

A1.1
G
938

Une évaluation empirique des contraintes de crédit au Maroc urbain

Une application de divers modèles de choix discret au cas des micro-entreprises de Casablanca.

© Marc Bellemare*
Juillet 2000

Sommaire

Il est souvent dit des pays en développement que les ménages et les entreprises y sont fortement rationnés dans leur accès au crédit formel. Or, bien peu d'études empiriques tentent d'évaluer le degré de rationnement du crédit, et encore moins d'études portent sur le degré de rationnement du crédit auquel font face les petites entreprises urbaines, les ménages agricoles étant les grands favoris de la littérature empirique. Comme ces entreprises contribuent très souvent de façon directe au développement, nous croyons qu'il est très important de les étudier. Nous tentons donc de savoir quels sont les déterminants et l'ampleur du rationnement du crédit auquel font face les micro-entreprises de Casablanca (*Dar el-Beida*), au Maroc, en utilisant un modèle linéaire en probabilité, un probit univarié et un probit bivarié. Ces trois modèles économétriques font ressortir que l'âge et l'éducation du gestionnaire ont peu ou n'ont pas d'impact sur la probabilité qu'a ce dernier d'obtenir du crédit formel, et que le nombre d'employés et le fait que l'entreprise ait un compte en banque exercent une forte influence sur cette probabilité. Enfin, les probabilités moyennes montrent que la probabilité d'obtenir du crédit formel est légèrement supérieure lorsque l'on tient compte de l'autosélection des gestionnaires quand vient le temps pour eux d'effectuer une demande de crédit.

Abstract

It is often said that households and firms in developing countries are strongly rationed in their access to formal credit. Few empirical studies, however, have tried to assess the extent of credit rationing in these countries, and fewer empirical studies have tried to assess the extent of credit rationing faced by small, urban firms, agricultural households being the perennial favourites of empirical literature. Since small firms often contribute directly to the development process, we believe that it is very important to study them. Using a linear probability model, a univariate probit and a bivariate probit, this study evaluates the determinants and extent of credit rationing faced by small firms in Casablanca (*Dar el-Beida*), Morocco. Results suggest that while a manager's age and education have little or no effect on his or her chances of getting access to formal credit, a firm's total number of employees and the fact that it has a bank account exert a strong influence on the aforementioned chances. Moreover, the average estimated probabilities show that the probability of getting access to formal credit increases slightly when the managers' autoselectivity is taken into account.

* Ce papier est mon rapport d'étape à l'Atelier d'économétrie pour la session d'été 2000. Je remercie les professeurs André Martens et Claude Montmarquette, qui sont respectivement mon directeur et mon codirecteur de recherche, pour les précieux conseils qu'ils m'ont prodigué dans l'élaboration de ce rapport. Je tiens également à remercier Fouzi Mourji (Hassan II, Aïn Chok) pour m'avoir permis d'utiliser sa base de données ainsi que Jean-Louis Arcand (CERDI-CNRS) pour m'avoir communiqué sa passion pour l'économie du développement si tôt au cours de mes études universitaires.

TABLE DES MATIÈRES

1. INTRODUCTION	1
2. INFORMATIONS PERTINENTES	3
3. REVUE DES ÉTUDES ANTÉRIEURES	6
A) ÉTUDES THÉORIQUES	6
B) ÉTUDES EMPIRIQUES	8
4. MODÈLE THÉORIQUE	17
5. ANALYSE EMPIRIQUE	23
A) BASE DE DONNÉES	23
B) MÉTHODOLOGIE	23
C) MODÈLE LINÉAIRE EN PROBABILITÉ	24
D) PROBIT UNIVARIÉ	30
E) PROBIT BIVARIÉ	34
F) COMPARAISON ENTRE LES PROBITS UNIVARIÉ ET BIVARIÉ	41
6. CONCLUSION	43
BIBLIOGRAPHIE	
ANNEXE 1 : <i>OUTPUTS</i> DE LIMDEP 7.0	
ANNEXE 2 : MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES	
ANNEXE 3 : LE QUESTIONNAIRE	

LISTE DES TABLEAUX ET FIGURES

FIGURE I : LE ROYAUME DU MAROC	5
TABLEAU I : RÉSUMÉ DES ÉTUDES ANTÉRIEURES	16
TABLEAU II : LISTE DES VARIABLES UTILISÉES	21
TABLEAU III : STATISTIQUES DESCRIPTIVES	22
TABLEAU IV : RÉSULTATS DU MODÈLE LINÉAIRE EN PROBABILITÉ	29
TABLEAU V : RÉSULTATS DU PROBIT UNIVARIÉ	32
TABLEAU VI : RÉSULTATS DU PROBIT BIVARIÉ	38

1. INTRODUCTION

Il est souvent observé que, dans les pays en développement (PED), un marché informel du crédit existe afin de satisfaire les besoins en termes de financement des ménages et des entreprises. Or, du fait de la coexistence de deux marchés du crédit évoluant de façon parallèle — le marché formel et le marché informel —, certains n'hésitent pas à conclure que *parce qu'il existe un marché informel du crédit*, cela implique *nécessairement* que le crédit est rationné.

Toutefois, ce raisonnement néglige la possibilité que le secteur formel existe de lui-même, ne serait-ce que parce qu'un ménage ou un gestionnaire d'entreprise veuille d'abord se tourner vers la parenté ou les amis afin d'obtenir du crédit, ou encore parce que les prêteurs informels prêtent à moindre coût. Nous croyons donc qu'il ne doit pas *nécessairement* y avoir rationnement du crédit afin que le secteur informel existe, et nous croyons aussi que le degré de rationnement du crédit est généralement surestimé dans les PED.

De plus, la majeure partie de la littérature empirique sur le crédit dans les PED porte sur les ménages agricoles. Hormis quelques exceptions, très peu d'études portent directement sur les entreprises et leur relation avec les divers marchés du crédit dans les PED. Puisque dans ces pays les entreprises — surtout les micro-entreprises (ME) — sont généralement sources de création d'emploi et de richesse, elles contribuent directement au développement. Elles méritent donc que plus d'études empiriques leur soient consacrées.

C'est pour toutes ces raisons que nous voulons savoir dans un premier temps quels sont les déterminants de la probabilité, pour un gestionnaire de ME, d'avoir accès au crédit formel et, dans un deuxième temps, si le crédit est aussi rationné qu'on le suppose généralement dans les PED. Afin de répondre à ces deux questions, nous utiliserons une base de données d'enquête portant sur les ME de Casablanca, au Maroc. Ces données nous permettront d'appliquer divers

modèles économétriques qui, à leur tour, nous permettront de savoir quels sont les déterminants de l'accès au crédit formel (et, par le fait même, les déterminants du rationnement du crédit) et quelle est la probabilité, en moyenne, qu'un gestionnaire de micro-entreprise soit rationné dans son accès au crédit formel.

Nous commencerons donc par présenter certains des travaux qui ont été effectués sur le crédit dans les PED, qu'ils soient de nature théorique ou empirique. Nous mettrons toutefois davantage l'accent sur les travaux empiriques étant donné la nature empirique de ce rapport. Puis, nous analyserons brièvement sur le plan théorique la problématique étudiée. Ensuite, nous appliquerons divers modèles économétriques à la probabilité, pour un gestionnaire de ME, d'obtenir du crédit. Comme ce rapport se veut à la fois une étude sur le rationnement du crédit auquel font face les micro-entreprises dans les PED et une application de divers modèles de choix discret, nous utiliserons successivement un modèle linéaire en probabilité, un probit univarié et un probit bivarié. Le modèle linéaire en probabilité servira simplement à approximer rapidement les coefficients des variables explicatives retenues pour notre analyse. Toutefois, étant donné les limites du modèle linéaire en probabilité, nous utiliserons ensuite un probit univarié afin d'évaluer la probabilité qu'un gestionnaire de ME obtienne du crédit formel. Enfin, nous utiliserons un probit bivarié afin d'évaluer la probabilité qu'un gestionnaire de ME obtienne du crédit formel conditionnelle à ce qu'il en ait d'abord fait la demande. Nous dégagerons par le fait même les déterminants de la probabilité d'obtenir du crédit pour les deux probits et les déterminants du fait de faire une demande de crédit pour le probit bivarié.

Au terme de notre analyse, nous discuterons des implications de nos résultats et offrirons des suggestions pour la recherche future.

2. INFORMATIONS PERTINENTES

Tel que mentionné précédemment, notre étude portera sur les micro-entreprises (ME) de Casablanca, au Maroc et sur le degré de rationnement du crédit auquel elles font face ainsi que les déterminants de ce dernier. Le Royaume du Maroc (*Al Mamlaka al Maghribiya*), d'une superficie de 446 550 km², est d'une taille comparable à celle de l'état de Californie¹ et est situé dans le coin nord-ouest du continent africain, entre le Sahara occidental et l'Algérie. La population du Maroc est de près de 30 millions d'habitants, et moins de la majorité (48%) de ces derniers vivent en zone urbaine. Les plus grandes villes sont la capitale, Rabat, et Casablanca, mais il y a toutefois quelques autres centres urbains de plus petite taille, tels Marrakech, Meknès, Fès et Tanger. Des 11 millions de Marocains participant au marché du travail, 50% se retrouvent dans le secteur agricole, 15% dans le secteur industriel et 26% dans le secteur des services. La monnaie nationale du Maroc est le dirham et, en termes de parité du pouvoir d'achat (PPA), le PIB marocain est de 107 milliards \$US. Toujours en termes de PPA, le PIB marocain par tête est de 3200 \$US.

La ville de Casablanca (*Dar el-Beida*), avec près de 3 millions d'habitants, est la plus grande ville du Maroc. C'est en partie pour cette raison, et en partie parce que des données assez récentes étaient disponibles, que nous avons choisi d'étudier les entreprises de cette ville. En effet, Casablanca est un bon exemple de grand centre urbain dans un PED à revenu intermédiaire.

Nous avons donc choisi d'étudier les ME de Casablanca pour les mois de juillet et août 1995. Bien sûr, l'enquête dont nous utiliserons les données ne couvre pas *uniquement* cette période, certaines questions posées aux gestionnaires couvrant la vie de l'entreprise dans son entièreté. Quoiqu'il en soit, nos données sont essentiellement de coupe transversale.

¹ La plupart des informations présentées ici proviennent du *CIA World Factbook 1999*, disponible sur le site Web de la CIA, à l'adresse <http://www.cia.gov/cia/publications/factbook/index.html>.

Des 647 ME sondées, 60,9% se trouvaient dans la nouvelle médina de Casablanca, 30,1% se trouvaient dans l'ancienne médina, 5,4% se trouvaient dans un quartier de luxe, 2,2% se trouvaient dans un douar urbain (c'est-à-dire, une agglomération urbaine de tentes) et 1,4% se trouvaient dans un bidonville. L'âge moyen des gestionnaires de ME était de 40,11 ans et, parmi ces gestionnaires, 31,8% étaient analphabètes, 44,1% avaient une éducation fondamentale, 19,3% avaient une éducation secondaire et 4,8% avaient une éducation supérieure.

Pour 76% des gestionnaires de ME, le manque de capitaux était un obstacle majeur au développement de leur entreprise et pour 9% de ceux-ci, c'était un obstacle mineur. À l'opposé, 15% des gestionnaires de ME ont déclaré que le manque de capitaux n'était pas un obstacle au développement de leur entreprise. Sur 127 gestionnaires de ME ayant effectué une demande de crédit formel auprès d'une banque, 80 de ceux-ci ont obtenu un prêt, alors que 47 se sont vus refuser l'accès au crédit.

Cela étant dit, c'est ce cadre qui servira de toile de fond à notre étude des déterminants et du degré de rationnement du crédit auquel font face les ME de Casablanca. La prochaine section passera donc en revue les principales études théoriques et empiriques qui ont été effectuées sur ce sujet.

FIGURE I : Le Royaume du Maroc (*Al Mamlaka al Maghribiya*)



3. REVUE DES ÉTUDES ANTÉRIEURES

A) ÉTUDES THÉORIQUES

On parle de *rationnement du crédit* lorsque la quantité demandée excède la quantité offerte sur le marché du crédit et que le taux d'intérêt n'augmente pas jusqu'au taux d'équilibre (*market-clearing rate*). Dans la littérature théorique, il a souvent été suggéré que cet état de fait est une conséquence de certains déséquilibres temporaires ou de l'intervention de l'État. Toutefois, dans un article phare de la microéconomie du développement, Stiglitz et Weiss (1981) développent un modèle en vertu duquel il y a rationnement du crédit *à l'équilibre*. Ainsi, ils proposent deux explications au phénomène du rationnement du crédit : une explication basée sur la *sélection adverse* et une explication basée sur l'*aléa moral*. Comme ce rapport est essentiellement de nature empirique, nous nous contenterons de recenser ce seul article et le chapitre sur le crédit du livre de Bardhan et Udry (1999, 76-93) sur le plan théorique.

La sélection adverse, qui affecte les *caractéristiques* des agents, fait en sorte que la composition du bassin d'emprunteurs potentiels auquel la banque fait face varie au fur et à mesure que cette dernière augmente le taux d'intérêt (r) sur ses prêts. Donc, le risque associé au bassin d'emprunteurs potentiels est fonction croissante de r : plus ce dernier est élevé, plus les emprunteurs se retrouvant dans le bassin d'emprunteurs potentiels auquel la banque fait face sont risqués. À l'opposé, le rendement espéré de la banque est fonction décroissante du risque associé au bassin d'emprunteurs potentiels. On voit donc que deux effets entrent en jeu ici : un effet *direct* par lequel une augmentation de r augmente les rendements de la banque, et un effet *indirect* de sélection adverse par lequel une augmentation de r diminue les rendements de la banque. Si l'effet indirect prédomine, il y a rationnement du crédit à l'équilibre.

L'aléa moral, qui affecte le *comportement* des agents, fait en sorte que les emprunteurs potentiels se tournent eux-mêmes vers des projets plus risqués au fur et à mesure que la banque augmente r étant donné que ces derniers deviennent de plus en plus attrayants si on pose l'hypothèse de neutralité au risque des emprunteurs. Donc, si la banque augmente r jusqu'à r' et qu'en r un emprunteur est indifférent entre deux projets n'ayant pas la même probabilité d'échec, le rendement espéré de la banque diminue. Il y a donc rationnement du crédit à l'équilibre.

Dans le chapitre de leur livre qui porte sur le crédit, Bardhan et Udry (1999, 76-93) traitent aussi de l'aléa moral et de la sélection adverse, mais en introduisant toutefois plusieurs variantes du modèle à information asymétrique. Comme ce rapport est essentiellement de nature empirique, nous n'entrerons pas dans les détails de chacun de ces modèles.

Pour chacune des deux asymétries d'information, ils présentent successivement un modèle d'équilibre concurrentiel (c'est-à-dire, avec plusieurs prêteurs ou banques sur le marché) en information parfaite, un modèle d'équilibre concurrentiel avec asymétries d'information (aléa moral ou sélection adverse), un modèle de monopole (c'est-à-dire, avec un seul prêteur ou une seule banque sur le marché) avec monopoleur parfaitement informé et un modèle de concurrence entre un prêteur (ou une banque) local(e) informé(e) et des prêteurs externes (ou des banques) mal informé(e)s (c'est-à-dire, qui doivent opérer en présence d'aléa moral ou de sélection adverse).

Toutefois, ce qui rend vraiment intéressant ce chapitre du livre de Bardhan et Udry, en plus du fait qu'ils font une présentation succincte et claire des modèles généralement utilisés afin de traiter du crédit dans les PED, c'est le lien qu'ils établissent avec le cadre macroéconomique des PED. En effet, il semble qu'il y ait un consensus grandissant à propos de la libéralisation des marchés financiers dans les PED. D'aucuns prétendent qu'en libéralisant les marchés financiers,

le problème de l'accès au crédit formel se réglera : c'est l'argument macroéconomique. Toutefois, selon Bardhan et Udry, l'argument est séduisant mais demeure incomplet puisqu'il ne suppose aucune asymétrie d'information et aucun problème de respect des contrats. En effet, il est très possible que les contrats soient influencés par des asymétries d'information, des problèmes de respect des contrats, l'intervention de l'État, et *tutti quanti* : c'est l'argument microéconomique. C'est la raison pour laquelle ils développent tous les modèles énumérés précédemment et en dérivent les implications.

B) ÉTUDES EMPIRIQUES

Bien que plusieurs études empiriques aient été réalisées qui portent sur le crédit dans les pays en développement (PED), aucune d'entre elles ne traite directement du rationnement du crédit auquel font face les entreprises urbaines. En effet, la plupart portent sur le crédit accordé aux ménages ruraux, et beaucoup d'entre elles portent principalement sur le phénomène de l'interliage (*interlinking*). Comme notre étude porte sur le rationnement du crédit auquel font face les micro-entreprises (ME) de Casablanca, nous recenserons donc ici les principales études empiriques ayant porté soit sur i) le rationnement du crédit ; ii) le crédit accordé aux entreprises ; iii) le crédit en zone urbaine.

Dans un article très riche sur le plan descriptif, Timberg et Aiyar (1984) ont été parmi les premiers à étudier empiriquement le marché informel du crédit dans les PED et à dénoter leur relation réciproque avec, d'une part, les entreprises en croissance et, d'autre part, le marché formel du crédit. Ainsi, ils ont sondé de façon exhaustive les marchés financiers informels en Inde et ont par ailleurs étudié de très près les pratiques commerciales de diverses castes (Gujeratis, Shikarpuris, Chettiars, Rastogis, Manwaris, etc.). Ils identifient trois avantages propres aux marchés financiers informels : i) les prêteurs connaissent intimement leurs clients ;

ii) l'absence de contrôle étatique sur les taux d'intérêt, ce qui permet à ces marchés de s'ajuster plus rapidement ; iii) l'absence de coûts fixes élevés dus aux réserves dormantes. Ces trois caractéristiques diminuent les coûts de transaction sur ces marchés, assurent un plus haut niveau d'intermédiation financière pour toute l'économie et augmentent les niveaux d'épargne et d'investissement productif. Toutefois, il y a aussi certains désavantages inhérents à ces marchés :

i) ce sont pour la plupart des petits marchés locaux ; ii) les prêteurs ne prêtent pas nécessairement aux meilleurs emprunteurs ; iii) les prêteurs peuvent exercer un pouvoir de monopole. De plus, les prêteurs informels se concentrent sur le crédit général des entreprises auxquelles ils prêtent plutôt que sur des projets spécifiques. Il ressort de cette étude que le crédit informel compte pour approximativement 20% du crédit commercial (c'est-à-dire, aux entreprises) dans les divers marchés sondés et que les marchés financiers informels permettent principalement aux petites entreprises de prendre de l'expansion. Cependant, Timberg et Aiyar se contentent de faire de la statistique descriptive et ne se penchent pas sur le rationnement du crédit en tant que tel, ce qui fait en sorte que leur analyse laisse quelque peu à désirer.

De leur côté, Bell et Srinivasan (1989) étudient le phénomène de l'interliage dans les transactions informelles de crédit en Inde rurale. Ils définissent une transaction interliée comme étant une «transaction pour laquelle les parties transigent sur au moins deux marchés, à condition que les termes de l'échange soient déterminés conjointement» (traduction libre). À titre d'exemple, un paysan pourrait recevoir un prêt de la part d'un de ses fournisseurs à condition qu'il achète ses semences de la part de ce même fournisseur, ou encore un artisan pourrait recevoir un prêt de la part d'une coopérative à condition que cette dernière ait l'exclusivité de la mise en marché de la production de l'artisan. Bien que leur étude soit loin de porter sur le rationnement du crédit et qu'elle porte sur les ménages agricoles plutôt que sur les entreprises urbaines, elle permet de dégager une conclusion importante sur le plan de la politique

économique. Il est généralement présupposé qu'en Inde, l'interliage est un vestige de l'époque semi-féodale, vestige que l'on retrouve principalement dans les régions les moins développées. En étudiant de près les transactions de crédits des ménages agricoles dans trois états, il ressort que 43% des ménages qui empruntent sur le marché informel font de l'interliage au Pendjab (état riche) contre 36% au Bihar (état pauvre) et 38% en Andhra Pradesh (état intermédiaire). Encore plus surprenant est leur résultat selon lequel le taux de participation des ménages sur le marché informel est de 47% au Pendjab contre 42% au Bihar et 23% en Andhra Pradesh. En se fiant au lieu commun bien répandu qui veut que les marchés informels prédominent dans les régions les moins développées, on se serait attendu au résultat contraire. Cependant, l'étude de Bell et Srinivasan étant plutôt de nature descriptive, elle laisse elle aussi à désirer sur le plan économétrique. De plus, elle ne se penche pas non plus sur le rationnement du crédit en tant que tel.

Une des seules études à véritablement étudier les déterminants du rationnement du crédit auquel font face les petites entreprises est l'article de Baydas, Meyer et Aguilera-Alfred (1994). En effet, ces derniers constatent qu'en Équateur, les petites entreprises urbaines et rurales ont souvent de la difficulté à prendre de l'expansion parce qu'elles manquent de fonds. Pour contrer cet état de fait, le gouvernement équadorien a mis sur pied certains programmes de crédit aux petites entreprises. Quoiqu'il en soit, il arrive que même au sein de ces programmes, certaines entreprises font face à un certain rationnement du crédit. Afin d'étudier les déterminants de ce rationnement, les auteurs développent un modèle à équations simultanées : une équation pour la demande et une équation pour l'offre de crédit. Ces deux équations permettent respectivement de déterminer si le rationnement est le fruit d'une certaine autosélection de la part des entreprises (à savoir, si elles choisissent de demander du crédit) ou s'il y a vraiment rationnement du crédit du côté de l'offre. En effet, un modèle à une seule équation d'offre pourrait mener à la

conclusion erronée selon laquelle les prêteurs discriminent contre certains types d'emprunteurs, et un modèle à une seule équation de demande pourrait mener à la conclusion, tout aussi erronée, selon laquelle il n'y a pas de rationnement et que seul le phénomène de l'autosélection entre en jeu. À l'aide d'un sondage réalisé auprès de 447 entrepreneurs, Baydas, Meyer et Aguilera-Alfred déterminent que la demande de crédit formel varie positivement avec le taux d'intérêt nominal, le montant du prêt informel obtenu, les actifs de l'entreprise, les profits de l'entreprise, le fait de posséder sa propre entreprise, le fait d'être une entreprise non agricole, l'éducation et le fait d'être un homme. À l'opposé, la demande de crédit informel varie négativement avec la durée de vie de l'entreprise, le fait que l'entreprise soit côtière et l'âge de l'entrepreneur. Sept des coefficients estimés sont significatifs à 90%. Pour ce qui est de l'offre de crédit formel, celle-ci varie positivement avec le taux d'intérêt nominal, la durée du prêt, les actifs de l'entreprise, les profits de l'entreprise, la durée de vie de l'entreprise, le fait de posséder sa propre entreprise, le fait d'être une entreprise non agricole, l'éducation et le fait d'être un homme. À l'opposé, l'offre de crédit formel varie négativement avec le fait que l'entreprise soit côtière et l'âge de l'entrepreneur. Seulement quatre des coefficients estimés sont significatifs à 90%. L'étude de Baydas, Meyer et Aguilera-Alfred démontre donc l'importance de séparer l'offre et la demande lorsque l'on étudie les déterminants du rationnement du crédit. Ils font toutefois l'hypothèse que le taux d'intérêt est exogène puisque prédéterminé dans la plupart des programmes par l'État, ce qui n'est peut-être pas nécessairement juste puisqu'il pourrait y avoir certains programmes où le taux d'intérêt n'est pas prédéterminé par l'État.

Dans un article inspiré de sa thèse de doctorat, Kochar (1997) évalue quant à elle les déterminants du rationnement du crédit auquel font face les ménages agricoles du nord de l'Uttar Pradesh à l'aide de modèles probits univarié, bivarié et trivarié. À l'aide de données tirées du *All-India Debt and Investment Survey (1981-82)*, elle évalue donc respectivement les déterminants

de : i) la probabilité d'avoir accès au crédit formel (probit univarié) ; ii) la probabilité d'avoir accès au crédit formel étant donné que le ménage en a d'abord fait la demande (probit bivarié) ; iii) la probabilité d'avoir accès au crédit formel étant donné que le ménage en a d'abord fait la demande et que le secteur formel prête à moindre coût (probit trivarié). Ce qui intéresse l'auteur ici n'est pas tant de mesurer l'influence de certaines variables sur ces trois probabilités, mais bien d'estimer les probabilités prédites. Elle évalue donc les trois probabilités prédites à la moyenne des variables explicatives et conclut que la probabilité d'avoir accès au crédit formel est de 19% dans le cas du probit univarié, de 60% dans le cas du probit bivarié et de 74% dans le cas du probit trivarié. Son article remet donc en question l'assertion selon laquelle la majorité des ménages ruraux n'ont pas accès au crédit formel et fait ressortir l'importance de raffiner l'analyse économétrique au-delà du probit univarié, qui ne fait qu'évaluer les déterminants de la probabilité d'obtenir du crédit sans porter attention à la demande, et de tenir compte du fait que le secteur informel prête parfois à moindre coût. Toutefois, Kochar définit le coût d'emprunter comme étant égal au taux d'intérêt, ce qui n'est pas toujours le cas, notamment lorsqu'il y a présence d'interliage.

Dans leur étude extensive portant sur le crédit au Pendjab rural, Bell, Srinivasan et Udry (1997) tentent d'analyser de façon séquentielle le rationnement du crédit, le débordement sur le marché informel (*spillover*) et l'interliage. Pour ce faire, ils développent d'abord un modèle théorique très détaillé qui sert de fondement à un modèle à changement de régime (*switching regression model*). En effet, selon leur approche, les fonctions de demande de crédit formel et informel auront des paramètres différents pour les mêmes régresseurs et le montant prêté du crédit formel sera un régresseur de la demande de crédit informel : c'est l'élément «changement de régime» de leur modèle. La séquence qu'ils ont choisi de modéliser est donc la suivante : i) les ménages demandent du crédit formel en fonction de leurs dotations initiales, des prix des facteurs

et du taux d'intérêt formel ; ii) les ménages comblent leur demande excédentaire de crédit par de l'emprunt sur le marché informel, leur demande de crédit informel étant fonction, entre autres, du prêt formel prêté ; iii) les ménages choisissent alors le crédit interlié ou non. Ces deux dernières étapes sont plus ou moins intéressantes pour notre analyse, étant donné que nous voulons étudier les déterminants du rationnement du crédit. Toutefois, les auteurs concluent que 80% des emprunteurs et des non-emprunteurs étaient rationnés sur le marché formel du crédit. Plus spécifiquement approximativement 75% des non-emprunteurs et 80% des emprunteurs étaient rationnés. En termes clairs, cela signifie que 25% des non-emprunteurs n'empruntaient pas par choix et que 20% des emprunteurs obtenaient la totalité du prêt qu'ils demandaient. Bell, Srinivasan et Udry concluent donc que le rationnement était très répandu. Toutefois, ils omettent la possibilité que les ménages demandent du crédit informel avant de demander du crédit formel, c'est-à-dire qu'ils négligent la possibilité que le secteur informel prête à moindre coût.

Enfin, dans un chapitre consacré uniquement au financement des ME, Mourji (1998) décrit *in extenso* le point de vue des gestionnaires de ME sur les sources de financement. Il commence donc son chapitre en décrivant les cadres macroéconomique et légal à l'intérieur desquels opèrent les ME de Casablanca : au Maroc, l'encadrement du crédit, la réglementation sur les taux d'intérêt et la politique monétaire ont été et sont encore à la source du rationnement du crédit et de la segmentation des marchés. Par rapport aux grandes entreprises, les ME sont défavorisées lorsque vient le temps d'obtenir du crédit formel. Selon l'analyse de Mourji, 19% des microentreprises sondées (121 sur 647) s'autosélectionnent et font une demande de crédit formel. De ces 121 ME, 67% obtiennent du crédit bancaire. On peut donc conclure que 33% des ME sondées sont rationnées dans leur accès au crédit formel. De fait, après avoir tenté d'expliquer ce phénomène, l'auteur conclut que «l'absence de "garantie" constitue le principal facteur freinant

l'accès des ME aux financements bancaires (*sic*) et que la plupart du temps, les ME "s'autosélectionnent" par rapport à ce facteur».

En conclusion, nous tenons à réitérer que bien que plusieurs études empiriques se soient penchées sur le crédit dans les PED, bien peu d'entre elles ont tenté d'étudier le phénomène du rationnement du crédit en tant que tel. Pourtant, avant de pousser quelque analyse empirique que ce soit jusqu'à étudier les interactions entre les marchés formel et informel de crédit ou jusqu'à l'interliage, il est selon nous capital de poser certaines questions cruciales : i) existe-t-il un marché informel nécessairement parce qu'il y a rationnement du crédit ? ; ii) si oui, quels sont les déterminants de ce rationnement ? ; iii) quelle est l'ampleur de ce rationnement ? Or, hormis les études de Baydas, Meyer et Aguilera-Alfred (1994), Bell, Srinivasan et Udry (1997) et Kochar (1997), bien peu d'études s'attardent à étudier les déterminants du rationnement du crédit. L'exemple parfait est Bell et Srinivasan (1989), qui passent directement au phénomène de l'interliage. Quoiqu'il en soit, même les études qui s'attaquent à la racine du problème souffrent de certaines lacunes. Baydas, Meyer et Aguilera-Alfred (1994) présupposent que le taux d'intérêt est exogène parce que fixé la plupart du temps par la législation dans le cadre des programmes de crédit aux ME en Équateur. Selon nous, il ne faudrait guère y voir autre chose qu'une hypothèse simplificatrice. Bell, Srinivasan et Udry (1997) commettent l'erreur de présupposer que les ménages demandent d'abord du crédit formel, négligeant ainsi la possibilité que le secteur informel prête à moindre coût. Quant à Kochar (1997), elle présuppose que le coût d'emprunter est nécessairement égal au taux d'intérêt, ce qui n'est pas toujours vrai, notamment dans le cas du crédit interlié. Enfin, l'étude de Timberg et Aiyar (1984) manque de rigueur économétrique en ce sens que les auteurs se sont contentés de faire de la statistique descriptive.

Pour ce qui est des modèles théoriques, la même critique peut être adressée aux deux articles recensés. En effet, Stiglitz et Weiss (1981) discutent uniquement rationnement du crédit au plan

de la statique comparée. Leur article aurait bénéficié quelque peu de l'ajout d'au moins un modèle dynamique. Bardhan et Udry (1999), quant à eux, discutent brièvement des modèles dynamiques ayant porté sur le crédit et donnent au passage quelques références, mais il aurait été intéressant qu'ils incluent au moins un exemple de modèle dynamique.

TABLEAU I : Résumé des études antérieures

ÉTUDES THÉORIQUES	FORCES	FAIBLESSES
Stiglitz et Weiss (1981)	Expliquent les fondements théoriques de l'existence de rationnement du crédit à l'équilibre par la sélection adverse et l'aléa moral plutôt qu'en invoquant l'intervention de l'État et les déséquilibres temporaires.	Discutent du rationnement du crédit en statique comparée. Aucun aspect dynamique.
Bardhan et Udry (1999)	Mettent en contraste les cas de concurrence parfaite, de monopole et de concurrence entre un prêteur local et des prêteurs externes et mettent chacun de ces modèles en relation avec l'aléa moral et la sélection adverse.	Discutent brièvement des modèles dynamiques sans toutefois les expliciter.
ÉTUDES EMPIRIQUES	FORCES	FAIBLESSES
Timberg et Aiyar (1984)	Sont parmi les premiers à se pencher sur le crédit aux petites entreprises dans les PED. Analysent le comportement de prêt des diverses castes.	Manquent de rigueur sur le plan empirique.
Bell et Srinivasan (1989)	Contredisent le lieu commun selon lequel le crédit informel est plus présent dans les régions les moins développées que dans les régions les plus industrialisées	Manquent de rigueur sur le plan économétrique. S'en prennent au crédit interlié avant même d'étudier le rationnement du crédit.
Baydas, Meyer et Aguilera-Alfred (1994)	Utilisent un modèle à équation simultanées pour l'offre et la demande de crédit formel qui permet de déterminer s'il y a rationnement du crédit ou simple autosélection de la part des entrepreneurs.	Font l'hypothèse que le taux d'intérêt est exogène, ce qui n'est pas nécessairement vrai.
Kochar (1997)	Utilise des probits univarié, bivarié et trivarié. Conclusion très surprenante solidement appuyée sur les résultats empiriques.	Fait l'hypothèse que le coût d'emprunter est nécessairement égal au taux d'intérêt, ce qui n'est pas nécessairement vrai.
Bell, Srinivasan et Udry (1997)	Utilisent un modèle séquentiel incluant un modèle à changement de régime. Étude très extensive qui couvre beaucoup de phénomènes liés au crédit dans les PED.	Négligent la possibilité que les ménages se tournent vers le secteur informel avant de se tourner vers le secteur formel.
Mourji (1998)	Utilise la même base de données que celle que nous utilisons. Enquête très exhaustive. Effectue un lien fort intéressant avec le cadre macroéconomique.	N'inclut pas la famille et les amis d'un entrepreneur dans sa définition du secteur informel.

4. MODÈLE THÉORIQUE

Comme nous l'avons mentionné précédemment, il y a rationnement du crédit lorsque la quantité demandée excède la quantité offerte sur le marché du crédit et que le taux d'intérêt n'augmente pas jusqu'au taux d'équilibre (*market-clearing rate*). De façon générale, lorsqu'il y a rationnement du crédit, il se crée un marché informel du crédit vers lequel les emprunteurs potentiels (ménages ou entreprises) se tournent afin d'obtenir du crédit. Ce marché peut aussi bien être composé des parents et amis d'un emprunteur potentiel que de prêteurs locaux opérant en marge du cadre financier formel. Or, certains ont conclu que, puisque la plupart du temps il coexistait dans les PED des marchés formel et informel du crédit, cela signifiait *nécessairement* qu'il y avait rationnement du crédit. Ces auteurs voyaient donc la relation telle que :

$$\text{Rationnement du crédit} \longleftrightarrow \text{Marché informel du crédit}$$

Cependant, si le rationnement du crédit implique nécessairement l'existence d'un marché informel du crédit, l'existence d'un marché informel du crédit n'implique pas nécessairement le rationnement du crédit, de sorte que la relation s'écrit plutôt :

$$\text{Rationnement du crédit} \longrightarrow \text{Marché informel du crédit}$$

En effet, il est fort probable qu'un entrepreneur (ou un ménage) se tourne d'abord vers ses parents et amis puisque ces derniers lui consentiront un prêt sans intérêt sans exiger de garanties. Il est aussi possible qu'il se tourne d'abord vers un prêteur local ou vers un de ses fournisseurs si ces derniers sont en mesure de prêter à moindre coût.

Comme notre étude porte sur le rationnement du crédit et ses déterminants, nous n'étudierons pas l'interaction entre les micro-entreprises (ME) et le marché informel du crédit. Toutefois, nous sommes conscients que ce n'est pas parce que 81 des 647 ME sondées obtiennent du crédit formel que toutes celles qui n'en obtiennent pas sont *nécessairement* rationnées dans leur accès

au crédit formel : il est fort possible que, parmi les gestionnaires de ME qui n'obtiennent pas de crédit formel, certains ne sont même pas au courant des services que peut offrir une banque, d'autres n'ont pas besoin de crédit formel puisque leur ME est autosuffisante, d'autres encore ne font pas de demande de crédit formel parce qu'ils ne croient pas être en mesure de répondre aux exigences de la banque et que, enfin, d'autres font bel et bien une demande de crédit formel et ont une réponse négative. Notre hypothèse est donc que le rationnement du crédit auquel font face les ME est beaucoup moindre que le suppose généralement la littérature théorique.

C'est pour cela qu'il faut étudier séparément le fait qu'un gestionnaire de ME fasse une demande de crédit formel et le fait qu'il obtienne du crédit formel. L'analyse de la demande tiendra compte de l'autosélection des gestionnaires de ME (c'est-à-dire, le fait que ces gestionnaires se sélectionnent pour — ou décident de — faire une demande de crédit formel) et étudiera les déterminants du fait de faire une demande de crédit formel. L'analyse de l'obtention ou non du crédit formel tiendra compte du biais de sélection (puisque'elle portera sur beaucoup moins d'observations que l'analyse de la demande de crédit formel) et étudiera les déterminants du fait d'obtenir du crédit formel. La séquence que nous posons est donc la suivante :

- 1) *Évaluation des besoins* : Le gestionnaire de la ME évalue ses besoins en termes de crédit ;
- 2) *Demande de crédit formel* : Le gestionnaire de la ME fait ou non une demande de crédit formel, c'est-à-dire qu'il s'autosélectionne ou non ;
- 3) *Étude de la demande de crédit formel* : La banque étudie la demande de crédit en s'attardant à certaines caractéristiques du gestionnaire et de la ME ;
- 4) *Obtention du crédit formel* : La banque consent à un prêt ou non.

Or, pour ce qui est de la demande de crédit formel et de l'obtention du crédit formel, nous n'observons que des réalisations de variables latentes sous forme de variables dichotomiques, de sorte que (voir le tableau II pour une liste des variables utilisées) :

- 1) $DEMAND = 1$ si le gestionnaire de ME effectue une demande de crédit formel et $DEMAND = 0$ sinon ;
- 2) $CREDIT = 1$ si le gestionnaire de ME obtient du crédit formel et $CREDIT = 0$ sinon.

Ces réalisations de variables dichotomiques ne sont que des transpositions de variables latentes inobservables au plan observable. En effet, un gestionnaire de ME effectuera une demande de crédit si et seulement si son utilité espérée d'effectuer une demande de crédit est strictement supérieure à zéro, et une banque consentira à un prêt si et seulement si son rendement espéré sur ce prêt est strictement supérieur à zéro², de sorte que :

- 1) $DEMAND = 1 \iff E[U] > 0$
- 2) $CREDIT = 1 \iff E[\pi] > 0$

Toutefois, cela ne nous dit strictement rien sur les raisons qui font en sorte qu'un gestionnaire de ME effectue une demande de crédit ni sur les raisons qui font en sorte qu'une banque consente un prêt à un gestionnaire de ME. C'est l'analyse empirique qui nous permettra de savoir quels sont les facteurs qui influent de façon significative sur le fait qu'un gestionnaire de ME effectue une demande de crédit formel et, plus important encore, quels sont les facteurs qui influent de façon significative sur le fait qu'il obtienne du crédit formel. Enfin, l'analyse empirique nous permettra de déterminer quelle est, à la moyenne des variables explicatives, la probabilité qu'un gestionnaire de ME soit rationné dans son accès au crédit formel, et donc d'évaluer quel est, en moyenne, l'ampleur du rationnement du crédit auquel font face les ME. Cela nous permettra donc de savoir si le rationnement du crédit est aussi omniprésent à Casablanca que le veut l'idée bien répandue en économie du développement. Notre hypothèse est donc que l'utilisation d'un probit bivarié portant sur le fait d'effectuer une demande de crédit formel et sur le fait d'obtenir ou non

² Nous faisons ici l'hypothèse que la banque n'a elle-même pas de contrainte de financement.

du crédit formel fera mieux ressortir les déterminants du rationnement du crédit que l'utilisation d'un probit univarié portant sur le fait d'obtenir ou non du crédit formel. En corollaire à notre hypothèse, nous croyons aussi qu'en évaluant la probabilité d'obtenir du crédit à la moyenne des variables explicatives, le probit bivarié démontrera que le rationnement du crédit n'est pas aussi répandu que le laisse supposer le probit univarié. C'est donc cette hypothèse et son corollaire que la prochaine section tentera de vérifier.

TABLEAU II : Liste des variables utilisées

Variable	Description
<i>CREDIT</i>	Égale à 1 si le gestionnaire obtient du crédit formel, 0 sinon
<i>DEMAND</i>	Égale à 1 si le gestionnaire s'autosélectionne, 0 sinon
<i>NEWMED</i>	Égale à 1 si la ME est dans la nouvelle médina, 0 sinon
<i>OLDMED</i>	Égale à 1 si la ME est dans l'ancienne médina, 0 sinon
<i>URBDOUAR</i>	Égale à 1 si la ME est dans un douar urbain, 0 sinon
<i>AGE</i>	Âge du gestionnaire en années révolues
<i>AGESQ</i>	Âge du gestionnaire en années révolues, au carré
<i>EDUC</i>	Égale à 1 si le gestionnaire est analphabète, 2 s'il a une éducation fondamentale, 3 s'il a une éducation secondaire, 4 s'il a une éducation supérieure
<i>DURA</i>	Durée de vie de la ME en années, telle qu'estimée par l'enquêteur
<i>STARTCRE</i>	Égale à 1 si le gestionnaire a obtenu du crédit formel lors du processus de création de sa ME
<i>ACCOUNT</i>	Égale à 1 si la ME dispose d'un compte en banque distinct de celui de son ou de ses gestionnaires
<i>TOTALEMP</i>	Nombre total d'employés de la ME
<i>CRAFT</i>	Égale à 1 si le gestionnaire a appris un métier
<i>TRAINING</i>	Égale à 1 si le gestionnaire a bénéficié de formation professionnelle
<i>SERVICES</i>	Égale à 1 si le gestionnaire a déclaré bien connaître les services que peut offrir une banque
<i>GROUP</i>	Égale à 1 si la ME est membre d'un groupement professionnel
<i>APPRENTI</i>	Nombre d'apprentis travaillant pour la ME
<i>SALARIED</i>	Nombre de salariés travaillant pour la ME

TABLEAU III : Statistiques descriptives

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
<i>CREDIT</i>	0.125391850	0.331422537	0	1
<i>DEMAND</i>	0.199059561	0.399606234	0	1
<i>NEWMED</i>	0.617554859	0.486365732	0	1
<i>OLDMED</i>	0.305642633	0.461040538	0	1
<i>URBDOUAR</i>	0.021943574	0.146614275	0	1
<i>AGE</i>	40.2037618	12.1280136	15	82
<i>AGESQ</i>	1763.20063	1077.56218	225	6724
<i>EDUC</i>	1.97805643	0.840210774	1	4
<i>DURATION</i>	13.0675287	12.0924671	0.083333333	72
<i>STRICRED</i>	0.031595577	0.175059160	0	1
<i>ACCOUNT</i>	0.545454545	0.498320284	0	1
<i>TOTALEMP</i>	3.51567398	3.10297959	1	47
<i>CRAFT</i>	0.793103448	0.405398529	0	1
<i>TRAINING</i>	0.167711599	0.373903124	0	1
<i>SERVICES</i>	0.755485893	0.430135971	0	1
<i>GROUP</i>	0.225196850	0.418041193	0	1
<i>APPRENTI</i>	0.468652038	0.923165193	0	5
<i>SALARIED</i>	1.54388715	2.38265289	0	40

5. ANALYSE EMPIRIQUE

A) BASE DE DONNÉES

Les données utilisées proviennent d'une enquête réalisée en juillet et août 1995 par Fouzi Mourji de l'Université Hassan II Aïn Chok auprès de 647 gestionnaires de micro-entreprises (ME) de la Wilaya du Grand Casablanca pour le compte de la Fédération Banque populaire pour la création d'entreprises. L'enquête visait à identifier les entraves au développement des ME.

Mourji (1998, 18) définit les ME comme étant des «entités de moins de 10 salariés produisant et/ou vendant des biens et services». C'est donc à partir d'un répertoire incluant 4087 des ME de Casablanca que Mourji et son équipe ont tiré un échantillon aléatoire de 650 ME. Leur échantillon final inclut 647 ME dont le gestionnaire a répondu à des questions portant tout aussi bien sur le processus de création des ME, le financement de ces dernières et leur relation avec le système fiscal que sur l'importance des ME et sur les améliorations que les gestionnaires aimeraient voir apportées aux contextes économique, fiscal et légal dans lesquels ils opèrent (voir l'annexe 3 pour le questionnaire utilisé par Mourji et son équipe).

B) MÉTHODOLOGIE

En nous servant de cette base de données d'enquête, nous utiliserons successivement un modèle linéaire en probabilité et un probit univarié afin d'étudier les déterminants du fait d'obtenir ou non du crédit formel, puis nous utiliserons un probit bivarié afin d'étudier, dans l'ordre, les déterminants du fait d'effectuer ou non une demande de crédit formel et les déterminants du fait d'obtenir ou non du crédit formel. Nous expliquerons au passage les grandes lignes de chaque modèle et nous décrirons les variables utilisées (voir le tableau II pour une liste des variables utilisées), puis nous terminerons par une comparaison de la probabilité pour un

gestionnaire d'être rationné dans son accès au crédit selon que l'on utilise un probit univarié ou un probit bivarié afin de faire une prédiction de cette probabilité à la moyenne des variables explicatives. Après avoir appliqué ces trois modèles à nos données et avoir calculé ces probabilités, nous devrions avoir répondu à la question posée au début de ce rapport et avoir vérifié ou non notre hypothèse.

C) MODÈLE LINÉAIRE EN PROBABILITÉ

Puisque nous croyons qu'il est toujours utile de commencer toute analyse empirique par la bonne vieille méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), nous avons choisi d'appliquer la méthode des MCO au modèle suivant (voir l'annexe 2 pour le détail des modèles économétriques utilisés) :

$$\begin{aligned} CREDIT = & \beta_0 + \beta_1 NEWMED + \beta_2 OLDMED + \beta_3 URBDUAR + \beta_4 AGE + \beta_5 AGESQ \\ & + \beta_6 EDUC + \beta_7 DURATION + \beta_8 STRTCRED + \beta_9 ACCOUNT + \beta_{10} TOTALEMP + \varepsilon \end{aligned}$$

où *CREDIT* est une variable dichotomique égale à 1 si la ME a obtenu du crédit formel et égale à 0 sinon ; *NEWMED*, *OLDMED* et *URBDUAR* sont des variables dichotomiques de strate urbaine égales à 1 si la ME se trouve respectivement dans la nouvelle médina, l'ancienne médina ou dans un douar urbain par rapport à un quartier de luxe ; *AGE* et *AGESQ* sont respectivement l'âge et l'âge au carré du gestionnaire en termes d'années révolues ; *EDUC* est égale à 1 si le gestionnaire est analphabète, 2 s'il a une éducation fondamentale, 3 s'il a une éducation secondaire et 4 s'il a une éducation supérieure ; *DURATION* est la durée de vie de l'entreprise en années ; *STRTCRED* est une variable dichotomique égale à 1 si le gestionnaire a bénéficié de

crédit formel lors du processus de création de sa ME ; *ACCOUNT* est une variable dichotomique égale à 1 si la ME a un compte en banque ; et *TOTALEMP* est le nombre total d'employés de la ME, donc la somme des gestionnaires, aides familiales, apprentis, salariés, associés et autres employés travaillant pour la ME.

Comme nous croyons que la banque se base surtout sur des variables observables lorsque vient le temps de prêter à une ME, nous croyons que la strate urbaine peut avoir un impact significatif sur le fait d'obtenir ou non du crédit formel. Puisque les variables *NEWMED*, *OLDMED* et *URBDOUAR* sont exprimées par rapport au fait de se trouver dans un quartier de luxe, nous nous attendons à ce que ces trois variables aient un coefficient négatif. D'ailleurs, nous avons d'abord inclus la variable *SHANTY*, qui est égale à 1 si la ME se trouve dans un bidonville. Toutefois, comme toutes les entreprises se trouvant dans un bidonville n'ont pas obtenu de crédit, nous avons préféré éliminer les observations pour lesquelles la variable *SHANTY* était égale à 1. Nous avons procédé ainsi afin de véritablement exprimer les variables *NEWMED*, *OLDMED* et *URBDOUAR* par rapport aux quartiers de luxe, et non par rapport aux quartiers de luxe *et* aux bidonvilles, ces deux types de strates étant radicalement différents.

Nous croyons que l'âge du gestionnaire est fort probablement un des déterminants les plus significatifs du fait d'obtenir du crédit ou non, et nous incluons l'âge au carré afin de vérifier s'il n'y a pas une relation non linéaire entre l'âge et le fait d'obtenir ou non du crédit formel. Nous nous attendons à ce que l'âge ait un coefficient positif, ce qui dénoterait que la banque préfère prêter aux gestionnaires les plus vieux (et, par le fait même, les plus expérimentés) et à ce que l'âge au carré ait un coefficient négatif, ce qui dénoterait qu'il y a un âge «optimal» auquel la probabilité d'obtenir du crédit est la plus élevée. Nous croyons en effet qu'il est possible que la banque préfère prêter aux gestionnaires dans la force de l'âge étant donné l'arbitrage entre inexpérience (jeune âge) et manque d'éducation (âge avancé).

Puisque nous sommes sur le sujet, nous croyons que la scolarisation d'un gestionnaire de ME est aussi un des déterminants les plus significatifs du fait d'obtenir ou non du crédit formel. Nous nous attendons donc à ce que cette variable ait un coefficient positif.

Pour ce qui est de la durée de vie de la ME en années, nous croyons que cette dernière dénote la pérennité de cette dernière, et donc sa viabilité. Nous croyons donc que la banque s'attendra à voir ses chances d'être remboursée s'accroître avec la durée de vie de la ME. C'est pourquoi nous nous attendons à ce que cette variable ait un coefficient positif.

Suivant l'exemple de Hoff et Stiglitz (1997), nous croyons que le fait qu'un gestionnaire de ME obtienne du crédit formel lors du processus de création de cette dernière pourrait aussi jouer fortement en sa faveur lors d'une demande ultérieure de crédit formel (effet de réputation), et c'est pourquoi nous incluons cette variable dans notre analyse. Nous nous attendons donc *de facto* à ce que cette variable ait un coefficient positif.

Enfin, nous croyons que le nombre total d'employés est un bon *proxy* pour le chiffre d'affaires et/ou la taille d'une ME. En effet, nous ne disposons d'aucune donnée sur le chiffre d'affaires des ME. Il va donc de soi que nous nous attendons à ce que cette variable ait un coefficient positif.

Le lecteur féru de microéconométrie aura sans doute remarqué qu'il manque dans cette première régression une variable qui prend souvent une importance cruciale, soit le sexe. En effet, Mourji (1998, 21) indique que 92,5% des gestionnaires ayant participé à l'enquête sont de sexe masculin mais que «les conclusions seront fragiles car l'effectif des femmes (une trentaine) n'est pas suffisamment représentatif». Quoiqu'il en soit, nous croyons qu'il aurait été fort intéressant d'inclure cette variable dans notre analyse. Or, cette variable était tout simplement absente de la base de données qui nous a été envoyée par Mourji, et ce même si une des premières questions de l'enquête portait sur le sexe du gestionnaire. Cette variable aurait permis

de vérifier s'il n'existe pas à l'égard des femmes une certaine forme de discrimination institutionnelle, mais nous devons malheureusement nous contenter de faire sans celle-ci.

De plus, nous sommes conscients que les variables *DURATION* et *TOTALEMP* pourraient poser certains problèmes d'endogénéité, en ce sens que ces variables pourraient être dépendantes du fait que la ME ait obtenu ou non du crédit formel par le passé. Nous aurions aimé pouvoir régler ces potentiels problèmes d'endogénéité en instrumentant ces deux variables, mais faute d'instruments pertinents, nous n'avons pas été en mesure de le faire.

Qu'en est-il des résultats de cette régression préliminaire ? Le tableau 2 présente les résultats du modèle linéaire en probabilité estimé à l'aide du logiciel Limdep 7.0 (voir l'annexe 1 pour les *outputs*). On remarque d'entrée de jeu que seules trois de nos dix variables sont significatives à 95% : l'éducation du gestionnaire, le fait que la ME possède son propre compte en banque et le nombre total d'employés de la ME, qui ont respectivement un effet positif, un effet positif et un effet négatif sur la probabilité pour une ME d'obtenir du crédit formel. L'éducation a le signe attendu, en ce sens que plus un gestionnaire de ME est éduqué, plus il a de chances d'obtenir du crédit formel. Le fait que la ME possède son propre compte en banque a aussi le signe attendu : par rapport au fait que la ME n'ait pas de compte en banque, le fait qu'elle en ait un augmente ses chances d'obtenir du crédit formel. Cependant, le nombre total d'employés n'a pas le signe attendu : nous nous serions attendus à ce que, le nombre d'employés agissant comme *proxy* pour le chiffre d'affaires, plus une ME emploie d'individus, plus ses chances d'obtenir du crédit formel sont élevées. Ce résultat surprenant signifie peut-être que la banque préfère accorder du crédit aux ME dont la production est plus intensive en capital. Or, n'ayant pas de données sur le capital utilisé par chaque ME, nous ne pouvons malheureusement rien affirmer avec certitude.

Pour ce qui est des autres variables, on remarque que, bien que le fait de se trouver dans l'ancienne médina ne soit pas significatif, il est près de l'être et que cette variable a un signe

négatif, ce qui serait conforme à nos attentes, à savoir que par rapport aux ME se trouvant dans un quartier de luxe, nous nous attendions à ce qu'une ME se trouvant dans l'ancienne médina ait moins de chances d'obtenir du crédit formel.

Enfin, pour les variables nouvelle médina, douar urbain, âge, âge au carré, durée de vie de l'entreprise et crédit lors du processus de création de la ME, les coefficients estimés ne sont pas significatifs. Nous ne nous attarderons donc pas à les interpréter.

Ces résultats sont donc ceux du modèle linéaire en probabilité. Nous admettons qu'ils ne sont pas très satisfaisants. En effet, nous savons que les modèles linéaires en probabilité sont surtout utilisés afin d'obtenir une approximation rapide des coefficients, mais qu'ils peuvent poser de sérieux problèmes d'hétéroscédasticité et permettre des probabilités prédites qui sortent de l'intervalle [0,1]. Une simple vérification à l'aide de Limdep a d'ailleurs démontré que 89 des probabilités prédites à l'aide du modèle linéaire en probabilité étaient inférieures à 0 et qu'aucune n'était supérieure à 1. C'est pourquoi nous poursuivrons notre analyse à l'aide d'un probit univarié utilisant la même variable dépendante (le fait d'obtenir ou non du crédit formel), suivant l'exemple de Maddala (1983, 15-27 ; 1992, 323-325). Cela nous permettra d'éviter les problèmes inhérents au modèle linéaire en probabilité.

TABLEAU IV : Modèle linéaire en probabilité (MCO)

Variable	Coefficient	Statistique z
Constante	-0,050871170	-0,333
<i>NEWMED</i>	-0,049954746	-0,895
<i>OLDMED</i>	-0,091979732	-1,573
<i>URBDOUAR</i>	-0,030020442	-0,294
<i>AGE</i>	0,003321823	0,526
<i>AGESQ</i>	-0,000009263	-0,131
<i>EDUC</i>	0,042763469*	2,504
<i>DURATION</i>	-0,000137361	-0,119
<i>STRTCRED</i>	-0,000115382	-0,811
<i>ACCOUNT</i>	0,167979468*	6,180
<i>TOTALEMP</i>	-0,016113731*	-3,973

Note : Les coefficients marqués d'une astérisque (*) sont significatifs à 95%.

D) PROBIT UNIVARIÉ

Afin de régler les problèmes d'hétéroscédasticité et de probabilités inférieure à 0 ou supérieure à 1 inhérents au modèle linéaire en probabilité et afin d'étudier véritablement les déterminants de la probabilité d'obtenir ou non du crédit formel (et, par le fait même, les déterminants du rationnement du crédit), nous utiliserons maintenant un probit univarié (voir l'annexe 2 pour le détail des modèles économétriques utilisés et le tableau II pour la liste des variables utilisées), que nous appliquerons aux mêmes variables explicatives, soit le fait de se trouver dans la nouvelle médina, dans l'ancienne médina ou dans un douar urbain, l'âge du gestionnaire de la ME, l'âge du gestionnaire au carré, l'éducation du gestionnaire, la durée de vie de la ME, le fait que le gestionnaire ait obtenu du crédit formel lors du processus de création de la ME, le fait que la ME ait son propre compte en banque et le nombre total d'employés. Nous ne donnerons pas de nouveau les raisons qui nous ont poussé à choisir ces variables, ni nos attentes sur les coefficients puisque celles-ci ne changent pas selon que l'on utilise le modèle linéaire en probabilité ou le probit univarié.

Qu'en est-il des résultats du probit univarié ? Le tableau 3 présente les résultats de ce modèle estimé à l'aide du logiciel Limdep 7.0 (voir l'annexe 1 pour les *outputs*). On remarque d'entrée de jeu que seules cinq de nos dix variables sont significatives : la constante (qui n'a pas vraiment de signification économique ici), le fait que la ME possède son propre compte en banque et le nombre total d'employés, qui sont significatives à 95% ; ainsi que le fait de se trouver dans l'ancienne médina et l'éducation du gestionnaire de la ME, qui sont significatives à 90%. On remarque donc que le fait que la ME possède son propre compte en banque augmente ses chances d'obtenir du crédit formel, ce qui est conforme à nos attentes, surtout si l'on fait l'hypothèse qu'un gestionnaire de ME possédant un compte en banque fera généralement une demande de crédit auprès de la banque où il possède son compte, ce qui fait en sorte que la banque connaisse

déjà les habitudes financières de ce gestionnaire (effet de réputation). Fait un peu plus surprenant, on remarque que plus le nombre total d'employés est élevé, plus les chances qu'une ME obtienne du crédit formel diminuent. Encore une fois, si l'on pense que cette variable peut servir de *proxy* pour le chiffre d'affaires, ce résultat est surprenant. Toutefois, comme nous l'avons mentionné dans le cas du modèle linéaire en probabilité, ce résultat s'explique peut-être par le fait que les banques préfèrent prêter aux entreprises dont la production est plus intensive en capital.

Les résultats deviennent plus intéressants lorsqu'on s'attarde à l'éducation du gestionnaire et au fait que la ME se trouve dans l'ancienne médina. En effet, on remarque que plus un gestionnaire est éduqué, plus ses chances d'obtenir du crédit formel sont élevées, ce résultat étant tout à fait conforme à nos attentes (nous tenons d'ailleurs à noter que notre variable dépendante *exclut* le crédit aux jeunes entrepreneurs, qui cible généralement les diplômés récents des universités). Enfin, le fait de se trouver dans l'ancienne médina, par rapport à un quartier de luxe, diminue les chances pour une ME d'obtenir du crédit formel. Ce résultat est, lui aussi, conforme à nos attentes.

TABLEAU V : Modèle probit univarié

Variable	Coefficient	Statistique z
Constante	-1,953257882*	-2,160
NEWMED	-0,177999426	-0,632
OLDMED	-0,549585534**	-1,755
URBDOUAR	-0,134957526	-0,238
AGE	0,007243547	0,194
AGESQ	0,000075171	0,184
EDUC	0,164049128**	1,763
DURATION	-0,002296625	-0,320
STRICRED	-0,000758844	-0,909
ACCOUNT	1,189721022*	6,047
TOTALEMP	-0,177676378*	-4,119

Note : Les coefficients marqués d'une astérisque (*) sont significatifs à 95%. Les coefficients marqués de deux astérisques (**) sont significatifs à 90%.

Il semble, selon le probit univarié, que les réels déterminants du fait d'obtenir ou non du crédit formel (et donc par le fait même, du rationnement du crédit) soient la strate urbaine (seulement si l'entreprise se trouve dans l'ancienne médina), l'éducation du gestionnaire, le fait que la ME possède un compte en banque et le nombre total d'employés. Cependant, il semble aussi que, contrairement aux résultats obtenus par Baydas, Meyer et Aguilera-Alfred (1994) et à ce que présuppose généralement la théorie, l'âge ne joue ici *aucun* rôle. Il est par ailleurs surprenant que la strate urbaine soit significative dans le cas de l'ancienne médina, mais pas dans le cas de la nouvelle médina ou des douars urbains. Il est tout aussi surprenant que la durée de vie de la ME, qui pourrait en quelque sorte être vue comme une mesure de la pérennité ou de la viabilité de la ME, ne soit pas significative. Enfin, il est étonnant de constater que le fait pour un gestionnaire d'avoir obtenu du crédit formel lors du processus de création de sa ME ne soit pas significatif.

Enfin, qu'en est-il de la probabilité, évaluée à la moyenne des variables explicatives, qu'une ME obtienne du crédit formel ? Nous avons calculé la valeur du côté droit de l'équation de crédit lorsque toutes les variables explicatives sont à leur moyenne empirique, ce qui nous a donné -1,49. En faisant le calcul, nous obtenons :

$$\Pr(CREDIT = 1) = \Pr(\varepsilon > 1.49) = \int_{1.49}^{\infty} f(\varepsilon) d\varepsilon \approx 0.0687$$

Ce qui revient à dire qu'en moyenne, la probabilité d'obtenir du crédit est de 6,87%, ce qui signifie par le fait même qu'en moyenne, 93,13% des gestionnaires sont rationnés dans leur accès au crédit formel. Nous allons maintenant tenter de voir de quelle façon ce résultat change lorsque l'on utilise un probit bivarié pour étudier le rationnement du crédit.

E) PROBIT BIVARIÉ

Le probit bivarié estimera *simultanément* les déterminants du fait d'effectuer ou non une demande de crédit formel et les déterminants de l'obtention ou non du crédit formel (voir l'annexe 2 pour le détail des modèles économétriques utilisés et le tableau II pour la liste des variables utilisées). La variable *DEMAND* sera donc égale à 1 si le gestionnaire a fait une demande de crédit formel et sera égale à 0 sinon, et la variable *CREDIT* sera égale à 1 si la banque prête au gestionnaire et sera égale à 0 sinon. Or, il est bien évident que, pour que la banque consente à un prêt, il faut d'abord que le gestionnaire en ait fait la demande, ce qui rend impossible les cas où le couple (*DEMAND*, *CREDIT*) est égal à (0, 1), les trois autres couples, soit (0, 0), (1, 0) et (1, 1) demeurant possibles. Donc, puisqu'il est impossible d'obtenir du crédit formel sans en avoir auparavant fait la demande, il y aura bel et bien un biais de sélection dans notre probit bivarié étant donné l'autosélection des gestionnaires de ME au moment de faire une demande de crédit formel. Nous estimerons donc un probit bivarié avec biais de sélection.

Encore une fois, les variables affectant le fait d'obtenir du crédit ou non sont les mêmes que dans le cas du modèle linéaire en probabilité et dans le cas du probit univarié. Cependant, pour ce qui est de l'analyse du fait d'effectuer une demande de crédit, certaines nouvelles variables viennent s'ajouter, et d'autres disparaissent. Les variables explicatives relatives à la variable dépendante *DEMAND* sont donc l'âge (*AGE*), l'âge au carré (*AGESQ*), et l'éducation du gestionnaire de la ME (*EDUC*) ; le fait que celui-ci ait appris un métier (*CRAFT*) et le fait qu'il ait bénéficié de formation professionnelle (*TRAINING*) ; la durée de vie de la ME (*DURATION*), le fait d'avoir obtenu du crédit formel lors du processus de création de la ME (*STRTCRED*), le fait que la ME possède son propre compte en banque (*ACCOUNT*), le fait que le gestionnaire connaisse les services offerts par les banques (*SERVICES*), le fait que la ME appartienne à un

groupement professionnel (*GROUP*), le nombre d'apprentis travaillant pour la ME (*APPRENT*) et, enfin, le nombre de salariés travaillant pour la ME (*SALARIED*).

Il y a donc en tout dix variables qui sont exclusives à une des deux équations. Nous avons cru bon de procéder ainsi afin d'éviter les problèmes d'identification qui auraient pu surgir si nous avions utilisé le même ensemble de régresseurs pour les deux équations. Nous incluons donc les variables *CRAFT* et *TRAINING* dans les régresseurs de la demande puisque nous croyons qu'il est possible qu'elles affectent l'autosélection des gestionnaires mais que la banque se soucie peu du fait que le gestionnaire ait appris ou non un métier et du fait qu'il ait bénéficié ou non de formation professionnelle. Pour ce qui est de la variable *SERVICES*, nous croyons que le fait de bien connaître les services que peut offrir une banque aura un impact très significatif sur l'autosélection mais que, encore ici, cette variable ne peut affecter la décision de la banque lorsque vient le temps de prêter ou non. Pour ce qui est de la variable *GROUP*, nous croyons que le fait d'appartenir à un groupement professionnel pourrait avoir un impact sur l'autosélection. En effet, un gestionnaire de ME membre d'un groupement professionnel pourrait d'abord se tourner vers les autres membres de son groupement professionnel afin d'obtenir du crédit informel plutôt que de se tourner vers une banque. Enfin, nous avons cru bon séparer les catégories d'employés *APPRENT* et *SALARIED* afin de mesurer leurs effets distincts sur l'autosélection. Nous n'avons cependant pas cru bon d'inclure les catégories d'employés incluant les autres associés, les aides familiales et les autres employés afin d'avoir un modèle qui reste parcimonieux et parce que nous croyons que leur effet serait, de toute façon, négligeable.

Nous nous attendons donc à ce que, dans le cas de l'obtention ou non du crédit formel, les variables *AGE*, *EDUC*, *DURA*, *STRTCRED*, *ACCOUNT* et *TOTALEMP* aient un coefficient positif. À l'opposé, nous nous attendons à ce que les variables *NEWMED*, *OLDMED*, *URBDOUAR*, et *AGESQ* aient un coefficient négatif. Dans le cas de l'autosélection, nous nous

attendons à ce que toutes les variables aient un coefficient positif, sauf les variables *AGE* et *GROUP*, pour lesquelles nous n'avons pas d'attentes particulières. En effet, pour *AGESQ*, nous nous attendons à ce que les «jeunes» gestionnaires et les «vieux» gestionnaires s'autosélectionnent davantage. Pour *EDUC*, nous nous attendons à ce que, les gestionnaires les plus éduqués connaissant mieux le système bancaire, ces derniers s'autosélectionnent davantage. Pour les variables *CRAFT* et *TRAINING*, nous croyons que le fait d'avoir appris un métier et d'avoir bénéficié de formation professionnelle fassent en sorte qu'un gestionnaire se voit lui-même comme étant plus crédible auprès de la banque. Pour ce qui est de la variable *SERVICES*, il va de soi qu'une bonne connaissance des services que peut offrir une banque augmentera l'autosélection. En effet, un gestionnaire qui ne sait pas qu'une banque peut prêter des fonds ou qui connaît mal les services que peut offrir une banque ne s'autosélectionnera généralement pas pour demander du crédit formel. Enfin, pour les variables *APPRENT* et *SALARIED*, nous nous attendons à ce que celles-ci augmentent le niveau d'autosélection, ne serait-ce que parce que les gestionnaires dont la ME embauche plus de personnel risque d'avoir davantage besoin de crédit formel, si l'on présuppose que ces deux variables peuvent servir de *proxy* pour le chiffre d'affaires.

Qu'en est-il des résultats du probit bivarié ? Le tableau 4 présente les résultats de ce modèle estimé à l'aide du logiciel Limdep 7.0 (voir l'annexe 1 pour les *outputs*). On remarque d'entrée de jeu que seules deux des dix variables de l'équation de la probabilité d'obtenir du crédit sont significatives : le fait que la ME possède son propre compte en banque et le nombre total d'employés. Le fait que la ME possède son propre compte en banque augmente sa probabilité d'obtenir du crédit formel. Ce résultat est conforme à nos attentes, surtout si l'on fait l'hypothèse qu'un gestionnaire de ME possédant un compte en banque fera généralement une demande de crédit auprès de la banque où il possède son compte. Aussi, plus le nombre d'employés

augmente, plus la probabilité d'obtenir du crédit formel diminue, ce qui est une fois de plus un résultat surprenant si l'on croit que le nombre total d'employés peut servir de *proxy* pour le chiffre d'affaires de la ME. Pour ce qui est des autres variables indépendantes de l'équation de la probabilité d'obtenir du crédit, puisqu'elles ne sont même pas significatives à 90%, nous ne nous attarderons pas à les interpréter.

Là où notre analyse devient intéressante, c'est lorsque l'on superpose à l'équation de la probabilité d'obtenir du crédit formel l'équation d'autosélection. Dans cette dernière, cinq variables sont significatives à 95%, soit la constante (qui n'a pas vraiment de signification économique ici), l'éducation du gestionnaire, le fait que la ME possède son propre compte en banque, le fait que le gestionnaire connaisse les services que peut offrir une banque et le nombre d'employés salariés. Une seule variable n'est significative qu'à 90%, soit le nombre d'apprentis.

La variable *EDUC* a un coefficient positif, ce qui signifie que plus un gestionnaire est éduqué, plus sa probabilité de s'autosélectionner pour faire une demande de crédit formel est élevée, ce qui est conforme à nos attentes. En effet, puisque les gestionnaires les plus éduqués connaissent mieux le système bancaire que les gestionnaires moins éduqués et jouissent d'une plus grande crédibilité auprès des banques, il est normal qu'ils s'autosélectionnent davantage. La variable *ACCOUNT*, quant à elle, a aussi un coefficient positif, ce qui signifie que le fait que la ME ait son propre compte en banque augmente la probabilité que le gestionnaire s'autosélectionne pour faire une demande de crédit. Encore une fois, cela est conforme à nos attentes puisqu'un gestionnaire dont la ME a un compte en banque est déjà habitué à avoir recours au système bancaire.

TABLEAU VI : Modèle probit bivarié

Variable	Coefficient	Statistique z
Équation : <i>CREDIT</i>		
Constante	0,926024609	0,434
<i>NEWMED</i>	0,353477568	0,830
<i>OLDMED</i>	-0,319749927	-0,650
<i>URBDUAR</i>	0,253710008	0,173
<i>AGE</i>	-0,064169251	-0,757
<i>AGESQ</i>	0,000777152	0,808
<i>EDUC</i>	-0,030397839	-0,191
<i>DURATION</i>	-0,001826931	-0,116
<i>STRTCRED</i>	-0,002551572	-0,011
<i>ACCOUNT</i>	1,184293070*	2,063
<i>TOTALEMP</i>	-0,261883357*	-2,873
Équation : <i>DEMAND</i>		
Constante	-2,264559668*	-2,875
<i>AGE</i>	0,032821486	0,942
<i>AGESQ</i>	-0,000224844	-0,580
<i>EDUC</i>	0,217928784*	2,263
<i>CRAFT</i>	0,123410962	0,729
<i>TRAINING</i>	0,125931607	0,634
<i>DURATION</i>	0,003688096	0,489
<i>STRTCRED</i>	-0,000213506	-0,148
<i>ACCOUNT</i>	1,085617147*	6,799
<i>SERVICES</i>	-1,007675396*	-6,689
<i>GROUP</i>	0,002431397	0,016
<i>APPRENT</i>	0,126338485**	1,764
<i>SALARIED</i>	-0,157897153*	-2,848

Note : Les coefficients marqués d'une astérisque (*) sont significatifs à 95%. Les coefficients marqués de deux astérisques (**) sont significatifs à 90%.

Cependant, la variable *SERVICES* a un coefficient négatif, ce qui est très surprenant. En effet, cela signifie que les gestionnaires qui se sont déclarés être bien au courant des services que peut offrir une banque s'autosélectionnent moins que les gestionnaires qui sont moins au courant de ces services. Cela pourrait toutefois s'expliquer par le fait que les gestionnaires qui connaissent bien les services que peut offrir une banque s'avouent vaincus d'avance : ils connaissent bien le système bancaire, ce qui fait en sorte qu'ils connaissent bien les garanties exigées par les banques lorsque ces dernières prêtent des fonds et qu'ils croient qu'ils ne seront pas en mesure de fournir ces garanties.

Enfin, un dernier résultat intéressant, et tout aussi surprenant que le signe du coefficient de la variable *SERVICES*, est le fait que les variables *APPRENT* et *SALARIED* soient toutes deux significatives mais *de signes différents*. Cela signifie que plus il y a d'apprentis et moins il y a de salariés qui travaillent pour la ME, plus la probabilité que le gestionnaire s'autosélectionne pour demander du crédit est élevée. Comment expliquer ce résultat pour le moins surprenant ? Il est fort probable que les gestionnaires voient les apprentis comme contribuant directement à la production et les salariés comme étant un peu moins productifs, ou encore qu'ils voient les apprentis comme étant du *cheap labour* par rapport aux salariés, ce qui fait en sorte que les deux catégories de travailleurs aient des effets contraires sur la probabilité d'autosélection.

Le probit bivarié nous permet donc de remarquer que certaines variables que nous croyions d'abord importantes dans la détermination de l'obtention ou non du crédit formel sont, dans les faits, importantes au niveau de l'autosélection des gestionnaires. C'est notamment le cas de l'éducation du gestionnaire, qui n'a aucune incidence sur le fait d'obtenir du crédit ou non, mais qui exerce une influence significative sur l'autosélection des gestionnaires. À l'opposé, le fait que la ME ait un compte en banque distinct du compte en banque du gestionnaire exerce une forte

influence et sur la probabilité d'obtenir ou non du crédit, et sur la probabilité que le gestionnaire s'autosélectionne ou non pour faire une demande de crédit.

Cependant, nous remarquons que certaines des variables que nous croyions d'abord être très importantes dans la détermination de la probabilité d'obtenir ou non du crédit (la strate urbaine, l'âge du gestionnaire, la durée de vie de l'entreprise, le fait d'avoir obtenu du crédit lors du processus de création de la ME) et dans la détermination de la probabilité qu'un gestionnaire s'autosélectionne (l'âge du gestionnaire, le fait que ce dernier ait appris un métier et/ou ait bénéficié de formation professionnelle, la durée de vie de l'entreprise, le fait d'avoir obtenu du crédit lors du processus de création de la ME et le fait d'appartenir à un groupement professionnel) ne sont absolument pas significatives. Nous sommes toutefois conscients que certaines données d'une importance cruciale dans l'analyse du rationnement du crédit (le sexe du gestionnaire, le chiffre d'affaires et/ou la taille de l'entreprise, le montant du prêt consenti, les garanties exigées, l'échéance du prêt, le taux d'intérêt exigé sur le prêt, etc.) sont absentes de notre base de données, ce qui rend nos résultats beaucoup moins précis.

Enfin, qu'en est-il de la probabilité, évaluée à la moyenne des variables explicatives, qu'une ME obtienne du crédit formel conditionnelle au fait que le gestionnaire de ME s'autosélectionne pour faire une demande de crédit ? Nous avons calculé les valeurs du côté droit de l'équation de crédit et de l'équation de demande lorsque toutes les variables explicatives sont à leur moyenne empirique, ce qui nous a donné respectivement 0,04 et -1,11. En faisant le calcul³, nous obtenons :

$$\Pr(CREDIT = 1, DEMANDE = 1) = \Pr(\varepsilon_1 > -0.04, \varepsilon_2 > 1.106)$$

³ Cette probabilité a été calculée à l'aide d'un logiciel appelé *The Bivariate Normal Distribution*, développé au National Institute of Occupational Health (NIOH) du Danemark. Ce logiciel est disponible sur le site Web du NIOH, à l'adresse <http://www.ami.dk>.

$$= \int_{-0.041.106}^{\infty} \int_{-0.041.106}^{\infty} f(\varepsilon_1, \varepsilon_2) d\varepsilon_2 d\varepsilon_1 \approx 0.0944$$

ce qui revient à dire qu'en moyenne, la probabilité d'obtenir du crédit, conditionnelle à ce que le gestionnaire en ait d'abord fait la demande, est de 9,44%, ce qui signifie qu'en moyenne, 90,56% des gestionnaires ayant demandé du crédit formel sont rationnés dans leur accès au crédit formel. Ce résultat contraste avec le résultat obtenu en faisant un probit univarié, mais beaucoup moins que les résultats obtenus par Kochar (1997) pour le même type de comparaison.

F) COMPARAISON ENTRE LE PROBIT UNIVARIÉ ET LE PROBIT BIVARIÉ

En vertu de ces résultats différents entre le probit univarié et le probit bivarié, qui prédisent respectivement des niveaux de rationnement moyen de 93,13% et de 90,56%, nous remarquons donc que notre analyse a somme toute bénéficié du fait que nous ayons choisi d'appliquer ces deux types de modèles à notre base de donnée. Notre hypothèse prévoyait qu'en utilisant un probit bivarié afin d'estimer la probabilité pour un gestionnaire d'obtenir du crédit formel conditionnelle à ce qu'il en ait d'abord fait la demande, le niveau de rationnement soit plus faible qu'en utilisant un probit univarié afin d'estimer la probabilité pour un gestionnaire d'obtenir du crédit formel. C'est ce qui s'est effectivement passé dans les faits. Toutefois, les résultats laissent quelque peu à désirer lorsque vient le temps d'analyser quels sont les déterminants de la probabilité d'obtenir du crédit formel (dans le cas du probit univarié et du probit bivarié) et les déterminants de la probabilité d'effectuer une demande de crédit formel (dans le cas du probit bivarié). Très peu de nos variables indépendantes se sont avérées significatives (notamment dans le cas de l'équation du crédit dans le probit bivarié), et certains coefficients estimés ont parfois des signes qui n'étaient pas sans surprendre (comme dans le cas du nombre total d'employés en ce qui a trait au crédit et le

(nombre de salariés en ce qui a trait à la demande). Toutefois, le probit univarié avait une probabilité nulle que tous les coefficients soient égaux à zéro, ce qui est satisfaisant. Enfin, le coefficient de corrélation entre les termes d'erreurs du probit bivarié, qui était tel que $\rho = 0,2930008$ avec une statistique z de 0,853, était très peu satisfaisant puisqu'il n'était pas significativement différent de zéro. Nous explorerons les éventuelles pistes de solution à ce problème dans la conclusion de ce rapport.

6. CONCLUSION

Nous avons donc tenté de savoir quels étaient les déterminants et le degré du rationnement du crédit auquel font face les gestionnaires de micro-entreprises (ME) de Casablanca. Plus spécifiquement, nous voulions d'abord et avant tout savoir quelles étaient les variables qui exerçaient une influence significative i) sur la probabilité pour un gestionnaire de ME d'obtenir du crédit formel (dans le cadre du modèle linéaire en probabilité et du probit univarié) et ii) sur la probabilité qu'un gestionnaire de ME obtienne du crédit formel conditionnelle au fait que ce gestionnaire s'autosélectionne afin de faire une demande de crédit formel auprès d'une banque (dans le cadre du probit bivarié avec biais de sélection). Il s'est avéré que les traditionnelles variables d'âge, d'âge au carré et de durée de vie de l'entreprise n'avaient aucun effet sur la probabilité d'obtenir du crédit. L'éducation était significative seulement dans le cas du modèle linéaire en probabilité et dans le cas du probit univarié. Le probit bivarié a fait ressortir, et c'est là un des résultats intéressants de notre étude, que l'éducation jouait un rôle sur la probabilité d'autosélection des gestionnaires, et non pas sur la probabilité que la banque consente à un prêt.

Curieusement, les seules variables qui ont toujours exercé un rôle significatif, tant sur la probabilité d'obtenir du crédit formel que sur la probabilité d'autosélection des gestionnaires, sont le fait que la ME ait un compte en banque et le nombre d'employés (que l'on compte le nombre *total* d'employés ou la somme du nombre de salariés et du nombre d'apprentis). Un dernier résultat surprenant a été que le fait de bien connaître les services que peut offrir une banque ait eu un impact négatif sur la probabilité qu'un gestionnaire de ME s'autosélectionne afin de faire une demande de crédit formel.

Ensuite, nous voulions déterminer quelle était, à la moyenne des variables explicatives, la probabilité qu'un gestionnaire de ME obtienne du crédit formel et la probabilité qu'il obtienne du

crédit formel conditionnelle à ce qu'il en ait d'abord fait la demande. Ces probabilités moyennes ont été respectivement de 6,87% et de 9,44%, ce qui implique des degrés de rationnement de 93,13% et de 90,56% respectivement. Nous voyons donc qu'il y a une *légère* amélioration de la probabilité d'obtenir du crédit formel lorsque l'on tient compte de l'autosélection des gestionnaires. Toutefois, nous nous serions attendus à une différence beaucoup plus marquée entre ces deux probabilités.

Quoiqu'il en soit, nous tenons à rappeler au lecteur que la validité de nos conclusions dépend crucialement de la fiabilité de nos données. Nous avons de bonnes raisons de croire qu'il pourrait y avoir des erreurs de mesure. À titre d'exemple, l'enquête demandait aux gestionnaires d'estimer la durée de vie de leur entreprise en années et en mois, mais demandait aussi à l'enquêteur d'estimer cette même durée de vie, probablement étant donné le fort pourcentage d'analphabétisme parmi les gestionnaires de ME. D'ailleurs, nous sommes conscients que la durée de vie de l'entreprise pourrait être un régresseur endogène, de même que le nombre d'employés travaillant pour la ME. Toutefois, nous ne disposons pas des instruments nécessaires pour régler ces potentiels problèmes d'endogénéité.

Cela nous amène à parler de nos données à proprement parler. Comme nous l'avons mentionné, bien que le questionnaire demandait à l'enquêteur d'indiquer le sexe du gestionnaire, cette variable était absente de notre base de données. Nous considérons aussi que notre analyse aurait bénéficié largement de questions plus détaillées sur le crédit : le questionnaire aurait pu, par exemple, demander à chaque gestionnaire de dresser une liste des prêts formels obtenus avec, pour chaque prêt, le montant consenti par la banque, l'échéance, le taux d'intérêt fixé et les garanties exigées. Cela aurait selon nous permis une analyse beaucoup plus fiable et aurait permis d'appliquer un modèle à équations simultanées à l'offre et à la demande de crédit en plus des divers modèles utilisés. Nous suggérons donc à tous ceux qui entreprendront un travail de terrain

portant sur le crédit de couvrir tous les aspects du rationnement du crédit. Sous hypothèse de non-saturation locale des préférences des économètres appliqués, nous croyons qu'il ne peut jamais y avoir *trop* de variables dans une base de données, ni trop d'observations.

Enfin, suivant l'exemple de Mukherjee, White et Wuyts (1998), nous reconnaissons que notre étude aurait largement bénéficié si nous avions eu le temps de faire un peu plus d'analyse exploratoire des données (*Exploratory Data Analysis*, ou EDA). Nous suggérons donc à ceux qui se pencheront sur le problème du rationnement du crédit de ne pas hésiter à passer beaucoup de temps à faire de l'EDA. Nous leur suggérons aussi de *toujours* tenir compte du fait qu'avant d'obtenir du crédit formel, il est d'abord nécessaire d'en faire la demande (c'est-à-dire, de tenir compte de l'autosélection des gestionnaires) et de tenir compte du fait qu'il est fort probable que le secteur formel prête à moindre coût. Cela signifie donc que la recherche future devrait plutôt s'articuler autour de modèles séquentiels et des modèles à changement de régime (qui incluent soit le montant prêté du crédit formel comme régresseur de la demande de crédit informel, soit le montant prêté du crédit informel comme régresseur de la demande de crédit formel au cas où le secteur informel prête à moindre coût).

BIBLIOGRAPHIE

- Bardhan, Pranab et Christopher Udry, *Development Microeconomics*, Oxford University Press, Oxford, 1999.
- Baydas, Mayada M., Richard L. Meyer et Nelson Aguilera-Alfred, "Credit rationing in small-scale enterprises : Special microenterprise programmes in Ecuador", *The Journal of Development Studies*, Vol. 31 (2), 1994, 279-309.
- Bell, Clive et T.N. Srinivasan, "Interlinked transactions in rural markets : An empirical study of Andhra Pradesh, Bihar and Punjab", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 51 (1), 1989, 73-83.
- Bell, Clive, T.N. Srinivasan et Christopher Udry, "Rationing, spillover, and interlinking in credit markets : The case of rural Punjab", *Oxford Economic Papers*, Vol. 49, 1997, 557-585.
- Hoff, Karla et Joseph E. Stiglitz, "Moneylenders and bankers : price-increasing subsidies in a monopolistically competitive market", *Journal of Development Economics*, Vol. 52, 1997, 429-462.
- Kochar, Anjini, "An empirical investigation of rationing constraints in rural credit markets in India", *Journal of Development Economics*, Vol. 53, 1997, 339-371.
- Maddala, G.S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, Cambridge, 1983.
- Maddala, G.S., *Introduction to Econometrics, Second Edition*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1992.
- Mourji, Fouzi, *Le développement des micro-entreprises en question*, Éditions Maghrébines, Aïn Sebaâ, Casablanca, 1998.
- Mukherjee, Chandan, Howard White et Marc Wuyts, *Econometrics and Data Analysis for Developing Countries*, Routledge, New-York, 1998.
- Stiglitz, Joseph E. et Andrew Weiss, "Credit rationing in markets with imperfect information", *American Economic Review*, Vol. 71, 1981, 393-410.
- Timberg, Thomas A. et C.V. Aiyar, "Informal credit markets in India", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 33, 1984, 43-59.

ANNEXE 1 : *OUTPUTS* DE LIMDEP 7.0

```
--> REGRESS;Lhs=CREDIT;Rhs=ONE,NEWMED,OLDMED,URBDOUAR,AGE,AGESQ,EDUC,DURATION
,STARTCRE,ACCOUNT,TOTALEMP;Keep=LINPROB$
```

```
+-----+
| Ordinary least squares regression Weighting variable = none |
| Dep. var. = CREDIT Mean= .1253918495 , S.D.= .3314225370 |
| Model size: Observations = 638, Parameters = 11, Deg.Fr.= 627 |
| Residuals: Sum of squares= 61.65161951 , Std.Dev.= .31357 |
| Fit: R-squared= .118868, Adjusted R-squared = .10481 |
| Model test: F[ 10, 627] = 8.46, Prob value = .00000 |
| Diagnostic: Log-L = -159.8312, Restricted(b=0) Log-L = -200.2000 |
| LogAmemiyaPrCrt.= -2.302, Akaike Info. Crt.= .536 |
| Autocorrel: Durbin-Watson Statistic = .19899, Rho = .90051 |
+-----+
```

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Constant	-.5087117076E-01	.15285071	-.333	.7393	
NEWMED	-.4995474645E-01	.55834320E-01	-.895	.3709	.61755486
OLDMED	-.9197973263E-01	.58489643E-01	-1.573	.1158	.30564263
URBDOUAR	-.3002044201E-01	.10227415	-.294	.7691	.21943574E-01
AGE	.3321823369E-02	.63098195E-02	.526	.5986	40.203762
AGESQ	-.9263344718E-05	.70946703E-04	-.131	.8961	1763.2006
EDUC	.4276346893E-01	.17079626E-01	2.504	.0123	1.9780564
DURATION	-.1373616636E-03	.11569003E-02	-.119	.9055	13.067529
STARTCRE	-.1153815055E-03	.14227261E-03	-.811	.4174	-7.7978056
ACCOUNT	.1679794682	.27180994E-01	6.180	.0000	.54545455
TOTALEMP	-.1611373076E-01	.40558613E-02	-3.973	.0001	3.5156740

```
--> PROBIT;Lhs=CREDIT;Rhs=ONE,NEWMED,OLDMED,URBDOUAR,AGE,AGESQ,EDUC,DURATION
,STARTCRE,ACCOUNT,TOTALEMP;Prob=PROBIT$
Normal exit from iterations. Exit status=0.
```

```
+-----+
| Binomial Probit Model |
| Maximum Likelihood Estimates |
| Dependent variable CREDIT |
| Weighting variable ONE |
| Number of observations 638 |
| Iterations completed 7 |
| Log likelihood function -193.7814 |
| Restricted log likelihood -240.8654 |
| Chi-squared 94.16793 |
| Degrees of freedom 10 |
| Significance level .0000000 |
+-----+
```

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Index function for probability					
Constant	-1.953257882	.90427135	-2.160	.0308	
NEWMED	-.1779994257	.28153447	-.632	.5272	.61755486
OLDMED	-.5495855342	.31320203	-1.755	.0793	.30564263
URBDOUAR	-.1349575259	.56769224	-.238	.8121	.21943574E-01
AGE	.7243547107E-02	.37269379E-01	.194	.8459	40.203762
AGESQ	.7517092922E-04	.40927680E-03	.184	.8543	1763.2006
EDUC	.1640491297	.93071841E-01	1.763	.0780	1.9780564

```

DURATION -.2296624922E-02 .71859495E-02 -.320 .7493 13.067529
STARTCRE -.7588440283E-03 .83463585E-03 -.909 .3632 -7.7978056
ACCOUNT 1.189721022 .19675603 6.047 .0000 .54545455
TOTALEMP -.1776763783 .43135130E-01 -4.119 .0000 3.5156740

```

```

+-----+
| Fit Measures for Binomial Choice Model |
| Probit model for variable CREDIT      |
+-----+
| Proportions P0= .874608 P1= .125392 |
| N = 638 N0= 558 N1= 80 |
| LogL = -193.78143 LogL0 = -240.8654 |
+-----+
| Efron | McFadden | Ben./Lerman |
| .14110 | .19548 | .81256 |
| Cramer | Veall/Zim. | Rsqrd_ML |
| .14535 | .29895 | .13722 |
+-----+
| Information Akaike I.C. Schwartz I.C. |
| Criteria .64195 458.60458 |
+-----+

```

Frequencies of actual & predicted outcomes
Predicted outcome has maximum probability.

Actual	Predicted		Total
	0	1	
0	557	1	558
1	77	3	80
Total	634	4	638

```

--> BIVARIATEPROBIT;Lhs=CREDIT, DEMAND;Rh1=ONE, NEWMED, OLDMED, URBDUAR, AGE, AGESQ
, EDUC, DURATION, STARTCRE, ACCOUNT, TOTALEMP;Rh2=ONE, AGE, AGESQ, EDUC, CRAFT, TRAINING
, DURATION, STARTCRE, ACCOUNT, SERVICES, GROUP, APPRENT, SALARIED;Sel;Keep=BIPROBIT$

```

```

+-----+
| OLS Starting Estimates for Bivariate Probit |
+-----+

```

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Index function for CREDIT					
Constant	.6070705374	.24352049	2.493	.0127	
NEWMED	-.1423681647E-01	.67177643E-01	-.212	.8322	.66141732
OLDMED	-.4129683717E-01	.67546630E-01	-.611	.5409	.21259843
URBDUAR	-.4059613879E-02	.14574978	-.028	.9778	.23622047E-01
AGE	-.2011445704E-02	.99456189E-02	-.202	.8397	42.007874
AGESQ	.3663072635E-04	.11172139E-03	.328	.7430	1897.6142
EDUC	.1675812186E-01	.26914589E-01	.623	.5335	2.2362205
DURATION	-.4696011520E-03	.18230412E-02	-.258	.7967	13.267060
STARTCRE	-.9872947565E-04	.22361290E-03	-.442	.6588	-7.7086614
ACCOUNT	.5648653443E-01	.44205091E-01	1.278	.2013	.86614173
TOTALEMP	-.8245935313E-02	.64301675E-02	-1.282	.1997	3.0078740
Index function for DEMAND					
Constant	-.7222461411E-02	.16815753	-.043	.9657	

AGE	.6869482863E-02	.71322099E-02	.963	.3355	40.203762
AGESQ	-.4451093686E-04	.80220562E-04	-.555	.5790	1763.2006
EDUC	.4723927128E-01	.20427372E-01	2.313	.0207	1.9780564
CRAFT	.1426670670E-01	.35251066E-01	.405	.6857	.79310345
TRAINING	.4181954686E-01	.41179951E-01	1.016	.3099	.16771160
DURATION	.5017431803E-03	.12763529E-02	.393	.6942	13.067529
STARTCRE	-.4496909276E-04	.15987538E-03	-.281	.7785	-7.7978056
ACCOUNT	.2316632926	.30348344E-01	7.633	.0000	.54545455
SERVICES	-.2816394941	.33115787E-01	-8.505	.0000	.75548589
GROUP	.2829756019E-03	.20775483E-03	1.362	.1732	-4.4733542
APPRENT	.1706279113E-01	.16082386E-01	1.061	.2887	.46865204
SALARIED	-.1969759004E-01	.61883151E-02	-3.183	.0015	1.5438871

Normal exit from iterations. Exit status=0.

```

+-----+
| FIML Estimates of Bivariate Probit Model |
| Maximum Likelihood Estimates           |
| Dependent variable                     CREDEM |
| Weighting variable                     ONE   |
| Number of observations                 638   |
| Iterations completed                   41    |
| Log likelihood function                -311.8430 |
| Selection model based on DEMAND        |
| Means for vars. 1- 11 are after selection. |
+-----+

```

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Index equation for CREDIT					
Constant	.9260244880	2.1321993	.434	.6641	
NEWMED	.3534776295	.42589390	.830	.4066	.66141732
OLDMED	-.3197498343	.49209904	-.650	.5158	.21259843
URBDUAR	.2537099473	1.4685923	.173	.8628	.23622047E-01
AGE	-.6416925095E-01	.84811350E-01	-.757	.4493	42.007874
AGESQ	.7771522588E-03	.96173192E-03	.808	.4190	1897.6142
EDUC	-.3039782359E-01	.15953258	-.191	.8489	2.2362205
DURATION	-.1826931118E-02	.15686390E-01	-.116	.9073	13.267060
STARTCRE	-.2551572396E-02	.22314530	-.011	.9909	-7.7086614
ACCOUNT	1.184293124	.57415048	2.063	.0391	.86614173
TOTALEMP	-.2618833637	.91166290E-01	-2.873	.0041	3.0078740
Index equation for DEMAND					
Constant	-2.264559555	.78770859	-2.875	.0040	
AGE	.3282148309E-01	.34831086E-01	.942	.3460	40.203762
AGESQ	-.2248434921E-03	.38734358E-03	-.580	.5616	1763.2006
EDUC	.2179287740	.96306017E-01	2.263	.0236	1.9780564
CRAFT	.1234109474	.16936447	.729	.4662	.79310345
TRAINING	.1259316208	.19848249	.634	.5258	.16771160
DURATION	.3688096162E-02	.75377985E-02	.489	.6246	13.067529
STARTCRE	-.2135054589E-03	.14444808E-02	-.148	.8825	-7.7978056
ACCOUNT	1.085617148	.15967161	6.799	.0000	.54545455
SERVICES	-1.007675407	.15065311	-6.689	.0000	.75548589
GROUP	.2431395274E-02	.15211882	.016	.9872	-4.4733542
APPRENT	.1263384815	.71622293E-01	1.764	.0777	.46865204
SALARIED	-.1578971486	.55435995E-01	-2.848	.0044	1.5438871
Disturbance correlation					
RHO(1,2)	.2930007647	.34341071	.853	.3935	

Joint Frequency Table: Columns=DEMAND
Rows =CREDIT

(N) = Count of Fitted Values

Count is based on 127 selected observations.
There are 638 observations in the full sample.

	0	1	TOTAL
0	0 (46)	47 (5)	47 (51)
1	0 (26)	80 (50)	80 (76)
TOTAL	0 (72)	127 (55)	127 (127)

--> SAVE;file="C:\ES\Limdep\PROGRAM\ECN6253.lpj"\$

ANNEXE 2 : MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

1. Le modèle linéaire en probabilité

Supposons un modèle tel que :

$$y_i = \beta'x_i + \mu_i \quad (1)$$

avec $E(\mu_i) = 0$ et une variable dépendante y telle que :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si un certain événement se réalise} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

En estimant ce modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), on obtient le modèle linéaire en probabilité (LP). On a donc que :

$$E(y_i | x_i) = \beta'x_i$$

et donc :

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}'x_i$$

Avec ce \hat{y} , on obtient une prédiction qui devrait être $\in [0,1]$. Or, il est possible que la probabilité prédite soit inférieure à zéro ou supérieure à un lorsque l'on utilise le modèle LP. C'est là la première objection au modèle LP. La seconde objection tient de l'hétéroscédasticité. En effet, si :

$$y_i = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \text{ alors cela implique que } \mu_i = \begin{cases} -\beta'x_i \\ 1-\beta'x_i \end{cases}$$

Si l'on définit $p_i = \Pr(\mu_i = 1 - \beta'x_i)$ et $(1 - p_i) = \Pr(\mu_i = -\beta'x_i)$ et qu'on pose que :

$$E(\mu_i) = p_i(1 - \beta'x_i) + (1 - p_i)(-\beta'x_i)$$

alors en solutionnant, on obtient que $p_i = \beta'x_i$ et $(1 - p_i) = (1 - \beta'x_i)$, ce qui implique que :

$$\mu_i = \begin{cases} -\beta'x_i \\ 1-\beta'x_i \end{cases} \text{ et donc que } f(\mu_i) = \begin{cases} 1-\beta'x_i \\ \beta'x_i \end{cases}$$

Par structure de Bernoulli, $V(\mu_i) = p_i(1 - p_i) = \beta'x_i(1 - \beta'x_i)$, ce qui signifie que la variance change d'un i à l'autre, ce qui implique que le tout n'est pas homoscédastique. Le modèle LP (ou la méthode des MCO appliquée à une variable dépendante dichotomique) offre des estimateurs raisonnables, mais il faut corriger pour l'hétéroscédasticité. Il reste la possibilité que les probabilités prédites sortent de l'intervalle $[0,1]$.

2. Le probit univarié

On modifie l'équation (1) afin d'avoir :

$$y_i^* = \beta'x_i + \mu_i \quad (2)$$

où y_i^* est une variable latente (c'est-à-dire, non observable, comme par exemple l'utilité). On a une série d'observations sur une variable dichotomique y qui est elle-même observable et qui est telle que :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si un certain événement se réalise} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Ici, y_i pourrait être égale à 1 si l'utilité de l'individu i est positive et égale à 0 sinon. On a donc que :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Si on cherche, par exemple, $\Pr(y_i = 1)$, on cherche par le fait même :

$$\Pr(y_i^* > 0) = \Pr(\beta'x_i + \mu_i > 0) = \Pr(\mu_i > -\beta'x_i) = 1 - F(-\beta'x_i)$$

Et puisque :

$$F(-\beta'x_i) = \int_{-\infty}^{-\beta'x_i} f(\mu_i) d\mu_i$$

Comme on estimera le tout par la méthode du maximum de vraisemblance (MV), il faut expliciter chacune des contributions individuelles à la fonction de vraisemblance. La contribution individuelle d'une observation telle que $y_i = 1$ à la fonction de vraisemblance est $1 - F(-\beta'x_i)$ et la contribution individuelle d'une observation telle que $y_i = 0$ à la fonction de vraisemblance est $F(-\beta'x_i)$. On peut dès lors écrire la fonction de vraisemblance à maximiser :

$$L = \prod_{i=1}^n [1 - F(-\beta'x_i)]^{y_i} \cdot [F(-\beta'x_i)]^{(1-y_i)}$$

On prend ensuite le logarithme de cette fonction et on maximise par rapport à β , ce qui nous donne $\hat{\beta}$. Il faut toutefois donner une forme à F . On fait donc l'hypothèse que $\mu_i \rightarrow N(0, \sigma^2)$.

Il faut dès lors standardiser l'équation (2) tel que :

$$\frac{y_i^*}{\sigma} = \frac{\beta'x_i}{\sigma} + \frac{\mu_i}{\sigma} \quad (3)$$

que l'on peut récrire comme étant :

$$y_i^* = \gamma x_i + \varepsilon_i$$

Par les propriétés de l'opérateur de variance, on sait que $V(\varepsilon_i) = 1$, ce qui signifie que $\varepsilon_i \rightarrow N(0,1)$.

3. Le probit bivarié

Supposons un modèle tel que :

$$y_{1i}^* = \beta'x_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$y_{2i}^* = \gamma'z_i + \mu_i \quad (4)$$

ou les variables y_{1i}^* et y_{2i}^* sont des variables latentes. On a une série d'observations sur deux variables dichotomiques y_1 et y_2 elles-mêmes observables qui correspondent respectivement aux deux variables latentes. On a donc que :

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et} \quad y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Sans reprendre les étapes du probit univarié pour le probit bivarié, on peut passer directement à la fonction de vraisemblance à maximiser, qui sera telle que :

$$L = \prod_{i=1}^n \Pr(y_{1i} = 0, y_{2i} = 0)^{(1-y_{1i})(1-y_{2i})} \cdot \Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 0)^{y_{1i}(1-y_{2i})} \cdot \Pr(y_{1i} = 0, y_{2i} = 1)^{(1-y_{1i})y_{2i}} \cdot$$

$$\Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1)^{y_{1i}y_{2i}}$$

On prend ensuite le logarithme de cette fonction et on maximise par rapport à β , γ et ρ , ce dernier paramètre étant le coefficient de corrélation entre les termes d'erreurs ε et μ étant donné que la distribution jointe des deux termes d'erreurs est $NB(0,0,1,1, \rho)$. On obtient alors $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$ et $\hat{\rho}$.

ANNEXE 3 : LE QUESTIONNAIRE

Les impôts locaux dont bénéficient les communes(1) sont constitués de 35 impôts et redevances différents.

Parmi ces impôts, 3 sont les plus importants : ils assurent, avec les 30 % de TVA, 75 % des recettes fiscales que touchent les communes. Il s'agit de la taxe urbaine, de la taxe d'édilité et de la patente. Pour les sociétés organisées, les impôts locaux peuvent venir en déduction du revenu, lors du calcul de l'impôt sur les sociétés.

Les trois principaux impôts locaux sont fixés au prorata de la valeur locative des immeubles à usage commercial, des installations et du matériel.

Le taux de la taxe d'édilité varie de 6 % dans les zones périphériques à 10 % dans les centres urbains. La patente varie suivant la nature et l'importance du matériel (elle atteint en moyenne 10 % pour les entreprises industrielles).

On perçoit l'origine du sentiment «d'unique» que ressentent les Micro-Entrepreneurs. Les différences de taxation selon les quartiers proviennent de l'éloignement par rapport au centre, de l'estimation des équipements(2), de la valeur du loyer (haïssée lorsqu'il s'agit de zones comme les halles, ou simplement d'un loyer ancien....)

Les autres impôts locaux qui touchent les entreprises sont les redevances pour les enseignes ou pour les autres formes d'occupation, temporaires ou permanentes, du domaine public.

Certains impôts touchent indirectement les entreprises, comme les droits sur les opérations immobilières ou sur les permis de construire.

(3) En plus des 30 % des recettes de TVA qui leur sont versés au niveau central.

(4) En plus de la différence de l'importance des équipements, selon les activités.

ANNEXE IV LE QUESTIONNAIRE

I - IDENTIFICATION DE LA MICRO-ENTREPRISE «M.E.»

- 11 - Numéro d'ordre de l'enquêteur
- 12 - Numéro d'ordre de l'entreprise
- 13 - **Enquêteur**: indiquer le type de strate où l'entreprise est repérée
- 1 - luxe et moderne
 - 2 - Nouvelle médina
 - 3 - Ancienne médina
 - 4 - Quartier industriel
 - 5 - Bidonville
 - 6 - Douar urbain
 - 7 - Autres à préciser
- 14 - Sexe du gestionnaire de l'entreprise:
- 1 - Masculin
 - 2 - Féminin
- 15 - Age du gestionnaire de l'entreprise
- 1 - Nombre d'années révolues
- 16 - Niveau d'instruction et qualification du gestionnaire de l'entreprise
- 1.0. Aucun niveau, analphabète, sans métier appris
 - 1.1. Aucun niveau, analphabète, avec métier appris
 - 2.0. Fondamental, sans formation professionnelle, sans métier appris
 - 2.1. Fondamental, sans formation professionnelle, avec métier appris
 - 3.0. Fondamental, avec formation professionnelle, sans métier appris
 - 3.1. Fondamental, avec formation professionnelle, avec métier appris
 - 4.0. Secondaire, sans formation professionnelle, sans métier appris
 - 4.1. Secondaire, sans formation professionnelle, avec métier appris
 - 5.0. Secondaire, avec formation professionnelle, sans métier appris

- 5.1. Secondaire, avec formation professionnelle, avec métier appris
- 6.0. Supérieur, sans formation professionnelle, sans métier appris
- 6.1. Supérieur, sans formation professionnelle, avec métier appris
- 7.0. Supérieur, avec formation professionnelle, sans métier appris
- 7.1. Supérieur, avec formation professionnelle, avec métier appris
- 8.0. Autres cas.

17 - Date du début d'activité de l'entreprise :

Mois

Année

18 - Date si il y a eu régularisation

19 - **Enquêteur:** Estimer la durée de vie de l'entreprise

Nombre d'années

Nombre de mois

20 - Activités de l'entreprise:

- la principale
- la secondaire

21- **Enquêteur:** Lieu d'exercice de l'activité principale

- Dans un local professionnel (N°) 1. Antérieur 2. Actuel 3.
- Dans un coin de la rue 1. Antérieur 2. Actuel 3.
- Autres cas (SOUK) 1. Antérieur 2. Actuel 3.

22 - Qui est ce qui vous a le plus motivé pour créer votre entreprise ou du moins la prise en charge de sa gestion ?

1. Oui 2. Non

- Chômage
- Conditions de travail
- Recherche de l'indépendance
- Le gain relatif d'argent
- Le goût du risque
- Disponibilité d'un moyen de financement
- Le soutien familial, des amis
- Une opportunité
- Je n'avais pas d'autres choix
- Autres

23- Avez-vous pensé à une autre activité?

1. Oui 2. Non

1. Oui 2. Non; aller à 25

24 - Si oui, laquelle?

25 - Pourquoi ne l'avez-vous pas exercée?

26 - Avez-vous créé votre entreprise?

- Oui, moi-même1
- Oui, assisté par membre de famille2
- Oui, assisté par CNJA3
- Oui, autres assistances4
- Non, autre personne5

II - PROCESSUS DE CREATION DE M.E. : PROCEDURE, ETAPES ET DIFFICULTES

27 - Combien de temps la création de l'entreprise vous a -t- elle pris?

- Nombre de mois

28 - En dehors du financement, qui vous a soutenu lors de la création de votre entreprise?

1. Oui 2. Non

- Entrepreneur plus expérimenté
- Famille, amis
- Fiduciaire populaire
- Fiduciaire moderne et expert comptable
- Notaire
- Autres
- Aucun soutien

29 - Avez-vous entendu parler des ONG existants pour l'aide à la création?

1. Si oui 2. Si non

30 - Avez-vous entamé une procédure administrative pour créer votre ME?

- Oui, procédure complète1
- Oui, mais procédure incomplète2
- Non,3 aller à 39

31 - Pouvez-vous décrire les démarches de cette procédure?

- 1ère démarche: 1.

- 2ème démarche : 2
 - 3ème démarche : 3
 - 4ème démarche : 4
 - Autres démarches : 5
- 32 - Quelle est la démarche la plus longue
- 33 - Quelle est la démarche la plus compliquée
- 34 - Quelle est la démarche la plus opportune d'après vous
- 35 - Quelle est la démarche la plus nécessaire
- 36 - Quelle est la démarche la plus coûteuse d'après vous
- 37 - Quelle est la démarche la plus décourageante d'après vous
- 38 - Compte tenu de votre expérience, qu'est ce que vous suggérez pour faciliter la procédure de création d'une affaire ou d'une ME?
- 1ère suggestion
 - 2ème suggestion
 - 3ème suggestion
- aller à 40

39 - Si vous n'avez pas du tout entrepris de démarches, quelles sont les raisons?

- Raison principale
- 2ème raison:
- 3ème raison:

III - ACCES DES MLE AUX MOYENS FINANCIERS

40 - De quels fonds avez-vous bénéficié pour le financement de la création de votre entreprise ?

- 1. Si oui
 - 2. Si non
 - Fonds propres
 - Emprunt de la famille, amis (sans intérêt)
 - Crédit jeunes promoteurs
 - Crédit BCP pour le soutien aux artisans et tacherons
 - Crédit bancaire hors des crédits jeunes promoteurs et BCP
 - Circuits informels (prêts sur gages ou fam avec intérêt)
 - Avances sur projets
 - Autres cas d'assistance financière
- 41 - Connaissiez-vous des ONG qui prêtent des fonds?
- 1. Si oui
 - 2. Si non

42 - Dans les cas où vous avez un besoin de financement pour votre M.E., à qui vous adressez vous

- 1- Banque et assimilés
- 2- Famille, amis...(sans payer d'intérêt)
- 3- Autres cas avec intérêt
- 4- Personne
 - En premier lieu
 - En second lieu

43 - Disposer vous d'un compte en banque?

- Non, a essayé en vain
- Non, n'a jamais essayé
- En avait et n'en a plu
- Oui

44 - Pour quelles raisons?

- Raison principale

45 - Est ce qu'il vous est arrivé de demander un emprunt auprès d'une banque?

- 1. Oui, et demande satisfaite
- 2. Oui, et demande non satisfaite
- 3. Non, jamais

46 - Pour quelles raisons?

47 - Avez-vous une idée des services que peut vous rendre une banque ?

- 1. Oui
- 2. Non

48 - Lesquelles?

49 - Vous diriez des crédits bancaires (y compris crédit jeunes promoteurs et crédit BCP) qu'il s'agit d'un :

- 1. Oui
- 2. Non
- Système utile
- Procédure compliquée, inopportun
- Crédits accessibles à tous
- Ne présente pas de risques
- Montant insuffisant
- Remboursement raisonnable
- Exigeant (relevé fiscal, gages, ...)
- Ne les connaît pas
- Autres

50 - Compte tenu de votre expérience, qu'est ce que vous suggérer pour faciliter la procédure d'accès aux crédits bancaires ?

- 1ère suggestion
- 2ème suggestion
- Ne sait pas, n'a jamais tenté expérience

IV. FISCALITE, TAXATION ET DEVELOPPEMENT DE LA M.E.

51 - Votre M.E. est-elle membre d'une organisation ou d'un groupement professionnel ?

- 1. Oui
- 2. Non

52 - Pourquoi ?

53 - Payez-vous les impôts suivants ?

- 1. Oui, souvent; 2. Oui, rarement; 3. Non, jamais; 4. Non concerné
- Taxe locale
- Taxes levées des déchets
- Autres taxes municipales
- IGR
- Patente
- Autres

54 - Quels sont les problèmes qui freinent le développement de votre M.E. ?

- 1. Si constitue un obstacle majeur; 2. Si mineur 3. Si non
- Fiscalité et taxation
- Attitude de l'administration
- Irrégularité de la demande
- Concurrence
- Réglementation en vigueur
- Manque de capitaux
- Frais d'électricité et de téléphone
- Coûts des matières premières
- Achat/vente insuffisant et augmentation imprévue des prix
- Autres à préciser

55 - Enquêteur : Reporter la réponse à la question 26

- Oui, procédure complète 1
- Oui, mais procédure incomplète 2
- Non 3

56 - Parmi les soutiens suivants, quels sont ceux qui vous inciteraient (ou qui vous ont incité) à rejoindre le secteur organisé ? (notamment pour une meilleure croissance)

- 1. Si oui et beaucoup; 2. Si oui et un peu 3. Si non
- Local gratuit
- Local à loyer modéré
- Exonération partielle des impôts
- Exonération totale des impôts
- Assistance administrative, juridique
- Assistance technique, formation
- Accès au crédit bancaire et assimilé
- Facilité d'avoir des marchés
- Facilité d'avoir les inputs
- Désir de figurer au répertoire des artisans
- Allègement des procédures administratives
- Primes à l'investissement au départ ou subventions de l'Etat
- Autres à préciser
- Aucun soutien

57 - Quelles sont les difficultés les plus fréquentes ou les plus importantes que vous rencontrez dans la gestion (ou l'épanouissement) de votre M.E. ?

- 1. Oui 2. Non
- Difficulté d'avoir des marchés, la clientèle
- Difficulté d'avoir des crédits bancaires
- Difficulté de trésorerie
- Difficulté d'avoir un local fixe
- Difficulté due à une taxation élevée
- Difficulté d'établir la comptabilité
- Difficulté des relations avec le fisc (déclaration), douane
- Difficulté de gestion, d'entente avec les associés
- Difficulté au niveau des fournisseurs
- Difficulté de maintenance du matériel
- Difficulté de trouver une main d'oeuvre qualifiée
- Problèmes de qualité du produit final
- Coût de la main d'oeuvre (SMIG, législation du travail, CNSS)
- Rendements insuffisants pour assurer autofin ou payer intérêts
- Autres (y compris pbm. de respect des délais de livraison)

V - CARACTERISTIQUES COMPLEMENTAIRES DE LA M.E.

58 - Combien de personnes sont régulièrement employée par votre M.E. ?

(Effectifs et qualifications)

- Vous et vos aides familiales
- Les apprentis
- Les salariés
- Les associés
- Les autres employés

59 - Tenez-vous une comptabilité ?

- Oui, en permanence 1
- Oui, de temps en temps 2
- Non, jamais 3

60 - Y a-t-il des entraves à l'épanouissement de votre M.E. que l'enquête n'a pas évoquées et que vous voulez développer ?

- 1. Oui
- 2. Non

61 - Si oui, lesquelles :

.....
.....

62 - Type M.E.

- 1. Etait formelle et demeure formelle
- 2. Etait informelle et devenu formelle
- 3. Etait informelle et demeure informelle
- 4. Etait formel le et devenu informelle

