



Effets des pratiques agroécologiques sur l'efficacité du système productif des producteurs maraîchers au sud du Bénin

Claude Ahouangninou, Docteur

Ecole d'Horticulture et d'Aménagement des Espaces Verts (EHAEV)
Université Nationale d'Agriculture (UNA), Bénin
Centre de Valorisation des Déchets en Energies Renouvelables et en
Agriculture (ValDERA), Université d'Abomey-Calavi (UAC), Bénin
Institut de Statistiques, Biostatistiques et Sciences Actuarielles
Université Catholique de Louvain (UCLouvain), Belgique

Moussa Wari Aboubakar, Docteur

Centre de Valorisation des Déchets en Energies Renouvelables et en
Agriculture (ValDERA), Université d'Abomey-Calavi (UAC), Bénin

Jules Adé, Docteur

Ecole d'Horticulture et d'Aménagement des Espaces Verts (EHAEV)
Université Nationale d'Agriculture (UNA), Bénin

Keline Meniodem Deliota, Msc

Institut de Statistiques, Biostatistiques et Sciences Actuarielles
Université Catholique de Louvain (UCLouvain), Belgique

Placide Clédjo, Professeur

Centre de Valorisation des Déchets en Energies Renouvelables et en
Agriculture (ValDERA), Université d'Abomey-Calavi (UAC), Bénin

Marie-Paule Kestemont, Professeure

Institut de Statistiques, Biostatistiques et Sciences Actuarielles,
Université Catholique de Louvain (UCLouvain), Belgique

[Doi:10.19044/esj.2021.v17n17p267](https://doi.org/10.19044/esj.2021.v17n17p267)

Submitted: 08 March 2021

Accepted: 06 May 2021

Published: 31 May 2021

Copyright 2021 Author(s)

Under Creative Commons BY-NC-ND

4.0 OPEN ACCESS

Cite As:

Ahouangninou C., Aboubakar M.W., Adé J., Deliota K.M., Clédjo P. & Kestemont M-P. (2021). *Effets des pratiques agroécologiques sur l'efficacité du système productif des producteurs maraîchers au sud du Bénin*. European Scientific Journal, ESJ, 17(17), 267. <https://doi.org/10.19044/esj.2021.v17n17p267>

Résumé

La production maraîchère au Bénin est associée à l'usage des intrants chimiques pour améliorer les rendements. Mais face aux risques environnementaux qui pèsent sur le milieu de production, il est nécessaire de produire plus écologique. L'objectif de cette étude est d'évaluer l'effet des pratiques agroécologiques sur l'efficacité du système productif des maraîchers. A cet effet, une base de données du Centre VaLDERA renseignant sur les pratiques agricoles, comptes et résultats d'exploitation de 197 producteurs des villes de Cotonou, Sèmè-kpodji et Ouidah en 2014 a été analysée. Une analyse en composante principale (ACP) a permis d'identifier des méta-variables : niveau d'utilisation d'engrais, pratiques agroécologiques et caractéristiques sociodémographiques. Ensuite une régression linéaire multiple log-log a permis d'identifier les variables : quantité de fientes, quantité de NPK utilisées, comme les principaux déterminants de l'efficacité des producteurs. Les variables diversité écologique, association culturale, rotation sont faiblement corrélées à l'efficacité. Il urge de former les producteurs sur les types de rotation qui puissent améliorer leur niveau de productivité et la qualité de leur production, mais aussi de les sensibiliser à l'usage des engrais organiques pour assurer la durabilité de la production.

Mots clés : Déterminants, efficacité, pratiques agroécologiques, maraîchers, Bénin

Effects of Agroecological Practices on the Efficiency of the Production System of Vegetable Growers in Southern Benin

Claude Ahouangninou, Docteur

Ecole d'Horticulture et d'Aménagement des Espaces Verts (EHAEV)
Université Nationale d'Agriculture (UNA), Bénin

Centre de Valorisation des Déchets en Energies Renouvelables et en
Agriculture (ValDERA), Université d'Abomey-Calavi (UAC), Bénin

Institut de Statistiques, Biostatistiques et Sciences Actuarielles
Université Catholique de Louvain (UCLouvain), Belgique

Moussa Wari Aboubakar, Docteur

Centre de Valorisation des Déchets en Energies Renouvelables et en
Agriculture (ValDERA), Université d'Abomey-Calavi (UAC), Bénin

Jules Adé, Docteur

Ecole d'Horticulture et d'Aménagement des Espaces Verts (EHAEV)
Université Nationale d'Agriculture (UNA), Bénin

Keline Meniodem Deliota, Msc

Institut de Statistiques, Biostatistiques et Sciences Actuarielles
Université Catholique de Louvain (UCLouvain), Belgique

Placide Clédjo, Professeur

Centre de Valorisation des Déchets en Energies Renouvelables et en
Agriculture (ValDERA), Université d'Abomey-Calavi (UAC), Bénin

Marie-Paule Kestemont, Professeure

Institut de Statistiques, Biostatistiques et Sciences Actuarielles,
Université Catholique de Louvain (UCLouvain), Belgique

Abstract

Vegetable production in Benin is associated with the use of chemical inputs to improve yields. However, given the environmental risks that weigh on the environment, it is necessary to produce in a more ecological way. The objective of this study is to evaluate the effect of agroecological practices on the efficiency of the market gardeners' production system. To this end, a database from the ValDERA Centre providing information on the agricultural practices, accounts and operating results of 197 producers in the cities of Cotonou, Sèmè-kpodji and Ouidah in 2014 was analysed. A principal component analysis (PCA) identified meta-variables: level of fertiliser use, agroecological practices and socio-demographic characteristics. Then a multiple log-log linear regression identified variables: amount of manure, amount of NPK used, as the main determinants of producer efficiency. The variables ecological diversity, crop association and rotation are weakly correlated with efficiency. There is an urgent need to train producers on the

types of rotation that can improve their level of productivity and the quality of their production, but also to make them aware of the use of organic fertilisers to ensure the sustainability of production.

Keywords: Determinants, efficiency, agro-ecological practices, market gardeners, Benin

Introduction

La production agricole occupe une place importante dans l'économie du Bénin. Elle a contribué à près de 30,48 % au Produit Intérieur Brut (PIB) du Bénin sur la période 2005-2008 (PSRSA, 2009; INSAE, 2014). De 2011 à 2014, la contribution moyenne du PIB est de 32,7% (PSDSA, 2017). La production agricole au Bénin englobe la production végétale, animale et la pêche. La production végétale est la branche la plus importante. Elle a contribué à près de 75% du PIB agricole sur la période 2011-2014 (PSDSA, 2017). Elle met à disposition des céréales, des tubercules, les légumes et fruits pour la population. La production des légumes et fruits s'est surtout développée dans les villes où la disponibilité en terre se raréfie. Dans ce contexte, les producteurs de fruits et légumes du sud du Bénin intensifient leur système de production en combinant de différentes façons les intrants pour avoir un bon rendement (Ahouangninou *et al.*, 2020). Certains ignorent le volet protection de l'environnement dans la production en utilisant plus d'engrais minéraux (NPK et Urée). L'usage excessive d'engrais minéraux peut entraîner des problèmes de contamination de l'environnement (pollution par les nitrates et nitrites). Dovonou *et al.* (2017) ont trouvé des teneurs en nitrates, nitrites et phosphates dépassant les normes admises dans les eaux de consommation au Bénin. Certains effets des pratiques agricoles sur la pollution des eaux de surfaces ont été documentés. Il s'agit de la contamination des eaux de surface par les pesticides, les nitrates et les phosphates (Lawani *et al.*, 2017). Des producteurs maraîchers font une association d'engrais minéraux et organiques. Cette dernière pratique s'insère dans les pratiques agroécologiques, levier de la durabilité de la production. La plupart des maraîchers utilise des engrais organiques en association des engrais chimiques (Ahouangninou, 2013). Mais les proportions utilisées peuvent diverger selon les producteurs et les lieux de production. Les producteurs de fruits et légumes font également des associations culturales et de la rotation culturale, mais les associations et rotation effectuées peuvent ne pas avoir une cohérence agronomique dans certains cas.

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'effet des pratiques agroécologiques sur l'efficacité du système productif des maraîchers au moyen de la modélisation.

Méthodologie d'étude

Collecte des données

Les données utilisées sont des données transversales collectées par le Centre de Valorisation des déchets en énergies renouvelables et en agriculture (Centre ValDERA) de l'Université d'Abomey-Calavi(UAC) au Sud du Bénin en 2014 sur les sites maraîchers de Cotonou, Sèmè-Kpodji et Ouidah. Les données comportent 197 observations, 11 variables quantitatives et 5 variables qualitatives. La variable efficacité est un score sur une échelle de 0 à 25 (Ahouangninou, 2013; Ahouangninou *et al.*, 2016). Ces scores ont été multipliés par 4 pour avoir un score compris entre 0 et 100. Pour obtenir les scores d'efficacité, un ratio du (produits-intrants)/produits (Vilain *et al.*, 2008) a été calculé pour chaque exploitation et les scores ont été attribués suivant une grille d'échelle car le ratio peut être supérieur à 1 (Ahouangninou, 2013; Ahouangninou *et al.*, 2016). Les scores au niveau de assolement, de diversité écologique, de rotation et succession ont été attribués suivant l'échelle de dimension agroécologique de durabilité (Ahouangninou, 2013 ; Ahouangninou *et al.*, 2016).

Analyses statistiques

Une Analyse en Composantes Principales (ACP) a été réalisée avec le logiciel R4.1 pour identifier les méta-variables corrélées à des dimensions. Ensuite des régressions linéaires ont été réalisées avec SAS Studio pour identifier les variables influençant l'efficacité des producteurs et sélectionner le meilleur modèle permettant de prédire l'efficacité dans la production. Le modèle de base utilisé est le suivant :

$$\begin{aligned} \text{Efficacité} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Age} + \beta_2 \text{AnExper} + \beta_3 \text{Assolement} + \beta_4 \text{ConsomNPK_Kg} \\ & + \beta_5 \text{Consomuree_Kg} + \beta_6 \text{Consomfiente_Kg} + \beta_7 \text{Divecologique} + \\ & \beta_8 \text{Nbre_enfant} + \beta_9 \text{Rotation_succession} + \beta_{10} \text{Site1} + \beta_{11} \text{Site2} + \\ & \beta_{12} \text{Niveauinstruction1} + \beta_{13} \text{Niveauinstruction2} + \beta_{14} \text{Niveauinstruction3} + \\ & \beta_{15} \text{Sexe1} + \beta_{16} \text{Activprin1} + \beta_{17} \text{Situationmatrimoniale1} + \varepsilon \end{aligned}$$

Dix observations ont été choisies de façon aléatoire pour servir d'échantillon test. Les 187 observations restantes ont servi d'échantillon d'apprentissage pour estimer les modèles.

Résultats et Discussion

Caractéristiques socioéconomiques des enquêtés et exploration des liens entre variables

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives sur les variables quantitatives avec l'échantillon d'apprentissage. L'âge moyen des producteurs est de 36,64 ans. L'âge minimum est 17 ans et le plus âgé a 75 ans. Le nombre

d'années d'expérience dans la production varie de 1 à 50 ans avec une moyenne de 14,49 ans.

La moyenne de l'efficacité des exploitations est de 38,22 unités de point sur cent. La superficie moyenne de terre emblavée est de 1361,27 m² avec une grande variabilité (écart-type de 2119,50). Pour accroître leur productivité, les producteurs utilisent des engrais chimiques (urée et NPK) et organiques (fientes de volailles). Les quantités moyennes de NPK, urée, fientes utilisées sont respectivement de 228,07 Kg, 232,36 Kg, de 6253,52 Kg. Les scores moyens de diversité écologique, assolement, rotation et succession culturale sont respectivement de 11,45 ; 5,59 ; 4,35. Ceci dénote d'une biodiversité et d'un niveau de rotation relativement faibles. On observe également une faible variabilité de ces scores autour de leurs moyennes (Tableau 1).

Tableau 1. Statistiques descriptives des variables quantitatives

Variable	Moyenne	Ecart-type	Maximum	Minimum
Age	36.64	12.47	75.00	17.00
An_Exper	14.49	10.26	50.00	1.00
Div_ecologique	11.45	2.95	24.00	6.00
Assolement	5.59	1.38	10.00	2.00
Rotation_succession	4.35	0.93	6.00	1.00
Efficience	38.22	23.23	99.00	9.00
Superficie	1361.27	2119.50	20000.00	64.00
Consom_NPK_Kg	228.07	587.14	5350.00	1.00
Consom_uree_Kg	232.36	411.10	3344.00	1.00
Consom_fiente_Kg	6253.52	14769.64	133750.00	50.00
Nbre_enfant	2.52	2.13	11.00	0.00

Concernant les variables qualitatives, on observe une grande proportion d'hommes pratiquant la production maraîchère (87,17%) contre 12,83% de femmes (Tableau 2). La grande majorité a la production maraîchère comme activité principale (86,63%) et plus de la moitié ont leurs exploitations dans la ville de Cotonou. Environ 1/5 soit 19,25% d'entre eux sont non instruits. Deux-cinquième soit 43,85% ont atteint le niveau primaire, 33,33% ont atteint le niveau d'enseignement secondaire. Seuls 3,74% ont atteint le niveau supérieur. Pour l'accès à l'eau pour arroser les plants, 35,83% d'entre eux utilisent les eaux de bas-fonds, 36,9% utilisent les eaux de forage et le reste des eaux de puits.

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables qualitatives

Variables	Modalités	Fréquences	Proportions
Sexe	Féminin	24	12.83
	Masculin	163	87.17
Situation matrimoniale	Célibataire	36	19.25
	Marie	151	80.75
Activité principale	Non	25	13.37
	Oui	162	86.63
Site	Cotonou	103	55.08
	Ouidah	38	20.32
	Sèmè-Kpodji	46	24.60
Accès à l'eau	Basfonds	67	35.83
	Forage	69	36.90
	Puits	51	27.27
Niveau d'instruction	Non instruit	36	19.25
	Primaire	82	43.85
	Secondaire	62	33.16
	Supérieur	7	3.74

La figure 1 montre que 39,66% de l'inertie totale est expliquée par la dimension 1 de l'ACP et le premier plan factoriel explique 58,07% de l'information contenue dans le jeu de données.

Les variables efficacité, consommation en urée, consommation en NPK et consommation en fientes sont corrélées au premier plan factoriel. Les variables : âge, année d'expérience quant à elles sont liées à la dimension 2 de l'ACP.

Les liens entre efficacité et consommation en urée, NPK et fientes sont évidentes. L'utilisation des engrais dans la production est supposée augmenter la productivité. La productivité est un instrument de l'efficacité. Ce sont des concepts voisins, mais la productivité n'est pas l'égal de l'efficacité (Sharpe,1995). Les engrais contiennent les éléments nutritifs dont a besoin la plante pour croître. Les engrais minéraux tels que NPK sont essentiels pour la fructification, l'urée pour la croissance de la plante. Quant aux engrais organiques (fientes), leur utilisation permet d'amender le sol et maintenir l'activité biologique dans le sol. Ils permettent de lutter contre la minéralisation excessive. Mais, un bon rendement ne signifie pas qu'une unité de production fait mieux. Pour un même niveau de productivité, si l'unité de production utilise moins de ressources que ses concurrents, elle est plus

efficente (Ahouangninou *et al.*, 2020). Ainsi l'efficente mesure le ratio revenus/dépenses.

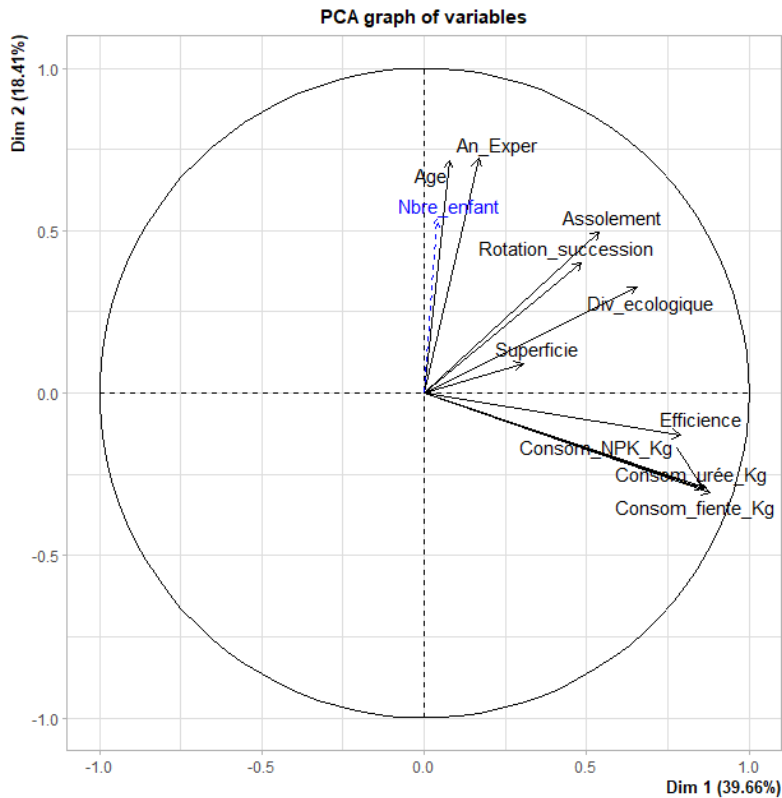


Figure 1 : Analyse en Composantes Principales

Spécification du modèle

Estimation du Modèle de base déterminant l'efficente

Le modèle estimé est globalement significatif au seuil de 5% ($p < 0,001$) (Tableau 3). De l'ensemble des coefficients estimés, au moins un est non nul au seuil de 5%. 59,11% de la variabilité de l'efficente est expliquée par l'ensemble des variables incluses avec cette spécification linéaire. Les coefficients des variables de consommation en NPK, urée, fiente et Site2 sont significativement différents de zéro.

Tableau 3. Résultats d'estimation du modèle de base

Résultats estimés des paramètres							
Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > t 	Tolérance	Inflation de variance
Intercept	1	5.27631	9.28600	0.57	0.5707	.	0
Age	1	-0.04316	0.15936	-0.27	0.7869	0.33053	3.02546
An_Exper	1	0.25500	0.16272	1.57	0.1189	0.46790	2.13723
Assolement	1	1.12400	1.21399	0.93	0.3558	0.46388	2.15575
Consom_NPK_Kg	1	-0.01816	0.00601	-3.02	0.0029	0.10473	9.54860
Consom_uree_Kg	1	0.01836	0.00631	2.91	0.0041	0.19382	5.15934
Consom_fiente_Kg	1	0.00113	0.00024308	4.63	<.0001	0.10126	9.87570
Div_ecologique	1	-0.12865	0.60597	-0.21	0.8321	0.40904	2.44475
Nbre_enfant	1	-0.81599	0.82489	-0.99	0.3240	0.42442	2.35616
Rotation_succession	1	2.71533	1.51825	1.79	0.0755	0.64850	1.54202
Site1	1	3.02968	3.48373	0.87	0.3857	0.43235	2.31293
Site2	1	11.52504	4.50002	2.56	0.0113	0.34565	2.89310
Niveau_instruction1	1	2.90841	3.56995	0.81	0.4164	0.41373	2.41705
Niveau_instruction2	1	3.53252	3.89576	0.91	0.3658	0.38597	2.59086

Niveau_instruction3	1	6.19018	7.10541	0.87	0.3849	0.71366	1.40122
Sexe1	1	-2.80454	3.95585	-0.71	0.4793	0.74159	1.34846
Activ_prin1	1	4.81788	3.63345	1.33	0.1866	0.84908	1.17775
Situation_matrimoniale 1	1	0.23202	3.69405	0.06	0.9500	0.61201	1.63396
R²		0,5911					
R²-adj		0,550					
F-value		14,37					
p-value		<0.000					

Test de Ramsey

Dans le modèle du Reset test de Ramsey, les valeurs prédites du modèle de base ont été récupérées et une régression de la variable réponse Efficience sur l'ensemble des variables explicatives et les valeurs prédites à la puissance k, avec k allant de 2 à 3 a été réalisée.

L'estimation du modèle montre que le modèle est globalement significatif au seuil de 5% ($p < 0,001$). Ce modèle explique à 85,94% la variabilité de l'efficience. Dans ce modèle, l'intérêt est porté sur les coefficients de Efficience prédite au carré et au cube. Ces coefficients sont significatifs, ce qui amène à rejeter le modèle de base. Dans la suite un modèle de type log-log sera estimé.

Estimation de modèle fonctionnel

Le **modèle 2** suivant a été estimé:

$$IEffic = \beta_0 + \beta_1 \text{Age} + \beta_2 \text{AnExper} + \beta_3 \text{Asselement} + \beta_4 \text{INPK} + \beta_5 \text{luree} + \beta_6 \text{lfiente} + \beta_7 \text{Divecologique} + \beta_8 \text{Nbre_enfant} + \beta_9 \text{Rotation_succession} + \beta_{10} \text{Site1} + \beta_{11} \text{Site2} + \beta_{12} \text{Niveauinstruction1} + \beta_{13} \text{Niveauinstruction2} + \beta_{14} \text{Niveauinstruction3} + \beta_{15} \text{Sexe1} + \beta_{16} \text{Activprin1} + \beta_{17} \text{Situationmatrimoniale1} + \varepsilon$$

L'estimation du modèle 2 montre qu'il explique 90,58% de la variabilité du logarithme de l'efficacité (Tableau 4). De plus le modèle est globalement significatif ($p < 0,0001$). Les facteurs d'inflation de la variance (VIF) sont tous en dessous de 10, ce qui indique une absence de forte colinéarité entre variables explicatives.

Tableau 4. Résultats d'estimation du modèle 2 de type log-log

Résultats estimés des paramètres							
Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > t	Tolérance	Inflation de variance
Intercept	1	0.39484	0.12174	3.24	0.0014	.	0
Age	1	-0.00089236	0.00175	-0.51	0.6109	0.32749	3.05354
An_Exper	1	0.00099617	0.00179	0.56	0.5790	0.46135	2.16755
Assolement	1	0.00417	0.01330	0.31	0.7540	0.46217	2.16370
LnPk	1	0.02454	0.01340	1.83	0.0688	0.28757	3.47743
Lfiente	1	0.38759	0.01624	23.86	<.0001	0.39388	2.53882
Luree	1	0.00238	0.01879	0.13	0.8992	0.29678	3.36944
Div_écologique	1	0.00178	0.00659	0.27	0.7876	0.41425	2.41400
Nbre_enfant	1	-0.00783	0.00902	-0.87	0.3866	0.42481	2.35398
Rotation_succession	1	-0.00238	0.01683	-0.14	0.8878	0.63083	1.58522
Site1	1	0.05478	0.03821	1.43	0.1536	0.42978	2.32678
Site2	1	-0.01046	0.05247	-0.20	0.8422	0.30408	3.28862
Niveau_instruction1	1	-0.01357	0.03862	-0.35	0.7257	0.42277	2.36536
Niveau_instruction2	1	-0.05609	0.04307	-1.30	0.1946	0.37766	2.64786
Niveau_instruction3	1	0.00241	0.07676	0.03	0.9749	0.73126	1.36750
Sexe1	1	0.02946	0.04357	0.68	0.5000	0.73099	1.36801
Activ_prin1	1	-0.03239	0.04070	-0.80	0.4273	0.80920	1.23579
Situation_matrimoniale 1	1	-0.00650	0.04025	-0.16	0.8718	0.61640	1.62232
R ²		0,9058					
R ² -adj		0,8963					

F-value		95,61					
p-value		<0.000					

Plusieurs coefficients ne sont pas significatifs. En éliminant les coefficients dont la probabilité du test de student est supérieur à $p=0,3$ et après vérification des critères de Mallows, on obtient le **modèle 3** suivant: $IEffic = \beta_0 + \beta_1INPK + \beta_2lfiente + \beta_3Site1 + \beta_4Niveauinstruction2 + \varepsilon$

De l'ensemble des méthodes de sélection ascendante, descendante et pas-à-pas, les variables communes retenues sont celles de la méthode descendante avec les variables INPK, lfiente et Site1. Ce sont celles qui sont retenues dans le modèle final. Ces variables sont incluses dans les sous-ensembles de variables retenus par les critères de Mallows (Tableau 5).

Modèle final: $IEffic = \beta_0 + \beta_1INPK + \beta_2lfiente + \beta_3Site1 + \varepsilon$

Tableau 5. Sélection avec Critères de Mallows, R^2 et R^2 -adj du modèle 3

Nombre dans le modèle	C(p)	R carré	R carré ajusté	Variables du modèle
3	4.4928	0.9021	0.9005	INPK lfiente Site1
4	5.0000	0.9029	0.9007	INPK lfiente Site1 Niveau_instruction2
2	7.6259	0.8993	0.8982	INPK lfiente
3	8.8786	0.8997	0.8981	INPK lfiente Niveau_instruction2
2	9.3799	0.8984	0.8973	lfiente Site1
3	10.2193	0.8990	0.8974	lfiente Site1 Niveau_instruction2
1	12.0828	0.8959	0.8953	Lfiente
2	13.5333	0.8962	0.8950	lfiente Niveau_instruction2
2	867.0435	0.4406	0.4345	INPK Niveau_instruction2
3	869.0261	0.4406	0.4315	INPK Site1 Niveau_instruction2
1	874.8964	0.4354	0.4323	Lnpk
2	876.7643	0.4354	0.4293	INPK Site1
2	1670.326	0.0119	0.0012	Site1 Niveau_instruction2
1	1675.308	0.0082	0.0028	Site1
1	1680.226	0.0055	0.0002	Niveau_instruction2

Le modèle final estimé avec la méthode MCO est globalement significatif et explique à 90,21% la variabilité de l'efficacité. Les indices de conditionnement et les Facteurs d'inflation de variance sont inférieures à 10, ce qui traduit une absence de multicolinéarité.

Les tests de Kolmogorov-Smirnov et test de Shapiro-Wilk confirment que les résidus suivent une loi normale (Tableau 6). Le QQ-plot et l'allure de l'histogramme des résidus confirment bien la normalité des résidus du modèle (Figures 2). Mais les tests de White (Tableau 7) et de Breusch-Pagan (Tableau 8) concluent à un hétéroscédasticité des erreurs avec le modèle final estimé par Moindre Carrés Ordinaires (MCO).

Tableau 6. Test de Normalité des résidus

Tests de normalité				
Test	Statistique		p-value	
Shapiro-Wilk	W	0.994044	Pr < W	0.6572
Kolmogorov-Smirnov	D	0.0516	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.047907	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.295301	Pr > A-Sq	>0.2500

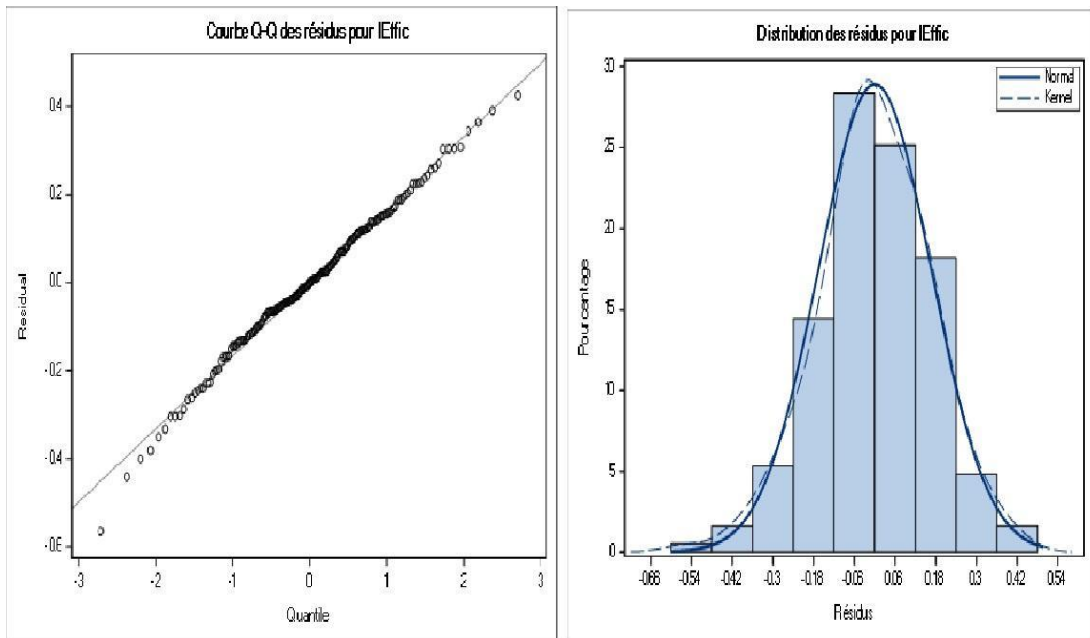


Figure 2. QQ-plot et Histogramme des résidus

Tableau 7. Résultats de l'estimation du Test de White

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > t
Intercept	1	0.19641	0.09468	2.07	0.0395
Lnpk	1	-0.02201	0.01165	-1.89	0.0605
Lfiente	1	-0.04320	0.02440	-1.77	0.0784
Site1	1	0.12000	0.03954	3.03	0.0028
Ifiente2	1	0.00262	0.00163	1.61	0.1103
INPK2	1	0.00008819	0.00092651	0.10	0.9243
LNPKlfiente	1	0.00282	0.00150	1.88	0.0612
INPKSITE1	1	0.00553	0.00414	1.34	0.1834
IfienteSITE1	1	-0.01868	0.00611	-3.06	0.0026
R²		0.2748			
R²-adj		0.2422			
F-value		8.43			
p-value		<.0001			

Tableau 8. Résultats de l'estimation de Test de Breusch-Pagan

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > t
Intercept	1	-0.03639	0.02063	-1.76	0.0795
Lnpk	1	0.00503	0.00219	2.29	0.0230
Lfiente	1	0.00611	0.00312	1.96	0.0520
Site1	1	-0.00598	0.00588	-1.02	0.3103
R²		0.1349			
R²-adj		0.1208			
F-value		9.52			
p-value		<.0001			

Le modèle estimé par la méthode Robuste fournit les meilleures estimations car prend en compte l'hétéroscédasticité des erreurs dans l'estimation des paramètres (Figure 3).

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > t
Intercept	1	0.35025	0.08718	4.02	<.0001
INPK	1	0.02430	0.00927	2.62	0.0095
lfiente	1	0.38971	0.01320	29.53	<.0001
Site1	1	0.05620	0.02484	2.26	0.0248

Résultats estimés des paramètres							
Paramètre	DDL	Estimation	Erreur type	Intervalle de confiance à 95%		Khi-2	Pr > khi-2
Intercept	1	0.2258	0.0857	0.0578	0.3939	6.94	0.0085
INPK	1	0.0272	0.0091	0.0094	0.0451	8.93	0.0028
lfiente	1	0.4059	0.0130	0.3804	0.4313	977.64	<.0001
Site1	1	0.0478	0.0244	-0.0001	0.0957	3.83	0.0503
Scale	1	0.1540					

Figure 3. Résultats d'estimation du modèle final par MCO (Tableau de haut) et Robuste (Tableau du bas)

Significativité et Interprétation

Le modèle final estimé par MCO est globalement significatif au seuil de 1% (Figure 3). L'ensemble des régresseurs ont leurs coefficients qui sont significativement différents de zéro au seuil de 5%. Un pourcent (1%) d'augmentation de quantité consommée d'engrais NPK augmente l'efficacité dans la production de 0,024% alors que l'augmentation de 1% d'utilisation d'engrais organique fiente augmente de 0,39% l'efficacité du système productif, ceteris paribus. Les producteurs de Cotonou ont une efficacité de 5,62% supérieure à celles des deux autres sites, toutes les autres variables étant maintenues fixes. Mais du fait de l'hétéroscédasticité des erreurs avec cette méthode, la méthode robuste est préférée.

Avec la méthode robuste, une augmentation de 1% de quantité d'engrais NPK entraîne un accroissement de 0,027% de l'efficacité dans la production toutes les autres variables étant maintenues fixes, alors que 1% d'augmentation de fiente entraîne une augmentation de 0,406% de l'efficacité (Figure 3). Les producteurs de Cotonou ont une efficacité de 4,78% supérieure à celles des autres producteurs toute chose étant par ailleurs égale. L'utilisation d'engrais chimique NPK influence aussi l'efficacité des producteurs. Une augmentation de 1% d'utilisation de NPK entraîne 0,027% d'augmentation de l'efficacité du système tout étant par ailleurs égal. Mais, un usage excessif de NPK peut avoir un effet négatif sur la productivité, car il

peut devenir toxique pour la plante. D'autre part, cet excès peut entraîner des pollutions de l'environnement (Dovonou *et al.*, 2017 ; Lawani *et al.*, 2017 ; Mondé *et al.*, 2020). Pour une durabilité des systèmes de production maraîchers, le recours aux intrants chimiques doit être limité en mettant plus d'accent sur l'usage des engrais organiques (Ahouangninou *et al.*, 2016 ; Ouédraogo *et al.*, 2020). L'usage d'engrais organiques dans le système de production donne des rendements meilleurs à l'agriculture conventionnelle (Sardana *et al.*, 2013 ; Bruelle *et al.*, 2014). Gosh et Devi (2018) trouvent que l'incorporation du compost dans la fertilisation accroît les rendements du riz de 13,61%. Les engrais organiques sont riches en nutriments pour la plante (Singh *et al.*, 2019). Les fientes de volaille (poulet) contiennent d'importantes quantités d'azote totale, de carbone total, de potassium, de calcium. Singh *et al.* (2018) ont conclu que le compostage améliore les qualités nutritives des fientes de volailles en augmentant les teneurs en carbone totale, potassium, sodium, calcium, magnésium ainsi qu'en énergie totale contenue. De plus l'amendement organique a d'effets positifs sur les propriétés du sol (Mieldazys *et al.*, 2019). Cogger (2005) rapporte que l'usage du compost permet la restauration des sols dégradés. La présence de matières organiques va favoriser le développement de vers de terre et d'autres organismes bénéfiques pour la croissance de la plante. Al-Bataina *et al.* (2016) trouvent un effet significatif de l'âge du compost sur la libération des nutriments. Utiliser du compost non mûr peut être préjudiciable pour la plante car le compost non mûr va plus libérer d'azote qui peut être toxique pour les jeunes plants et compromettre les objectifs de performance du producteur.

Prévisions du modèle

A travers les diagnostics du modèle, le modèle final est adéquat et peut servir à faire des prévisions. Des intervalles de confiance (IC₉₅) de valeurs prédites pour de nouvelles observations ont été faites pour la méthode MCO et la méthode Robuste. Les estimations des deux méthodes sont proches, mais l'erreur standard et l'intervalle de confiance pour la méthode robuste sont un peu plus larges. Le tableau 9 montre les prévisions du logarithme de l'efficacité (IEffic) pour les 10 observations éliminées au départ (échantillon test) respectivement par MCO et la méthode Robuste. Une observation du tableau révèle que les deux méthodes donnent des prévisions proches.

L'intervalle de confiance moyen de prédiction par la méthode Robuste est [3,1944; 3,8055]. La méthode Robuste peut faire des estimations de IEffic entre [1,616; 5,564] (Tableau 10). Cet intervalle de confiance (IC₉₅) couvre bien les valeurs réelles de IEffic pour les 10 observations exclues au départ.

Tableau 9. Prévisions par MCO et Robuste pour les 10 obs exclues au départ

Obs.	IEffic	Ypred (Robuste)	Ypred (MCO)
1	2.70805	2.89645	2.91798
2	2.48491	2.77919	2.80719
3	3.80666	3.82704	3.79823
4	3.95124	3.97277	3.93940
5	3.33220	3.40352	3.39505
6	3.21888	3.09229	3.09822
7	3.33220	3.19122	3.19154
8	3.33220	3.22370	3.22274
9	4.00733	3.77048	3.74770
10	3.46574	3.41741	3.40746

Tableau 10. Intervalles de Confiance de Prévisions par méthode Robuste

Variable	Moyenne	Minimum	Maximum
IEffic (logarithme efficacité)	3.4923814	2.1972246	4.5951199
Ypred (prediction)	3.4999339	1.9390594	5.2505192
ICLow95	3.1943993	1.6165577	4.9370018
ICUpp95	3.8054685	2.2615610	5.5640366

Conclusion

Afin d'identifier les variables déterminant l'efficacité dans la production des maraîchers et de fournir un modèle permettant de le prédire, une analyse en composantes principales (ACP) et une régression de type log-log ont été utilisées. Les résultats montrent que le niveau d'utilisation d'engrais et l'efficacité sont corrélées à la première dimension de l'ACP. Le modèle de régression linéaire multiple log-log retenu a permis d'identifier les variables : quantité de fientes, quantité de NPK utilisées et le site de production, comme les principaux déterminants de l'efficacité des producteurs. Le modèle final estimé avec le modèle robuste explique à 90,21% de la variabilité de l'efficacité et respecte les hypothèses de normalité des résidus, hypothèse de résidus de moyenne nulle, et absence de multicolinéarité. La variable rotation et succession culturale est également corrélée à l'efficacité. Il urge de sensibiliser les producteurs sur l'usage des engrais organiques dans l'amendement des sols, mais aussi à l'utilisation de bonnes pratiques de rotation culturale pour garantir l'efficacité et assurer la durabilité de la production.

References:

1. Ahouangninou C. (2013). Durabilité de la production maraîchère au sud-Bénin : un essai de l'approche écosystémique. Thèse de Doctorat

- Unique en Gestion de l'Environnement, EDP, FLASH, Université d'Abomey-Calavi, Bénin, 2013, 358 p.
2. Ahouangninou C., Cledjo P., Martin T., Assogba-Komlan F., Kpenavoun S., Nouatin G., Boko W., Soumanou M., Houssou C., Biaou G., Ahanchede A., Boko M., & Fayomi B (2016). Evaluation de la durabilité de la production maraîchère au sud du Bénin. *Afrique Science*, 12 (1) : 119-134.
 3. Ahouangninou C., Boko S.Y.W., Arouna A, Logbo J, Fayomi B, & Martin T. (2020). Performance environnementale et économique dans la production de la grande morelle (*Solanum macrocarpon*) au sud du Bénin : une évaluation des efficacités technique, allocative et économique. *Agronomie Africaine*, 32(2) : 135-149
 4. Al-Bataina B.B., Young T.M., & Ranieri E. (2016). Effects of compost age on the release of nutrients. *Int. Soil Water Conserv Res* 4(3):230–236
 5. Bruelle G., Naudin K., Scopel E., Domas R., Rabeharisoa L., & Tittone P.A. (2014). Short- to mid- term impact of conservation agriculture on yield variability of upland rice: Evidence from farmer's fields in Madagascar. *Experimental Agriculture*, 51(1) : 66-84
 6. Cogger C. (2005). Bénéfices potentiels du compost pour la restauration des sols perturbés par le développement urbain. *Science et utilisation du compost* 13 (4) 243-251
 7. Dovonou F.E., Alassane A., Adjahossou V.N., Agbodo B., Djibril R., & Mama D. (2017). Impacts de l'assainissement autonome sur la qualité des eaux de puits dans la commune de Sèmè-kpodji (Sud-Bénin). *Int. J. Biol. Chem. Sci*, 11(6): 3086-3099
 8. Ghosh M., & Devi A. (2019). Assessment of crop growth, soil properties and crop yield in an upland acidic soil with inorganic fertilizer blended with organic amendments in summer rice cropping seasons. *International Journal of Recycling of Organic Waste in Agriculture* 8 (Suppl 1):S1–S9
 9. INSAE (2014). Statistiques économiques : Production agricole, République du Bénin, (2014)
 10. Lawani RAN., Kelomè N.C., Agassounon Djikpo Tchibozo M., Hounkpè J.B., Adjagodo A. (2017). Effets des pratiques agricoles sur la pollution des eaux de surface en République du Bénin, *Larhyss Journal*, 30 :173-190
 11. Mioldazys R., Jotautienė E., Jasinskas A., Pekarskas J., Zinkeviciene R. (2019). Investigation of physical-mechanical properties and impact on soil of granulated manure compost fertilizers. *Journal of Environmental Engineering and Landscape Management*, 27 (3): 153–162

12. Mondé Fifatin M-A., Ahouangninou C., Ayena A.A, Massede S., Tente B. (2020). Analyse de la gestion des intrants chimiques dans la commune de Tori-Bossito au Bénin. *International Journal of Progressive Sciences and Technologies*, 22(2) : 60-71
13. Ouédraogo F., Ahouangninou C., Kestemont M-P., & Kaboré Konkobo M. (2020). Evaluation de la durabilité des exploitations maraîchères du Burkina Faso suivant une approche éco-sociosystémique (cas de la province du Houet). *Tropicultura*, 38(2, 1520) : 2295-8010
14. PSDSA (2017). Plan Stratégique de Développement du Secteur Agricole au Bénin, République du Bénin
15. PSRSA (2009). Plan Stratégique de Relance du Secteur Agricole au Bénin, 173 p.
16. Sardana H., Bhat M.N, & Sehgal M. (2013). Evaluation and validation of non-chemical IPM and inm technology for bell pepper (*Capsicum annum* var. *Frutescens* L.) through farmers' participatory approach. *International Journal of Entomology*, 75(2) : 127-131
17. Sharpe A. (1995). International perspectives on productivity and efficiency, *Review of income and Wealth*, 1995, 41(2): 221-237.
18. Singh G., Shamsuddin M.R, Aqsha A., & Lim S.W. (2018). Characterization of Chicken Manure from Manjung Region. *IOP Conf. Series: Materials Science and Engineering* 458 (2018) 012084 doi:10.1088/1757-899X/458/1/012084
19. Vilain L., Boisset K., Girardin P., Guillaumin A., Mouchet C, Viaux P., & Zahm P. (2008). La méthode IDEA, Guide d'utilisation, Troisième édition Educagri, Dijon, France, 159 p.