

Facteurs déterminant le succès des réformes financières dans les pays en développement :

Application d'un modèle de durée.

Nawel BENTAHAR¹

Résumé :

L'objectif de l'article est d'analyser les éléments qui affectent le bon déroulement des réformes financières dans les pays en Développement. Il oriente sa recherche vers deux questions. La première est celle de savoir si la réussite ou non des réformes est liée à sa durée et la seconde est d'analyser les facteurs qui peuvent expliquer à la fois la durée des périodes de réformes et leur réussite (ou échec). La méthodologie que nous suivrons dans cette analyse est relativement récente dans le domaine des sciences économiques et n'a jamais été utilisée, à notre connaissance, en économie monétaire et financière. Il s'agit d'une analyse par les modèles de durée. L'originalité d'une telle analyse réside dans le fait de choisir des pays dans différents stades de réformes et d'estimer leur durée probable de persistance voir de leur sortie de cette situation. Dans ces modèles, à chaque période, chaque pays à une certaine probabilité de passer d'un état à un autre. Les réformes sont ainsi appréhendées comme un processus stochastique. L'intérêt de l'analyse est de déceler les principaux facteurs qui influencent, positivement ou négativement, la probabilité de sortie de la situation de réformes.

Abstract.

This article analyses the elements, which influence and can have an impact on the good course of the financial reforms in the developing countries. It directs its research towards two questions. The first one deals with the success or the failure of the reforms whether it comes from the duration itself of the reform (longer than expected) and the second one analyses the factors which can explain both the duration of the periods of reforms and their success. The methodology that we will follow in this analysis is relatively new in the field of economics and has never been used before, to our knowledge in the field of monetary and financial economy. It is the models of duration analysis. The originality of such analysis lies in the fact of choosing countries in situation of reforms and estimates their probable duration of persistence in this situation. In these models, with each period, each country has a certain probability of progressing from a certain situation to another one. Therefore, the reforms are apprehended like a stochastic process. The interest of such an analysis is to detect the principal factors which influence the probability of exit of the situation of reforms.

Introduction :

Depuis les analyses de Mc Kinnon (1973) et Shaw (1973) sur les principes de la libéralisation financière, les stratégies économiques des pays en développement ont été bouleversées suite aux nouvelles politiques de réformes adoptées et qui tenaient compte des principales idées avancées par ces deux auteurs. Trois grandes vagues de réformes ont vu le jour. La première vague a été conduite durant la décennie soixante dix par les pays de l'Amérique latine et quelques pays asiatiques. La deuxième vague des années quatre vingt était principalement africaine alors que la troisième vague des années quatre vingt dix était constituée, notamment, de pays arabes.

¹ *Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), France.
Centre de Documentation Economiques, Juridiques et Sociales (CEDEJ), Egypte.
wanelle@hotmail.com*

Plusieurs types de libéralisation ont été adoptés par ces pays. Certains ont choisi des réformes graduelles (pays du sud est asiatique), d'autres des réformes rapides (pays de l'Amérique latine notamment) alors que d'autres ont préféré tenir compte de la conjoncture économique en présence afin de choisir les réformes les plus adaptées à leur cas (pays asiatiques et arabes). Les expériences de ces pays nous ont montré que les résultats économiques des réformes étaient différents. Alors que certains pays arrivaient à retrouver rapidement une situation financière stable, d'autres continuaient à souffrir de l'instabilité. Nous avons aussi constaté que les durées de réformes étaient très aléatoires et variaient d'un pays à un autre. De plus, la durée du retour à la stabilité n'était pas la même pour les pays dont les réformes avaient réussi.

Cette divergence dans la durée des réformes et leur échec ou réussite nous pousse à chercher les causes qui peuvent influencer le bon déroulement des réformes financières dans ces pays. Cette recherche nous conduit à suivre un double objectif. Le premier est celui de se demander si la réussite ou non des réformes est liée à sa durée et le second est celui de déterminer les facteurs qui peuvent expliquer à la fois la durée des réformes et leur réussite.

L'approche que nous allons suivre dans cette recherche reste nouvelle dans l'analyse économique et n'a jamais été appliquée, à notre connaissance, à l'économie monétaire et financière. Dès lors son importance apparaît à travers les éléments nouveaux qu'on peut apporter dans l'explication de la réussite ou non des réformes ainsi que leur durée. Il s'agit des modèles de durée. L'originalité de cette démarche réside, tout d'abord dans la particularité de la variable à expliquer. Différente des variables qu'on a l'habitude d'utiliser dans les analyses économétriques, cette variable correspond à l'état dans lequel le pays se trouve au moment où l'on débute notre analyse (date d'observation) c'est à dire soit un état de réformes ou un état de sortie de réformes. L'observation débute pour chaque pays, à la date à partir de laquelle il a commencé à adopter les réformes financières. Les observations ont été arrêtées en 1999 pour tous les pays en raison de manque de données relatives à la construction de certaines variables.

A cette date, c'est à dire 1999, plusieurs pays n'avaient pas encore retrouvé une situation financière stable. C'est pourquoi leur durée probable de persistance dans l'état de réformes sera estimée par les modèles de durée.

Dans ce modèle, à chaque période, chaque pays a une probabilité donnée de passer d'un état à un autre. Les réformes sont ainsi considérées comme un processus stochastique. L'intérêt de l'analyse est ainsi de capter les principales variables économiques qui influencent la probabilité de sortir de l'état de réformes. L'échantillon est constitué de 34 pays en développement ayant vécu et vivent encore l'expérience des réformes. Le caractère nouveau de cette analyse nécessite à nos yeux, dans une première partie, un rappel succinct des fondements théoriques des modèles de durée. La deuxième partie consistera à faire une analyse descriptive des durées de réformes, à l'estimation économétrique de ce modèle et à l'interprétation des résultats obtenus.

I - Présentation des modèles de durée et analyse non paramétrique.

L'analyse économétrique des données de durée est une technique qui date des années trente. Elle a été appliquée à l'origine dans les analyses des sciences de la nature tels que la durée de vie des malades ayant subi une opération ou encore la durée des services des composantes électrotechniques. Durant les deux dernières décennies, les modèles de durée ont été progressivement introduit dans l'analyse des sciences économiques et largement appliqués dans la mobilité spatiale et professionnelle tels que la durée de l'emploi (Petersen, 1986a et 1986b), la durée du chômage (Joutard et Wequin, 1992 ; Terracol, 2001), le processus de recherche d'emploi (Monmarquette et al, 1996 ; Sabatier, 2000) et la migration (Courgeau, 1987 ; Courgeau et al, 1989 ; Zhu, 1991 et Zhu Nong, 2002).

On entend par durée, la période passé dans un état donnée. On pourrait traiter la durée comme n'importe quelle variable continue positive et effectuer les estimations simplement par la méthode des moindres carrés ordinaires. Mais dans ce cas, on doit supposer que toutes les durées observées sont finies ce qui n'est pas toujours le cas dans les modèles de durée. Dès lors, l'estimation de ces modèles en MCO pose plusieurs problèmes liés à la nature même de la variable à expliquer :

1 - La durée est toujours positive ou nulle. Or, les erreurs en MCO sont distribuées de moins l'infini à plus l'infini.

2 - Le problème majeur réside dans le fait qu'à la dernière période dite période d'observation, certains individus ne sont pas sortis de l'état dans lequel ils se trouvent. On ne dispose pas dès lors d'informations sur la durée mais seulement sur l'ancienneté de l'individu dans cet état.

On ne sait pas a priori combien de temps l'individu persistera encore dans l'état étudié. Dans ce cas, on parle d'une durée censurée à droite. L'ancienneté est toujours inférieure ou égale à la durée. L'utilisation des MCO en cas de censure n'est donc pas adéquate et l'estimation sera biaisée. Il est ainsi nécessaire d'avoir recours aux modèles de durée qui permettent de prendre en compte et d'estimer les variables associées aux individus dont la durée n'est pas achevée à la période d'observation.

Les données de notre étude présentent ces caractéristiques puisqu'en 1999, date de fin d'observation, plusieurs pays sont encore en phase de réformes et on ne sait pas avec certitude combien de temps encore les réformes vont -ils durer d'où la nécessité de recourir à une estimation par les modèles de durée.

1- Les fonctions de base : Deux fonctions caractérisent la loi d'une durée :

La fonction de survie : Elle désigne la probabilité que la durée soit supérieure à t , soit :

$$S(t) = \int_t^{\infty} f(u) du = 1 - F(t) \quad (1)$$

Où $f(t)$ est la durée de probabilité et $F(t)$ sa fonction de répartition.

La fonction de hazard : Elle désigne la probabilité que la durée soit comprise entre t et $t+dt$, sachant qu'elle est plus grande que t , soit :

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (2)$$

$h(t)$ représente le taux instantané de sortie de l'état dans lequel on se trouve. Dans notre cas, le taux instantané de sortie correspond à la probabilité conditionnelle de sortie de l'état des réformes, c'est à dire de retrouver une situation de marchés financiers relativement stables l'instant t sachant que ces pays ont survécu dans une situation de réformes jusqu'en t .

Les fonctions de survie et/ou les taux instantanés de sortie peuvent avoir des formes très différentes selon les cas étudiés. Cette différence résulte des caractéristiques particulières des individus observés. Les fonctions de hazard peuvent être estimées par des méthodes dites non paramétriques alors que la détermination de l'influence des variables exogènes sur ces fonctions ne peut se faire que par des modèles paramétriques ou semi-paramétriques.

Les modèles non paramétriques ne tiennent pas compte des variables exogènes. Dans ce cas la probabilité instantanée de sortir de l'état dans lequel on se trouve ne dépend que de la durée de séjour ou du temps passé dans cet état. Dans l'analyse semi-paramétrique, la fonction de hasard est divisée en deux parties : une partie dépend uniquement de la durée passée dans l'état étudiée et une autre partie ne dépend que de certaines variables indépendantes de cette dernière. La forme fonctionnelle de cette deuxième partie est une forme exponentielle alors que celle de la première n'est pas spécifiée. Dans l'analyse paramétrique, une formalisation précise de la fonction de hasard est spécifiée. Ces trois modèles seront présentés successivement ci-dessous.

2 - Les estimations non paramétriques.

Les modèles non paramétriques permettent d'estimer la probabilité de sortie de l'état à chaque période pour l'ensemble des individus étudiés. Ils calculent la probabilité de changement de situation pour les individus dont les données sont censurées à droite. L'avantage de ces modèles réside dans le fait qu'ils ne nécessitent pas de postuler une loi de probabilité spécifique pour les durées. La méthode d'estimation la plus connue est celle de Kaplan-Meier.

Soit d_j le nombre de périodes non censurées et m_j le nombre de périodes censurées. La fonction de hasard $h(t_j)$ est la probabilité de sortir de l'état à la durée t_j , étant donnée que l'individu a atteint l'année t_j . L'estimateur naturel de $h(t_j)$ est donnée par :

$$\hat{h}(t_j) = \frac{d_j}{n_j} \quad (3)$$

$$\text{avec } n_j = \sum (m_j + d_j)$$

La fonction de hasard est donc égale au rapport entre le nombre d'observation connaissant l'événement (dans notre cas la fin des réformes) à la durée t_j et le nombre d'observation à risque à la durée t_j . L'estimateur de la survie dans l'état, appelé estimateur Kaplan-Meier, est donc de la forme :

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j \frac{(n_i - g_i)}{n_i} = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{h}(t_i)) \quad (4)$$

Si certaines durées sont censurées à droite, il faut adapter la notion d'ensemble à risque. Celui-ci est défini comme le nombre r_j d'observations ni sorties, ni censurées avant t_j . Dans le cas où l'on peut observer un nombre d_j (supérieur à 1), de sorties à chaque date j , l'estimateur de Kaplan-Meier pour le hasard à la date j est d_j/r_j et celui de la survie est :

$$S(t_j) = \prod_{t_j < t} (1 - d_j/r_j) \quad (5)$$

la fonction de hasard cumulé peut être estimée par la formule suivante :

$$\hat{H}(t_j) = \sum_{i \leq j} \hat{h}(t_i) \quad (6)$$

Cette fonction est appelée estimateur de Nelson-Aalen. La présentation graphique des courbes $\hat{H}(t_j)$ permet de choisir la distribution paramétrique des processus étudiés et de tester la proportionnalité des effets des caractéristiques prises en compte. Seule leur pente indique l'intensité des événements, leur niveau n'a pas d'interprétation simple (Lelievre et Bringe, 1998).

3 - Les estimations semi-paramétriques : modèles à hasard proportionnel

Les modèles semi-paramétriques permettent de faire dépendre la fonction de hasard des caractéristiques individuelles sans imposer une formalisation de l'effet de durée. Autrement dit, ces modèles ne donnent pas une spécificité sur la structure du hasard mais juste une forme de l'aléa tout en introduisant des variables explicatives.

Ainsi, ces modèles se caractérisent par une probabilité de sortie de l'état influencée de la même manière par les variables explicatives et ce quelle que soit la durée considérée. Une variation de $x\%$ d'une variable induira un changement $y\%$ de la fonction de hasard quel que soit le point de temps. Pour chaque période on obtient :

$$h(t) = h_0(t) \varphi(X, \beta) \quad (7)$$

Où $h_0(t)$ est le hasard de base, c'est à dire celui qui correspond à une valeur nulle de toutes les variables explicatives. $\varphi(X, \beta)$ est une fonction positive des variables exogènes X et β et un vecteur de paramètres. On suppose généralement que $\varphi(X, \beta) = \exp(X, \beta)$.

Cette spécification suppose que l'effet des variables explicatives X sur la probabilité conditionnelle de sortie de l'état ne dépend pas du temps. Ceci veut dire que si on considère des valeurs de X différentes et qui correspondent à des individus distincts, le rapport des taux de hasard entre deux individus est constant dans le temps mais il dépend des caractéristiques de ceux-ci. Ces modèles à hasard proportionnel prennent la forme suivante :

$$-\alpha \log(t) = X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

On peut imposer une forme paramétrique à la fonction de hasard de base, mais on peut également ne pas le faire. Dans ce dernier cas, l'estimation des paramètres β est obtenue par la maximisation de la fonction de vraisemblance partielle et l'estimation est dite semi-paramétrique (Kalbfleish, Prentice, 1980). L'estimation semi-paramétrique donne l'influence des variables explicatives sur le taux de sortie de l'état, c'est à dire qu'un coefficient positif doit s'interpréter comme un effet positif sur la probabilité de sortie de l'état ou encore une influence négative sur la durée.

4 - Les estimations paramétriques : modèles à hasard accéléré.

Dans les modèles paramétriques, on impose une forme de distribution au hasard de base. Dans ce cas, on peut écrire la vraisemblance de l'échantillon observé et estimer ses paramètres (qui peuvent dépendre des variables exogènes) par maximisation. La loi de référence est la loi exponentielle. Elle est la seule à avoir un hasard constant dans le temps. Le hasard est indépendant de la durée, il est aussi le seul paramètre de la loi.

La loi weibull généralise la loi exponentielle. La durée Y de cette loi est supposée telle que Y^α suit une loi exponentielle de paramètre θ . On se retrouve donc avec une loi à deux paramètres α et θ . Le hasard de la loi weibull est monotone croissant avec le temps si $\alpha > 1$ et décroissant si $\alpha < 1$. la loi exponentielle est une forme particulière de la loi Weibull. Elle est obtenue lorsque $\alpha = 1$.

De ce fait, on peut dire que la loi Weibull est une fonction exponentielle à taux de hasard constant, mais à chaque période, le temps écoulé est supérieur ou inférieur au temps réel. De ce fait, on obtient une probabilité de sortie croissante ou décroissante avec la durée selon que le temps de la loi weibull passe plus ou moins rapidement (Ariane Tichit, 2000). D'une façon générale, les modèles paramétrique s'écrivent sous la forme suivante :

$$\log t = \alpha + X\beta^* + \sigma W \quad (9)$$

α est le paramètre de la fonction et W sa variable aléatoire dont la loi définit la loi suivie par $\log t$ selon X . Dans ces modèles, on spécifie au départ la forme du taux de hasard dont la fonction est choisie selon les familles de distribution ci-dessous.

Les principales distributions paramétriques de durée.

<i>Les lois de distribution</i>	<i>Fonctions de hasard</i>	<i>Fonctions de survie</i>
<i>Exponentielle</i>	$\theta(t) = \theta$	$S(t) = e^{-\theta t}$
<i>Weibull</i>	$\theta = \theta p (\theta t)^{(p-1)}$	$S(t) = e^{-(\theta t)^p}$
<i>Log logistique</i>	$\theta(t) = \frac{\theta p (\theta t)^{p-1}}{1 + (\theta t)^p}$	$S(t) = \frac{1}{1 + (\theta t)^p}$
<i>Log normal</i>	$f(t) = (P/t) \varphi [p \ln(\theta t)]$	$S(t) = \Phi [p \ln(\theta t)]$

La différence entre les modèles à hasard proportionnel et les modèles à hasard accéléré, réside dans l'impact que peuvent avoir les variables explicatives. Dans les modèles à hasard proportionnelle, elles ont un effet multiplicatif sur la fonction de hasard (le temps n'est donc pas réellement pris en compte), alors que dans les modèles à vie accélérée, elles ont un effet multiplicatif sur la durée (ou un effet additif sur le logarithme de la durée). Dans les modèles à vie accélérée, on tient compte de l'effet des différentes variables explicatives sur la durée. Un coefficient négatif doit s'interpréter comme un effet positif sur la probabilité de sortir de l'état ou encore comme une influence négative sur la durée.

Après ce bref rappel des hypothèses théoriques des estimations des modèles de durée, nous allons dans une première étape, analyser les durées des périodes de réformes par les techniques non paramétriques qui permettent de donner un premier aperçu de la forme de hasard et de tirer quelques conclusions d'ordre descriptif. La deuxième étape, sera consacrée aux estimations paramétriques qui nous aideront à percevoir l'impact des variables macroéconomiques sur les durées de réformes.

II - Analyse non paramétrique des durées des réformes.

L'analyse des modèles de durée se base sur un échantillon de 34 pays ayant tous suivis des réformes financières. Bien que le choix de l'échantillon ait été conditionné par la disponibilité des données, nous avons tenu compte du critère de continuité dans les réformes. C'est à dire que nous avons éliminé les pays qui ont abandonné les réformes et nous n'avons retenu que ceux dont les réformes continuent d'une façon plus ou moins lente. Notre souci est de savoir pourquoi ces réformes prennent plus de temps par rapport à ceux qui ont retrouvé une situation stable à la date d'observation. Nous n'avons pas tenu compte aussi, dans le choix de l'échantillon, de la méthode de réformes choisie par chaque pays (graduelle ou rapide) et ce afin de vérifier quelle méthode favorise un retour rapide à une situation financière stable.

1- Calcul de l'indice de libéralisation financière.

La première étape à prendre en considération dans notre analyse est de définir la date à partir de laquelle nous considérons que les réformes financières sont engagées. Etant donnée les débats relatifs à la définition de la libéralisation financière, nous choisissons comme référence la date de la libéralisation des taux d'intérêt bancaires. Ce choix vient de la définition de la libéralisation financière avancée par les adeptes de cette théorie et qui lie la libéralisation à celle des taux d'intérêt. Une fois cette référence choisie, la durée sera calculée pour chaque pays à partir de la date de la libéralisation des taux bancaires et jusqu'à l'année 1999.

La mesure de l'état de sortie de la situation des réformes considérée dans notre cas comme le retour à une relative stabilité financière, a été mesuré sur la base de calcul d'un indice que nous appellerons indice de développement financier. Cet indice a été obtenu à partir de cinq indicateurs bancaires qui sont : les crédits alloués au secteur privé en pourcentage du produit, la masse monétaire M2 en pourcentage du PIB, la quasi monnaie et la base monétaire en pourcentage du produit et enfin les dépôts à vue en pourcentage de la base monétaire. Le choix de ces indicateurs n'est pas arbitraire, il est lié en effet, aux mesures de l'approfondissement financier utilisées par les adeptes de la théorie de la libéralisation financière.

Le calcul de l'indice de développement financier a suivi les étapes suivantes : Pour chaque pays i , nous avons calculé cinq indicateurs normalisés X_j^{i*} à partir des X_j^i ($i= 1, \dots, 34$ et $J = 1, \dots, 5$) correspondant aux variables citées ci dessus tels que :

$$x_j^{i*} = \frac{x_j^i - \bar{x}_j}{\bar{x}_j}$$

Où \bar{x}_j est la moyenne de l'indicateur j sur les 34 pays.

Le numérateur qui représente l'écart entre le pays j et la moyenne des autres pays, peut être positif lorsque le pays possède un indicateur supérieur à la moyenne sur les 34 pays et négatif dans le cas inverse. Les résultats obtenus par cet indice permettent alors de connaître la situation de chaque pays. Une fois les indicateurs calculés, l'indice global de développement financier correspondra simplement à la moyenne arithmétique des cinq indicateurs.

$$y_i = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 x_j^{i*}$$

Afin d'avoir une vision globale du développement financier pour chaque pays, l'indice a été calculé sur trois périodes. La première période (1990-1994), la seconde période (1995-1999) et l'ensemble de la période (1990-1999). Seul ce dernier sera pris en considération dans la suite de notre analyse.

Tableau1 : indice de développement financier.

<i>Asie</i>	<i>1990-1999</i>	<i>rang</i>	<i>1990-1994</i>	<i>rang</i>	<i>1995-1999</i>	<i>rang</i>
Indonesie	-0,03	16	-0,086	18	0,024	13
Corée	0,08	13	0,032	13	0,127	9
Malaysia	1,16	2	0,838	2	1,488	2
Philippines	-0,03	15	-0,217	21	0,116	10
Sri Lanka	-0,28	24	-0,283	22	-0,253	22
Thailand	0,70	5	0,498	7	0,844	5
Turquie	-0,39	29	-0,452	32	-0,376	30
<i>Afrique noire</i>	<i>1990-1999</i>	<i>rang</i>	<i>1990-1994</i>	<i>rang</i>	<i>1995-1999</i>	<i>rang</i>
Bénin	-0,20	21	-0,069	17	-0,293	24
Burundi	-0,40	30	-0,446	31	-0,354	29
Cameron	-0,53	34	-0,464	33	-0,581	36
R. Centre Afrique	-0,48	33	-0,523	34	-0,396	31
TChad	-0,61	37	-0,623	36	-0,609	37
Cote d'Ivoire	-0,20	22	-0,176	20	-0,199	18
Gambie	-0,37	28	-0,419	29	-0,351	28
Ghana	-0,53	35	-0,558	35	-0,504	34
Kenya	0,00	14	-0,033	15	0,054	11
Madagascar	-0,35	27	-0,325	26	-0,333	26
Malawi	-0,48	32	-0,416	28	-0,472	32
Mali	-0,29	25	-0,299	24	-0,273	23
Nigeria	-0,47	31	-0,433	30	-0,511	35
Sénégal	-0,32	26	-0,307	25	-0,335	27
Togo	-0,16	17	-0,051	16	-0,244	20
Zimbabwe	-0,20	20	-0,336	27	-0,053	16
<i>Europe de l'Est</i>	<i>1990-1999</i>	<i>rang</i>	<i>1990-1994</i>	<i>rang</i>	<i>1995-1999</i>	<i>rang</i>
Bulgarie	0,27	9	0,584	5	0,002	14
Tchéquie	0,84	4	0,828	3	0,913	4
Hongrie	0,15	11	0,290	10	0,026	12
<i>Maghreb-Machrek</i>	<i>1990-1999</i>	<i>rang</i>	<i>1990-1994</i>	<i>rang</i>	<i>1995-1999</i>	<i>rang</i>
Algérie	-0,15	16	-0,279	22	-0,032	15
Egypte	0,58	6	0,581	6	0,585	6
Jordanie	1,60	1	1,765	1	1,503	1
Maroc	0,99	3	0,763	4	1,124	3
Tunisie	0,32	8	0,288	11	0,357	8
<i>A. Latine</i>	<i>1990-1999</i>	<i>rang</i>	<i>1990-1994</i>	<i>rang</i>	<i>1995-1999</i>	<i>rang</i>
Argentine	-0,56	36	-0,637	37	-0,501	33
Chili	0,41	7	0,330	9	0,453	7
Uruguay	-0,16	18	-0,150	19	-0,226	19

Ce tableau nous permet de classer les pays en trois catégories différentes :

Pays à développement financier relativement élevé, l'indice est supérieur à 0,10.

Pays à développement financier modéré, l'indice est compris entre [-0,1 et + 0,1].

Pays à développement financier faible, l'indice est inférieur à -0,10.

Tableau 2 : Catégories de développement financier.

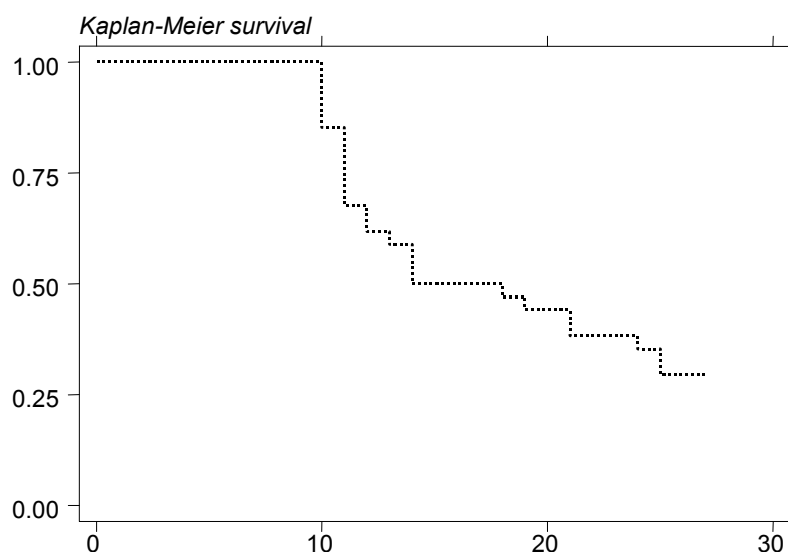
<i>Pays à développement financier relativement élevé</i>	<i>Pays à développement financier modéré</i>	<i>Pays à développement financier faible</i>
Jordanie, Malaisie, Maroc, Tchéquie, Thaïlande, Egypte, Chili, Tunisie, Bulgarie, Hongrie.	Corée, Kenya, Philippines, Indonésie, Algérie, Togo, Uruguay,	Zimbabwe, Bénin, Cote d'Ivoire, Sri Lanka, Mali, Sénégal, Madagascar, Gambie, Turquie, Burundi, Nigeria, Malawi, Centre Afrique, Cameroun, Ghana, Argentine, Tchad.

Il ressort des deux tableaux que seulement dix pays sur l'ensemble de l'échantillon étudié sont arrivés à réaliser une certaine stabilité financière. La décision de sortie sera donc exprimée par la construction d'une variable muette qui prendra la valeur 1 pour les pays ayant réalisé une stabilité financière à la date d'observation et la valeur 0 sinon.

2- Le modèle de Kaplan-Meier.

Le modèle de Kaplan-Meier est la méthode d'estimation non paramétrique la plus utilisée dans les modèles de durée. Il permet de visualiser la probabilité cumulée de persister dans la situation de réformes pour l'ensemble des pays en ne tenant compte que de la durée que chaque pays a passé dans cette situation. Son analyse ne se base que sur l'ancienneté de chaque pays dans cet état sans tenir compte de l'effet des variables exogènes (économiques, sociales ou politiques). Cette première estimation nous donne une idée de l'allure de la courbe de hasard ce qui peut nous aider par la suite dans le choix de la fonction de hasard lors de l'utilisation des modèles paramétriques. Le graphique suivant montre à chaque période la probabilité cumulée de persistance dans l'état de réformes.

Graphique 1 : Probabilité de persistance dans l'état des réformes.



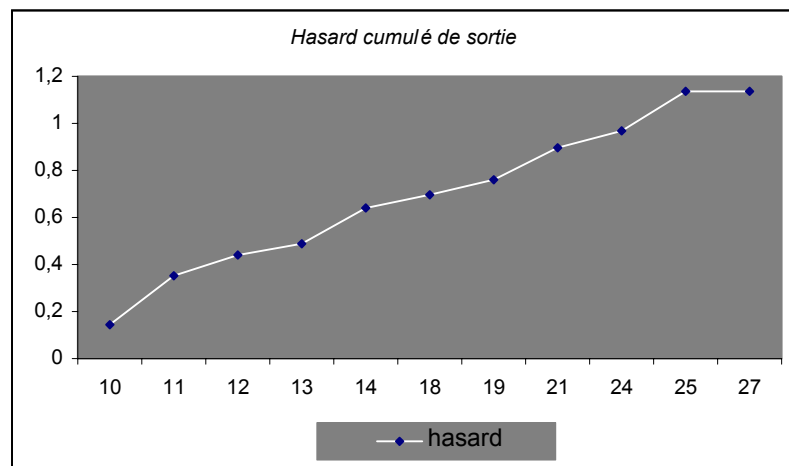
Ce graphique permet de constater que la probabilité cumulée de persistance dans l'état des réformes est décroissante dans le temps. Ceci revient à dire que les taux instantanés de sortie de l'état des réformes (système financier stable), sachant que le pays était en situation de réformes sont croissant dans le temps. On constate de ce graphique que l'ensemble des pays passent au moins dix années de réformes avant de retrouver un système financier stabilisé. Une fois cette durée passée, le taux instantané de sortie croit relativement vite. En effet, si un pays a passé 13 années de réformes, il a une probabilité cumulée de 50% de retrouver un système financier stabilisé durant la quatorzième année. La croissance du taux instantané de sortie devient plus lente à partir de la vingt et une nièmes année. Après 21 ans de réformes, les pays auront plus de difficultés à sortir de la situation de réformes. Leur probabilité de sortie est en effet de 65%. Au bout de 27 ans de réformes, dix pays restent encore dans cette situation et on n'a aucune information sur leur probabilité de sortie. Les chiffres qui correspondent au graphique sont représentés ci-dessous.

Tableau 1 : Résultat obtenu de l'analyse non paramétrique.

<i>Durée annuelle</i>	<i>Nombre d'observation en début de période</i>	<i>Nombre de pays ayant retrouvé un système financier stabilisé</i>	<i>Probabilité cumulée de persistance dans l'état des réformes</i>	<i>Taux instantané de sortie de l'état des réformes.</i>
10	34	5	0.8529	0.1471
11	29	6	0.6765	0.3235
12	23	2	0.6167	0.3833
13	21	1	0.5882	0.4118
14	20	3	0.5000	0.5000
18	17	1	0.4706	0.5294
19	16	1	0.4412	0.5588
21	15	2	0.3824	0.6176
24	13	1	0.3529	0.6471
25	12	2	0.2941	0.7059
27	10	0	0.2941	0.7059

Le modèle de Kaplan-Meier semble se rapprocher relativement de la réalité. On remarque en effet, que les pays qui n'ont pas retrouvé une situation financière stabilisée au bout de quelques années de réformes financières, continuent à rencontrer des déséquilibres financiers qui les obligent à introduire de nouvelles réformes. C'est le cas notamment des pays de l'Amérique latine et certains pays africain comme le montre le tableau 2.

On peut aussi représenter le taux instantané de sortie qui découle de l'analyse non paramétrique. Celui ci montre bien que une fonction croissante du temps ce qui laisse déjà penser que le hasard de l'analyse paramétrique sera une fonction Weibull.



Il faut remarquer, cependant, que l'estimation des durées par le modèle de Kaplan-Meier tient compte de l'échantillon dans son ensemble. Or les pays qui font partie de notre échantillon sont très différents les uns des autres (niveau de revenu, Population, situation économique avant les réformes etc.) ce qui laisse supposer de grandes disparités au sein de celui-ci. Il convient donc de scinder l'échantillon en deux parties grâce à une variable muette. Un test de rang permet de conclure quant à la possibilité de durées significativement différentes selon les groupes. Le principe du test est simple : en fonction des sous-échantillons, il prend en compte le nombre de sortie de l'état de réformes à chaque période et le nombre estimé par le modèle. L'hypothèse selon laquelle les deux groupes ont la même courbe de persistance dans l'état est alors testée par la statistique de χ^2 .

L'élément retenu pour scinder l'échantillon est le revenu par tête. L'objectif est de connaître la probabilité relative au nombre d'années passées sous réformes avant de retrouver un système financier stabilisé avant la période d'observation (c'est à dire l'année 1999) selon que le pays est à revenu intermédiaire ou faible. L'échantillon est ainsi scindé en trois par une variable ordonnée qui prend la valeur 0 pour les pays à revenu faible, 1 pour les pays à revenu intermédiaire tranche inférieure et 2 pour les pays à tranche supérieure. Cette répartition s'est basée sur celle de la Banque mondiale. Les résultats du test sont les suivants :

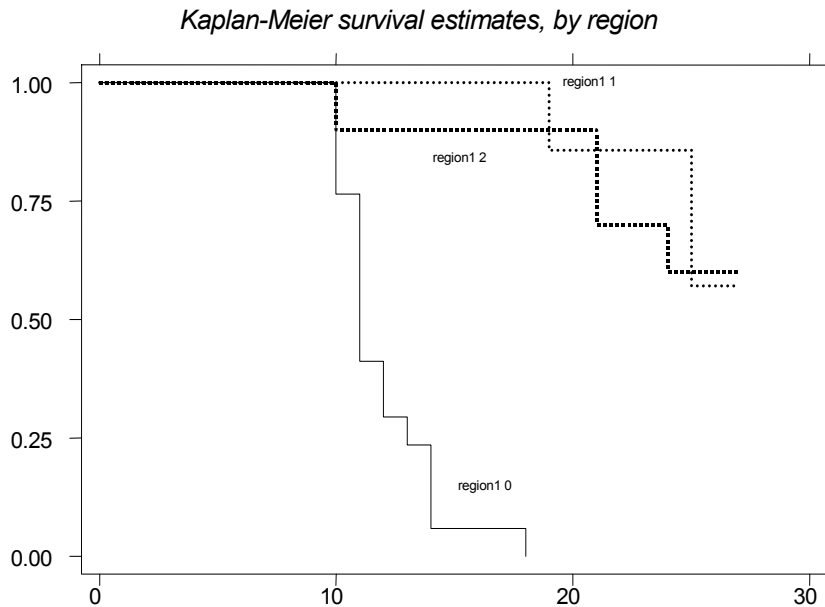
Groupe	Evénement	Prévision
Revenu faible (région=0)	17	6.70
Revenu intermédiaire tranche supérieure (région=1)	4	9.72
Revenu intermédiaire tranche inférieure (région=2)	3	7.58

$$\chi^2(1) = 31.35$$

$$\text{Pr} > \chi^2 = 0.000$$

A un risque d'erreur de 1%, on peut rejeter l'hypothèse que les 3 groupes d'observations ont des durées similaires. Il semble ainsi pertinent de procéder à l'estimation du modèle de Kaplan-Meier sur les trois groupes séparément. Le graphique ci-dessous présente les différences entre ces trois groupes.

Graphique 2 : Probabilité cumulée de persistance dans la situation de réformes par région.



Il ressort de ce graphique qu’aucun pays n’a eu une durée de réformes inférieure à neuf ans. Ils ont tous connus au moins 10 années de réformes. De plus la probabilité cumulée de sortis des réformes varie d’une région à une autre. Elle est plus importante pour les pays à revenu intermédiaire tranche inférieure. En effet, le taux instantané de sortie n’est que de 10% au cours de la 10^{ème} année de réformes. Mais la fréquence de sortie est plus faible pour ces pays, elle n’est que de 20% contre 35% pour les pays à revenu faible sur la même année. Les pays à tranche supérieure semblent passer plus de temps dans l’état de réformes et leur fréquence de sortie n’est que de 28% au bout de la 25^{ème} année de réformes.

III- Analyse paramétrique et semi-paramétrique de la durée des réformes.

Comme nous l’avons souligné dans la première partie de cet article, on se propose d’estimer les modèles qui se présentent sous les deux formes suivantes :

- $\alpha \log t = \beta X + \varepsilon$ si on spécifie une durée de vie proportionnelle

$\log t = \beta^* + \log t_0$ si on spécifie une durée de vie accélérée.

Les coefficients estimés sont β et β^* . Dans le cas du modèle à hasard proportionnel, estimé par la méthode Cox, la variable expliquée est $-\alpha \log t$. Une valeur positive de β induit

une probabilité de sortie de l'état plus grande et la durée est donc plus faible. En revanche, dans le modèle à vie accélérée, une valeur positive du paramètre implique une durée plus longue. L'estimation est opérée par la méthode du maximum de vraisemblance en spécifiant une loi de probabilité pour la durée tels que la loi Weibull, log normal et log logistique.

On ne peut émettre aucune hypothèse quant aux signes des coefficients estimés. Seul le résultat final nous donnera une idée de l'effet de chaque variable sur la durée. Ainsi, le choix de modèles à hasard accéléré auquel nous avons opté nous indiquera qu'un coefficient négatif implique un effet positif sur la durée (durée plus courte) et inversement.

Une fois les modèles spécifiés, nous nous trouvons confrontés à une complication spécifique aux modèles de durée relative aux facteurs dont les variables se modifient sur la période d'estimation. Dans ce cas, la seule façon de les prendre en compte est de conditionner le modèle selon la fréquence de variation de variables sur la période considérée. Dans le cas de notre estimation presque toutes les variables explicatives se modifient chaque année.

Dès lors, selon Kiefer (1988), la méthode pose un problème pour les estimations car la fréquence de variation est la même pour tous les pays et l'ampleur des fluctuations temporelles, est élevée. Afin de contourner ce problème, nous choisissons de prendre la valeur moyenne de chaque variable sur la période. Les coefficients estimés devront donc être interprétés comme des proxy de ces variables. Nous disposons ainsi pour chaque pays, de plusieurs observations (toute la durée des réformes pour chaque pays) et notre variable expliquée dépend de ces différentes observations. Ces dernières sont indépendantes les unes des autres.

A - Les variables exogènes introduites.

Les facteurs introduits pour expliquer la durée des réformes sont ceux qui ont été visés par les objectifs des réformes financières à savoir l'inflation, le produit intérieur et autres. Toutes les données sont extraites des statistiques du fonds monétaire international et de la Banque mondiale de l'année 2002. Les données sont exprimées en pourcentage du produit. Les variables explicatives introduites sont classées en deux grandes catégories : Les éléments de politique économique et les variables conjoncturelles.

1 – Les éléments de politique économique.

Pour les variables de politique économique, nous avons tenu compte de quatre observations. Les politiques de réformes de change adoptées notamment le taux de dévaluation, la politique fiscale mesurée par le niveau des recettes budgétaires en pourcentage du produit, le taux d'inflation et le type de libéralisation. Cette variable est une variable muette qui prend la valeur 1 lorsque la libéralisation est graduelle et 0 lorsqu'elle est rapide. Nous avons aussi tenu compte de la politique de commerce extérieur mesurée par le niveau des exportations en pourcentage du produit mais cette variable s'est avérée non significative.

2 - les variables conjoncturelles.

Nous avons distingué plusieurs variables reflétant la situation conjoncturelle des pays estimés.

1- Le taux de croissance du produit intérieur brut afin de mesurer le niveau de la situation économique globale (variable non significative).

2- La situation économique globale au début des réformes : Variable muette prenant la valeur 0 lorsque le pays se trouvait dans une situation d'instabilité financière et 1 si la situation était relativement stable.

3- Le niveau des aides extérieurs en pourcentage de l'investissement brut afin de capter l'effet de l'assistance étrangère sur les réformes² (variable non significative).

4- Le taux de scolarisation secondaire afin de mesurer la vitesse d'adaptation du public aux changements économiques et financiers.

5- L'effet du changement de la conjoncture internationale sur la bonne marche des réformes. Pour cela, nous avons pensé distinguer entre les pays exportateurs de pétrole et les autres en tenant compte d'une variable muette qui prend la valeur 1 lorsque le pays est exportateur de pétrole et 0 sinon.

3- Les autres variables.

D'autres mesures nous ont semblées intéressantes afin de capter la différence entre les pays. La première variable reflète le niveau de développement, variable ordonnée prenant la valeur 0 si le pays est à revenu faible, 1 si le pays est à revenu intermédiaire

² Cette variable a été calculée en pourcentage de l'investissement brut car les données en pourcentage du PIB n'étaient pas disponibles pour tous les pays.

inférieure et 2 si le pays est à revenu intermédiaire tranche supérieure. Cette variable a été construite sur la base des données de la banque mondiale. Nous avons aussi construit deux variables muettes qui distinguent entre les périodes des réformes étant donnée que les pays estimés ont commencé leurs réformes sur des périodes différentes. La première variable muette prend la valeur 1 lorsque les réformes ont été entamées durant les années 80 et 0 sinon. La deuxième variable muette prend la valeur 1 lorsque les réformes ont été entamées durant les années 70 et 0 sinon.

B- Problèmes de choix de modèles à retenir.

Toutes les formes de distributions présentées dans le tableau 1 ont été prises en compte dans l'estimation de la durée des réformes. Les résultats de chaque distribution sont représentés dans le tableau 4 ci-dessous. Bien qu'ils indiquent des coefficients similaires, des différences apparaissent pour certaines variables. Afin d'orienter notre choix sur la distribution la plus pertinente à retenir, nous devons tenir compte de deux critères de sélection.

1 - Le critère d'Akaike.

Le critère d'Akaike (1974) a été introduit lorsque la comparaison entre les modèles de durée n'est pas possible par simple comparaison entre les valeurs du maximum de vraisemblance. Le principe de ce critère est simple. Tout en tenant compte de la valeur du maximum de vraisemblance, il introduit les paramètres auxiliaires de chaque modèle et ce par la formule suivante :

$$AIC = -2 (\log\text{-vraisemblance}) + 2(c+p+1)$$

Où c est le nombre de variables explicatives et p , le nombre de paramètres auxiliaires. Le modèle retenu sera le modèle dont l' AIC est le plus faible.

2 - La distribution des résidus.

Le deuxième critère de choix est celui de la distribution des résidus par rapport à la première bissectrice. Le modèle retenu sera celui dont la distribution des résidus est la plus proche de la première bissectrice. D'après les résultats consignés par ces deux critères, le modèle qui sera retenu est le modèle Weibull. On conclut ainsi que la probabilité de sortie de l'état de réformes est monotone. (Voir annexe)

IV - Le résultat des estimations.

Le tableau ci-dessus retrace les différentes estimations du modèle de durée avec les variables retenus en tenant compte de toutes les distributions de hasard possible. Nous avons choisi un échantillon de 50 pays mais les contraintes de données ont réduit nos observations à 34 pays seulement. Les résultats des régressions montrent que les variables retenues s'avèrent tantôt significatives et tantôt non significatives en fonction du type de loi retenue. Il s'agit de la situation économique en début des réformes, de la variable pétrole et de la variable muette qui captent les pays dont les réformes ont été entamées durant les années soixante dix.

Comme les critères de choix de la distribution à retenir cités ci-dessus, nous ont conduit à retenir la régression Weibull, l'interprétation des résultats concernera uniquement ce modèle. Le test de Ramsey-Reset appliqué au modèle Weibull a permis de rejeter l'hypothèse d'existence de variables omises. Le problème de l'hétérogénéité inobservable, a été vérifié par le recours à la loi Gamma. Les résultats du test ont rejeté l'hypothèse d'existence d'une hétérogénéité inobservable d'où l'inutilité d'une correction. (voir annexe).

A – Interprétation des résultats.

De prime à bord, Le paramètre p de la fonction Weibull qu'on a retenue est positif et largement supérieur à un. Ce qui suppose que la probabilité de sortie de l'état de réformes est croissante dans le temps. Cependant, si toutes chose égale par ailleurs, la probabilité est croissante dans le temps, elle dépend néanmoins de certains facteurs relevant aussi bien de la politique économique suivie que du contexte économique global. Il faut rappeler que l'interprétation des résultats doit tenir compte de la forme du hasard retenu. Dans la régression Weibull, nous avons choisi de retenir une forme de hasard accéléré ce qui implique qu'un coefficient positif s'interprète comme un effet négatif sur la probabilité de sorti de l'état ou un effet positif sur la durée (durée plus longue).

1 – Impact de la politique économique.

Le coefficient de la variable politique fiscale est positif. Ceci suppose que la politique fiscale suivie par les pays étudiés est inadéquate et risque de faire durer les réformes. C'est pourquoi, des mesures de stabilisation plus rigoureuses doivent, à notre sens, être prise en compte afin de favoriser la probabilité de sorti des réformes. Ce résultat vient ainsi confirmer les propositions des courants néo-libéraux qui encouragent certaines mesures de stabilisation

au début des réformes financières tels que la baisse et/ou de stabilisation du taux d'inflation et la réduction du déficit budgétaire. Les politiques de change adoptée par les mesures de dévaluation semblent encore insuffisantes et ont un impact négatif sur la durée.

Le choix du type de réformes à adopter durant le processus de libéralisation doit tenir compte d'un certain nombre de variables relatives à la conjoncture économique. Il n'existe pas de critères spécifiques qui soutiennent ce choix. Ce dernier est le résultat d'une décision discrétionnaire des autorités de réformes. Cependant, la variable muette qu'on a construit et qui distingue entre les réformes rapides et graduelles laisse voir que les pays qui ont choisi d'adopter des réformes graduelles arrivent plus vite à retrouver une situation financière stable.

2 – les Variables conjoncturelles.

Les conditions économiques initiales ont un effet non négligeable sur la durée des réformes. Le coefficient de cette variable est positif ce qui laisse supposer que les pays qui souffraient d'instabilité économique au début des réformes, ont une durée de réformes plus longue. Ce même constat peut se faire pour la variable situation politique. L'objectif de la construction de cette variable était de mesurer l'impact des variables sociales sur le processus des réformes. On suppose en effet, que l'instabilité sociale exprimée par les changements des mouvements politiques et sociaux peut affecter profondément le bon déroulement des réformes. Or, plusieurs pays de l'échantillon choisi sont passés par des périodes d'instabilité politiques tels que les guerres civiles ou les coups d'Etat c'est pourquoi l'introduction de cette variable nous a semblé pertinente pour l'explication de la durée des réformes et le résultat obtenu nous montre bien l'impact négatif de cette variable sur la probabilité de sorti des réformes.

Les revenus extérieurs semblent être très favorables à la probabilité de sortie de la situation des réformes. En effet, le coefficient des revenus pétroliers est très significatif. Cette variable laisse cependant supposer la vulnérabilité de ces pays à la conjoncture internationale. Une simple perturbation des marchés internationaux peut accélérer ou retarder la durée des réformes.

3 – Les autres variables.

Le niveau de richesse est aussi un bon indicateur de la durée. La richesse a été mesurée par le niveau de revenu par tête. Une variable ordonnée a été introduite pour distinguer entre les niveaux de revenus par pays.

Le coefficient de cette variable est positif ce qui explique une durée de réformes plus longue pour les pays à revenu intermédiaire et par conséquent une probabilité de sortie faible. Cette même remarque peut être faite aux pays qui ont entamé leurs réformes durant les années soixante dix. Ces pays ont passé plus de temps en réformes et leur probabilité de sortie est plus faible que celle des autres pays. Ce résultat laisse penser que le phénomène d'apprentissage est important pour la durée dans la mesure où on suppose que les pays dont les réformes étaient plus récentes ont pu bénéficier de l'expérience de ceux dont les réformes étaient antérieures et éviter par conséquent quelques erreurs. La dernière variable qui distingue les pays du MMA du reste de l'échantillon, montre que ces derniers présentent une probabilité de sortie plus importante et leur durée de réformes est plus courte. Ce résultat est bien apparent dans le tableau 2 dans lequel on remarque que la plupart des pays du MMA ont pu retrouver une situation financière relativement stable au bout de dix années de réformes.

D'autres variables ont été introduites pour l'estimation de la durée mais elles ne se sont pas avérées significatives. Il s'agit du taux de croissance du produit, du volume d'exportations en pourcentage du produit, du taux d'intérêt sur les dépôts, de l'épargne financière en pourcentage du produit, le volume d'investissement en pourcentage du produit et la variation du taux de change nominal sur la période qui a été introduite afin de mesurer l'effet de la politique de change sur la durée.

Résultats des estimations des durées de réformes.

<i>Variables indépendantes</i>	<i>Types de distributions économétriques</i>			
	<i>1 Cox</i>	<i>2 Weibull</i>	<i>3 Log normal</i>	<i>4 Log Logistic</i>
<i>1 - Les variables de politique économique.</i>				
<i>Politique fiscale</i>	0.922** (-1.93)	0.019** (2.49)	0.017* (2.62)	0.013* (2.21)
<i>Type de libéralisation</i>	7.925* (2.07)	-0.044* (-3.61)	-0.511* (-2.99)	-0.418* (-2.87)
<i>Taux de dévaluation</i>	0.9562** (-1.85)	0.14* (3.55)	0.011** (2.30)	0.008* (2.28)
<i>2 - Les variables conjoncturelles.</i>				

<i>Situation économique au début des réformes</i>	0.528 ^{NS} (-0.91)	0.145** (1.66)	0.131 ^{NS} (1.15)	0.103 ^{NS} (0.97)
<i>Pays exportateurs de pétrole</i>	2.792 ^{NS} (1.16)	-0.246** (-2.05)	-0.255** (-1.73)	-0.187 ^{NS} (-1.39)
<i>Situation politique.</i>	0.438*** (-1.62)	0.143** (2.20)	0.157** (1.86)	0.132** (1.77)
<i>3 - Les autres variables</i>				
<i>Libéralisation aux années 70</i>	0.153 ^{NS} (-1.54)	0.351* (2.67)	0.506* (2.59)	0.357** (1.92)
<i>Libéralisation aux années 80</i>	0.234** (-2.02)	0.223* (3.30)	0.228* (2.45)	0.213* (2.63)
<i>Catégorie de revenus</i>	0.227** (-1.98)	0.322* (4.04)	0.225* (2.52)	0.302* (3.20)
<i>Pays Maghreb-Machrek.</i>	0.043** (-1.83)	0.688* (3.03)	0.432** (2.00)	0.474** (1.90)
<i>Constante</i>		2.675* (14.97)	2.605* (9.92)	2.599* (12.01)
<i>Nombre d'observation</i>	34	34	34	34
<i>Log de vraisemblance</i>	-53.344849	5.031	-0.047	1.391
<i>P ou Gamma</i>		8.11	0.211	0.103
<i>AIC</i>	178.68	-61.93	72.09	-69.21

* significatif à 1% ** Significatif à 5% *** Significatif à 10%; NS non significatif
T de Student entre parenthèse après correction de white.

B- Conclusion.

Les analyses paramétriques et non paramétriques de durée des réformes dans les pays en développement permettent de tirer quelques enseignements sur le choix de politiques de réformes à adopter. Certaines caractéristiques économiques sont aussi décisives quant au bon déroulement du processus des réformes.

Ainsi la prise en compte des mesures de stabilisation économiques tels que la réduction du déficit budgétaire, s'avèrent des choix politiques indispensables au bon déroulement des réformes. Aussi, assurer une situation économique relativement stable avant de procéder aux réformes financières s'avère important. La variable condition initiale a en effet, montré que les pays qui présentent une situation instable au début des réformes ont une probabilité de sortie plutôt faible. Le choix du type de réformes à adopter joue aussi un rôle non négligeable. Les pays qui ont choisit des réformes progressives arrivent à stabiliser leur économie dans des délais relativement court.

L'ouverture du pays vers l'extérieur est un facteur qui ne manque pas d'importance. En effet, la politique de taux de change et les revenus reçus de l'étranger tels que les revenus pétroliers ont tendance à renforcer le processus de réformes. Cependant, la présence de certains facteurs conjoncturels et structurels peut neutraliser l'effet positif de certaines réformes. On entend par-là, notamment, l'instabilité politique qui est souvent un des facteurs les plus important dans la lenteur et même l'annulation des réformes. Le niveau de revenu des

pays est aussi une variable structurelle qui peut freiner la réalisation des réformes. Les pays à revenu faible, ont en effet, plus de mal à mettre en place le processus de réformes. De plus, la prise en compte des expériences passées des pays voisins, joue aussi un rôle important. Les pays qui ont entamé leurs réformes après les années quatre vingt tels que les pays asiatiques et les pays arabes, ont pu éviter, en effet, certaines erreurs des pays de l'Amérique latine dans la mesure où ces pays ont opté pour des réformes graduelles visant en premier lieu des objectifs de stabilisation de court terme et une libéralisation progressive des taux..

Il ressort ainsi que la réussite du processus de réformes dépend à la fois de la politique de réformes adoptée, des variables conjoncturelles mais surtout de sa durée. Il serait ainsi préférable que les autorités visent des objectifs de réformes précis et de court terme tout en procédant par périodes voir par sous-périodes afin d'éviter de rentrer dans ce que nous appellerons une situation d'éternelles réformes.

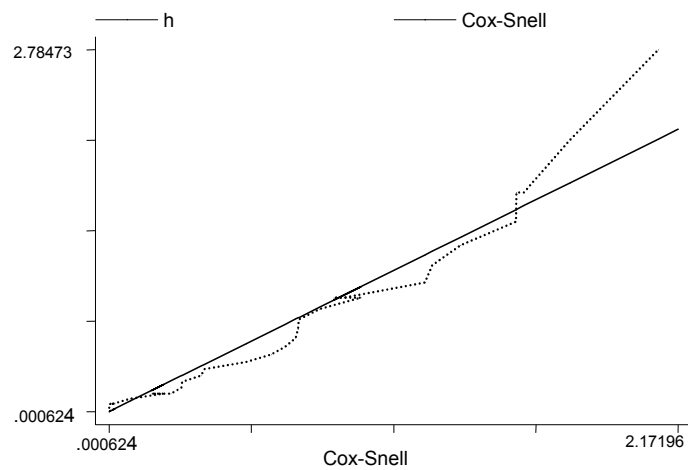
Annexe 1 : Principales données sur les durées par pays.

Asie	début des réformes	durée des réformes jusqu'à 1999	Indice de réformes financières.	état de sortie
Indonésie	1983	17	-0,03	non
Corée	1982	18	0,08	non
Malaysia	1978	22	1,16	oui
Philippines	1980	20	-0,03	non
Sri Lanka	1977	23	-0,28	non
Thaïlande	1986	14	0,70	oui
Turquie	1980	20	-0,39	non
Afrique noire				
Bénin	1990	10	-0,20	non
Burundi	1991	11	-0,40	non
Cameron	1990	10	-0,53	non
R. Centre Afrique	1990	10	-0,48	non
Tchad	1989	11	-0,61	non
Cote d'Ivoire	1990	10	-0,20	non
Gambie	1987	13	-0,37	non
Ghana	1987	13	-0,53	non
Kenya	1991	9	0,00	non
Madagascar	1991	9	-0,35	non
Malawi	1988	12	-0,48	non
Mali	1991	9	-0,29	non
Nigeria	1987	13	-0,47	non
Senegal	1989	11	-0,32	non
Togo	1990	10	-0,16	non
Zimbabwe	1990	10	-0,20	non
Europe de l'Est				
Bulgarie	1991	9	0,27	oui

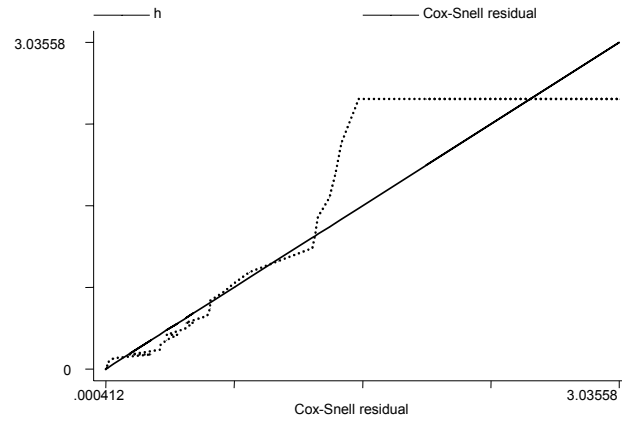
Tchéquie	1991	9	0,84	oui
Hongrie	1991	9	0,15	oui
Maghreb-Machrek				
Algérie	1991	9	-0,15	non
Egypte	1991	9	0,58	oui
Jordanie	1990	10	1,60	oui
Maroc	1989	11	0,99	oui
Tunisie	1989	11	0,32	oui
A. Latine				
Argentine	1976	24	-0,56	non
Chili	1974	26	0,41	oui
Uruguay	1976	24	-0,16	non

Annexes 2 : distribution des résidus par rapport à la première bissectrice.

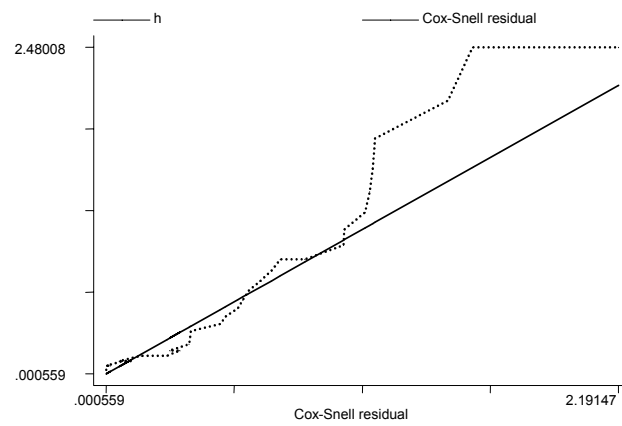
Weibull



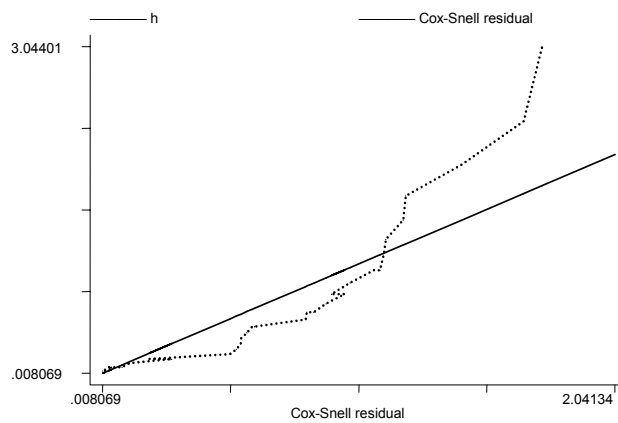
log normal



log-logistique.



semi-paramétrique : cox



Annexe 3 : Test de l'hétérogénéité non observable pour l'estimation Weibull.

```
Weibull regression -- accelerated failure-time form  
Gamma frailty
```


Blejer Mario I., Guillermo A. Calvo, Fabrizio Coricelli and Alan H. Gelb, 1993: “Eastern Europe in Transition: From Recession to Growth”, *World Bank Discussion Papers*, n° 196.

Burki Shahid Javed, Edwards S. and Aiyer Sri-Ram, 1995, “Annual World Bank Conference on Development in Latin America and The Caribbean: The Challenges of reform”. World bank Latin America.

Cho Yoon-Je and Khatkhate Deena, 1989: “ Lesson of Financial Liberalization in Asia: A comparative Study” *World Bank Discussion Papers*, n° 50.

Collier P and Gunning J.W, 1991: “Money Creation and Financial Liberalization in a Socialist Banking System: Tanzania 1983-1988”. *World Development*, volume 19, n° 5.

Courgeau D, 1987 : « Les migrations internes et leurs rapports avec la distribution spatiale de la Population », *Congrès sur la Population, II Congrès Mondial Basque*, Vitoria-Gasteiz, pp. 165-193.

Courgeau D, 1987 : « Constitution de la famille et urbanisation », *Population* (1987-1) : pp. 57-82.

Courgeau D, Lelièvre E, 1986 : « Nuptialité et agriculture », *Population* (1986-2) : pp. 303-326.

Courgeau D, Lelièvre E, 1989 : *Analyse démographique des biographies*, Paris : Editions de l’Institut National d’Etudes Démographiques, 268 p.

Courgeau D, Lelièvre E et Boguszak M, 1989 : « Constitution de la famille et urbanisation en Tchécoslovaque : comparaison avec la France », *Population* (1989-2) : pp. 311-333.

Cox D.R, 1972: « Regression Models and Life Tables (with discussion) », *Journal of Royal Statistical Society B34* : pp. 187-220.

Desmond McCarthy F, 1990, “Problems of Developing Countries in the 1990s”. *World Bank Discussion Papers*, n° 98.

Economic Commission for Africa, 1994-1995: *Economic and Social Survey of Africa*: United Nations:

Hadjimichael Michael T., Nowak Michael, Sharer Robert and Tahari Amor, 1996: “ Adjustment for Growth: The Africa Experience”, *IMF Occasional Paper*, n° 143.

Jeffray D. and all, 2000: “Fiscal and Macroeconomic Impact of Privatisation”, *IMF Occasional paper*, n° 194.

Joutard X., Werquin P, 1992 : « Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l’intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires », *Economie et Prévision* (1992-1/2) : pp. 57-82.

Kiefer N.M, 1988: « Economic Duration Data and Hazard Functions », *Journal of Economic Literature XXVI* (June) : pp. 646-679.

Lelievre E. et Bringe A, 1998 : « Manuel pratique pour l’analyse statistique des biographies, présentation des modèles de durée et utilisation des logiciels SAS, TDA et Stata ».

Liam Ebril, Stotsky Janet and Gropp Reint, 1999: “Revenue Implications of Trade Liberalization” *IMF Occasional Paper*, n° 180.

Lindgren Carl-John and all, 1999: “Financial Sector Crisis and Restructuring: Lesson from Asia”, *IMF Occasional Paper*, n° 188.

Montmarquette C., Mourji F., Garni A, 1996 : « L’insertion des diplômés de la formation professionnelle dans le marché du travail marocain : une application des modèles de durée », *Revue Région et Développement* (1996-3) : pp. 37-57.

Montiel Peter J, 1996 : «Financial Policies and Economic Growth : Theory, Evidence and Country-specific Experience from Sub Saharan Africa», *Journal of African Economies*, Supplement to volume 5, n° 3.

Nations Unies 1993: Commission Economique pour l’Afrique : *Rapport Economique sur l’Afrique*, 1993.

Nafzige Wayne E, 1990: “*The Economics of Developing Countries*”. Prentice-Hall International Editions, Second Edition.

Nong Zhy, 2002: “*Analyse des migrations en Chine: Mobilité spatiale et mobilité professionnelle*”, Thèse de doctorat, CERDI, Faculté De Sciences économiques, Université d’Auvergne.

Peterson T, 1986a: « Estimating Fully Parametric Hazard Rate Models with Time-Dependent Covarites : use of Maximum Likelihood », *Sociological Methods and Reseaece* 14 (3) : pp. 219-246.

Peterson T, 1986b: « Fitting Parametric survival Models with Time-Dependent Covarites », *Applied Statistics* 35(3) : pp. 281-288.

Sabatier M., 2000: « *Modes de Recherches d’emploi et transitions individuelles sur le marché du travail: application micro-économétrique au panel téléphonique de CEDEQ (1989-1993)* », Thèse de doctorat, CERDI, Faculté De Sciences économiques, Université d’Auvergne.

Subramanian Arvind and al, 2000: “Trade and Trade Policies in Eastern and Southern Africa”. *IMF Occasional Paper*, n° 196.

Transition report 2000: « *Employment, Skills and Transition*», European Bank for Reconstruction and Development”.

Terracol A, 2001 : « Revenu minimum d’insertion et sortie du chômage », Communication du colloque « 18^{èmes} Journées de Micro-économie Appliquée », Nancy, juin 2001.

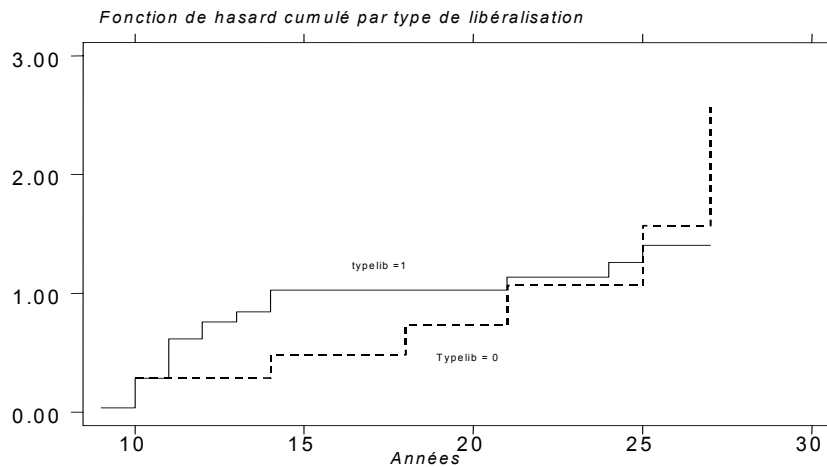
Tichit A, 1998 : « Reprise économique dans les pays post-communistes : application d’un modèle de durée », *Economie et prévision*, n° 136, pp73-92.

Tichit A, 2000 : « *Croissance et Chômage dans les pays en transition post-communistes* » Thèse de doctorat, CERDI, Faculté De Sciences économiques, Université d’Auvergne.

Walid Gerard, 2001: "Economie de la transition: Le dossier", Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII), Document de travail n°8.

Le deuxième élément pris en considération pour scinder l'échantillon en deux est relatif à la méthode des réformes. En effet, les débats économiques ces dernières années ont versé beaucoup d'ancre sur le choix de la méthode de libéralisation à suivre et son impact sur les réformes financières. Les résultats peuvent être différents selon qu'on choisit une méthode graduelle ou rapide. Afin de tenir compte de cet élément, on construit une variable muette qui prend la valeur 1 si les réformes sont graduelles et 0 si elles sont rapides. On construit ainsi une courbe de hasard qui permet de noter les remarques suivantes.

Graphique 3 : taux instantané de sortie par type de libéralisation.



IL ressort de ce graphique que les réformes graduelles sont plus favorables à la durée. En effet, la probabilité cumulée de sortie pour les pays qui ont choisis des réformes graduelles est plus faible que celles des autres pays notamment durant les quatorze premières années ou près de 70% arrivent à retrouver un système financier relativement libéralisé contre 48% pour les pays à réformes rapides. Ce résultat vient soutenir les débats économiques en faveur des réformes graduelles qui avancent l'idée selon laquelle une avancée progressive des réformes permet une bonne implantation et une meilleure adaptation des agents et des institutions.

Ces résultats donnent une première idée de l'impact de certaines variables sur la durée des réformes. Ces résultats doivent cependant être interprétés avec prudence car l'analyse non-paramétrique est une analyse descriptive qui ne tient pas compte de l'interdépendance des différentes variables et leurs effets sur la durée. Cette première étape d'analyse reste, cependant, indispensable car elle permet de valider les analyses paramétriques mises en œuvre afin de mesurer l'effet des variables explicatives sur la durée.