Modélisation de la dynamique d'une horticulture périurbaine au Cameroun: Exemple du Sud-Ouest Cameroun entre 1995 et 2004, DONGMO C.T.*[1], NDOUMBE M.N.[2], PARROT L.[3], POUBOM C.[4].

[1] Université de Yaoundé I, Département de Mathématiques/Biométrie, B.P: 2687 Yaoundé, Cameroun

[2] Institut de Recherche Agronomique pour le Développement, BP: 2067, IRAD, Yaoundé, Cameroun

[3] Délégation Régionale du Cirad au Cameroun, BP2572, Yaoundé, Cameroun

[4] Institut de Recherche Agronomique pour le Développement, IRAD, CRRA Ekona, Cameroun

* Corresponding author: dotaclo@ yahoo.fr

Résumé

Cet article analyse l'évolution entre 1995 et 2004 du dynamisme dans la pratique horticole d'une ville périurbaine africaine de 7500 habitants, localisée dans le Sud-Ouest du Cameroun, à soixante kilomètres de la ville portuaire de Douala, en zone agricole. Nous mettons en relief l'évolution des caractéristiques des facteurs susceptibles d'influencer l'horticulture, entre autres une évolution simultanée des dépenses en intrants et du revenu (P<0,001), ce qui pose un problème réel de durabilité pour une horticulture périurbaine moins risquée en termes de résultats économiques et de pollutions sur l'environnement. Le *modèle Logit* de pratique nous fournit les déterminants de cette activité agricole : la pratique de l'horticulture n'est pas une spécialité à Muea, cependant, l'age du chef et la possession de terres cultivables sont des déterminants en 2004 (P<0,01 et P<0,001 respectivement), tel n'était pas le cas en 1995. Les conditions de logement se sont également améliorées (P<0,001), mais la construction temporaire (Bois) demeure un facteur hautement significatif en 2004 (P<0,001). L'exploitation du travail des enfants et le nombre d'actifs dans le ménage ne sont plus des facteurs déterminants en 2004 (P>0,05). La participation des femmes au sein de la production horticole est très limitée (P>0,05) et des efforts devraient être menés pour leur plus grande implication dans cette activité agricole en plein essor au Cameroun.

Mots clés: Logit ; Enquête des ménages; Agriculture urbaine ; Essor des produits vivriers

Modelling of the dynamics of a peri-urban horticulture in Cameroon: Example of South-West Cameroon between 1995 and 2004

Abstract:

This article analyzes the evolution between 1995 and 2004 of the dynamism in horticultural practice of an African peri-urban city of 7,500 inhabitants located in South-west Cameroon, at sixty kilometres from Douala, in an agricultural area. We highlight the evolution of the characteristics of the factors likely to influence the horticulture, among others a simultaneous evolution of expenditures and incomes (P<0.001), which poses a real problem of durability for a less risky peri-urban horticulture in terms of economic results and pollution in the environment. The *Logit model* of practice provides us the determining of this activity: horticultural practice is not a speciality in Muea, however, the age of the head of the household and arable earth possession are determining in 2004 (P<0.01et P<0.001 respectively), such was not the case in 1995. Housing conditions also improved (P < 0.001), but the temporary building (Wood) remains a highly significant factor in 2004 (P < 0.001). The exploitation of child labour and the number of active individuals are no more determining factors in 2004 (P>0.05). Women's participation within horticultural production is very

limited (P>0.05) and efforts should be done for their greater implication in this agricultural activity in full rise in Cameroon.

Keywords: Logi; Household survey; Urban agriculture; Food Crop Synergy

Introduction

Le secteur rural reste le secteur dominant de l'économie des pays pauvres en général et du Cameroun en particulier, tant par sa contribution à la croissance que par son potentiel en matière de réduction de la pauvreté. Le potentiel agricole des régions périurbaines joue un rôle très important dans le ravitaillement en denrées alimentaires des villes en rendant possible l'approvisionnement en produits frais des couches les plus pauvres de la population urbaine. De plus, la densité élevée de la population des régions périurbaines peut représenter un facteur de croissance très rapide des villes dû aux familles paysannes à la recherche de conditions de vie plus acceptables (Gockowski et Ndoumbé, 1999). Les déterminants de l'horticulture au Cameroun sont peu connus ; ceci est principalement dû à la prédominance du secteur informel. La pratique de l'horticulture est très souvent minimisée par les agents publics et son impact très difficile à évaluer (Parrot, Kahane, Nounamo et Nantchouang, 2005) ; pourtant elle se caractérise par une évolution rapide qui résulte des changements fréquents dans l'utilisation de l'espace urbain d'une part et du dynamisme des acteurs d'autre part. En effet, l'étude typique du cas de Muea montre que les activités agricoles ont baissé au profit des activités horticoles et que ces dernières ont rapporté dix fois plus de revenu en 2004 qu'en 1995 (Parrot, Kahane, Nounamo et Nantchouang, 2005). D'après Moustier et David (1997), les facteurs de changement au sein d'une agriculture périurbaine sont : la densité de la population et la pression foncière ; la volonté politique de soutien de l'agriculture périurbaine (protection foncière, programme de formation, aménagement hydroagricole) ; le transfert de savoir-faire (migrations, projets) ; le besoin d'emploi en ville, le besoin du marché ; les infrastructures de transport entre la ville et les zones agricoles. En conséquence de ces nombreux facteurs de changement et de leurs effets contrastés sur l'agriculture urbaine, les dynamiques d'évolution de l'agriculture urbaine ne sont pas linéaires (Gockowski et Ndoumbé, 1999 ; 2004).

Pour faciliter la pratique de l'horticulture au Cameroun, nous avons besoin de comprendre les mécanismes de la pratique de ce système agricole. Ce document se propose d'examiner les dynamiques de la pratique de l'horticulture périurbaine en 1995 et 2004 auprès des chefs de ménage. Le *modèle Logit* est utilisé pour mettre en exergue les facteurs majeurs caractérisant cette pratique en milieu périurbain et leur évolution entre 1995 et 2004.

1. Description de la zone, matériels et méthodes statistiques

2.1) Description de la zone et matériels

La province du Sud-Ouest est l'une des cinq zones agro-écologiques du pays caractérisé par une forêt humide à pluviométrie monomodale, favorable aux activités agricoles. D'après Konings (1993), 60% de terres cultivables de cette province en général et de Muea en particulier sont exploitées pour des grandes plantations (SOCAPALM[1], CDC[2], HEVECAM[3],..). La CDC possédait en 1993, 40000 hectares cultivés et 60000 hectares en réserve pour une expansion future, d'où le manque de terres cultivables par les paysans (Parrot, Kahane, Nounamo et Nantchouang, 2005).

[1] *Société Camerounaise de Palmerais*
[2] *Cameroun Développement Corporation*
[3] *Hévéa du Cameroun*

Les données secondaires utilisées sont issues de deux enquêtes menées respectivement en 1995 et 2004 auprès des ménages à Muea, petite localité du Sud-Ouest, d'environ 7500 habitants, caractérisée par un sol fertile, un climat favorable aux activités agricoles, une population diversifiée constituée en grande partie des immigrés. L'activité commerciale à Muea est régionale et présente un afflux de près de deux mille commerçants par jour de marché, car assez proche de la ville de Buéa, de la ville côtière de Douala (60km) et du Nigeria pour être considéré comme ville périurbaine. On dénombre dans la zone au total 26 cultures vivrières et de rentes au total parmi lesquels douze sont horticoles (Parrot, 1997).

Le questionnaire[4] était destiné à récolter les informations auprès des ménages: démographie, caractéristiques de logement, pratiques agricoles, activités non agricoles, les dépenses diverses et les structures d'épargne.

2.2) Méthodes statistiques

L'approche d'analyse de données catégorielles par le modèle logistique multinomial a fait l'objet d'une étude précédente sur la même base de données (*Enquête 2004*) et il a été montré que les facteurs qui influent significativement au seuil 5% sur la pauvreté dans la ville de Muea sont le niveau d'instruction du chef de ménage, la taille du ménage, la pratique d'activités urbaines (non agricoles), les transferts monétaires envoyés depuis le ménage à l'extérieur de la ville et la possession de terres cultivables (Parrot , Nantchouang,Tchamda, 2005). Dans ce travail, nous utilisons plutôt le modèle de régression logistique binaire qui a fait l'objet de la modélisation de l'adoption du système de production de monoculture intensive dans la région Sud (Gockowski et Ndoumbé, 2004). Un *modèle Logit* suppose que les réponses observées (pratique) sont la manifestation d'une variable latente continue y^*_i définie par la relation :

$$y^*_i = \sum_{j=0}^{p} \beta_j x_{ij} + u_i = x_i \beta + u_i \qquad (1)$$

Où u_i suit $IN\left(0, \sigma^2\right)$ et x_i la $i^{ème}$ ligne de la matrice des observations[5].

Cependant en pratique, on observe y définie par :

$$y_i = \begin{cases} 1 \; si \; y^*_i > 0 \\ 0 \; \sin on \end{cases} \qquad (2)$$

Ainsi, la probabilité que le $i^{ème}$ chef de ménage pratique l'horticulture est donnée par :

$$p_i = prob\left(Y_i = 1 \middle| x_i\right) = \frac{\exp(\eta_i)}{1 + \exp(\eta_i)} \quad avec \quad \eta_i = x_i \beta \qquad (3)$$

---

[44] *Après un recensement de tous les ménages de la ville, on a tiré de façon aléatoire au cinquième (N/5), un échantillon représentatif, de 311 ménages en 1994 et 328 ménages en 2004 sans stratification (Parrot, 1998). Environ 136 ménages ont été enquêtés au cours des deux années.*

[5] *Vecteur des variables explicatives* $X = \left(x_{ik}\right) = (X_0, X_1, .., X_p)$ $i = 1...n; k = 0, 1...p$

η_i représente le *score* de l'individu *i*. Les *p*+1 paramètres β_j dans ce modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance (MV).En données individuelles $\{(y_i, x_i), i = 1,..,n\}$, l'estimateur du MV de β, noté $\hat{\beta}$ est celui qui maximise[7] la log-vraisemblance (*Procédure utilisée par le logiciel SAS*):

$$\ell_n(\beta) = \log(L_n(\beta))^{6} \qquad (4)$$

$$L_n(\beta) = \prod_{i=1}^{n} p_i^{y_i}(1-p_i)^{1-y_i} = \prod_i (1-p_i)\exp\{y_i \times Logit(p_i)\} \text{ et } Logit(p_i) = \log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$$

Le test de significativité des coefficients et la validité générale du modèle (3) qui seront présentés dans un tableau s'appui sur la statistique de WALD ***W***. En effet, sous l'hypothèse

Ho : $\beta_0 = \beta_1 = ... = \beta_q = 0$

$$W = \hat{\beta}^t (\hat{V}(\hat{\beta}))^{-1} \hat{\beta} \xrightarrow{loi} \chi^2(q+1) \qquad (5)$$

Où la matrice de variance-covariance estimée $\hat{V}(\hat{\beta})$ est définie par:

$$\hat{V}(\hat{\beta}) = (X^t \hat{V} X)^{-1} \quad avec \quad \hat{V} = diag\left[\hat{P}_1(1-\hat{P}_1), \cdots, \hat{P}_n(1-\hat{P}_n)\right]$$

Où $\hat{p}_i$ est la valeur estimée de p_i .

La stratégie de modélisation pour les années 1995 et 2004 repose sur les mêmes variables. Après une analyse bivariable, les facteurs potentiellement associés à notre variable dépendante « pratiq » (codée 1 si le chef de ménage qui pratique l'horticulture et 0 sinon) dont candidats à l'analyse multivariable sont: age (âge du chef de ménage); child (nombre d'enfants de moins de 15 ans dans le ménage) ; womadult (nombre de femmes adultes) ; menadult(nombre d' hommes adultes) ; landown(possession de terres cultivables); nomactiv (nombre d'activités du chef); tranceduc(niveau d'éducation du chef de famille); educdep (dépense pour l'éducation); fertiliz (dépenses cumulées en fertilisants) ; nomactif (nombres d'actifs dans le ménage) ; typstruc(matériau de construction) ; educdep (dépense pour l'éducation).

Nous avons répertorié douze produits horticoles dans la zone de Muea : Banane, Feuilles de manioc, Maïs, Mangue, Gingembre, Gombo, Orange, Poire, Poivre, Prune, Tomate, Légumes.

---

[6]*Cette log-vraisemblance est strictement concave et* β_j *est solution de* $\frac{\partial \ell_n(x)}{\partial \beta_j}$ *=0 qui se résout par la méthode de Newton-Raphson (Agresti, 1990)*

3) Résultats

3.1) Statistiques comparatives au sein du système agricole

A long terme, les caractéristiques démographiques peuvent affecter significativement le taux et les progrès techniques dans l'agriculture, et par conséquent les habitudes agricoles (Gockowski and Ndoumbé, 1999). Les résultats obtenus ne nous indiquent aucune différence significative pour ce qui est de l'âge, du nombre d'hommes et de femmes adultes, du nombre d'enfants de moins de 15 ans entre les deux années.

Le niveau d'éducation est le principal déterminant de la production (Gockowski and Ndoumbé, 1999). A Muea, nous avons une société de plus en plus scolarisée. Le taux de non instruits est passé de 27,1% en 1995 à 16,5% en 2004, soit une baisse significative (P<0,001) (Tableau I). Les résultats indiquent que les chefs de ménage à Muea tendent plus à se spécialiser, comme l'indique les proportions des personnes ayant un emploi : 56,2% en 1995 contre 69,1% en 2004(P<0,001) d'après la Tableau I.

Le nombre de chefs de ménage impliqués dans la pratique des cultures suivantes a significativement varié (P<0,01) : en baisse pour les Feuilles de manioc (41,5% en1995 et 29% en 2004); en hausse pour le Gingembre (5,5% en1995 contre 11.3% en 2004), l' Orange (2,3% en 1995 contre 7% en 2004), la Prune (10,3% en1995 contre 18,3% en 2004), la Poire (8,4% contre 15,5%) et enfin le Poivre (7,1% en 1995 contre 12,8% en 2004, P<005). Notons toutefois que le Maïs et les Légumes sont pratiqués par plus de 30% de chefs de ménage et qu'il n'y a pas eu de changement significatif entre les deux années (Tableau II).

Nous avons noté une baisse significative (P<0,001) de chefs de ménage horticulteurs soit : 73,95% en 1995 contre 56,7% en 2004. Cependant, plus de la moitié des chefs de ménage est horticultrice. En effet, la population de Muea est constituée en grand nombre des immigrés agriculteurs (Parrot, 1997). On note un changement significatif dans la qualité de logement. En effet, on construit de plus en plus en matériaux semi-permanents (4,2% en 1995 contre 5,6% en 2004) et permanents (7,5% en1995 contre 20,1% en 2004). Bien que les habitations temporaires (Bois) soient prépondérantes dans la région (88,3% en 1995 contre 74,4% en 2004), on note leur baisse significative (P<0,001), confère Tableau I. La possession des terres a légèrement augmenté dans cette période sans toutefois être significative (P>0,05). Nous notons une différence hautement significative (P<0,001) entre les deux années en ce qui concerne les dépenses en intrants (main d'œuvre et des fertilisants).

Pour les revenus, de façon globale, nous notons une augmentation significative du revenu moyen cumulé lié aux produits horticultures et non horticoles (P<0,001) entre 1995 et 2004. Une augmentation significative (P<0,01) de l'autoconsommation moyenne de ces produits est à signaler. La perte moyenne issue de l'activité horticole est significative (P<0,01), soit 703,37±145,62 en 1995 contre 3026,55±468,98, ce qui n'est pas le cas des produits non horticoles (Tableau I). Cela est dû à la précarité de la conservation et au caractère périssable de ces denrées alimentaires.

3.2) Résultats du *modèle Logit* de pratique

En 1995, nous avons utilisé 303 chefs de ménage parmi lesquels 227 sont horticulteurs pour analyser l'effet prédictif du modèle. Il ressort que seules les variables « child », « nomactif », « nomactiv » ont un effet significatif (P<0,05) sur la probabilité de pratique. Les variables « landown » et « age » n'affectent pas cette probabilité. De plus, le modèle classifie 90% de chefs de ménage (Tableau III).

En 2004, nous avons utilisé 307 chefs de ménage parmi lesquels 184 sont horticulteurs pour analyser l'effet prédictif du modèle. Il ressort que seules les variables «age», «typstruc», «landown » et « nomactiv », ont un effet sur la probabilité de pratiquer l'horticulture (P<0,05). Le modèle classifie 80% de chefs de ménage (Tableau IV).

En terme d'adéquation du modèle, les aires sous la courbe ROC (AUROC) sont supérieures à 70%, donc ces modèles fournissent une bonne discrimination. Le test global (Equation (5)) indique que chacun de ces modèles est sensiblement meilleur que le modèle trivial, avec un risque d'erreur négligeable (P<0,001). 28% et 36,9% (coefficient de détermination) de déviance des deux modèles sont respectivement expliquées (Tableaux III et IV). Enfin, une analyse des Résidus de déviance a permis de valider ces modèles.

4) Discussions

La pratique de l'horticulture au sein des chefs de ménage en 1995 et 2004 a été identifiée à travers un *modèle Logit* qui regroupe plusieurs facteurs déterminants.

En 1995, l'effet positif (P<0,05) du nombre d'enfants de moins de 15 ans (child) et du nombre d'actifs dans le ménage (nomactif) suggère que la main d'oeuvre familiale est mobilisée parmi les horticulteurs, bien que cet issue ne soit pas plausible en ce qui concerne la le travail des enfants. Si l'éducation des enfants est vue comme un grand investissement, une diminution du nombre d'enfants inscrits impliquerait une diminution de leur demande en besoin de scolarisation et ipso facto une alternative pour les besoins en main d'œuvre de part le signe positif du coefficient de la variable child (0,279±0,1) dans le modèle (Tableau III). L'âge du chef de ménage (age) et la possession de terres cultivables du chef (landown) n'influencent pas la probabilité de pratique (Tableau III), bien qu'on ait noté un pourcentage de 41,9% de chef de ménage possédant du terrain et une moyenne d'âge de 40,62±076 ans (Tableau I) ; ceci s'explique par la grande mobilité de la population constituée en grande partie des immigrés pourtant essentiellement agriculteurs, dont louent les terres cultivables (Parrot, 1997). Nous notons un effet négatif du nombre d'activités du chef (nomactiv) sur la pratique de l'horticulture (-1,547±0,343; Tableau III). Ainsi, les chefs ayant une seule activité sont plus orientés vers d'autres types d'activités : soit agricole, soit urbaine non agricole (Tableau I).

En 2004, l'âge du chef de ménage (age), la possession des terres cultivables (landown) et le type de structure *temporaire* sont des facteurs positivement liés à la probabilité de pratiquer l'horticulture (Tableau IV). Donc la pratique de l'horticulture est plus le fait des paysans âgés (facteur démographique). Elle engendre des revenus considérables, ce qui permet aux agriculteurs de subvenir à leurs besoins et par le fait même, d'améliorer leur condition de vie. Cependant comme le démontrent Parrot, Nantchouang et Tchamda (2005),

le taux de pauvreté monétaire de 78 % calculé pour la ville de Muea est très supérieur à celui de la moyenne nationale 40,2 %, ce qui est en contradiction avec la prospérité de la plupart des indicateurs de niveau de vie obtenus entre 1995 et 2004 pour la ville de Muea ; de plus, l'approche par les capacités, mesurées par les projections dans l'avenir des populations et la mesure de la confiance (subjectif), confirment cette contradiction. Le signe positif du coefficient (1,33±0,359) de la modalité 'temporaire' du type de structure (typstruc), exprime clairement que les paysans sont caractérisés (P<0,001) par leurs habitations temporaires (Tableau IV). D'ailleurs, le recensement de Juin 2004 montre que le nombre d'habitations de la ville a augmenté de 63% entre 1995 et 2004, demeurant en grande majorité des constructions en Bois, ce qui est bien supérieur à la croissance de la population (13 %). Ceci illustre l'enjeu des pressions foncières (Parrot, Nantchouang et Tchamda, 2005). La possession de terres cultivables influence très positivement (*P*<0,001) sur la cette pratique. De ce fait, les jeunes agriculteurs s'orientent manifestement vers les activités urbaines, d'où une baisse signalée plus haut du nombre d'agriculteurs en 2004 (Tableau I). Les horticulteurs sont caractérisés par leurs pluriactivités, ce que traduit le signe négatif du coefficient (-1,563±0,338) de la « un emploi » du nombre d'activité (numact), modalité très significative (*P*<0,001) dans le modèle. En effet, les activités urbaines attirent les paysans, le pourcentage des chefs impliqués dans les activités salariales, le commerce et autres (chauffeur, électricien, apprenti) a subit une augmentation hautement significative (*P*<0,001) en 2004 (Tableau I). Le modèle traduit également que les femmes adultes dans le ménage ne sont activement impliquées dans le système horticole à Muea (Tableau IV). Un résultat similaire a été prouvé par Gockowski et Ndoumbé en 2004 au sujet de l'adoption de la monoculture intensive dans le Sud Cameroun.

Les deux modèles économétriques obtenus illustrent une évolution entre 1995 et 2004 des déterminants de la pratique de l'horticulture dans la localité de Muea dans la population des chefs de ménage. La pratique de l'horticulture n'est pas une spécialité à Muea. Cependant, l'âge du chef et la possession de terres cultivables sont des déterminants en 2004, tel n'était pas le cas en 1995. Les conditions de logement se sont également améliorées (*P*<0,001), mais la construction temporaire (Bois) demeure un facteur hautement significatif en 2004 (*P*<0,001). L'exploitation du travail des enfants et le nombre d'actifs ne sont plus des facteurs déterminants en 2004, ceci témoigne d'un changement considérable au sein de l'activité horticole. Le manque de terres disponibles et l'intérêt pour l'éducation ont obligés les paysans à mettre l'accent sur l'utilisation des engrais chimiques (entraînant un risque de pollution de la nature) et les activités urbaines dans l'espoir d'augmenter leur revenu. La participation des femmes au sein de la production horticole est très limitée et des efforts devraient être menés pour leur plus grande implication dans cette activité agricole en plein essor au Cameroun.

5) Conclusion

La ville de Muea constitue un cas original de développement économique local. Elle bénéficie en effet du développement conjugué des activités à la fois agricole et urbaines, sous l'impulsion de sa population à majorité immigrée et de son marché. Cette ville de Muea, semble créer progressivement un environnement favorable pour un développement local endogène dont se satisfont une majorité de la population; et ceci, malgré l'extrême hétérogénéité culturelle des soixante ethnies qui la compose (Parrot, Nantchouang et Tchamda, 2005). Ce développement local semble aussi avoir créé des conditions favorables aux capacités de ses habitants. A Muea entre 1995 et 2004, la proportion de personnes qui pratiquent l'horticulture a significativement baissé (*P*<0,001) au profit des activités agricoles.

Nous avons noté une augmentation significative ($P<0,05$) du revenu des activités agricoles horticole, des dépenses globales en intrants chimiques, de l'autoconsommation, des pertes engendrées par cette pratique, du niveau d'éducation et une plus grande spécialisation des chefs de ménages tel que prouvé 2005 par Parrot, Kahane, Nounamo et Nantchouang dans la même base de données.

Ainsi, étant donné le potentiel de l'horticulture périurbaine pour nourrir notre population, le taux d'urbanisation élevé (en moyenne 7% au Cameroun dans les années 1970 et 1980) impliquant une forte demande des produits horticoles sur les marchés urbains en Afrique centrale et de l'Ouest (Gockowski and Ndoumbé,2004), les revenus considérables générés et les singularités dans le dynamisme de l'agriculture périurbaine (diversité et pluriactivité des acteurs, déplacements fréquents des zones de production, mauvaise conditions de logement, absence d'espace vert cultivable, saisonnalité et périssabilité des produits), il serait souhaitable d'encourager et d'intensifier la formation des producteurs aux nouvelles techniques de culture, de favoriser leur accès à la terre afin de réduire l'utilisation des intrants chimiques qui ne sont pas sans conséquences sur l'écosystème, d'améliorer leur revenu et assurer la sécurité des consommateurs. Enfin des efforts devraient être menés pour une plus grande implication des femmes dans cette activité en plein essor au Cameroun.

Remerciements

En 1995, les enquêtes ont été menées en collaboration avec l'« Observatoire pour le Changement et l'Innovation Sociale au Cameroun » (OCISCA) et l'Institut de Recherche pour le Développement (IRD) avec le soutien du Ministère des affaires étrangères.

En 2004, grâce au support du Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement (CIRAD) et de l' Institut de Recherche Agronomique pour le Développement (IRAD).

Les auteurs expriment leur sincère gratitude à l'endroit de ces organismes.

Références bibliographiques

Agresti A., 1990: Categorical Data Analysis, New York: John Wiley and Sons.

Konings P., 1993. Contact Farming and Capital Acummulation in Cameroon: The Case of the CDC Smallholder Schemes, in *Itinéraire* d'accumulation au Cameroun, Karthala, Paris, pp. 217-39.

Gockowski J.and Ndoumbé M., 1999. An analysis of horticultural production and marketing systems in the forest margins ecoregional benchmark of southern Cameroon. Resource and Crop Management Resurch Monograph n° 27, International Institute of Tropical Agriculture (IITA), Ibadan, Nigeria.

Gockowski J. and Ndoumbé M., 2004: The adoption of intensive monocrop horticulture in southern Cameroon. Elsevier Science Publisher B.V 30:195-202.

Moustier P., David O., 1997. Etudes de cas de la dynamique du maraîchage périurbain en Afrique subsaharienne. Rome, Italie, Fao, document N-DT/02/96, 36 p.

Parrot L., 1997. Etude de l'impact de mesures macro-économiques sur une économie villageoise africaine: Un modèle d'équilibre général calculable simplifié d'une ville. Thèse de doctorat, Université de Paris I, Paris.

Parrot L. ,1998. De l'économie locale au modèle d'équilibre général calculable local : quel système d'information? Stateco n° 89, avril, P. 19-30 / OCISCA &ORSTOM.

Parrot L., Kahane R.,Nounamo and Nantchouang A., 2005: Prospering Peri-Urban Horticulture: Evidence from South-West Cameroon between 1995 and 2004, communication présentée au séminaire "*Improving the performance of supply chains in the transitional economies*", 9 p. Acta Horticulturae, Thaîlande.

Parrot L., Nantchouang A. et Tchamda C., 2005. Pauvreté, Capacités et développement local : le cas d'une petite ville au Cameroun entre 1995 et 2004, *communication présentée à la 5ème Conférence internationale sur l'approche des Capacités Savoirs et Actions Publiques : Education, Responsabilité, Action collective, UNESCO, Paris, France.*

Tableau I : Statistique générale de l'évolution de la localité de Muea entre 1995 et 2004

Variable	1995 (N=311)		2004(N=328)	
	Effectif (Moyenne)[1]	% Observé (Erreur Standard)[1]	Effectif (Moyenne)[1]	% Observé (Erreur Standard)[1]
Age du chef de ménage	40,62	(0,76)	42,79	(0,84)
Hommes adultes dans le ménage	1,53	(0,07)	1,36	(0,06)
Femmes adultes dans le ménage	1,39	(0,07)	1,31	(0,05)
Enfants dans le ménage (age<15)	2,07	(0,11)	1,68	(0,09)
Niveau d'éducation du chef***				
Non	84	27,10%	54	16,50%
Primaire	151	48,70%	153	46,60%
Secondaire	54	17,40%	74	22,60%
Lycée et universitaire	21	6,80%	47	14,30%
Nombre d'activités du chef***				
Un emploi	172	56,20%	215	69,10%
Deux emplois et plus	134	43,80%	96	30,90%
Activité principale***				
Agriculteur	227	74,20%	150	46%
Salarié	19	6,20%	34	10,40%
Commerçant	24	7,80%	69	21,20%
Autres (chauffeur, électricien, etc.)	36	11,80%	73	22,40%
Horticulteur***	230	73,95%	186	56,70%
Type de structure***				
Temporaire (Bois)	272	88,30%	241	74,4%)
Semi permanent (Bois&Ciment)	13	4,20%	18	5,60%
Permanent (Ciment)	23	7,50%	65	20,1%)
Possession de terre agricole	129	41,90%	157	48,30%
Dépenses cumulées en fertilisants***	6563,49	(1769,63)	28709,62	(3073,36)
Dépenses annuelles en main d'œuvre***	1526,97	(1166,48)	12767,24	(1784,09)
Revenu annuel cumulé horticole***	15751,89	(1834,2)	77090,17	(10698,84)
Autoconsommation cumulée horticole**	5889,79	(715,12)	17599,69	(2633)
Perte cumulée horticole**	703,37	(145,62)	3026,55	(468,98)
Revenu annuel cumulé non horticole***	42751,44	(6694,33)	50029,72	(8577,86)
Autoconsommation cumulée non horticole*	10624,96	(1531,51)	13416,76	(1562,69)
Perte cumulée non horticole	659,8	(135,97)	3183,53	(1567,59)

Source : Enquêtes Muea1995- 2004

[1]les nombres entre parenthèse représentent les variables quantitatives.

* $P<0,05$; ** $P<0,01$; *** $P<0,001$

Tableau II : Pourcentage des chefs de ménage pratiquant l'horticulture entre 1995 et 2004

Produits horticoles	1995(N=311)		2004(N=328)	
	Fréquence	Pourcentage valide	Fréquence	Pourcentage valide
Banane	63	20,3%	85	25,9%
Feuilles de manioc**	129	41,5%	95	29,0%
Mais	161	51,8%	153	46,6%
Mangue	25	8%	40	12,2%
Gingembre**	17	5,5%	37	11,3%
Gombo	49	15,8%	42	12,8%
Orange**	7	2,3%	23	7%
Poire**	26	8,4%	51	15,5%
Poivre*	22	7,1%	42	12,8%
Prune**	32	10,3%	60	18,3%
Tomate	12	3,9%	13	4%
Légumes	99	31,8%	99	30,2%

Source : Enquêtes Muea 1995-2004

*$P<0,05$; ** $P<0,01$

Tableau III : Résultats du modèle Logit pour 1995

Variable	Modalité	Coefficient	Erreur Standard	P[8] (Test de Wald)
Constante		-0,213	0,590	0,7176
age		0,020	0,012	0,0820
nomactiv				
	Un emploi	-1,547	0,343	0,0000***
	Deux emplois et plus	Ref.	Ref.	Ref.
landown				
	Oui	0,525	0,326	0,1072
	Non	Ref.	Ref.	Ref.
nomactif		0,606	0,296	0,0408*
child		0,279	0,100	0,0052**

P[8] (Test global du modèle)	AUROC (Aire sous la courbe ROC)	McFadden R^2
0	0,787	0,28

Classification du modèle: 92,1 %; Césure:0,5

Source : Enquêtes Muea 1995

* *P*<0,05; ** *P*<0,01; *** *P*<0,001

Ref. : *Modalité de référence*

Tableau IV : Résultats du modèle Logit pour 2004

Variable	Modalité	Coefficient	Erreur standard	P[7] (Test de Wald)
Constante		-1,833	0,559	0,0010***
age		0,033	0,011	0,0043**
nomactiv				
emploi	Un	-1,563	0,338	0,0000***
emplois&plus	Deux	Ref.	Ref.	Ref.
landown				
Oui		1,353	0,292	0,0000***
Non		Ref.	Ref.	Ref.
typstruc				
(Bois)	Temporaire	1,330	0,359	0,0002***
(bois&Ciment)	Semi-permanant	1,266	0,677	0,0617
(Ciment)	Permanant	Ref.	Ref.	Ref.
womadult		0,247	0,142	0,0817

P[8] (Test global du model)	AUROC (Aire sous la courbe ROC)	McFadden R^2
0	0,817	0,369

Classification du modèle: 81,4%; Césure:0,5

Source : Enquêtes Muea 2004

* P<0,05; ** *P*<0,01; *** *P*<0,001

Ref. : *Modalité de référence*

[7] *Probabilité critique*