mesure de rendre l'échantillon représentatif de la population totale.

Un point fondamental lors de l'évaluation de la performance des entreprises est le choix d'une mesure appropriée de cette performance, car différents auteurs ont des approches différentes. Nous utilisons la marge prix-coût (MPC) pour mesurer la performance de l'entreprise telle qu'elle a été appliquée dans de nombreuses études (Domowitz *et al.*, 1986; Hersch *et al.*, 1994; Prince et Thurik, 1995; Kamerschen *et al.*, 2005; Setiawan *et al.*, 2012, 2013; Setiawan et Effendi, 2016). La MPC représente la variable dépendante dans les modèles construits et est calculé comme suit :  $MPC = ((Valeur Ajoutée - Coût du Travail))/Ventes$ . La valeur ajoutée est calculée comme la différence entre les ventes et les intrants intermédiaires.

## 1.2 Variables indépendantes

*Structure de marché (HHI)*. L'indice de concentration de Herfindhal (HHI) est la mesure la plus utilisée dans la littérature pour évaluer le niveau de concentration d'une industrie. L'HHI relie la taille de l'entreprise à la taille du secteur auquel elle appartient et constitue un indicateur de compétitivité. Pour l'industrie  $j$ , l'indice d'Herfindahl est calculé comme suit :  $HHI_j = \sum_{i=1}^N PM_{ij}^2$ . Où  $N$  est le nombre total des entreprises dans l'industrie  $j$  et  $PM$  est la part de marché de chaque entreprise dans l'industrie. L'indice HHI est compris entre 0 (pour la concurrence pure et parfaite) et 1 (pour le monopole). Les valeurs inférieures à 0,1 indiquent une concentration faible, alors que dans la plage de 0,1 à 0,18, une concentration modérée, et la valeur HHI supérieure à 0,18, indique une concentration très élevée (Lipczynski *et al.*, 2005). Le paradigme SCP prédit que les entreprises opérant sur des marchés concentrés dégagent un profit plus élevé en raison des rentes monopolistiques.

*Part de marché (PM)*. Bien que la théorie de la part de marché relative (PMR) fasse valoir qu'il n'est pas nécessaire que les principales entreprises se concertent pour augmenter les prix, les entreprises d'un grand marché sont en mesure d'offrir des services et des produits bien différenciés, ce qui permet aux grandes entreprises d'exercer leur pouvoir de marché en établissant des prix plus élevés et l'obtention de profits plus élevés. Cette hypothèse implique que les entreprises ayant une part de marché élevée peuvent toujours obtenir des profits supranormaux même si la structure du marché n'est pas concentrée (Shepherd, 1983). Alors que l'HHI examine comment le comportement de collusion influence la performance des entreprises, la part de marché examine comment les entreprises individuelles utilisent leur pouvoir de marché. La part de marché d'une entreprise est mesurée par le ratio entre son chiffre d'affaires (CA) et celui de l'industrie :  $PM_{ij} = CA_{ij}/CA_j$ . Seule l'inclusion de la part de marchés supprime le coefficient positif de concentration dans les équations de rentabilité, ce qui suggère que

seules les plus grandes entreprises du marché sont en mesure d'exercer un pouvoir de marché en fixant le prix des produits bien différenciés par le biais de la publicité, de la localisation ou d'autres avantages (Martin, 1993; Berger, 1995; Maruyama et Odagiri, 2002; Seelanatha, 2010; Simatele *et al.*, 2018; Khan *et al.*, 2018; González *et al.*, 2019).

L'efficience est mesurée par l'efficience technique. La méthode la plus utilisée pour évaluer l'efficacité de la production est de calculer des scores d'efficience pour chaque entreprise à n'importe quel moment. L'efficience technique permet d'apprécier les possibilités d'éviter le gaspillage par la maximisation du volume des outputs en utilisant un ensemble de données d'inputs. Une firme est techniquement efficiente s'il est impossible de produire le même output avec moins d'inputs ou produire plus d'outputs en utilisant le même input (Chaffai *et al.*, 2001). Les scores d'efficience sont calculés dans le cadre de cette étude en utilisant l'approche non paramétrique robuste (la frontière espérée d'ordre- $m$ )<sup>3</sup>. Cette estimation des scores est réalisée grâce à la méthode non paramétrique de la frontière espérée dans le cas de 3 inputs et un output : K (stock de capital), L (travail), M (matières premières) et Y (production). Pour l'estimation des frontières espérées, nous appliquons une méthode de Monte-Carlo avec un paramètre de simulation  $B = 200$ . Notons que, même pour des valeurs assez élevées de  $m$ , il subsiste un certain nombre de points au-dessus de la frontière. Toutes les frontières sont ordonnées : une frontière d'ordre- $m$  se situe au-dessous d'une frontière d'ordre  $m'$  avec  $m' > m$ . Les estimations des frontières espérées sont réalisées pour différentes valeurs de  $m$  ( $m = 20, 40, 100, 200$ ). Cette méthode d'estimation n'étant pas basée sur des méthodes d'enveloppement du nuage de points, un certain nombre d'observations se situe au-dessus de la frontière de production, même pour des valeurs élevées de  $m$ . L'évolution du nombre de points au-dessous de la frontière est relativement différente pour les deux modèles. Dans le cas de la frontière espérée d'ordre- $m$ , le pourcentage de points au-dessous augmente très rapidement pour de faibles valeurs de  $m$  et a tendance à se stabiliser à partir de  $m = 40$  (Aragon *et al.*, 2005). Ce qui implique que les frontières d'ordre  $m > 40$  sont relativement proches. Ces remarques permettent d'orienter le choix de  $m$  à 40<sup>4</sup>. Les entreprises techniquement efficaces, dotées de processus de gestion et/ou de production supérieurs, sont en mesure de fonctionner à moindre coût et d'obtenir des profits et une part de marché élevés. Par conséquent, comme le prédit l'école de Chicago, il devrait avoir un lien positif entre l'efficience technique et la rentabilité. Le tableau 3 (en annexe) présente la distribution des scores d'efficience estimés grâce à la frontière espérée d'ordre- $m$ .

*Variables de contrôle.* Outre les variables exogènes clés utilisées pour tester des hypothèses spécifiques, d'autres facteurs peuvent influencer sur les profits des entreprises. Les variables de contrôle utilisées dans cette étude incluent l'âge de

---

3. Pour plus de détail sur l'approche non paramétrique robuste, voir Aragon *et al.* (2005), Simar et Wilson (2007) et Daouia et Simar (2007).

4. Seuil à partir duquel les frontières ont tendance à se rapprocher.

l'entreprise, la taille, le capital humain, l'accès aux TIC, la recherche et développement, l'exportation, la participation étrangère au capital (IDE), les pratiques organisationnelles (normes ISO, motivation des employés et formation du personnel) et les caractéristiques du dirigeant (genre, âge, éducation, et nationalité). Le codage et les statistiques descriptives de toutes ces variables sont présentés dans le tableau 4 (en annexe).

### 1.3 *Distribution des indicateurs de profit et de concentration*

Le tableau 5 reporte les profits moyens et les indices de concentration du secteur industriel au Cameroun. Ce tableau montre que le taux de profit moyen est très faible (seulement à 15 %) et cache des disparités inter branche. En effet, les meilleures performances sont attribuées à l'industrie de fabrication de matériel de transport, l'industrie de travail des grains et fabrication des produits amylacés et l'industrie du tabac qui enregistrent respectivement des taux de profit de 95 %, 94 % et 89 %. Les pires performances sont réalisées par l'industrie de fabrication des produits métallurgiques de base et d'ouvrage et l'industrie du bois sauf fabrication des meubles qui ont des taux de profits négatifs. Le tableau 5 montre également qu'il existe en moyenne une concentration modérée dans le secteur industriel au Cameroun ( $0,1 < HHI = 0,14 < 0,18$ ) et qu'en moyenne seulement quatre entreprises détiennent 50 % des parts de marché ( $RC4 = 0,50$ ). Cependant, d'un point de vue désagrégé, il existe trois types de structure de marché au sein de l'industrie camerounaise. En effet, selon l'HHI, on distingue : les industries très concentrées (14 branches), les industries modérément concentrées (4 branches) et les industries non concentrées (7 branches). On constate que seulement 28 % (7 sur 25 industries) des entreprises opèrent dans des secteurs non concentrés. De plus, dans les industries concentrées, il y a en moyenne 80 % des parts de marché détenues seulement par quatre entreprises. À titre d'exemple, « la fabrication de produits à base de céréales » et « la fabrication de machines d'appareils électroniques et d'autres matériaux » sont des industries dont deux (2) entreprises détiennent respectivement 87 % et 81 % des parts de marché. Pour ces mêmes industries, les parts de marché détenues par quatre entreprises sont de 90 % et 93 %.

### 1.4 *Spécification économétrique et techniques d'estimation*

L'équation suivante de profit sous forme réduite a été utilisée pour déterminer l'influence de la structure de marché sur la performance des entreprises. Ce modèle empirique est également utilisé dans plusieurs études (Berger, 1995; Seelanatha, 2010; Simatele *et al.*, 2018; Khan *et al.*, 2018; González *et al.*, 2019, etc.) :

$$MPC_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_j + \alpha_2 PM_i + \alpha_3 EFFI_i + \sum \alpha_i X_i + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

où la variable dépendante  $MPC$  représente le profit (marge prix-coût) de l'entreprise  $i$  dans le secteur  $j$ .  $HHI$ ,  $PM$  et  $EFFI$  représentent respectivement l'indice



d'Herfindahl-Hirschman (structure de marché), la part de marché et l'efficacité technique.  $X$  est le vecteur représentant les autres variables pouvant expliquer le profit, et  $\varepsilon$  est le terme d'erreur. Les  $\alpha_k$  sont les coefficients à estimer.

En ce qui concerne la relation entre la concentration industrielle et la marge prix-coût, la variable de la concentration industrielle pose un problème d'endogénéité. En effet, le problème d'endogénéité en économétrie se pose lorsqu'il y a rétroaction entre la variable dépendante et une variable indépendante. Une forme de rétroaction de la performance à la structure a été à la base de la critique présentée par Demsetz (1973) et Peltzman (1977). Ils ont postulé qu'un certain nombre d'entreprises possédaient une certaine qualité leur permettant de fonctionner à moindre coût ou de produire un meilleur produit que d'autres. Ces entreprises supérieures se développent et accroissent la concentration du marché. Jovanovic (1982) rejoint cette thèse de Demsetz (1973) en modélisant le processus de sélection des entreprises efficaces au détriment des moins efficaces, rendant ainsi le marché plus concentré. Ce problème d'endogénéité provoque la corrélation de la variable indépendante avec le terme d'erreur dans le modèle de régression et implique que le coefficient de régression dans une régression MCO est biaisé. Par conséquent, il convient d'utiliser un estimateur à variable instrumentale (2SLS) au lieu d'un MCO (Clarke et Davies, 1982; Kalirajan, 1993; Wooldridge, 2006; Setiawan et Effendi, 2016; Keil, 2019).

Une variable instrumentale doit avoir deux propriétés : (1) elle doit être exogène, c'est-à-dire qu'elle n'est pas corrélée avec le terme d'erreur de l'équation structurelle et (2) elle doit être partiellement corrélée à la variable explicative endogène. En réalité, il est généralement difficile de trouver une variable avec ces deux propriétés (Wooldridge, 2006). Murray (2006) a déclaré que les « bons » instruments dépendaient en partie de la qualité des arguments avancés pour la validité ces instruments. Il a également fait valoir que même les instruments valides qui sont corrélés à la variable endogène pourraient encore se révéler trop inefficaces pour être informatifs. La théorie économique nous donne quelques indices sur ce qui pourrait être les instruments de la concentration de marché. Théoriquement, les conditions d'entrée jouent un rôle clé dans la détermination de la concentration de l'industrie. Les barrières à l'entrée isolent une entreprise sur un marché monopolistique de la concurrence. Martin (1979) confirme l'hypothèse voulant que les barrières à l'entrée n'aient pas d'effet direct sur la rentabilité, mais agissent indirectement à travers un effet direct sur la concentration. Les variables de barrière à l'entrée (ou variables instrumentales permettant d'estimer la concentration industrielle) retenues dans ce travail sont : l'investissement, l'intensité capitalistique et l'échelle minimale d'efficacité de l'industrie. Ces variables instrumentales choisies sont basées sur les travaux de Strickland et Weiss (1976), Gupta (1983), Prince et Turik (1992), Go *et al.* (1999), Delorme Jr *et al.* (2002) et Setiawan et Effendi (2016). Dans cette étude, nous avons utilisé une équation de type structural via des variables instrumentales, car elle nous permet d'examiner directement les effets de

TABLEAU 5

## DISTRIBUTION DES INDICATEURS DE PROFIT ET DE CONCENTRATION

<b>Branche</b>	<b>PROFIT moyen</b>	<b>HHI</b>	<b>RC1</b>	<b>RC2</b>	<b>RC3</b>	<b>RC4</b>
Extraction d'hydrocarbures et de produits énergétiques	0,37 (1,42)	0,322	0,456	0,754	0,865	0,976
Autres activités extractives	0,61 (0,72)	0,465	0,659	0,777	0,808	0,926
Industrie de la viande et du poisson	-	0,421	0,454	0,909	1	-
Travail des grains et fabrication des produits amylacés	0,94 (0,08)	0,130	0,221	0,421	0,564	0,628
Industrie du cacao du café du thé et du sucre	0,55 (1,48)	0,201	0,344	0,521	0,684	0,804
Industrie des oléagineux et d'aliments pour animaux	0,80 (0,44)	0,138	0,280	0,419	0,517	0,599
Fabrication de produits à base de céréales	0,25 (4,59)	0,422	0,581	0,869	0,888	0,901
Industrie du lait, des fruits et légumes et des autres produits alimentaires	0,74 (0,55)	0,389	0,605	0,690	0,746	0,801
Industrie de boissons	0,40 (1,26)	0,094	0,160	0,304	0,431	0,518
Industries du tabac	0,89 (0,07)	0,387	0,571	0,714	0,857	1
Industries du textile et de la confection	0,23 (2,45)	0,157	0,372	0,466	0,484	0,498
Industries du cuir et fabrication des chaussures	0,64 (0,56)	0,106	0,249	0,378	0,467	0,523
Industries du bois sauf fabrication des meubles	-0,80 (8,75)	0,082	0,250	0,315	0,371	0,418
Fabrication de papier et d'articles en papier, imprimerie et activités annexes	0,57 (1,02)	0,084	0,255	0,319	0,431	0,421
Raffinage de pétrole, cokéfaction et autres transformations	0,88 (0,15)	0,440	0,627	0,752	0,878	0,987
Industries chimiques et fabrication de produits chimiques	0,64 (0,93)	0,060	0,110	0,214	0,310	0,398

TABLEAU 5 (suite)  
DISTRIBUTION DES INDICATEURS DE PROFIT ET DE CONCENTRATION

Branche	PROFIT moyen	HHI	RC1	RC2	RC3	RC4
Production de caoutchouc et fabrication d'articles en caoutchouc et en matières plastiques	0,57 (1,09)	0,232	0,427	0,565	0,697	0,786
Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	0,75 (0,60)	0,404	0,616	0,750	0,822	0,833
Fabrication des produits métallurgiques de base et d'ouvrage en métal	-1,88 (19,43)	0,263	0,467	0,664	0,708	0,743
Fabrication de machines d'appareils électriques et autres matériaux	0,87 (0,22)	0,356	0,499	0,815	0,878	0,934
Fabrication d'équipements et d'appareils audiovisuels	0,83 (0,11)	0,472	0,677	0,726	0,774	0,820
Fabrication de matériel de transport	0,95 (0,08)	0,453	0,622	0,874	0,918	1
Fabrication de meubles, activités de fabrication et autres	0,80 (0,45)	0,043	0,136	0,251	0,339	0,385
Production et distribution d'électricité gaz et eau	0,57 (2,24)	0,074	0,088	0,173	0,193	0,202
Construction	-0,04 (6,45)	0,036	0,123	0,218	0,282	0,326
<b>Moyenne totale</b>	<b>0,15 (5,94)</b>	<b>0,148 (0,087)</b>	<b>0,326 (0,123)</b>	<b>0,437 (0,147)</b>	<b>0,478 (0,136)</b>	<b>0,507 (0,133)</b>

NOTE : RC<sub>k</sub> est le ratio de concentration des *k* plus grandes entreprises :  $RC_k = \sum_{i=1}^k PM_{ij}$  ; l'écart-type entre parenthèses. Source : auteur, à partir de RGE (2009).

la concentration et d'autres effets. Il est également possible de tester l'endogénéité de la variable de concentration par le test de spécification de Durbin-Wu-Hausman.

## 2. RÉSULTATS

Nous pouvons affirmer que la multicollinéarité entre les variables ne pose aucun problème dans le cadre de cette recherche. En effet, aucune valeur prise par les coefficients de corrélation de la matrice de Pearson n'a atteint 0,60, alors que Gujarati (2003) mentionne que le problème de multicollinéarité peut être déclaré lorsque les coefficients dépassent 0,80. Cette absence de multicollinéarité est confirmée grâce à l'utilisation de la technique du facteur d'inflation de la variance (VIF, de l'anglais *variance inflation factors*) de Theil (1971). Comme le montre le tableau 6 (en annexe), les VIFs de toutes les variables indépendantes sont inférieurs à 10. Selon Mason (1939), les modèles estimés ne souffrent pas du problème de multicollinéarité pour des valeurs du VIF  $< 10$ .

Le tableau 7 présente les résultats de l'équation (1) en utilisant les MCO (modèles 1 et 2) et les 2SLS (modèles 4 et 6). Cependant, alors que les modèles (1) et (4) contiennent toutes les variables explicatives, les modèles (2) et (6) sont imputés de quelques variables explicatives susceptibles d'être aussi endogènes (PM, EFFI, TIC, RD, IDE, EXPORT). Les résultats du test de Durbin-Wu-Hausman (DWH) présentés dans le tableau 7 indiquent que nous rejetons l'hypothèse nulle de l'exogénéité de la variable concentration (HHI), quel que soit la spécification du modèle (modèle complet et modèle réduit). Ceci signifie que l'estimateur OLS de la même équation produirait des estimations fallacieuses. Par conséquent, la variable de concentration du marché est endogène et le l'estimateur 2SLS conduit à des résultats robustes.

Afin de vérifier la validité des instruments, le test de Sargan est utilisé. Ceci est un test de suridentification des restrictions. L'hypothèse nulle commune est que les instruments sont des instruments valides, c'est-à-dire qu'ils ne sont pas corrélés avec le terme erreur et que les instruments exclus sont correctement omis de l'équation structurelle. Les résultats du test de Sargan ne rejettent pas l'hypothèse nulle et confirment donc la validité des instruments. Le test de sous-identification est le test du Multiplicateur de Lagrange (ML) permettant de déterminer si l'équation est identifiée, c'est-à-dire que les instruments exclus sont « pertinents » ; c'est-à-dire corrélés avec le régresseur endogène. Ce test est essentiellement le test du rang d'une matrice. Lorsque les erreurs sont supposées indépendantes et identiquement distribuées (*i.i.d.*), une version ML du test de corrélation canonique d'Anderson est rapportée. Les résultats de ce test rejettent l'hypothèse nulle et cela indique que la matrice a un rang de colonne complet, c'est-à-dire que le modèle contient des variables identifiées. Bien que les instruments soient valides, les estimateurs peuvent être peu performants lorsque ces instruments sont faibles. Par ailleurs, comme les statistiques du test de Stock et Yogo dépassent largement la

valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle que les instruments sont faibles (i.e. peu corrélés avec la variable endogène de droite) avec un seuil de 95 %.

Ces différents tests nous montrent la pertinence des instruments retenus (instruments valides et puissants) et viennent ainsi confirmer que l'approche des variables instrumentales fournit dans le cadre de cette étude conduit à des résultats non biaisés.

Les résultats des modèles de la première étape (modèles (3) et (5)) montrent que la variable HHI est positivement influencée par tous ses instruments (l'intensité capitalistique, de l'investissement et de l'échelle minimum d'efficience). Ces résultats sont similaires à ceux de Resende (2007), Bhandari (2010), McCafferty et Bhuyan (2012) et Sahoo et Mishra (2012). Selon Geroski et Pomroy (1990), l'augmentation de l'intensité capitalistique favorise la concentration des industries. L'intensité capitalistique reflète l'existence d'importants coûts irrécupérables qui créent les barrières à l'entrée et par conséquent génère le profit de monopole. Selon les mêmes auteurs, le degré de concentration est plus ou moins élevé selon la taille du marché. Un marché de petite taille élève le niveau de la concentration à l'inverse d'un marché de grande taille. Mais, à moins d'une adaptation, la loi de Pareto en vertu de laquelle il y a une coexistence de petites et de grandes entreprises ne peut guère être observée dans de petites économies caractérisées par la présence quasi exclusive de PME et de très petites entreprises.

Dans l'équation de profit (MPC), le coefficient associé à la concentration est non significatif. Ainsi, contrairement au paradigme SCP, nos résultats montrent qu'un profit élevé ne peut être le résultat d'une forte concentration. Par conséquent, le profit des entreprises n'est pas le résultat d'une collusion dans les secteurs concentrés. Au contraire, les entreprises dans les secteurs concentrés pourraient être moins rentables. Ceci pourrait être dû au fait que même dans les marchés concentrés, les entreprises adoptent des comportements concurrentiels, en réalisant des investissements élevés et ne peuvent donc pas avoir des profits élevés, du moins à court terme. Selon Spence (1977), les coûts liés à la défense du pouvoir de marché entraînent la baisse de la rentabilité. En effet, le maintien du pouvoir de marché implique des coûts tels que les capacités excédentaires ou des stratégies de prix bas pour décourager l'entrée de nouvelles firmes.

Nos résultats viennent ainsi renforcer les conclusions des travaux antérieurs, notamment ceux qui infirment l'hypothèse de collusion de l'école d'Harvard (Mishra, 2008; Flamini *et al.*, 2009; Outreville, 2015; Alhassan *et al.*, 2016; Bucavska et Hadzi Misheva, 2017; Keil, 2019). Par contre, en réfutant cette hypothèse de collusion, ces travaux trouvent plutôt un soutien à l'hypothèse d'efficience de marché de l'école de Chicago. Ce travail confirme cet effet d'efficience en trouvant un effet positif de l'efficience sur le profit des entreprises. Cela montre que les entreprises les plus efficaces ont un avantage compétitif sur leur rival et par conséquent ont des profits plus élevés (Demsetz, 1973). Donc, ce n'est pas la concentration de marché qui rend les entreprises rentables, mais leur

TABLEAU 7  
RÉSULTAT DES ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

Variables	MCO			2SLS		
	(1)	(2)	(3) 1 <sup>ère</sup> étape	(4) 2 <sup>ème</sup> étape	(5) 1 <sup>ère</sup> étape	(6) 2 <sup>ème</sup> étape
	MPC	MPC	HHI	MPC	HHI	MPC
HHI	-3,760** (1,801)	-1,349 (1,483)		-3,469 (2,375)		-0,938 (1,902)
PM	-4,516 (2,800)		0,110*** (0,0380)	-4,444 (2,779)		
EFFI	33,56*** (2,943)		0,0745* (0,0400)	33,50*** (2,907)		
RD	-1,219 (0,898)		0,000584 (0,0122)	-1,233 (0,885)		
TIC	0,202 (0,200)		-0,00193 (0,00272)	0,201 (0,197)		
CADRE	0,00594 (0,0143)		-0,00041** (0,000194)	0,00633 (0,0142)		
SALAIRE	-0,229 (0,200)	0,00776 (0,158)	-0,000900 (0,00272)	-0,229 (0,197)	0,000374 (0,00217)	0,00753 (0,157)
TPE	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
PE	-3,177*** (0,793)	0,0871 (0,616)	-0,00370 (0,0108)	-3,175*** (0,779)	0,00958 (0,00847)	0,0752 (0,611)
PME	-6,504*** (0,886)	0,163 (0,593)	-0,0125 (0,0120)	-6,494*** (0,872)	-0,000730 (0,00815)	0,167 (0,587)
GE	-7,306*** (1,372)	0,533 (0,792)	0,0180 (0,0187)	-7,325*** (1,352)	0,00426 (0,0109)	0,518 (0,786)
AGE1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
AGE2	-0,371 (0,654)	-0,819 (0,549)	0,0139 (0,00890)	-0,381 (0,645)	0,00618 (0,00755)	-0,824 (0,544)

TABLEAU 7 (suite)  
RÉSULTAT DES ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

Variables	MCO			2SLS		
	(1)	(2)	(3) 1 <sup>ère</sup> étape	(4) 2 <sup>ème</sup> étape	(5) 1 <sup>ère</sup> étape	(6) 2 <sup>ème</sup> étape
	MPC	MPC	HHI	MPC	HHI	MPC
AGE3	-0,284 (0,510)	-0,534 (0,465)	0,000276 (0,00694)	-0,284 (0,501)	0,00422 (0,00638)	-0,538 (0,461)
IDE	-11,32*** (1,840)		0,0190 (0,0251)	-11,35*** (1,814)		
ISO	-0,887 (0,706)	-1,026 (0,631)	-0,00694 (0,00961)	-0,879 (0,695)	-0,00346 (0,00864)	-1,022 (0,625)
MOTIVATION	-0,0138 (0,547)	0,0862 (0,470)	-0,00800 (0,00745)	-0,00647 (0,539)	-0,00752 (0,00645)	0,0946 (0,466)
FORMATIONTIC	3,592** (1,583)	0,838 (1,195)	-0,00459 (0,0216)	3,617** (1,562)	-0,00186 (0,0164)	0,852 (1,184)
EXPORT	-0,252 (1,302)		-0,0185 (0,0181)	-0,262 (1,280)		
HOMME	-0,571 (0,683)	0,0930 (0,586)	-0,00726 (0,00932)	-0,569 (0,671)	-0,00413 (0,00807)	0,0930 (0,580)
AGEDIRI1	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
AGEDIRI2	0,604 (1,040)	0,217 (0,786)	0,0348** (0,0143)	0,568 (1,040)	0,0225** (0,0108)	0,184 (0,784)
AGEDIRI3	0,156 (0,797)	0,00387 (0,696)	0,00879 (0,0108)	0,152 (0,783)	0,00943 (0,00953)	-0,0103 (0,691)
AGEDIRI4	-0,895 (0,673)	-0,825 (0,566)	0,0125 (0,00914)	-0,902 (0,662)	0,00867 (0,00777)	-0,838 (0,562)
AUPLUSPRIMAIRE	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
SECONDAIRE	0,585 (0,790)	0,448 (0,695)	-0,0105 (0,0107)	0,596 (0,778)	-0,0107 (0,00952)	0,471 (0,691)

TABLEAU 7 (fin)

## RÉSULTAT DES ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

	MCO			2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variables	MPC	MPC	1 <sup>ère</sup> étape HHI	2 <sup>ème</sup> étape MPC	1 <sup>ère</sup> étape HHI	2 <sup>ème</sup> étape MPC
BAC	-0,0986 (0,779)	-0,172 (0,683)	-0,0143 (0,0106)	-0,0786 (0,773)	-0,00720 (0,00936)	-0,151 (0,679)
BACPLUS	1,569** (0,704)	1,302** (0,590)	0,0132 (0,00956)	1,557** (0,694)	-0,000147 (0,00810)	1,299** (0,585)
AUTRESNATION CAMEROUN	Réf. -0,505 (0,738)	Réf. -0,320 (0,636)	Réf. -0,0101 (0,0101)	Réf. -0,499 (0,725)	Réf. -0,00868 (0,00873)	Réf. -0,311 (0,630)
FRANCE	-5,271*** (1,552)	-4,300*** (1,247)	-0,0208 (0,0212)	-5,244*** (1,532)	-0,0165 (0,0171)	-4,277*** (1,236)
IK			0,499*** (0,0734)		0,575*** (0,0623)	
MES			0,145*** (0,0115)		0,156*** (0,00977)	
I			0,122*** (0,00553)		0,125*** (0,00455)	
CONSTANTE	-23,94*** (2,788)	1,009 (1,471)	-2,521*** (0,170)	-23,97*** (2,744)	-2,689*** (0,146)	0,906 (1,487)
Test d'endogénéité de Durbin-Wu-Hausman				3,034**		4,116**
Test de sur-identification de Sargan				3,171		1,389
Test de sous-identification d'Anderson				596,229***		467,833***
Test de Stock et Yogo : stat. de Cragg-Donald				308,917		480,690
Valeur critique (seuil de 5 %)				13,91		13,91
Observations	1,001	1,001	1,001	1,001	1,008	1,001
R-squared	0,231	0,033	0,643	0,231	0,628	0,033

NOTE : Écarts-types entre parenthèses; \*\*\* p&lt;0,01, \*\* p&lt;0,05, \* p&lt;0,1; Réf. : variable de référence.



capacité à maximiser leur production à moindre coût. Ensuite, elles peuvent fixer des prix bas, proposer un produit de meilleure qualité et augmenter ainsi leur profit (Demsetz, 1973; Phillips, 1976; Peltzman, 1977; Bresnahan, 1989).

Nos résultats mettent également en évidence l'impact positif de l'éducation du promoteur et l'impact négatif de la taille de l'entreprise sur le profit. Les petites firmes peuvent avoir de meilleurs profits, car elles ont moins de charges, ont une forte incitation à améliorer leur faiblesse pour survivre, adoptent la technologie de façon plus appropriée et sont plus flexibles en matière de changement technologique (Lundvall et Battese, 2000; Faruq et Yi, 2010). Nos résultats montrent aussi que les entreprises étrangères sont moins rentables que les entreprises domestiques. Les entreprises domestiques peuvent être plus performantes lorsque les entreprises étrangères sont moins familières avec l'environnement local. Les profits des entreprises étrangères seraient plus faibles à cause des problèmes de coordination et de coûts d'apprentissage élevés concernant les différents marchés locaux (Bernard *et al.*, 2003). Ce phénomène peut également expliquer pourquoi les entreprises dirigées par les Français ont des profits plus faibles.

## CONCLUSION

Les mauvaises performances de l'économie camerounaise et surtout du secteur industriel sont marquées par une période de transformation opérée qui n'a pas toujours été pro concurrentielle. C'est dans ce contexte que cette étude a essayé de mesurer l'effet de la structure de marché sur la performance des entreprises industrielles camerounaises. Pour réaliser cela, nous avons utilisé la méthode des variables instrumentales (2SLS) sur données d'enquête sur les entreprises réalisée par l'Institut National de la Statistique (INS) du Cameroun. Nos résultats ont montré que le profit n'est pas le résultat de la collusion des entreprises dans les secteurs concentrés, mais plutôt la résultante de leur efficacité supérieure. Plus encore, l'efficacité est la variable la plus importante dans l'explication de la rentabilité des entreprises camerounaises. Ainsi, le regard des autorités publiques ne doit pas se porter sur la structure de marché dans le but de la rendre plus concurrentielle. En d'autres termes, une politique de lutte contre la concentration serait inefficace et injustifiée. À la place, l'état devrait mettre en œuvre des politiques pouvant améliorer l'efficacité des entreprises.

TABLEAU 1

PROPORTION DES ENTREPRISES SELON LE SECTEUR D'ACTIVITÉ (POPULATION MÈRE) (%)

Sous-secteur industriels						
	Extraction	Industries alimentaires	Autres industries manufacturières	Électricité, eau et gaz	Construction	Total
<b>TPE</b>	0,05 (5)	3,57 (352)	93,55 (9222)	0,21 (21)	2,62 (258)	100,00 (9858)
<b>PE</b>	0,58 (5)	14,57 (125)	59,79 (513)	1,28 (11)	23,78 (204)	100,00 (858)
<b>ME</b>	0,68 (5)	20,81 (154)	50,41 (373)	3,92 (29)	24,19 (179)	100,00 (740)
<b>GE</b>	4,37 (10)	27,95 (64)	51,97 (119)	5,68 (13)	10,04 (23)	100,00 (229)
<b>Total</b>	<b>0,21 (25)</b>	<b>5,95 (695)</b>	<b>87,52 (10227)</b>	<b>0,63 (74)</b>	<b>5,68 (664)</b>	<b>100,00 (11685)</b>

NOTE : Les effectifs entre parenthèses.

TABLEAU 2

PROPORTION DES ENTREPRISES SELON LE SECTEUR D'ACTIVITÉ (ÉCHANTILLON) (%)

Sous-secteur industriels						
	Extraction	Industries alimentaires	Autres industries manufacturières	Électricité, eau et gaz	Construction	Total
<b>TPE</b>	1,17 (6)	13,45 (69)	43,86 (225)	4,48 (23)	37,04 (190)	100,00 (513)
<b>PE</b>	0,98 (2)	26,34 (54)	40,49 (83)	5,85 (12)	26,34 (54)	100,00 (205)
<b>ME</b>	1,52 (3)	31,47 (62)	42,13 (83)	5,08 (10)	19,80 (39)	100,00 (197)
<b>GE</b>	3,23 (3)	26,88 (25)	55,91 (52)	3,23 (3)	10,75 (10)	100,00 (93)
<b>Total</b>	<b>1,39 (14)</b>	<b>20,83 (210)</b>	<b>43,95 (443)</b>	<b>4,76 (48)</b>	<b>29,07 (293)</b>	<b>100,00 (1008)</b>

NOTE : Les effectifs entre parenthèses.

TABLEAU 3  
DISTRIBUTION DES SCORES D'EFFICIENCE

<b>Branche</b>	<b>Efficienc moyenne (%)</b>	<b>Part des entreprises efficentes (%)</b>	<b>Part des entreprises super-efficentes (%)</b>
Extraction d'hydrocarbures et de produits énergétiques	100 (0,00)	50,00	25,00
Autres activités extractives	87 (0,12)	28,57	00
Industrie de la viande et du poisson	-	-	-
Travail des grains et fabrication des produits amylacés	87 (0,15)	00	50,00
Industrie du cacao du café du thé et du sucre	84 (0,16)	00	21,43
Industrie des oléagineux et d'aliments pour animaux	91 (0,13)	10,00	30,00
Fabrication de produits à base de céréales	84 (0,13)	10,53	9,47
Industrie du lait, des fruits et légumes et des autres produits alimentaires	84 (0,14)	8,33	25,00
Industrie de boissons	86 (0,14)	18,18	18,18
Industries du tabac	95 (0,09)	33,33	00
Industries du textile et de la confection	83 (0,12)	00	11,43
Industries du cuir et fabrication des chaussures	94 (0,19)	00	50,00
Industries du bois sauf fabrication des meubles	84 (0,13)	6,98	18,60
Fabrication de papier et d'articles en papier, imprimerie et activités annexes	87 (0,11)	7,50	11,25
Raffinage de pétrole, cokéfaction et autres transformations	85 (0,19)	50,00	00
Industries chimiques et fabrication de produits chimiques	0,84 (0,13)	12,90	9,68
Production de caoutchouc et fabrication d'articles en caoutchouc et en matières plastiques	80 (0,13)	4,76	14,29
Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	86 (0,16)	11,11	22,22
Fabrication des produits métallurgiques de base et d'ouvrage en métaux	90 (0,12)	16,67	22,22
Fabrication de machines d'appareils électriques et autres matériaux	89 (0,10)	5,56	5,56
Fabrication d'équipements et d'appareils audiovisuels	93 (0,11)	00	22,22
Fabrication de matériel de transport	90 (0,16)	00	33,33
Fabrication de meubles, activités de fabrication et autres	87 (0,15)	13,79	24,14
Production et distribution d'électricité gaz et eau	85 (0,12)	16,67	11,11
Construction	89 (0,13)	15,68	19,49
<b>Moyenne totale</b>	<b>85,10 (0,13)</b>	<b>11,79</b>	<b>16,71</b>

NOTE : L'écart-type entre parenthèses.

TABLEAU 4

## DESCRIPTION DES VARIABLES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Variables	Définition	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
Variables dépendantes					
VA	Log de la valeur ajoutée de l'entreprise	9,861	2,197	0	20,72
PROFIT	valeur de la production moins le coût du travail et les dépenses de matières premières, le tout divisé par la valeur de la production	0,154	5,948	-161,5	1,002
EFFI	Efficienc estimée avec l'approche de la frontière espérée d'ordre-m	0,851	0,133	0,355	1,219
Variables permettant d'estimer l'efficience					
Y	Log de la valeur de la production de l'entreprise	11,534	2,027	5,442	18,476
K	facteur capital mesuré par le log du capital social de l'entreprise	10,84	4,342	4,615	20,723
L	Facteur travail mesuré par le log du nombre d'employés permanents	2,454	1,545	0,693	8,595
M	Log du stock de matières premières	6,039	4,237	0	17,58
Variables indépendantes					
AGE	AGE1=1 si Age de l'entreprise < 5 ans et 0 sinon (groupe de réf.)	0,311	0,463	0	1
	AGE2=2 si 5-9 et 0 sinon	0,227	0,419	0	1
	AGE3=3 si 10 et plus et 0 sinon	0,405	0,491	0	1
TAILLE	TPE=1 si Chiffre d'affaires (en Millions de F CFA) < 15 et 0 sinon (groupe de réf.)	0,541	0,499	0	1
	PE=2 si 15-100 et 0 sinon	0,166	0,372	0	1
	ME=3 si 100-1000 et 0 sinon	0,200	0,401	0	1
	GE=4 si plus de 1000 et 0 sinon	0,0933	0,291	0	1
SALAIRE	Log du salaire moyen des employés permanents	6,912	1,406	0	11,99
CADRE	CADRE=1 s'il y a au moins un cadre dans l'entreprise et 0 sinon	3,679	18,27	0	148
TIC	= 0 si pas de TIC ; 1 si une TIC ; 2 si deux TIC ; 3 si trois TIC ; 4 si quatre TIC (variable continue)	1,237	1,490	0	4
RD	= 1 si l'entreprise a investi en R&D ou a fait de la R&D expérimentale dans l'établissement et 0 sinon	0,0868	0,282	0	1
IK	Intensité capitalistique moyen d'une branche				
MES	Échelle ou taille minimale d'efficience mesurée comme le log de la production moyenne d'une branche	11,52	0,327	10,17	13,86
I	Log de l'investissement moyen d'une branche	4,722	0,633	2,539	6,713

TABLEAU 4 (suite)  
DESCRIPTION DES VARIABLES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Variables	Définition	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
IDE	= 1 si l'entreprise est une filiale étrangère ; 0 sinon	0,0215	0,145	0	1
HHI	$HHI = \sum_{i=1}^N (PM)^2$ Indice de concentration d'Herfindahl-Hirschman mesurant la concurrence domestique. Cet indice est déterminé par la somme des carrés des parts de marché (PM) des entreprises dans un secteur d'activité	0,246	0,132	0,0367	0,472
PM	Part de marché égale au chiffre d'affaire de l'entreprise divisé par celui de sa branche	0,0286	0,103	1,59e-6	1
EXPORT	= 1 si l'entreprise a une production destinée principalement à l'exportation ; 0 sinon	0,0311	0,174	0	1
MOTIVATION	= 1 si l'entreprise paye des prestations sociales autres qu'indemnités de transport et de logement et cotisations CNPS dans le but de motiver les salariés et 0 sinon	0,247	0,431	0	1
FORMATIC	= 1 si l'entreprise a fourni une formation au personnel liée aux nouvelles technologies et 0 sinon	0,0286	0,167	0	1
ISO	= 1 si l'entreprise a une certification ISO et 0 sinon	0,120	0,325	0	1
Caractéristiques du dirigeant					
HOMME	= 1 si le dirigeant est un homme et 0 sinon	0,735	0,442	0	1
AGE	AGEDIRI1=1 si 21-31 et 0 sinon (groupe de réf.)	0,0680	0,252	0	1
	AGEDIRI2=1 si 32-42 et 0 sinon	0,0983	0,298	0	1
	AGEDIRI3=1 si 43-53et 0 sinon	0,129	0,336	0	1
	AGEDIRI4=1 si 54 et plus et 0 sinon	0,338	0,473	0	1
EDUCATION	AUPLUSPRIMAIRE=1 si le dirigeant a au plus le niveau primaire et 0 sinon (groupe de réf.)	0,0421	0,201	0	1
	SECONDAIRE=1 si le niveau scolaire le plus élevé du dirigeant est le secondaire et 0 sinon	0,165	0,371	0	1
	BAC=1 si le niveau scolaire le plus élevé du dirigeant est le Bac et 0 sinon	0,145	0,352	0	1
	BACPLUS=1 si le niveau scolaire le plus élevé du dirigeant est au moins Bac + 2 et 0 sinon	0,280	0,449	0	1
NATIONALITE	CAMEROUN si le dirigeant est camerounais et 0 sinon	0,847	0,360	0	1
	FRANCE si le dirigeant est français et 0 sinon	0,0339	0,181	0	1
	EURHORSFCE si le dirigeant est européen, hormis français et 0 sinon	0,0285	0,167	0	1
	AUTRESNATIONS si le dirigeant est d'une autre nationalité (américain, asiatique, etc.) et 0 sinon (groupe de réf.)	0,0909	0,288	0	1
WEIGHT	Poids de la pond. : ratio entre la proportion de la population et la proportion de l'échantillon	8,508	6,403	0,0755	14,33

NOTE : Réf. pour référence.

TABLEAU 6

VALEUR DU FACTEUR D'INFLATION DE LA VARIANCE (VIF)

Variable	VIF	1/VIF	Variable	VIF	1/VIF
GE	2,99	0,334685	PE	1,48	0,675929
VA	2,66	0,376377	BAC	1,47	0,679259
AGEDIRI4	2,37	0,421581	AGE2	1,45	0,690365
I	2,23	0,448398	PM	1,44	0,693827
BACPLUS	2,15	0,465594	FRANCE	1,43	0,701481
ME	2,12	0,472038	FORMATIONTIC	1,31	0,761487
AGEDIRI3	2,00	0,500892	IDE	1,31	0,762189
AGEDIRI2	1,90	0,526549	IK	1,30	0,767294
TIC	1,83	0,547574	EUROHORSFRCE	1,27	0,789731
HOMME	1,70	0,586696	MOTIVATION	1,23	0,811845
SECONDAIRE	1,69	0,591303	MES	1,16	0,859997
AGE3	1,57	0,635683	HHI	1,16	0,864352
CAMEROUN	1,55	0,645956	IK	1,14	0,879883
CADRE	1,49	0,668949	ISO	1,11	0,898424
RD	1,49	0,668974	EXPORT	1,09	0,917287
SALAIRE	1,48	0,675565			
			<b>Moyenne VIF</b>	<b>1,63</b>	

## BIBLIOGRAPHIE

- ALHASSAN, A. L., M. L. TETTEH et F. O. BROBBEY (2016) : « Market power, efficiency and bank profitability : evidence from Ghana », *Economic Change and Restructuring*, 49(1), 71–93.
- ARAGON, Y., A. DAOUIA et C. THOMAS-AGNAN (2005) : « Nonparametric frontier estimation : a conditional quantile-based approach », *Econometric Theory*, pp. 358–389.
- BAIN, J. S. (1951) : « Relation of profit rate to industry concentration : American manufacturing, 1936–1940 », *The Quarterly Journal of Economics*, 65(3), 293–324.
- BAUMOL, P. et J. PANZAR (1982) : *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*. Harcourt Brace Jovanovich.
- BERGER, A. N. (1995) : « The profit-structure relationship in banking—tests of market-power and efficient-structure hypotheses », *Journal of money, credit and banking*, 27(2), 404–431.
- BERNARD, A. B., J. EATON, J. B. JENSEN et S. KORTUM (2003) : « Plants and productivity in international trade », *American Economic Review*, 93(4), 1268–1290.
- BHANDARI, A. K. (2010) : « Concentration, entry barriers and profitability in the Indian industries : an empirical analysis », *Journal of Quantitative Economics*, 8(2), 61–80.
- BLUHM, R. et A. SZIRMAI (2011) : « Institutions, Inequality and Growth : A review of theory and evidence on the institutional determinants of growth and inequality », Innocenti working papers, UNICEF.
- BRESNAHAN, T. F. (1989) : « Empirical studies of industries with market power », dans *Handbook of industrial organization*, vol. 2, pp. 1011–1057. Elsevier.
- BUCEVSKA, V. et B. HADZI MISHEVA (2017) : « The determinants of profitability in the banking industry : Empirical research on selected Balkan countries », *Eastern European Economics*, 55(2), 146–167.
- CHAFFAI, M. E., M. DIETSCH et A. LOZANO-VIVAS (2001) : « Technological and environmental differences in the European banking industries », *Journal of Financial Services Research*, 19(2-3), 147–162.
- CHAMBERLIN, E. H. (1929) : « Duopoly : Value where sellers are few », *The Quarterly Journal of Economics*, 44(1), 63–100.
- CLARKE, R. et S. W. DAVIES (1982) : « Market structure and price-cost margins », *Economica*, 49(195), 277–287.
- DAOUIA, A. et L. SIMAR (2007) : « Nonparametric efficiency analysis : a multivariate conditional quantile approach », *Journal of Econometrics*, 140(2), 375–400.
- DELORME JR, C. D., D. R. KAMERSCHEN, P. G. KLEIN et L. F. VOEKS (2002) : « Structure, conduct and performance : a simultaneous equations approach », *Applied Economics*, 34(17), 2135–2141.

- DEMSETZ, H. (1967) : « Towards a Theory of Property Rights », *American Economic Review*, 57(2), 347–359.
- (1973) : « Industry structure, market rivalry, and public policy », *The Journal of Law and Economics*, 16(1), 1–9.
- DOMOWITZ, I., R. G. HUBBARD et B. C. PETERSEN (1986) : « Business cycles and the relationship between concentration and price-cost margins », *The RAND Journal of Economics*, pp. 1–17.
- FARUQ, H. A. et D. T. YI (2010) : « The determinants of technical efficiency of manufacturing firms in Ghana », *Global Economy Journal*, 10(3), 1850205.
- FLAMINI, V., L. SCHUMACHER et C. A. McDONALD (2009) : « The determinants of commercial bank profitability in Sub-Saharan Africa », Document de Travail 9-15, International Monetary Fund.
- FRANK, N. et H. HESSE (2009) : *Financial spillovers to emerging markets during the global financial crisis*, no. 9-104. International Monetary Fund.
- GEROSKI, P. A. et R. POMROY (1990) : « Innovation and the evolution of market structure », *The Journal of Industrial Economics*, pp. 299–314.
- GO, G. L., D. R. KAMERSCHEN et C. D. DELORME (1999) : « Market structure and price-cost margins in Philippine manufacturing industries », *Applied Economics*, 31(7), 857–864.
- GONZÁLEZ, L. O., A. RAZIA, M. V. BÚA et R. L. SESTAYO (2019) : « Market structure, performance, and efficiency : Evidence from the MENA banking sector », *International Review of Economics & Finance*, 64, 84–101.
- GUJARATI, D. N. (2003) : *Basic Econometrics. Forth Edition*. McGraw-Hill.
- GUPTA, V. K. (1983) : « A simultaneous determination of structure, conduct and performance in Canadian manufacturing », *Oxford Economic Papers*, 35(2), 281–301.
- HERSCH, P. L., D. M. KEMME et S. BHANDARI (1994) : « Competition in transition economies : determinants of price-cost margins in private sector manufacturing in Eastern Europe », *Southern Economic Journal*, pp. 356–366.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE (2009) : « Recensement Général des Entreprises », Document de Travail, INS, Rapport principal RGE.
- JOVANOVIĆ, B. (1982) : « Selection and the Evolution of Industry », *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pp. 649–670.
- KALIRAJAN, K. P. (1993) : « On the simultaneity between market concentration and profitability : the case of a small-open developing country », *International Economic Journal*, 7(1), 31–48.
- KAMERSCHEN, D. R., P. G. KLEIN et D. V. PORTER (2005) : « Market structure in the US electricity industry : A long-term perspective », *Energy Economics*, 27(5), 731–751.
- KEIL, J. (2019) : « Is there a causal effect of concentration on persistent profitability differentials ? », *Industrial and Corporate Change*, 28(2), 241–257.



- KHAN, H. H., R. B. AHMAD et S. G. CHAN (2018) : « Market structure, bank conduct and bank performance : Evidence from ASEAN », *Journal of Policy Modeling*, 40(5), 934–958.
- LEIBENSTEIN, H. (1966) : « Allocative efficiency vs. "X-efficiency" », *American Economic Review*, 56(3), 392–415.
- LIPCZYNSKI, J., J. O. WILSON et J. A. GODDARD (2005) : *Industrial organization : competition, strategy, policy (2nd Ed.)*. Pearson Education.
- LUNDEVALL, K. et G. E. BATTESE (2000) : « Firm size, age and efficiency : evidence from Kenyan manufacturing firms », *The Journal of Development Studies*, 36(3), 146–163.
- MARTIN, S. (1979) : « Entry barriers, concentration, and profits », *Southern Economic Journal*, pp. 471–488.
- (1993) : *Advanced industrial economics*. Blackwell.
- MARUYAMA, N. et H. ODAGIRI (2002) : « Does the 'persistence of profits' persist ? : a study of company profits in Japan, 1964–97 », *International Journal of Industrial Organization*, 20(10), 1513–1533.
- MASON, E. S. (1939) : « Price and production policies of large-scale enterprise », *American Economic Review*, 29(1), 61–74.
- MCCAFFERTY, M. et S. BHUYAN (2012) : « An analysis of market power in the U.S. brewing industry : A Simultaneous Equation Approach », 2012 Annual Meeting, August 12-14, 2012, Seattle, Washington 124675, Agricultural and Applied Economics Association.
- MISHRA, P. (2008) : « Concentration-markup relationship in Indian manufacturing sector », *Economic and Political Weekly*, pp. 75–81.
- MURRAY, M. P. (2006) : « Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments », *Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 111–132.
- OUTREVILLE, J. F. (2015) : « The market structure–performance relationship applied to the Canadian wine industry », *Applied Economics Letters*, 22(18), 1486–1492.
- PANZAR, J. C. et J. N. ROSSE (1987) : « Testing for "monopoly" equilibrium », *The Journal of Industrial Economics*, pp. 443–456.
- PELTZMAN, S. (1977) : « The gains and losses from industrial concentration », *The Journal of Law and Economics*, 20(2), 229–263.
- PHILLIPS, A. (1976) : « A critique of empirical studies of relations between market structure and profitability », *The Journal of Industrial Economics*, pp. 241–249.
- PRINCE, Y. M. et A. R. THURIK (1995) : « Do small firms' price-cost margins follow those of large firms ? », *Bulletin of Economic Research*, 47(4), 321–327.
- RESENDE, M. (2007) : « Structure, conduct and performance : a simultaneous equations investigation for the Brazilian manufacturing industry », *Applied Economics*, 39(7), 937–942.

- RHOADES, S. A. (1985) : « Market share as a source of market power : Implications and some evidence », *Journal of Economics and Business*, 37(4), 343–363.
- SAHOO, C. et S. MISHRA (2012) : « Performance management benefits organizations and their employees », *Human Resource Management International Digest*, 20(6), 3–5.
- SEELANATHA, L. (2010) : « Market structure, efficiency and performance of banking industry in Sri Lanka », *Banks & bank systems*, 5(1), 20–31.
- SETIAWAN, M. et N. EFFENDI (2016) : « Survey of the Industrial Concentration and Price-cost Margin of the Indonesian Manufacturing Industry », *International Economic Journal*, 30(1), 123–146.
- SETIAWAN, M., G. EMVALOMATIS et A. O. LANSINK (2012) : « Industrial concentration and price-cost margin of the Indonesian food and beverages sector », *Applied Economics*, 44(29), 3805–3814.
- (2013) : « Structure, conduct, and performance : evidence from the Indonesian food and beverages industry », *Empirical Economics*, 45(3), 1149–1165.
- SHEPHERD, W. G. (1983) : « Economies of scale and monopoly profits », *Industrial Organization, Antitrust, and Public Policy*, 16(1), 165–204.
- (1986) : « On the core concepts of industrial economics », dans *Maintreams in Industrial Organization*, pp. 23–67. Springer.
- SIMAR, L. et P. W. WILSON (2007) : « Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes », *Journal of Econometrics*, 136(1), 31–64.
- SIMATELE, M., S. MISHI et N. NGONYAMA (2018) : « Structure and profitability in the banking sector », *Banks & bank systems*, 13(1), 49–59.
- SPENCE, A. M. (1977) : « Entry, capacity, investment and oligopolistic pricing », *The Bell Journal of Economics*, pp. 534–544.
- STIGLER, G. J. (1964) : « A theory of oligopoly », *Journal of Political Economy*, 72(1), 44–61.
- STRICKLAND, A. D. et L. W. WEISS (1976) : « Advertising, concentration, and price-cost margins », *Journal of Political Economy*, 84(5), 1109–1121.
- THEIL, H. (1971) : *Principles of Econometrics*. John Wiley & Sons.
- TYBOUT, J. R. (2000) : « Manufacturing firms in developing countries : How well do they do, and why ? », *Journal of Economic Literature*, 38(1), 11–44.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2006) : « Introductory econometrics : A modern approach (3rd ed.) », *New York : Thomson*.