



Document de travail de la série
Etudes et Documents
E 2004.20

INSECURITE FONCIERE ET CROISSANCE ECONOMIQUE AU BRESIL

Claudio ARAUJO
Maître de conférences, Université d'Auvergne

Catherine ARAUJO BONJEAN
Chargée de recherches CNRS, CERDI Université d'Auvergne

Jean-Louis COMBES
Professeur, Université d'Auvergne

Pascale COMBES MOTEL
Professeur, Université d'Auvergne

Juin 2004
18 p.

Correspondance : C. Araujo ou J-L. Combes , CERDI, 65 Bd François Mitterrand, 63000 Clermont Ferrand, France. Mél: C.Araujo@u-clermont1.fr et J-L.Combes@u-clermont1.fr ; Tél: +33 4 73 17 74 20 ou +33 4 73 17 75 13

Insécurité foncière et croissance économique au Brésil

Résumé

Dans cet article, nous examinons les conséquences de l'insécurité foncière sur la croissance économique au Brésil à partir d'un modèle dynamique d'une économie comportant un secteur agricole et un secteur manufacturé. La terre est à la fois un facteur de production spécifique au secteur agricole et un support d'épargne alternatif au capital employé dans le secteur manufacturé. L'arbitrage entre la détention de capital ou de terre dépend de coûts de transaction spécifiques à l'actif foncier, qui résultent de l'insécurité foncière. L'insécurité foncière entraîne une baisse du prix de la terre et une modification de la composition de l'épargne favorable au capital. Le modèle permet donc d'établir deux restrictions : un effet négatif de l'insécurité foncière sur le prix de la terre et un effet positif sur la croissance. Ces deux restrictions sont testées sur des données de panel pour les 27 états de la fédération brésilienne. L'insécurité foncière est approchée par le nombre de squatters. Les résultats économétriques n'invalident pas notre modèle.

Mots clés : Insécurité foncière – Modèle à générations imbriquées – Prix de la terre - β convergence - Brésil

Codes JEL : O41 – Q15 - O54

Dans cette communication, nous étudions les conséquences de l'insécurité foncière sur la croissance économique au Brésil. Dans ce pays, la concentration foncière élevée et l'insécurité juridique qui pèse sur les droits de propriété sont une source de conflits violents pour l'accès à la terre entre les propriétaires fonciers et les squatters (Alston, Libecap & Mueller, 1999). Ainsi, l'histoire du Brésil est marquée à la fois par des mouvements massifs d'occupation des exploitations agricoles par des paysans sans terre et des tentatives, généralement avortées, de redistribution foncière. Or, paradoxalement, alors que la réforme agraire reste aujourd'hui un objectif essentiel des pouvoirs publics, la littérature théorique montre qu'il existe un lien négatif entre le développement du marché foncier et la croissance.

D'une façon générale, les réformes agraires visent à permettre une allocation de la terre plus efficace parmi les différents utilisateurs potentiels et sont justifiées par des considérations d'efficacité et d'équité (*e.g.* de Janvry *et alii*, 2001 ; Deininger, 1999, 2003). Ainsi, la redistribution des terres en faveur de petits exploitants exclus du marché du crédit, permet de contourner les contraintes de liquidité liées à l'acquisition d'un actif indivisible. La redistribution des terres permet aussi d'accroître la productivité agricole dans la mesure où il existe une relation inverse entre la taille des exploitations et leur productivité (Binswanger, Deininger & Feder, 1995 ; Junqueira Assunção, 2003). Ces arguments micro-économiques sont renforcés par des analyses macro-économiques qui mettent en évidence un lien positif entre la réduction des inégalités dans la distribution des actifs et la croissance économique (Birdsall & Londono, 1997, Deininger & Squire, 1998 ; Persson & Tabellini, 1992). Aussi, la redistribution des actifs fonciers est souvent considérée comme un moyen de lutter contre la pauvreté rurale et de favoriser la croissance.

Toutefois, certains développements récents de la littérature tempèrent ces arguments positifs. Dans un modèle où la terre est à la fois un facteur fixe de production et un actif entrant dans le portefeuille des agents, l'arbitrage en faveur de l'actif foncier entraîne un moindre investissement en capital et un niveau de revenu plus faible (Eaton, 1987). Dans ce cadre d'analyse, la concentration foncière, qui peut aller jusqu'à bloquer l'émergence du marché foncier, favorise l'investissement en capital et la croissance (Drazen & Eckstein, 1988). De même, si l'on suppose que la détention de terre est une source d'utilité pour les ménages par les services qu'elle peut fournir (prestige, services immobiliers,...), l'effet d'éviction sur le capital entraîne une baisse de revenu (Deaton & Laroque, 2001). Ainsi, selon ces analyses, une réforme agraire prenant la forme d'une distribution de titres fonciers qui pourront être échangés sur un marché, a un impact négatif sur la croissance.

Le modèle théorique exposé dans la première partie, repose sur une condition d'arbitrage entre l'actif foncier et le capital employé dans le secteur manufacturé. La caractéristique de notre approche est de prendre en compte des coûts de transaction spécifiques à l'actif foncier résultant de la mauvaise définition des droits de propriété. Nous montrons alors que l'effet d'éviction du capital par l'actif foncier diminue avec l'insécurité foncière. Il en résulte deux restrictions à savoir un effet négatif de l'insécurité foncière sur le prix de la terre et un effet positif sur la croissance économique. Ces deux restrictions sont testées dans la deuxième partie à l'aide des outils de l'économétrie de panel sur les 27 états de la fédération brésilienne. Nous faisons notamment l'hypothèse que le nombre de squatters permet d'approcher l'ampleur de l'insécurité foncière. Les implications du modèle pour la politique foncière sont présentées en conclusion.

I. Le modèle théorique

Nous partons d'un modèle à générations imbriquées, inspiré de ceux de Eaton (1987) et de Drazen et Eckstein (1988), comportant deux secteurs et trois facteurs de production. La terre est un facteur de production spécifique au secteur agricole, mais aussi un support d'épargne alternatif au capital, comme le sont par exemple les titres de la dette publique (Diamond, 1965), la monnaie (Samuelson, 1958) ou l'investissement immobilier (Deaton & Laroque, 2001).

La population composée de L ménages propriétaires des facteurs de production et donc des entreprises, est supposée constante. Les ménages et les entreprises consomment et produisent pendant deux périodes (t et $t+1$). A la période t , un ménage offre une unité de travail dans le secteur manufacturé ou agricole et répartit son revenu entre la consommation et l'épargne. L'épargne est investie dans les entreprises du secteur manufacturé ou agricole. Le patrimoine du ménage sert à financer sa consommation de la période $t+1$. C'est dire que les ménages ne disposent d'aucune richesse matérielle initiale et ne laissent aucun héritage aux générations futures.

a. La production

L'économie est constituée d'un secteur manufacturé et d'un secteur agricole. Le premier produit un bien en quantité M . Le second produit conjointement un bien en quantité A et un service de sécurité foncière. Les deux biens M et A sont des substituts parfaits dans la consommation des ménages et servent de numéraire : leurs prix sont égaux et fixés à 1. Les marchés sont supposés concurrentiels.

Le secteur manufacturé utilise du capital (K) et du travail (L^m). Le secteur agricole utilise de la terre (T) et du travail (L^a). Le travail est parfaitement mobile entre les secteurs et les ménages ne

supportent aucun coût lié à la réallocation sectorielle du travail. L'offre de terre est considérée comme fixe à chaque période. Les technologies de production dont les rendements d'échelle sont constants, sont décrites par les fonctions de production suivantes :

$$M_t = M(K_t, L_t^m) \quad (1)$$

$$A_t = A(T, L_t^a) \quad (2)$$

Celles-ci sont supposées être continues et différentiables au moins deux fois. Les rendements factoriels sont positifs et décroissants. Ils vérifient les conditions d'Inada. Par ailleurs, l'impact du travail sur les productivités marginales du capital et de la terre n'est pas négatif. Le bien produit par le secteur manufacturé sert indifféremment à la consommation et à l'investissement et par conséquent, le prix du capital est également le numéraire. Le taux d'amortissement du capital est, sans perte de généralité, négligé.

La terre n'est pas un facteur accumulable au même titre que le capital. Sa productivité marginale dépend donc uniquement du niveau de travail utilisé dans le secteur agricole.

Soient w_t le taux de salaire réel à la date t , r_t le taux d'intérêt réel, p_t le prix de la terre et $C_t = C(p_t T; \alpha_t)$ un coût de transaction lié à l'acquisition de terre. Celui-ci résulte de l'insécurité juridique et de la difficulté, au Brésil, à faire respecter les droits de propriété foncière. Pour une entreprise agricole, le risque d'expropriation ou d'occupation illégale de la terre par des squatters engendre un coût de protection de ses droits de propriété. Le coût de transaction est croissant par rapport à la valeur des transactions $p_t T$ et à l'insécurité foncière notée α_t . Quand les droits de propriété sont parfaitement respectés le coût de transaction est nul, $C(p_t T; 0) = 0$. Le coût marginal $\partial C / \partial T$ est compris entre 0 et 1 et augmente avec α_t .

L'entreprise représentative du secteur manufacturé maximise V^m , le profit inter-temporel anticipé défini de la manière suivante :

$$V^m \equiv -(K_{t+1} - K_t) + \frac{1}{1 + E_t r_{t+1}} E_t \left(M(K_{t+1}, L_{t+1}^m) - w_{t+1} L_{t+1}^m + K_{t+1} \right) \quad (3)$$

E_t est l'opérateur de l'espérance mathématique conditionnelle à l'information disponible en t . Le capital initial K_t appartenant aux « anciens » est donné et le capital final K_{t+2} est nul puisque l'entreprise qui appartient aux « anciens » de la période $t+1$, revend l'intégralité de son capital productif à la fin de la période $t+1$. Autrement dit, à la période t , les entreprises du secteur

manufacturé choisissent le niveau de leur investissement et donc le capital futur. A la période $t+1$, elles produisent puis revendent la totalité de leurs actifs. Les variables de contrôle sont donc L^m_{t+1} et K_{t+1} .

L'entreprise représentative du secteur agricole maximise V^a , le profit inter-temporel anticipé qui tient compte des plus ou moins-values foncières :

$$V^a \equiv -\left(p_t T + C(p_t T; \alpha_t)\right) + \frac{1}{1 + E_t r_{t+1}} E_t \left(A(T, L^a_{t+1}) - w_{t+1} L^a_{t+1} + p_{t+1} T \right) \quad (4)$$

A la période t , l'entreprise agricole achète la terre qui deviendra productive en $t+1$. Elle supporte, en outre, le coût de transaction foncière. En $t+1$, elle produit puis revend la terre au profit des « anciens ». Les variables de contrôle sont L^a_{t+1} et T .

La maximisation des profits inter-temporels anticipés conduit aux conditions nécessaires de premier ordre suivantes ^{1,2}:

$$E_t \frac{\partial M_{t+1}}{\partial K_{t+1}} = E_t r_{t+1} \quad ; K_{t+1} - K_t > 0 \quad (5)$$

$$E_t \frac{\partial M_{t+1}}{\partial L^m_{t+1}} = E_t w_{t+1} \quad ; L^m_{t+1} > 0 \quad (6)$$

$$\frac{E_t p_{t+1} - p_t}{p_t} + \frac{1}{p_t} E_t \frac{\partial A_{t+1}}{\partial T} = E_t r_{t+1} + \frac{\partial C_t}{\partial T} \quad ; p_t T > 0 \quad (7)$$

$$E_t \frac{\partial A_{t+1}}{\partial L^a_{t+1}} = E_t w_{t+1} \quad ; L^a_{t+1} > 0 \quad (8)$$

Une augmentation du capital dans le secteur manufacturé accroît la productivité marginale du travail et donc le taux de salaire dans l'ensemble de l'économie. L'équilibre sur le marché du travail est restauré par un flux de ménages du secteur agricole vers le secteur manufacturé (équations (6) et (8)). L'accumulation productive entraîne une migration de la main d'œuvre vers le secteur manufacturé.

¹ Les conditions d'Inada éliminent les solutions de coin. Par ailleurs, les conditions suffisantes de second ordre sont respectées.

² Dans l'hypothèse d'anticipations parfaites, les opérateurs d'espérance mathématique peuvent être omis.

L'équation (7) est une condition d'arbitrage entre la terre et le capital. Le terme de droite représente le coût d'opportunité de la détention de terre. Il est composé du taux d'intérêt réel anticipé augmenté du coût marginal sur les transactions foncières. Le terme de gauche représente le gain marginal anticipé procuré par la détention d'une unité supplémentaire de terre. Il est la somme du taux de variation anticipée du prix de la terre et de sa productivité marginale anticipée. Il découle de cette équation une première proposition réfutable économétriquement.

Proposition 1 : une augmentation de l'insécurité foncière diminue le prix courant de la terre.

En effet, une augmentation de l'insécurité foncière α_t , augmente $\partial C_t / \partial T$ et accroît le coût d'opportunité de la détention de terre. Le respect de la condition (7) implique alors une augmentation de son rendement anticipé. Dans l'hypothèse où le prix de la terre reflète sa valeur fondamentale, le taux de variation anticipée du prix de la terre est nul. L'augmentation du rendement anticipé de la terre peut donc être obtenue par une migration de la main d'œuvre du secteur manufacturé vers le secteur agricole ou, plus vraisemblablement, par une diminution de la demande de terre qui en fait diminuer le prix courant.

Par ailleurs, une augmentation du capital dans le secteur manufacturé diminue sa productivité marginale, le taux d'intérêt et donc le coût d'opportunité de la détention de terre. Le respect de la condition d'arbitrage suppose alors une diminution du rendement anticipé de la terre. Celle-ci n'est possible que par un flux migratoire du secteur agricole vers le secteur manufacturé ou par une augmentation du prix courant de la terre. En effet, les entreprises agricoles en t demandent davantage de terre, ce qui, pour une offre de terre fixe, entraîne une augmentation de son prix courant.

b. La consommation

Soient $x_{1,t}$ et $x_{2,t+1}$ respectivement la consommation d'un « jeune » et d'un « ancien ». Celle-ci est composée des biens manufacturé et agricole. Le service de sécurité foncière est consommé une seule fois par un ménage à la période t . On suppose que le ménage pendant sa période de jeunesse offre de manière inélastique une unité de travail. C'est dire qu'il n'existe pas d'arbitrage entre le travail et le loisir. Le ménage maximise une fonction d'utilité inter-temporelle :

$$U \equiv U(x_{1,t}, x_{2,t+1}) \quad (9)$$

La fonction d'utilité est additivement séparable dans le temps. Le futur est déprécié à un taux constant par rapport au présent. Les utilités marginales instantanées sont positives et non croissantes. Le ménage respecte les contraintes budgétaires instantanées suivantes :

$$\begin{cases} x_{1,t} = w_t - s_t \\ x_{2,t+1} = (1 + E_t r_{t+1})s_t \end{cases} \quad (10)$$

Les richesses matérielles initiale et finale sont nulles. Les conditions nécessaires de premier ordre du programme du consommateur permettent d'établir la fonction d'épargne à la date t :³

$$s_t = s(w_t, E_t r_{t+1}) \quad (11)$$

La propension marginale à épargner les revenus du travail est strictement comprise entre 0 et 1. Un accroissement des revenus salariaux entraîne une augmentation moindre du revenu permanent et donc une augmentation de l'épargne. Ce résultat est la conséquence de l'absence de revenus du travail pendant la seconde période de vie. Le taux d'intérêt anticipé affecte positivement l'épargne si l'effet de substitution l'emporte sur l'effet de revenu. Dans l'hypothèse d'une fonction d'utilité instantanée logarithmique (élasticité de substitution inter-temporelle de la consommation unitaire), les effets de substitution et de revenu se compensent exactement. La fonction d'épargne (11) devient alors uniquement une fonction du taux de salaire courant.

c. La dynamique de l'économie

Le stock de capital en $t+1$ augmenté de la valeur de la terre, est égal à l'épargne des jeunes :⁴

$$K_{t+1} + p_t T = s(w_t) L \quad (12)$$

D'après les équations (6) et (8), w_t dépend du stock de capital de la même période. On peut alors établir, dans le cas général, la dynamique du capital :

$$K_{t+1} + p_t T = D(K_t) L, D' > 0 \text{ et } D'' < 0 \quad (13)$$

$D(K_t)$ permet d'établir une relation de récurrence reliant le capital courant au capital futur. Ses propriétés résultent de celles de la fonction d'épargne et de la technologie de production

³ Comme pour la plupart des modèles à générations imbriquées, l'écriture de la contrainte budgétaire inter-temporelle du ménage établit que sa richesse est égale au salaire courant. Les conditions suffisantes de second ordre sont respectées.

⁴ Cette égalité entre un stock et un flux est habituelle dans ce type de modèle. Cf. IV. Annexe pour son établissement.

manufacturière.⁵ Dans des hypothèses usuelles concernant les formes fonctionnelles (par exemple en utilisant une technologie de production Cobb-Douglas), la fonction $D(K_t)$ est croissante et concave. Il en résulte une convergence vers l'état régulier.⁶ Il découle de la dynamique de l'économie une deuxième proposition économétriquement réfutable.

Proposition 2 : Une augmentation de l'insécurité foncière a un effet positif sur la croissance économique.

En effet, une diminution de l'insécurité foncière α_t entraîne une baisse du coût marginal de transaction foncière, une hausse du prix de la terre et une modification de la composition de l'épargne défavorable au capital employé dans le secteur manufacturé. Il en résulte un effet d'éviction ralentissant l'accumulation, augmentant le taux d'intérêt de l'état régulier et donc pénalisant la croissance économique. Plus généralement, le respect de la condition d'arbitrage a pour conséquence que tout choc exogène qui entraîne un accroissement de la rentabilité anticipée de l'activité agricole est préjudiciable à l'accumulation et à la croissance économique. Ainsi, une politique de réforme agraire visant à réduire l'insécurité foncière et/ou à accroître la productivité marginale de la terre, à travers par exemple la réduction de la taille moyenne des exploitations, aura un impact positif sur la rentabilité du secteur agricole mais négatif sur la croissance.

Drazen & Eckstein (1988) établissent un résultat similaire en considérant le cas où le marché foncier est inexistant et la terre concentrée entre les mains d'un nombre limité de grands propriétaires qui se la transmettent de génération en génération. Ces auteurs montrent alors qu'une augmentation du nombre de propriétaires fonciers aurait pour effet de réduire le niveau de capital de l'économie à l'état régulier. Autrement dit, l'absence de marché foncier entraîne une plus grande accumulation de capital. Ce résultat peut être assimilé à un cas limite de notre modèle pour un α_t très grand qui empêche l'échange de terre.

II. L'analyse économétrique

Le modèle théorique comprend deux restrictions testables correspondant aux propositions 1 et 2. Le modèle économétrique utilise une hypothèse auxiliaire relative à la mesure de l'insécurité foncière.

⁵ Ceci est vrai par l'égalisation des productivités marginales du travail dans les deux secteurs.

⁶ Eaton (1987) établit les conditions suffisantes dans lesquelles un état régulier existe, avec un stock de capital strictement positif. Celles-ci évitent une solution de coin où l'intégralité de l'épargne est consacrée à des acquisitions foncières

a. Hypothèse auxiliaire : approximation de l'insécurité foncière par le nombre de squatters

Au Brésil, l'insécurité foncière est intimement liée au niveau élevé de concentration foncière et à la lutte pour l'accès à la terre des travailleurs ruraux. En effet, le Brésil a hérité de son passé colonial une structure foncière fortement inégalitaire et reste avec un coefficient de Gini de 0,850 en 2000 un des pays du monde où la terre est la plus inégalement distribuée.⁷

Le modèle historique d'occupation des terres est celui des latifundia contrôlés par une oligarchie rurale proche du pouvoir politique. Dans la deuxième moitié du 19^{ème} siècle, l'introduction de titres de propriété foncière permet aux *fazendeiros* (grands propriétaires) d'étendre leur pouvoir, tandis que les petits exploitants qui n'ont pas les moyens d'acheter la terre, deviennent des occupants illégaux. La législation foncière engendre donc l'apparition d'une catégorie de paysans sans terre, les *posseiros*, qui exploitent des terres dont ils ne sont pas propriétaires. Elle renforce également le phénomène d'appropriation illégale de terres (*grilagem de terras*) par lequel des *fazendeiros-grileiros* constituent de vastes domaines en s'accaparant par la falsification de documents, la corruption et la criminalité, des terres mises en valeur par les *posseiros*. Les mouvements d'expropriation se multiplient au début du 20^{ème} siècle avec notamment l'installation de sociétés multinationales et la création d'infrastructures ferroviaires et routières.

Au milieu du 20^{ème} siècle apparaissent des formes organisées de résistance contre l'expropriation et de lutte pour l'accès à la terre sous l'égide de l'église catholique⁸ et du parti communiste. Les ligues paysannes et les syndicats de travailleurs ruraux organisent des occupations de terre, d'abord dans le sud du pays puis dans l'ensemble des états. Le coup d'Etat militaire de 1964 met fin provisoirement aux mouvements paysans et malgré la promulgation du « Statut de la Terre » qui constitue le premier projet de réforme agraire, les actions de redistribution foncière sont peu nombreuses jusqu'en 1984. Elles consistent principalement en l'installation de familles dans le cadre de projets de colonisation de l'Amazonie (Tableau 1). Paradoxalement, l'ouverture de fronts pionniers et le développement de pôles industriels dans les états du Nord suscitent l'arrivée massive d'émigrants qui accroissent le nombre des *posseiros*. La période militaire, est aussi une phase de modernisation de l'agriculture qui bénéficie essentiellement aux grandes exploitations et renforce le processus de concentration foncière par l'absorption des petites exploitations par les moyennes et grandes

⁷ Source : INCRA, Cadastro de Imóveis Rurais

⁸ En 1975, l'église catholique crée la Commission Pastorale de la Terre (CPT), qui assure l'articulation des différents mouvements paysans.

exploitations.⁹ Parallèlement, les assassinats de travailleurs ruraux au cours de conflits fonciers augmentent fortement (Tableau 1).

La résistance contre l'expropriation et la lutte pour l'accès à la terre s'intensifient à partir de 1984 avec la création du mouvement des travailleurs ruraux sans terre (MST) et la multiplication des occupations de terres dans les états du sud, dans l'état de São Paulo et du Mato Grosso do Sul. Toutefois, ce n'est qu'à partir de 1995, avec le changement de gouvernement, que ces actions permettront une accélération du processus de réforme agraire, une augmentation significative du nombre d'installations (*assentamentos*) et une diminution de la criminalité foncière (Tableau 1).

Tableau 1. Résultats des actions de redistribution foncière

	1964-1985	1985-1994	1995-2000
Nombre de familles installées	77 465	140 568	482 206
Hectares distribués	13 851 395	7 831 511	18 040 378
Nombre d'assassinats de travailleurs ruraux par an	45	91	35

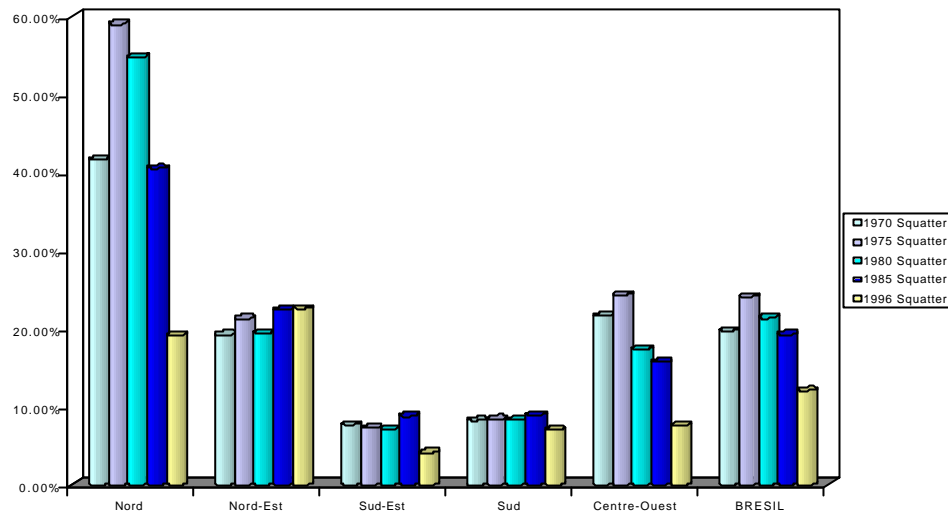
Source : CPT et MST

Depuis 1950, les recensements agricoles successifs qui comptabilisent les squatters (*ocupantes*) donnent une image de l'évolution du phénomène d'occupation des terres. Les *ocupantes* sont présents dans tous les états de la fédération. Ils exploitent illégalement des terres appartenant à des propriétaires privés, à des institutions religieuses ou à l'Etat (Figure 1). Ils sont particulièrement nombreux dans les états les moins riches du Nord et du Nord-est où ils occupent près de 20% des exploitations contre 4 à 7% au Sud et au Sud-est. Les états du Centre-Ouest sont dans une situation intermédiaire en terme de revenu et de mode d'accès à la terre. Après une forte augmentation entre 1970 et 1975, qui correspond à l'expansion de la frontière agricole, la part des squatters tend à diminuer. Elle passe d'environ 25 % en 1975 à 12 % en 1996.

Nous utilisons dans les estimations économétriques, l'évolution du nombre de squatters exprimé en pourcentage du nombre total d'exploitations, comme une variable approchée de l'insécurité foncière dans les différents états brésiliens. Comme le montre l'histoire du Brésil, leur présence est à la fois une cause et une conséquence de l'insécurité foncière. D'une part, l'invasion de terres par des squatters engendre pour le propriétaire un risque de désappropriation. D'autre part, la mauvaise définition des droits de propriété (la défaillance du cadre juridique) incite à des appropriations illégales de terre (*grilagem*) (Araujo & Araujo Bonjean, 1999).

⁹ L'indice de Gini de répartition de la terre pour l'ensemble du Brésil est passé de 0,731 en 1960 à 0,858 en 1970 et 0,867 en 1975 (IBGE).

Figure 1. Exploitations occupées illégalement en pourcentage du nombre total d'exploitations



Source : IBGE

b. Echantillon et la méthode d'estimation

Le modèle est estimé sur des données de panel comportant une dimension temporelle et individuelle. La première comprend 6 périodes (1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995), la seconde est constituée par les 27 états de la Fédération brésilienne. La méthode d'estimation est celle des doubles moindres carrés. Le recours à des variables instrumentales se justifie de trois façons. D'abord, il permet de neutraliser le biais de simultanéité. Ensuite, il protège contre le biais d'atténuation induit par des erreurs de mesure dans les variables explicatives. Enfin, il garantit contre les conséquences de l'omission de variables pertinentes corrélées avec les variables explicatives.

Les statistiques de Student et les erreurs de première espèce qui en dérivent sont corrigées de l'hétéroscédasticité par la méthode de White (1980). Les équations sont soumises à différents tests de spécification. La statistique de Nakamura & Nakamura (1981) teste l'exogénéité des variables explicatives. Le test de suridentification de Sargan (1988) évalue la qualité des instruments et plus particulièrement leur caractère orthogonal au résidu. On indique également le R^2 de l'équation auxiliaire dans laquelle la variable de test « squatters » est expliquée par les variables instrumentales. Cette statistique permet de s'assurer que les instruments ne sont pas faibles (Araujo, Brun et Combes, 2004). Le test du RESET de Ramsey (1969) porte sur la pertinence de la forme fonctionnelle.¹⁰

¹⁰ Les variables de test sont les variables expliquées prédites introduites au carré, au cube et à la puissance 4.

c. Test économétrique de la proposition 1 : insécurité foncière et prix de la terre

Selon notre modèle de rendement de l'actif foncier donné par l'équation (7), on s'attend à ce qu'un accroissement du nombre de squatters, variable approchée de l'insécurité foncière, entraîne une diminution du prix de la terre. Cette proposition est testée en utilisant deux spécifications du modèle de détermination de la valeur fondamentale de la terre.¹¹

Tableau 2. Test de la proposition 1

Variable dépendante : prix réel de la terre

	Equation 1	Equation 2
Variables explicatives	Coefficient (erreur 1 ^{ère} espèce)	Coefficient (erreur 1 ^{ère} espèce)
<i>Loyer</i>	1,066 (0,001)	
<i>Squatters</i>	-1,042 (0,000)	-0,905 (0,000)
<i>Prix du riz</i>		0,914 (0,002)
<i>Prix du manioc</i>		0,372 (0,024)
<i>Prix du maïs</i>		-0,202 (0,217)
<i>Prix du tabac</i>		0,093 (0,372)
<i>Prix de l'électricité</i>		-0,226 (0,338)
<i>Prix du kérosène</i>		-0,259 (0,408)
<i>Pluviométrie</i>		0,004 (0,321)
<i>(Pluviométrie)²</i>		-0,000 (0,202)
<i>Surface</i>		-0,326 (0,052)
Contrôle de l'hétérogénéité individuelle	Variables muettes régionales	Variables muettes régionales
Contrôle de l'hétérogénéité temporelle	Tendance	Tendance
R^2 ajusté	0,640	0,749
Nombre d'observations	72	87
Tests		
R^2 ajusté de l'équation auxiliaire	0,793	0,844
Nakamura & Nakamura (erreur 1 ^{ère} espèce)	F = 2,96 (0,059) ^a	t = 1,33 (0,19) ^b
Sargan (erreur 1 ^{ère} espèce)	$\chi^2 = 12,17$ (0,204)	$\chi^2 = 0,065$ (0,798)
Reset (erreur 1 ^{ère} espèce)	F = 0,93 (0,43)	F = 1,263 (0,294)
Jarque-Bera (erreur 1 ^{ère} espèce)	$\chi^2 = 1,17$ (0,56)	$\chi^2 = 1,48$ (0,477)

Les variables sont exprimées en logarithme.

Liste des instruments:

Equation 1 : prix du riz, du coton, du maïs, du tabac, de l'électricité, du kérosène, des pesticides, pluviométrie, variable *squatters* retardée, coefficient de Gini de la distribution des terres, surface moyenne de l'exploitation.

Equation 2 : variable *squatters* retardée, coefficient de Gini, surface moyenne de l'exploitation.

a : F test sur les deux variables *squatters* et *loyer*.

b : t test sur la variable *squatter*.

Dans la première spécification (équation 1, Tableau 2), le produit marginal de la terre est approché par le loyer en monnaie locale constante par hectare, dont le signe attendu est positif. Dans la deuxième spécification (équation 2, Tableau 2) des variables déterminant le profit de l'exploitation

¹¹ Cf. par exemple les travaux de Roche & Mc Quinn (2001), Falk & Lee (1998) sur l'estimation de la valeur fondamentale de la terre dans des pays développés. On peut également citer, dans le cas des états du Pará et du Paraná, le travail Alston, Libecap & Schneider (1996) qui vise à faire apparaître l'effet des droits de propriété sur la valeur de la terre.

(prix des produits, prix des intrants, pluviométrie, surface de l'exploitation) sont introduites dans l'équation du prix de la terre. On attend un signe positif du prix des productions et un signe négatif du prix des intrants et de la surface moyenne de l'exploitation. En effet, on considère généralement que les petites exploitations sont plus efficaces que les grandes (Junqueira Assunção, 2003). Le test de Nakamura et Nakamura (Tableau 2) n'invalide pas l'hypothèse de non exogénéité des variables *Loyer* et *Squatters*.¹² Les équations passent avec succès l'épreuve des tests économétriques (Tableau 2). Quelle que soit la spécification retenue, la variable *squatters* a le signe négatif attendu.

d. Test économétrique de la proposition 2 : insécurité foncière et croissance économique

Selon notre modèle, l'insécurité foncière mesurée par le nombre de squatters doit avoir un impact positif sur la croissance économique. Cette restriction est testée dans le cadre économétrique de la β -convergence conditionnelle qui relie le taux de croissance du produit par tête au PIB initial par tête et à des variables contrôlant la position de l'état régulier (e.g. Barro & Sala-I-Martin, 1996). Les variables de contrôle retenues sont : l'espérance de vie à la naissance en début de période et le nombre moyen d'années d'études des individus âgés de plus de 25 ans en début de période. Ces variables approchent la dotation en capital humain.

Tableau 3. Test de la proposition 2

Variable dépendante : taux de croissance du PIB par tête

	Equation 3
Variables explicatives	Coefficient (erreur de 1 ^{ère} espèce)
<i>PIB par tête initial</i>	-0,196 (0,012)
<i>Espérance de vie</i>	0,231 (0,055)
<i>Années d'étude</i>	0,077 (0,179)
<i>Squatters</i>	0,272 (0,076)
Contrôle de l'hétérogénéité individuelle	Effets fixes individuels
R^2 ajusté	0,289
Nombre d'observations	154
Tests	
Nakamura & Nakamura (erreur de 1 ^{ère} espèce)	F = 4,483 (0,013)
Sargan (erreur de 1 ^{ère} espèce)	$\chi^2 = 2,167$ (0,705)
Reset (erreur de 1 ^{ère} espèce) ^a	F = 0,110 (0,856)

Les variables de PIB et de capital humain sont exprimées en logarithme.

Les variables du modèle considérées comme exogènes sont : l'espérance de vie et le nombre moyen d'années d'études. Les instruments du modèle sont : le produit retardé, la variable squatter retardée, le coefficient de Gini, la surface moyenne de l'exploitation.

a : Les variables de test sont les variables expliquées prédites introduites au carré et au cube.

¹² Dans l'équation 2, le test de Nakamura-Nakamura rejette faiblement l'hypothèse d'exogénéité de la variable squatter. Aussi, pour prévenir tout biais dans l'estimation, nous choisissons d'instrumenter cette variable.

L'estimation permet de retrouver le phénomène de convergence conditionnelle : le PIB des débuts de période influence négativement la croissance économique alors que les variables de capital humain ont un impact positif et significatif. La variable *Squatters* a bien l'impact positif attendu sur la croissance.

III. Implications de politique foncière

Les résultats économétriques n'infirmant pas les deux propositions établies dans ce travail : l'insécurité foncière diminue le prix de la terre mais favorise la croissance économique en réduisant la demande de terre.

Bien évidemment l'insécurité foncière ne peut pas être socialement optimale dans la mesure où elle engendre des effets externes négatifs (violence, crimes, conflits,...). La réforme foncière reste la source d'un bénéfice social important. Afin de ne pas pénaliser la croissance, les réformes ne devraient pas privilégier la distribution de droits d'aliénation (*abusus*) mais favoriser la distribution des droits d'usufruit (*usus et fructus*). Autrement dit, l'objectif central de la réforme foncière devrait être la sécurisation des droits de propriété dont on attend qu'elle favorise le développement d'un marché locatif qui est actuellement peu actif, en raison notamment de l'insécurité foncière : selon le dernier recensement agricole, seulement 2,4 % des terres exploitées sont en fermage. L'élargissement du marché foncier locatif n'entraîne pas d'effet d'éviction du capital productif et doit donc être préféré à des mesures favorisant l'émergence d'une demande de terre. Dans un environnement où les droits de propriété sont sécurisés, l'instrument fiscal (surtaxation des plus values, exonération fiscale sur les loyers etc.) apparaît le plus approprié pour favoriser le développement du marché locatif.

IV. Annexe

Dans cette économie, les marchés des biens et du service de sécurité foncière sont équilibrés :

$$(x_{1,t}^m + x_{2,t}^m)L + (K_{t+1} - K_t) = M_t \text{ pour le secteur manufacturé}$$

$$(x_{1,t}^a + x_{2,t}^a)L + \frac{\partial C}{\partial T} p_{t-1} T = A_t \text{ pour le secteur agricole}$$

x^m et x^a représentent respectivement la consommation du bien manufacturé et du bien agricole, $x^m + x^a = x$. L'expression $(\partial C/\partial T)pT$ représente la valeur de la production d'un service joint de sécurité foncière dans le secteur agricole qui est consommé par les jeunes ou les anciens. On peut interpréter le coût marginal de transaction comme le prix de ce service. L'équilibre emplois - ressources globales est donc :

$$(x_{1,t} + x_{2,t})L + K_{t+1} - K_t + \frac{\partial C}{\partial T} p_{t-1} T = M_t + A_t$$

Dans l'hypothèse des rendements d'échelle constants des fonctions de production sectorielles et en utilisant les conditions de la maximisation du profit (équations (5), (6), (7) et (8), on obtient :

$$(x_{1,t} + x_{2,t})L + K_{t+1} - K_t + \frac{\partial C}{\partial T} p_{t-1} T = w_t L + r_t K_t + \left((1+r_t)p_{t-1} - p_t + \frac{\partial C}{\partial T} p_{t-1} \right) T$$

On réarrange cette expression pour faire apparaître les contraintes budgétaires instantanées des consommateurs :

$$K_{t+1} + p_t T + \frac{\partial C}{\partial T} p_{t-1} T = (w_t - x_{1,t})L + (1+r_t)(K_t + p_{t-1} T) + \frac{\partial C}{\partial T} p_{t-1} T - x_{2,t} L$$

Après simplification, on obtient :

$$K_{t+1} + p_t T = s_t L + (1+r_t)(K_t + p_{t-1} T) - x_{2,t} L$$

$$\text{Si } (K_t + p_{t-1} T) = s_{t-1} L \text{ alors } (K_{t+1} + p_t T) = s_t L$$

V. **Références bibliographiques**

- Alston, L.J., G.D. Libecap & R. Schneider (1996) "The Determinants and Impact of Property Rights: Land Titles on the Brazilian Frontier" *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 12, n° 1, pp. 25-61.
- Alston, L.J., G.D. Libecap & B. Mueller, (1999) "A model of rural conflict: violence and land reform policy in Brazil" *Environment and Development Economics*, vol. 4, n° 2, pp. 135-160.
- Araujo C. & Araujo Bonjean C. (1999), « Mesure de l'efficacité des modes de faire valoir au Brésil », *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 47, pp.181-197.
- Araujo C., J.-F. Brun & J.-L. Combes, (2004), *Econométrie*, Bréal, Paris.
- Barro R.J. & X. Sala-I-Martin (1996), *La croissance économique*, Ediscience international et McGraw-Hill, Paris.
- Binswanger H.P., K. Deininger & G. Feder (1995), « Power, Distorsions, Revolt and Reform in Agricultural Land Relations », in J. Behrman & T.N. Srinivasan (Eds.), *Handbook of Development Economics*, vol. III, Elsevier, Amsterdam.
- Birdsall N. & J.L. Londono (1997), « Asset Inequality Matters: an Assessment of the World Bank's Approach to Poverty Reduction », *World Bank Economic Review*, 87, 2, pp.32-37.
- Deaton A. & G. Laroque (2001), « Housing, Land Prices, and Growth », *Journal of Economic Growth*, 6, pp-87-105.
- De Janvry, A., G. Gordillo, J.P. Platteau & E. Sadoulet (2001) *Access to Land, Rural Poverty, and Public Action*, Oxford University Press.
- Deininger K. (1999), « Making Negotiated Land Reform Work: Initial Experience from Colombia, Brazil and South Africa », *World Development*, 27, 4, pp.. 651-672.
- Deininger, K. (2003) *Land Policies for Growth and Poverty Reduction*, World Bank Policy Research Report, Oxford University Press and World Bank.
- Deininger K. & L. Squire (1998), « New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth », *Journal of Development Economics*, 57, pp.249-287.
- Diamond P. (1965), « National Debt in a Neoclassical Growth Model », *American Economic Review*, 55, pp. 1126-1150.
- Drazen A. & Z. Eckstein (1988), « On the Organization of Rural Markets and the Process of Economic Development », *American Economic Review*, 78, 3, pp. 431-443.
- Falk B. & B.S Lee (1998), « Fads Versus Fundamentals in Farmland Prices », *American Journal of Agricultural Economics*, 80, pp.696-707.
- Junqueira Assunção J. (2003) « Distribuição de terra e as políticas públicas voltadas ao meio rural brasileiro », in *Brazil : Inequality and economic development in Brazil*, World Bank, vol II, Washington DC.
- Nakamura A. & M. Nakamura (1981), « On the Relationships Among Several Specification Error Tests Presented by Durbin, Wu and Hausman », *Econometrica*, 49, pp. 1583-1588.
- Persson, T. & G. Tabellini (1992) "Growth, Distribution and Politics" reprinted from *The Political Economy of Business Cycles and Growth*, Cukierman, A. et alii (eds), MIT Press.
- Ramsey J. (1969), « Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis », *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 31, pp. 350-371.
- Roche M.J. & K. McQuinn (2001), "Testing for speculation in agricultural land in Ireland", *European Review of Agricultural Economics*, vol. 28 (2), pp.95-115.

Samuelson P. A. (1958), « An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money », *Journal of Political Economy*, 66, 6, pp.467-82.

Sargan J.D. (1988), « Testing for Misspecification after Estimating Using Instrumental Variables », in E. Maasoumi, ed., *Contributions to Econometrics : John Denis Sargan*, 1, Cambridge University Press , Cambridge.

White H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, 48, pp. 817-838.