

***Document de travail de la série
ETUDES ET DOCUMENTS***

E 2002.12

Taux de change effectif réel et déforestation

Jean-Louis ARCAND, Patrick GUILLAUMONT
et Sylviane GUILLAUMONT JEANNENEY*

juin 2002, 21 p.

CERDI-CNRS, Université d'Auvergne - 65, boulevard François Mitterrand
63000 Clermont Ferrand - FRANCE

emai : P.Guillaumont@u-clermont1.fr - arcandjl@alum.mit.edu - S.Guillaumont@u-clermont1.fr

* Nous remercions pour leurs commentaires les participants aux V^{es} journées scientifiques du Réseau Analyse économique et développement de l'Agence universitaire de la Francophonie (Economie de l'environnement et développement, Montréal (Québec), Canada, septembre 2001), les participants au séminaire interne du CERDI. Des remerciements particuliers vont à Elisabeth Sadoulet, University of California at Berkeley pour sa lecture attentive et ses très utiles remarques.

Taux de change effectif réel et déforestation

"La forêt ici manque et là s'est agrandie"

Victor Hugo

Les Rayons et les Ombres

Résumé. Cet article montre, en se basant sur un échantillon d'observations annuelles relatives à 122 pays pour la période 1963-1994, que la dépréciation du taux de change réel favorise le boisement dans les pays relativement développés (avec un PIB par tête supérieur à 900 dollars), alors qu'elle est un facteur de déforestation dans les pays pauvres. Ce résultat pourrait s'expliquer par l'hypothèse selon laquelle, dans les pays pauvres (contrairement aux pays riches), les variations du taux de change réel sont généralement considérées comme transitoires, compte tenu de la forte instabilité de celui-ci. Il suggère que la politique macroéconomique a une certaine portée en ce qui concerne l'évolution de l'environnement.

mots clé : déforestation, taux de change effectif réel

Abstract. Based on an annual sample of 122 countries over the 1963-1994 period, this paper shows that real exchange rate depreciation reduces deforestation in relatively developed countries (with GDP per capita greater than \$900) whereas it has the opposite effect in poor countries. A possible explanation for this result lies in the hypothesis that variations in the real exchange rate are perceived as being transitory in LDCs, given its high degree of instability in these countries. Our empirical results suggests that macroeconomic policy is a potentially important determinant of environmental outcomes.

Keywords: deforestation, real effective exchange rate

JEL: O13, Q23, F31, F41

1. INTRODUCTION

Les relations entre environnement et développement sont généralement conçues comme mettant en jeu des variables structurelles, notamment d'ordre démographique. Les prix relatifs y tiennent une faible part. Or ils ont probablement un rôle important. C'est ce que nous examinons en étudiant l'influence du taux de change réel sur la déforestation.

La forêt est une ressource naturelle et le bois un bien internationalement échangeable. On conçoit dès lors que, selon le prix relatif des biens échangeables que représente le taux de change réel, et donc selon la politique macroéconomique qui contribue à le déterminer, la surface réservée à la forêt soit plus ou moins étendue.

Le graphique 1 retrace, pour 122 pays développés et en développement, la moyenne arithmétique des taux de variation des surfaces de forêt, de 1963 à 1994 (source FAO), ainsi que l'intervalle de confiance d'un écart-type. On constate que cette moyenne varie sensiblement d'une année à l'autre et surtout que la dispersion des taux par pays est élevée. Le graphique 2 permet de faire une constatation analogue pour les taux de change effectifs réels du même échantillon de pays (source FMI). Ces indices ont connu en moyenne une tendance irrégulière à la dépréciation, avec une dispersion plus forte que celle des taux de boisement. L'objet de cet article est l'étude de la relation potentielle entre ces deux variables.

Il existe de nombreuses études des facteurs de la déforestation. Une seule, récente, tente de mettre en lumière l'influence de la politique macroéconomique, tout en recourant à une hypothèse de courbe de Kuznets environnementale, c'est-à-dire d'évolution croissante puis décroissante de la déforestation (Bhattarai et Hammig 2001) en fonction du produit par tête. .

Nous nous différencions de cette étude de deux façons. En premier lieu, puisque la forêt est une ressource naturelle, nous considérons qu'il n'est pas possible de traiter de son évolution sans tenir compte de son niveau initial, ce qui conduit à se référer à un état stationnaire de la forêt., selon une spécification analogue à celle qui fait du taux de croissance des produits par tête une fonction de leur niveau initial. En second lieu, puisque la forêt est un bien échangeable, nous considérons que le principal facteur macroéconomique susceptible d'accroître la déforestation (ou de ralentir le boisement) est la dépréciation du taux de change

réel. Le taux de change réel nous paraît plus directement lié au rythme de la déforestation que le niveau de la dette extérieure ou la prime sur le marché noir des devises considérés dans l'article précité.

Le taux de change réel est à court terme le résultat de la politique macroéconomique (politique de change et politique de contrôle de la demande globale), ainsi qu'éventuellement de chocs exogènes (dutch disease), tandis qu'à long terme il est déterminé par le niveau de développement (effet Balassa-Samuelson). Il en résulte que l'effet du taux de change réel sur la forêt reflète à la fois la politique macroéconomique et le niveau de développement. Par conséquent la relation entre la déforestation et la croissance économique (courbe de Kuznets environnementale) ne peut être interprétée sans référence au taux de change réel.

L'article est organisé de la manière suivante. Nous commençons par présenter le modèle théorique de base, avec sa spécification dynamique. Nous analysons ensuite les principaux canaux de transmission du taux de change réel à la déforestation et expliquons pourquoi nous anticipons que le taux de change réel est une variable explicative importante de la déforestation, à côté des variables traditionnelles démographiques. Enfin, nous exposons la méthode d'estimation économétrique fondée sur un panel international de trente années et une centaine de pays et nous présentons les résultats de l'estimation du modèle dynamique, lesquels corroborent nos hypothèses.

2. SPECIFICATIONS DE BASE ET DYNAMIQUE

Supposons que le processus dynamique suivi par la surface de forêt par habitant soit donné par :

$$(1) \quad f_{it} - f_{it-1} = f_{it-1}\beta + z_{it}\alpha + \varepsilon_{it}$$

où f_{it} représente le log de la surface de forêt par habitant dans le pays i au temps t , z_{it} est un vecteur de variables exogènes, dont le taux de change effectif réel, β et α sont des paramètres, et ε_{it} représente le terme d'erreur habituel. La différence fondamentale entre notre spécification et celle de Bhattarai et Hammig (2001) est que ces derniers imposent a priori la restriction $\beta = 0$, et excluent d'emblée le taux de change effectif réel des éléments du

vecteur z_{it} . En imposant la condition d'état stationnaire ($g_{it} = f_{it} - f_{it-1} = 0$), cette spécification implique une surface de forêt à l'état stationnaire dans le pays i au temps t , pour des valeurs données de z_{it} , égale à :

$$f_{it}^* = -z_{it} \hat{\beta}^{-1} \hat{\alpha},$$

où $\hat{\beta}$ et $\hat{\alpha}$ représentent les valeurs des paramètres que nous aurons estimées grâce à notre procédure économétrique. La condition de stabilité habituelle pour un système scalaire est donnée par :

$$0 < \left| \frac{df_{it}}{df_{it-1}} \right|_{f^*} < 1,$$

ce qui équivaut ici à $-1 < \hat{\beta} < 0$ ou $-2 < \hat{\beta} < -1$.

Si nous posons $f_{it} = F_{it} - P_{it}$ où F_{it} est le log de la superficie couverte par la forêt, et P_{it} représente le log de la population du pays, nous pouvons réécrire l'équation (1) comme:

$$(2) \quad F_{it} - F_{it-1} = F_{it-1} \beta + (P_{it} - P_{it-1})(1 + \beta) - P_{it} \beta + z_{it} \alpha + \varepsilon_{it}$$

Notons que le taux de change effectif réel jouera deux rôles dans le contexte de notre analyse. D'une part, il aura potentiellement un effet sur le taux de déforestation, tout en contrôlant pour le niveau initial de surface de forêt. D'autre part, le taux de change effectif réel aura un impact sur le niveau d'état stationnaire de la surface de forêt. Le deuxième impact résulte mécaniquement du premier dans le contexte d'une spécification dynamique correctement posée. Ces deux effets sont absents de l'analyse présentée par Bhattarai et Hammig (2001).

Des dynamiques plus complexes que la simple spécification linéaire sont, bien sûr, possible. Si nous spécifions le système dynamique sous forme cubique, nous poserons:

$$(3) \quad f_{it} - f_{it-1} = f_{it-1} \beta + f_{it-1}^2 \gamma + f_{it-1}^3 \delta + z_{it} \alpha + \varepsilon_{it}.$$

Nous nous restreindrons à des polynômes d'ordre trois dans ce qui suit pour des raisons essentiellement d'ordre fonctionnel. De plus, nous avons vérifié que l'estimation de polynômes d'ordre strictement supérieur à trois ne rajoute rien de substantiel à l'analyse économétrique dans la mesure où les coefficients associés aux variables incluses dans le vecteur z_{it} ne varient pas de façon significative. Avec la spécification de l'équation (3), l'existence de trois racines réelles (et donc l'exclusion du comportement cyclique à l'état stationnaire) peut aisément être testée économétriquement en considérant la valeur estimée du discriminant du système. Si nous récrivons l'équation (3), en posant la condition d'état stationnaire, nous obtenons la caractérisation implicite de celui-ci:

$$(4) \quad f_{it}^{*3} + f_{it}^{*2} \hat{\delta}^{-1} \hat{\gamma} + f_{it}^* \hat{\delta}^{-1} \hat{\beta} + z_{it} \hat{\delta}^{-1} \hat{\alpha} = 0.$$

On présente dans l'Annexe les conditions permettant de tester l'absence d'état stationnaire cyclique. Une illustration du cas cubique avec trois racines réelles, dont une est positive, est fournie au Graphique 1.

3. LE TAUX DE CHANGE REEL COMME DETERMINANT DE LA DEFORESTATION

Taux de change réel et gestion à long terme de la forêt

Puisque la forêt est une ressource renouvelable à long terme, la dimension de la forêt dépend de son rendement à long terme. Ainsi le prix relatif du bois dans un pays donné, anticipé à long terme, influence-t-il la valeur présente de la forêt (calculée à partir de son rendement à long terme) et est-il un facteur positif de l'investissement en forêt. Le bois étant un bien échangeable, son prix relatif s'accroît avec la dépréciation du taux de change réel. Par conséquent si cette dépréciation est considérée comme permanente, elle aura un effet positif sur le boisement. Toutefois cet effet du taux de change réel sur l'offre à long terme de forêt suppose que celle-ci ne soit pas un bien commun, autrement dit il dépend de l'état des droits de propriété sur la forêt.

Dépréciation réelle transitoire et déforestation

Cependant si la variation du taux de change réel est considérée comme temporaire, elle tend à exercer un effet transitoire sur l'exploitation de la forêt, quel que soit l'état des droits de propriété. Dans ce cas la dépréciation du taux de change réel pourrait entraîner à l'inverse un mouvement de déforestation. C'est ce qui ressort de l'examen des quatre canaux par lesquels le niveau à court terme du taux de change réel agit sur l'exploitation de la forêt.

En premier lieu, la dépréciation du taux de change réel élève le prix relatif des grumes exportés et donc favorise la coupe de bois en vue de l'exportation : il se peut ainsi que l'exploitation de la forêt devienne plus intensive allant jusqu'au déboisement.

En second lieu, la dépréciation du taux de change réel élève la rentabilité des activités utilisatrices de bois comme consommation intermédiaire, pour autant que celles-ci produisent des biens échangeables internationalement. C'est en particulier le cas de l'industrie du papier ou de celle du meuble, que l'industrie locale soit tournée vers l'exportation, ou qu'orientée vers le marché intérieur elle soit concurrencée par les importations. La consommation intermédiaire de bois se trouve ainsi accrue. Toutefois il est vrai que certaines activités du secteur des biens non échangeables (notamment l'activité du bâtiment), également consommatrices de bois, peuvent être simultanément freinées par la dépréciation du taux de change réel. Ce facteur de diminution de l'exploitation de la forêt ne semble pas devoir être dominant, surtout si l'on considère qu'au delà de l'effet de la variation des prix relatifs lié à la dépréciation du taux de change réel, celle-ci est susceptible d'accélérer la croissance économique et donc l'activité de production de biens non échangeables.

En troisième lieu, la dépréciation du taux de change réel élève le prix relatif de l'énergie (fuel, gaz, électricité) et incite, en particulier dans les zones rurales, les populations à recourir plus largement, pour leur usage domestique (cuisine, chauffage) ou le petit artisanat, au bois que dans beaucoup de pays elles peuvent aller librement récolter. En effet le coût du bois de chauffe est constitué par la corvée du ramassage et le transport, et n'est donc généralement pas accru par la dépréciation du taux de change réel, contrairement à l'énergie achetée. Dans les régions, telles que le Sahel où la forêt est clairsemée, l'intensification des coupes conduit au déboisement.

Enfin, la dépréciation du taux de change réel accroît la rentabilité des activités agricoles, que celles-ci soient constituées par des cultures de rente ou la production de biens alimentaires destinés à la vente, notamment dans les centres urbains où souvent une partie de l'alimentation est importée, ce qui favorise le défrichement de la forêt dans le but d'étendre les surfaces cultivées.

On peut s'attendre à ce que le premier et le deuxième effets soient dominants dans les régions tropicales humides et le troisième plutôt dans les régions sahéliennes, tandis que le dernier n'est pas spécifique à une zone géographique. Ainsi a-t-on vu peu après la dévaluation du franc CFA, illustrant chacun des quatre effets, s'accroître le trafic de camions de grumes sur les routes du Gabon, proliférer sur les trottoirs d'Abidjan ou de Dakar les meubles en bois de fabrication locale offerts à la vente, augmenter le nombre des charrettes transportant du bois de chauffe sur les pistes du Burkina, défricher ici et là de nouvelles superficies pour l'extension de cultures de rente, etc. De même, après l'effondrement de la roupie en 1997 en Indonésie, les exportations de grumes et la substitution du bois au pétrole comme combustible domestique se sont massivement développées.

En bref il apparaît que la dépréciation du taux de change réel favorise la déforestation si la forêt est un bien commun ou lorsque la dépréciation est perçue comme transitoire. Elle n'a un effet positif sur l'extension de la forêt que si elle est perçue comme permanente et si la forêt fait l'objet d'une gestion à long terme. On peut s'attendre à ce que l'effet de déforestation prédomine dans les pays en développement et l'effet inverse dans les pays plus avancés. En effet comme la variabilité du taux de change réel est plus forte dans les pays en développement que dans les pays industrialisés, ses variations ont une probabilité plus grande d'être considérées comme transitoires. De plus, la gestion de la forêt tend à moins s'inscrire dans le long terme en raison d'une préférence plus forte pour le présent, elle-même due à la pauvreté et à l'incertitude des droits de propriété.

On peut alors réécrire l'équation (1) de la manière suivante :

$$(5) \quad f_{it} - f_{it-1} = f_{it-1}\beta + z_{it}\alpha + \rho r_{it} + \gamma r_{it} y_{it} + \xi y_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \rho > 0, \gamma < 0.$$

Avec r_{it} représentant le taux de change réel du pays i au temps t (une hausse de r_{it} correspondant à une appréciation réelle), y_{it} son produit par tête et z_{it} le vecteur des autres variables exogènes. Ainsi pour un produit par tête faible, la dépréciation réelle du taux de change favorise la déforestation et inversement si le produit par tête est élevé.

Les implications de l'effet Balassa-Samuelson pour la courbe de Kuznets environnementale

Selon l'effet Balassa-Samuelson, le taux de change réel d'équilibre tend à s'apprécier avec le niveau relatif de développement. On peut supposer une relation du type suivant :

$$(6) \quad r_{it} = y_{it}\phi + \omega_i, \quad \phi > 0,$$

où ω_i est un effet spécifique au pays i . Or à partir de l'équation (5) et de l'équation (6), on obtient :

$$(7) \quad f_{it} - f_{it-1} = f_{it-1}\beta + z_{it}\alpha + y_{it}(\rho\phi + \gamma\omega_i + \xi) + y_{it}^2\gamma\phi + \rho\omega_i + \varepsilon_{it}, \quad \gamma\phi < 0.$$

On obtient ainsi une courbe quadratique dans le PIB par tête, qui pourrait, si $\rho\phi + \gamma\omega_i + \xi > 0$, correspondre à une courbe de Kuznets environnementale (EKC) inversée (car le coefficient $\gamma\phi$ associé avec y_{it}^2 est négatif). Si donc il y a, indépendamment du TCR, des raisons logiques pour que la déforestation soit une fonction croissante, puis décroissante du produit par tête, cet effet risque fort d'être contrecarré par l'effet exercé de façon successivement décroissante et croissante par le TCR, lui-même fonction croissante du produit par tête.

Variables de contrôle

Considérer que le taux de change réel est un facteur déterminant la surface forestière revient à donner au prix relatif du bois un rôle dans la décision de boisement. Cependant le taux de change réel permet seulement d'appréhender le prix du bois comme bien échangeable internationalement par rapport au prix des biens non échangeables. Dans la même perspective il convient aussi de tenir compte, puisque la forêt est un bien durable, du prix du capital réel,

autrement dit du taux d'intérêt réel, et du prix des biens agricoles qui influence la valeur de la terre cultivable.

Le rendement attendu de la forêt peut être exprimée comme le produit du taux d'intérêt réel (θ) et de la valeur présente actualisée des coupes de bois (V). Ce rendement réel correspond au loyer qu'un propriétaire de forêt pourrait obtenir d'un forestier (Conrad, 1999). Lorsque le taux d'intérêt augmente et si cette augmentation est considérée comme durable, θV diminue bien que θ augmente puisque V décroît de manière exponentielle. On s'attend à une relation décroissante entre la surface de la forêt et le taux d'intérêt réel.

Comme la forêt est une ressource qui ne se renouvelle que lentement, le taux d'intérêt réel pertinent est un taux à long terme. Pour la plupart des pays en développement on ne dispose pas de données sur les taux à long terme. Quant aux taux à court terme (disponibles pour une partie seulement de notre échantillon), ils sont extrêmement variables et ne sauraient constituer une « proxy » acceptable du taux d'intérêt réel anticipé à long terme. Au demeurant l'omission du taux d'intérêt réel n'est pas très grave dans la mesure où la mobilité internationale des capitaux tend à égaliser les taux d'intérêt entre les pays, tandis que l'évolution dans le temps du taux mondial sera captée par les muettes temporelles. S'il existe toutefois des différences internationales dans la rentabilité du capital, celles-ci sont sans doute reliées aux écarts de produit par tête. Or celui-ci a déjà été introduit comme variable explicative dans l'équation (5) afin de tester dans des conditions indiscutables l'effet multiplicatif du TCER et du PIB par tête. Une troisième raison d'introduire le PIB par tête est que la part relative des activités agricoles décroît avec la croissance économique ce qui contribue à alléger la pression sur la forêt.

Il est plus aisé et certainement pertinent d'introduire parmi les variables explicatives de la surface forestière le prix du bois relativement à celui des produits agricoles susceptibles d'être cultivés sur les mêmes terres. Une approximation de ce prix relatif peut être sur une base internationale le rapport entre le prix du bois de toutes origines coté à Londres et les valeurs unitaires à l'exportation des produits agricoles de chaque pays .

Comme nous l'avons vu plus haut, le fait de raisonner sur le niveau de la forêt par tête implique d'introduire dans l'équation de variation de la forêt à la fois le *taux de croissance démographique* et le *chiffre de la population* comme il ressort de l'équation (2). Il existe au

demeurant une importante littérature relative à l'effet des variables démographiques sur la déforestation, dont les conclusions sont ambiguës et parfois même contradictoires.

On suppose souvent que la croissance démographique est un facteur de déforestation, mais l'hypothèse est faite aussi qu'au delà d'un certain seuil, la croissance démographique peut avoir un effet positif sur le boisement en raison des changements techniques qu'elle induit dans l'exploitation des terres (Myers, 1994, Templeton et Scherr, 1999, repris par Bhattarai et Hammig, 2000). L'hypothèse semble correspondre à celle qui avait été avancée par Boserup (1970) il y a longtemps déjà. Ceci implique d'introduire dans notre modèle le taux de croissance de la population ainsi que son carré comme éléments du vecteur z_{it} . Toutefois, on doit noter que l'hypothèse de Boserup se réfère à un accroissement de la densité de la population rurale, et qu'elle serait peut-être plus adéquatement testée par l'introduction de la densité rurale et de son carré (effets attendus successivement positif et négatif).

Enfin, afin de tester l'existence d'une courbe de Kuznets environnementale appliquée à la forêt, nous introduisons le PIB par tête au carré dans la spécification. Comme celle-ci inclut le taux de change réel, la mise en évidence d'une courbe de Kuznets environnementale n'est pas contrariée par l'effet Balassa Samuelson.

4. RESULTATS

Origine des principales variables

La variable expliquée est le taux de croissance (la différence en logs) de la surface de forêts exprimée en milliers d'hectares, lorsque la surface de forêts n'est pas nulle. Nous ne suivons pas Bhattarai et Hammig (2001), qui restreignent leur analyse aux pays avec plus de 1000000 d'hectares de forêts. Il n'y a pas de raison en effet d'exclure d'emblée toute une série de petits pays, souvent très ouverts au commerce international, et dont les statistiques sur la surface de forêt ne sont pas nécessairement moins bonnes que celles des autres pays¹.

En ce qui concerne le taux de change réel, nous l'avons estimé à travers un indice de taux de change effectif réel (TCER) calculé pour chaque pays comme la moyenne géométrique de son

taux de change réel bilatéral avec ses dix principaux fournisseurs non-pétroliers, le taux de change réel étant lui-même le produit de l'indice du taux de change nominal (exprimé en terme de devises) et du ratio de l'indice des prix à la consommation dans le pays et chez le partenaire considéré (source FMI). Dans les quelques cas où l'indice de prix à la consommation n'est pas disponible, le déflateur du PIB a été utilisé. La pondération retenue est la part relative des importations en provenance de chaque partenaire, estimée en milieu de période, la moyenne des années 1980-1986. Les taux de change réels sont exprimés en logarithmes.

Une approximation du prix du bois relativement à celui des produits agricoles peut être, sur une base internationale, le rapport entre le prix du bois de toutes origines côté à Londres (source FMI) et les valeurs unitaires à l'exportation des produits agricoles de chaque pays (source FAO).

Les autres variables de contrôle, le PIB par tête, la population et le taux de croissance de celle-ci ainsi que la densité de la population rurale, sont tirées des *World Tables* de la Banque mondiale.

Procédure économétrique et résultats

Le processus de déforestation est difficilement concevable comme étant un phénomène identique dans tous les pays considérés de notre échantillon. Il est donc évident que le processus qui détermine le taux de boisement sera fonction de certaines caractéristiques, spécifiques aux différents pays inclus dans l'échantillon, difficilement saisies par des variables explicatives conventionnelles. Considérons l'équation (1) :

$$f_{it} - f_{it-1} = f_{it-1}\beta + z_{it}\alpha + \lambda_i + v_{it},$$

où nous décomposons le terme d'erreur en deux parties : une première composante spécifique au pays et invariante par rapport au temps, et une deuxième composante qui satisfait les hypothèses Gauss-Markov habituelles. L'estimation de cette équation par les MCO mène nécessairement à des problèmes de biais de par la corrélation qui existe entre les variables

¹ Les résultats économétriques restent pratiquement inchangés si nous imposons la restriction de Bhattarai et Hammig (2001).

explicatives z_{it} et le terme d'erreur composite ε_{it} , qui comprend λ_t . La solution standard à ce problème d'hétérogénéité inobservable est d'appliquer la méthode des effets fixes spécifiques aux pays.

Nos résultats économétriques obtenus par l'application de la méthode des effets fixes spécifiques aux pays, sont présentés dans le Tableau 2. Dans les colonnes (1) à (3) nous présentons l'équation de base avec différentes variables de contrôle. Dans les colonnes (4) et (5) nous testons l'existence d'une courbe environnementale de Kuznets

A la colonne (1) il apparaît que $\hat{\rho} > 0$, $\hat{\gamma} < 0$: les valeurs estimées des paramètres impliquent que la dépréciation du TCER réduit le taux de déforestation (car $\partial(f_{it} - f_{it-1}) / \partial r_{it} = \rho + \gamma y_{it}$) lorsque le PIB par tête, exprimé en dollars US constants de 1995, est supérieur à 919 US\$, ce qui correspond à un niveau un peu supérieur au seuil de détermination des pays à faible revenu à cette date. Notons que ce résultat est extrêmement robuste à l'introduction de variables de contrôle additionnelles (colonnes (2) et (3)) et qu'à peu près un tiers des pays inclus dans notre échantillon se trouvent dans la zone où le produit par tête est inférieur à 919 \$, pays pour lesquels une dépréciation du taux de change réel accroît la déforestation.

En ce qui concerne les variables démographiques, remarquons que le taux de croissance de la population apparaît sous forme quadratique (forme de U-inversé par rapport au taux de boisement) et que les p-values associés aux coefficients sont très petits. Le point de retournement à partir duquel le taux de croissance de la population commence à avoir un effet marginal négatif sur le taux de croissance de la surface de forêt est égal à 2,4. Cette valeur seuil est invariante par rapport à l'inclusion d'autres variables de contrôle et reste quasiment inchangé dans les autres spécifications présentées au Tableau 2. Il en est de même pour le log de la population. La forme en U est très marquée, et subit très peu de variations suite à des modifications dans la spécification de base.

Pour tous les résultats présentés au Tableau 2, nous avons estimé la valeur du discriminant issu de la spécification dynamique cubique ($\hat{\Delta}$), ainsi que la valeur de $(df_{it} / df_{it-1})|_{f^*}$. Dans tous les cas, nous pouvons aisément rejeter l'hypothèse nulle d'un comportement dynamique cyclique (c.à.d., nous avons toujours $\hat{\Delta} < 0$), ainsi que l'instabilité dynamique du système (il

est toujours vrai que $(df_{it} / df_{it-1})|_{f^*} \in (-1, 0)$. Le calcul de la valeur estimée du niveau d'état stationnaire de la surface de forêt par habitant révèle que la plupart des pays de l'échantillon se trouvent relativement près de f_{it}^* (déviations moyennes de 2%), même si un certain nombre de pays risquent de faire face à des processus de déforestation intenses lors de la convergence vers l'état stationnaire (d'autres verront un processus de reforestation important). Les paramètres correspondant à la dynamique restent pratiquement inchangés lorsque l'on modifie la spécification de base.

A la colonne (2) nous présentons les résultats incluant comme variables de contrôle la densité rurale et son carré. Contrairement au taux de croissance de la population, celles-ci ne sont pas significatives. La colonne (3) présente, sur un échantillon légèrement restreint, les résultats avec le prix relatif du bois et des produits agricoles d'exportation. Celui-ci apparaît avec le signe positif attendu, mais n'est pas significatif (p-value de 0,25) ; les autres coefficients ne sont pas modifiés.

Le graphique 4 illustre la relation de dépendance de l'impact du TCER sur le taux de boisement à l'égard du niveau du PIB par tête par pays. Le graphique représente l'impact marginal du log du TCER sur le taux de boisement, comme fonction du log du PIB par tête, calculé à partir des résultats présentés à la colonne 1 du Tableau 2. Pour des valeurs du PIB par tête inférieures au point de retournement (\$919, soit 6,823 en logarithmes), l'impact marginal est positif, ce qui signifie qu'une appréciation du taux de change réel augmente le taux de boisement (une dépréciation augmente le taux de déforestation). L'impact est inverse à droite du point de retournement. A titre d'illustration, considérons une appréciation de 10 pourcent du TCER d'un pays ayant un PIB par tête de \$400 (soit 6 en logarithmes), ce qui correspond à peu près au Ghana en 1999. Alors le taux de boisement sera augmenté de $(0,00245 \times 0,10)$ 0,0245 points de croissance. Par contre, pour un pays ayant un PIB par tête de \$4350 (soit 8,377 en logarithmes), ce qui correspond au Brésil, la même appréciation aura pour effet de diminuer le taux de boisement de $(0,00462 \times 0,10)$ 0,0462 points de croissance. Etant donné que le taux annuel moyen de déforestation est de 0,00567, ces valeurs ne sont pas négligeables.

Aux colonnes (4) et (5), nous tentons de faire apparaître une courbe de Kuznets environnementale. A la colonne (4), le TCER est exclu de la spécification, tandis qu'il

apparaît dans les résultats présentés à la colonne (5), de la même manière que dans la première colonne, c'est à dire $\log \text{TCER}$ et $\log \text{TCER} \times \log \text{PIB}$ par tête. Conformément à nos arguments théoriques, la spécification sans le TCER ne permet pas de déceler une courbe de Kuznets environnementale pour la forêt. En revanche, la colonne (5) qui conduit, conformément à l'équation (7), à distinguer une courbe de Kuznets environnementale par pays (du moins pour sa partie linéaire), révèle un terme quadratique (commun à tous les pays) positif et significatif au seuil de 6,5 % et des coefficients associés avec le terme linéaire spécifique à chaque pays négatifs et significatifs au seuil de 10% pour 22 pays et non-significatifs pour les autres. Ainsi une courbe de Kuznets apparaît pour 22 pays sur 120, tandis que pour les autres l'impact marginal du \log du PIB par tête sur le boisement est positif. Notons que les coefficients associés à la partie dynamique restent très proches des valeurs estimées pour les autres spécifications ; il en est de même pour les coefficients associés aux variables de contrôle démographiques.

5. CONCLUSION

Les facteurs déterminant la déforestation sont évidemment beaucoup plus complexes que ce que le modèle simplifié présenté précédemment laisse percevoir. Mais celui-ci permet précisément de donner quelques fondements à des hypothèses absentes de la littérature économétrique présente et néanmoins importantes pour comprendre, à travers les comportements des différents pays, le rythme de la déforestation à l'échelle mondiale. Premièrement il existe une dynamique d'évolution de la couverture forestière, se traduisant vraisemblablement par une convergence vers un état stationnaire de la couverture par habitant pour chaque pays : cette dynamique doit servir de cadre de référence pour tester l'influence transversale de tout autre facteur. Deuxièmement les variables démographiques traditionnellement considérées dans les modèles de déforestation (croissance, densité) exercent des effets complexes, qui se traduisent par les relations quadratiques significatives que nous avons adoptées. Troisièmement il ne semble y avoir qu'un faible fondement à une courbe de Kuznets environnementale appliquée à la forêt, puisque celle-ci n'apparaît que pour vingt pour cent des pays de notre échantillon.

La principale conclusion de cet article est relative à l'effet que le taux de change réel exerce sur la déforestation : l'estimation économétrique ne rejette pas l'hypothèse selon laquelle la dépréciation du taux de change réel est un facteur de déforestation dans les pays pauvres alors

qu'elle exerce dans les pays riches un effet inverse. Comme la politique économique des deux dernières décennies a généralement favorisé la dépréciation du taux de change réel dans les pays pauvres (politiques d'ajustement), mais non dans les pays riches, elle a été globalement un facteur de déforestation.

A long terme un facteur majeur de la répartition des forêts dans le monde sera sans doute le rythme relatif du développement des pays du Nord et du Sud, et son effet sur le taux de change réel des uns et des autres : s'il y a convergence absolue, il y aura normalement appréciation du taux de change effectif réel des pays pauvres et dépréciation de celui des pays riches, ce qui sera un facteur de reboisement. Au contraire, la croissance de l'écart entre les niveaux de produit par tête et la dépréciation réelle de la monnaie des pays pauvres qu'elle implique par rapport aux pays riches est un facteur de déforestation.

REFERENCES

- BHATTARAI, M., ET HAMMIG, M. (2001), "Institutions and the Environmental Kuznets Curve for Deforestation : Crosscountry Analysis for Latin America, Africa and Asia," *World Development* 29:995-1010.
- BOSERUP E. (1970) *Evolution agraire et pression démographique* ;Paris, Flammarion
- CONRAD J.M. (1999) *Ressource Economics* (Cambridge: Cambridge University Press), pp. 59-76.
- MYERS, N. (1994), "Tropical Deforestation : Rates and Patterns," in K. Brown et D. W. Pearce, eds., *The Causes of Tropical Deforestation: The Economic and Statistical Analysis of Factors Giving Rise to the Loss of Tropical Forests* (Vancouver: UBC Press).
- TEMPLETON, S., ET SCHERR, S. (1999), "Effects of Demographic and Related Microeconomic Change on Land Quality in Hills and Mountains of Developing Countries," *World Development* 27:903-918.

ANNEXE : CONDITIONS D'ABSENCE D'ETATS STATIONNAIRES CYCLIQUES

Le point de départ est la caractérisation implicite de l'état stationnaire :

$$f_{it}^{*3} + f_{it}^{*2} \hat{\delta}^{-1} \hat{\gamma} + f_{it}^* \hat{\delta}^{-1} \hat{\beta} + z_{it} \hat{\delta}^{-1} \hat{\alpha} = 0.$$

En effectuant la transformation de variables $f_{it}^* = x_{it}^* - (\hat{\delta}^{-1} \hat{\gamma} / 3)$, nous obtenons une équation de la forme:

$$(8) \quad x_{it}^{*3} + \hat{a} x_{it}^* + \hat{b}_{it} = 0,$$

où $\hat{a} = \hat{\delta}^{-1} \hat{\beta} - 3\hat{\delta}^{-2} \hat{\gamma}^2 / 9$ et $\hat{b}_{it} = 2(\hat{\delta}^{-1} \hat{\gamma} / 3)^3 - \hat{\delta}^{-1} \hat{\beta} (\hat{\delta}^{-1} \hat{\gamma} / 3) + z_{it} \hat{\delta}^{-1} \hat{\alpha}$. Ainsi, le discriminant est donné par la forme habituelle d'un système cubique $\hat{\Delta} = 4\hat{a}^3 + 27\hat{b}_{it}^2$. Lorsque $\hat{\Delta} < 0$, il y aura trois racines réelles distinctes. De plus, la formule de Cardano nous permet de calculer les valeurs d'état stationnaire qui devront toutes satisfaire la relation :

$$(9) \quad x_{it}^* = \left[-\frac{\hat{b}_{it}}{2} + \frac{1}{2} \sqrt{4\hat{a}^3 + 27\hat{b}_{it}^2} \right]^{1/3} + \left[-\frac{\hat{b}_{it}}{2} - \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \sqrt{\frac{4\hat{a}^3 + 27\hat{b}_{it}^2}{27}} \right]^{1/3}.$$

(Notons que plusieurs autres valeurs de y^* satisferont l'équation (9), mais que seulement trois pourront satisfaire simultanément les équations (8) et (9)). Du point de vue numérique, cette procédure est aisément mise en oeuvre. Par contre, la recherche (numérique) de solutions à des équations d'ordre supérieur ou égal à 4 est nettement moins facile, surtout du point de vue du calcul des écarts-types associés avec les valeurs d'état stationnaire de la surface de forêt. Les conditions de stabilité sont données par la même expression que pour le cas linéaire.

Un système quadratique prendrait évidemment la forme: $f_{it} - f_{it-1} = f_{it-1} \beta + f_{it-1}^2 \gamma + z_{it} \alpha + \varepsilon_{it}$. Les niveaux d'état stationnaire (dont un sera potentiellement négatif si des restrictions ultérieures ne sont pas imposées sur le système) seront donnés par :

$$f^* = \frac{-\hat{\beta} \pm \sqrt{\hat{\beta}^2 - 4z_{it} \hat{\gamma} \hat{\alpha}}}{2\hat{\gamma}},$$

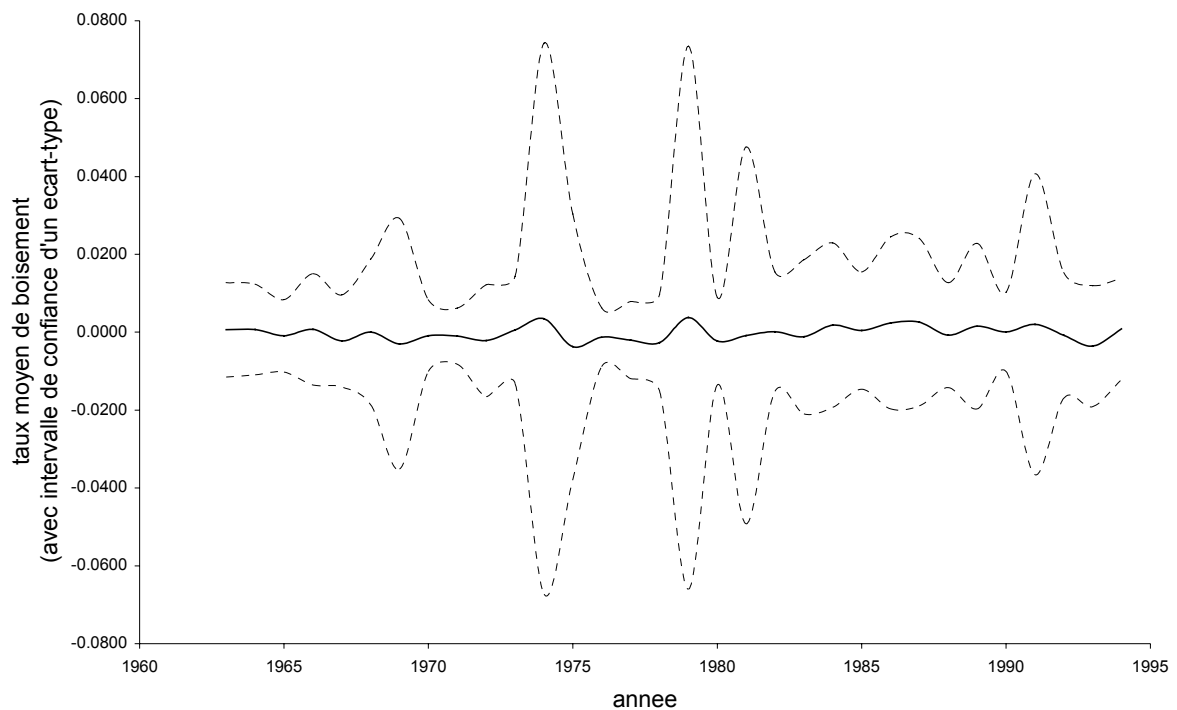
et la condition de stabilité s'écrira:

$$0 < |(df_{it} / df_{it-1})| = \left| 1 \pm \sqrt{\hat{\beta}^2 - 4z_{it} \hat{\gamma} \hat{\alpha}} \right| < 1.$$

Notons qu'un discriminant négatif $\hat{\beta}^2 - 4z_{it} \hat{\gamma} \hat{\alpha} < 0$ impliquera un comportement cyclique de f_{it} . Nous excluons cette spécification pour deux raisons. Premièrement, parce qu'une

spécification quadratique avec un état stationnaire supérieur instable implique, si des chocs exogènes portent le niveau de forêts au delà de ce niveau une croissance non-bornée de la surface de forêt. Deuxièmement, parce que la spécification quadratique est toujours rejetée en faveur de son alternative cubique, présentée dans le texte et dans les résultats empiriques.

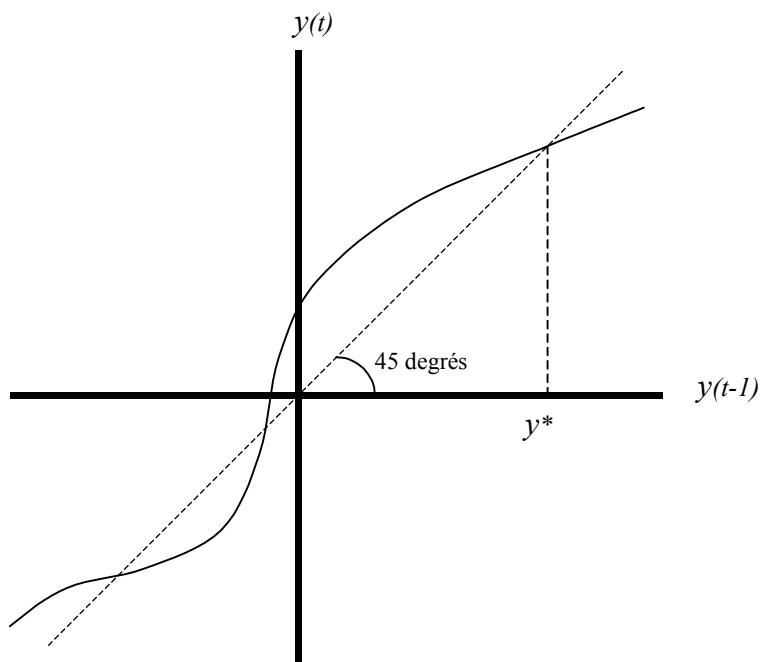
Graphique 1 Evolution du taux moyen de boisement, 1963-1994



Graphique 2
Evolution du taux de change effectif reel moyen, 1963-1994



Graphique 3
Une illustration du système cubique avec un état stationnaire positif stable



Graphique 4. Impact marginal du log TCER sur le taux de boisement, pour différents niveaux du log PIB par tête

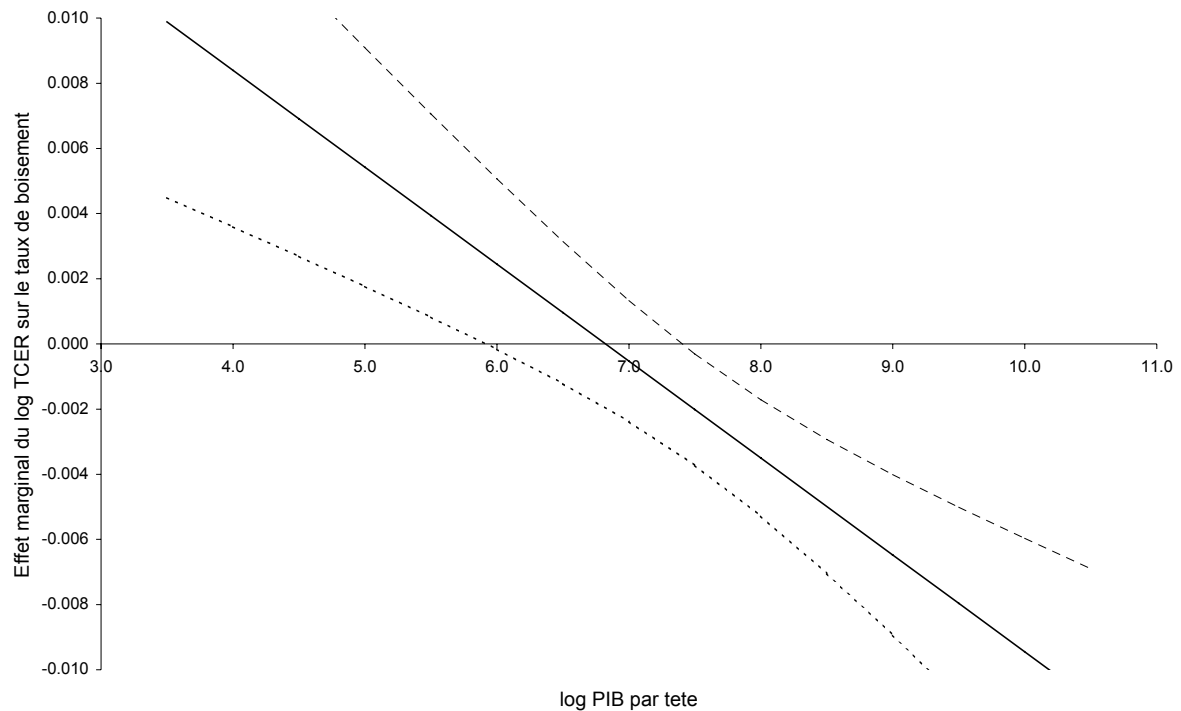


Tableau 1
Statistiques descriptives
 (1962-94, 122 pays, panel non-cylindré, 3233 observations)

	Moyenne	Médiane	Écart-type
Taux de croissance de la surface de forêt	-0,00567	0,000	2,62
Log surface de forêt (milliers d'hectares)	7,941	8,542	2,751
Taux de change effectif réel	136,3	125,2	49,0
PIB par tête	5486	1640	8074
Taux de croissance de la population	2,084	2,231	1,367
Log population du pays	15,544	15,555	1,830
Densité de la population rurale	529	224	1436
Prix relatif bois / exportations agricoles	0,353	0,365	0,659

Note: pour le prix relatif du bois, les statistiques correspondent à l'échantillon légèrement réduit de 3192 observations.

Tableau 2. Déterminants du taux de croissance de la surface de forêt:**Estimation par la méthode des effets fixes spécifiques aux pays**

(variable expliquée : taux de croissance annuelle de la surface de forêt en milliers d'hectares, 1962-94, 122 pays, panel non-cylindré, p-value sous les coefficients)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dynamique de la forestation</i>					
Log forêt _{t-1}	-0,482	-0,484	-0,481	-0,486	-0,622
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
(Log forêt _{t-1}) ²	0,061	0,062	0,061	0,062	0,073
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
(Log forêt _{t-1}) ³	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002	-0,003
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Taux de change effectif réel</i>					
Log TCER	0,020	0,019	0,002		0,036
	0,036	0,047	0,026		0,002
(Log TCER) × (Log PIB par tête)	-0,003	-0,003	-0,003		-0,004
	0,018	0,024	0,014		0,001
Point de retournement (PIB par tête) de l'effet marginal du log TCER	919,4		1051,8		1730,5
	0,127		0,100		0,009
<i>Courbe de Kuznets environnementale</i>					
Log PIB par tête	0,012	0,011	0,013	0,0005	
	0,053	0,073	0,035	0,965	
Log PIB par tête × ω _i					Voir note
(Log PIB par tête) ²				-0,0001	0,011
				0,859	0,065
<i>Autres déterminants de la surface de forêt à l'état stationnaire</i>					
Taux de croissance de la population	0,002	0,002	0,002	0,002	0,004
	0,018	0,017	0,018	0,023	0,000
(Taux de croissance de la population) ²	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0009
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Log population	-0,070	-0,073	-0,070	-0,070	-0,085
	0,003	0,002	0,003	0,003	0,035
(Log population) ²	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
	0,006	0,003	0,006	0,004	0,024
Densité de la population rurale		-0,2 × 10 ⁻⁵			
		0,368			
(Densité de la population rurale) ²		0,1 × 10 ⁻⁹			
		0,349			
Log prix relatif bois/export. agricoles			0,001		
			0,246		
Point de retournement dans l'effet marginal du taux de croissance de la population	2,471	2,471	2,608	2,440	2,419
	0,002	0,002	0,002	0,003	0,000
Test de Hausman: effets fixes versus effets aléatoires : p-value					
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
H ₀ : état stationnaire cyclique (Δ > 0, p-value)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
H ₀ : état stationnaire instable (p-value)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
\bar{R}^2	0,239	0,238	0,240	0,237	0,284
No. d'observations	3233	3233	3192	3233	3233

Note: variables muettes années incluses dans toutes les spécifications. A la colonne (5), les coefficients associés avec le log du PIB par tête sont spécifiques à chaque pays, ce qui est indiqué par l'effet multiplicatif pays ω_i. De ces coefficients (sur un total de 120), aucun n'est significativement positif et 22 sont négatifs et statistiquement significatifs au seuil de 10%.