

I Introduction

Depuis 1989 et la « chute du mur », toute une partie du monde a été bouleversée et l'intégration dans l'économie mondiale des ces « nouveaux » pays représente un enjeu considérable, susceptible de modifier durablement le paysage économique global. Dans les économies post-socialistes européennes, contrairement aux économies socialistes asiatiques, la chute de l'idéologie communiste a précédé le processus de transformation économique. Selon de nombreux auteurs (Sachs, Qian et Xu 1993), une réforme graduelle n'a pas été possible dans ces pays, du fait de leur structure initiale trop centralisée et de leur fort degré d'industrialisation, précipitant l'effondrement du système. Ces économies souffraient déjà de crises trop sévères pour que des réformes graduelles soient soutenables. A ces facteurs économiques se sont également ajoutées l'évolution des mentalités et la volonté d'une intégration dans le monde occidental si proche.

L'effondrement du régime communiste à l'Est a eu lieu en deux grandes étapes: une première vague en 1989 avec les pays de l'Est et une seconde en 1991 avec l'Albanie, la Yougoslavie et l'URSS. Généralement, les coups d'état visant à la mise en place d'un régime démocratique ont engendré des troubles sociaux relativement vite contenus (mis à part en Albanie). Par contre, les démantèlements de pays, donnant lieu à l'émergence de nouvelles nations, se sont souvent accompagnés de conflits. L'exception est la Tchécoslovaquie qui a été dans les premiers pays à se couper du régime communiste (en 1989) mais n'a péré sa partition qu'en 1993. Celle-ci a été réalisée « a l'amiable » à la suite d'élections en juin 92. La République Tchèque et la Slovaquie ont ainsi été créées le premier Janvier 1993.

Suite à l'effondrement de l'ancien système, tous les pays ont connu une chute importante de leur produit intérieur brut, ainsi qu'une forte inflation. Actuellement de fortes divergences se font sentir au sein de ces économies. En 1995, la majorité des anciennes républiques d'URSS est encore dans une période de récession, alors que les Pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO) ainsi que les pays Baltes semblent avoir retrouvé le chemin de la croissance. Pour tenter de comprendre les raisons sous-jacentes à ces divergences, les récentes études économétriques menées sur le sujet prennent toutes comme variable expliquée le taux de croissance du produit. Dans ces différents travaux, la croissance est vue comme un processus continu, et abordée de la même manière, qu'elle soit positive ou négative. Ceux-ci mélangent donc des pays encore en récession et d'autres déjà en croissance. De plus, les taux

de croissance sont pris en compte pour la même année, or, comme celà a déjà été souligné, les pays n'ont pas amorcé leur processus de transition à la même période. Ainsi, selon les pays, les années du calendrier ne reflètent pas le même temps passé en transition. D'autre part, le changement de comptabilité nationale et de système de prix dans ces pays rend difficile toute évaluation quantitative précise du taux de croissance. Il semble que les chiffres disponibles donnent plus une indication sur la situation globale des pays, c'est-à-dire s'ils semblent avoir retrouvé une croissance ou non. Le chiffre lui-même est largement dépendant de la manière dont le produit est comptabilisé.

Pour toutes ces raisons, nous choisissons ici une optique de travail différente où la croissance est opposée à la récession. Ceci revient à prendre comme variable expliquée la durée de persistance dans un état de croissance négative. L'avantage de cette méthode est que l'on raisonne en terme de transition dans l'absolu, l'analyse débutant, pour chaque pays, à partir du moment où il a amorcé son processus de transition. De plus, la valeur même du taux de croissance n'a pas d'importance. Cependant, le fait que certains pays, en 1995, n'aient pas encore retrouvé la croissance, nécessite d'estimer leur durée probable de persistance dans la crise par des modèles de durée. Dans ces modèles, à chaque période, chaque pays a une certaine probabilité de passer d'un état à un autre. La croissance est donc appréhendée comme un processus stochastique. Ainsi, l'intérêt de l'étude est de déceler les principaux facteurs ayant influencé la probabilité de sortir d'un état de récession.

L'échantillon étudié se limite aux vingt-six économies d'Europe Centrale et Orientale et d'ex-URSS actuellement analysables à savoir l'Albanie, la Bulgarie, la Croatie, la Hongrie, la Macédoine, la Pologne, la Roumanie, la République Tchèque, la Slovaquie et la Slovénie pour les PECO (la Bosnie Herzégovine, la Serbie et le Monténégro n'étant sortis de la guerre que très récemment), les quinze pays issus des ex-républiques d'URSS (Arménie, Azerbaïdjan, Biélorussie, Géorgie, Kazakhstan, Kirghizistan, Moldavie, Ouzbékistan, Russie, Tadjikistan, Turkménistan et Ukraine ainsi que les trois pays baltes (Estonie, Lettonie et Lituanie)), plus la Mongolie, souvent considérée comme la « seizième République ».

L'article s'articulera autour de deux axes principaux. La première partie sera consacrée à une analyse descriptive des différentes durées de récession selon les pays, suivie d'une

présentation succincte des fondements théoriques des modèles de durée. La seconde partie sera consacrée à l'estimation des modèles et à l'interprétation des résultats obtenus.

II Analyse descriptive et présentation des modèles de durée

En 1995, sur les 26 pays, 11 sont encore en croissance négative. Il s'agit essentiellement d'ex-républiques d'URSS: L'Azerbaïdjan, la Biélorussie, la Géorgie, le Kazakhstan, le Kirghizistan, la Russie, le Tadjikistan, le Turkménistan, l'Ukraine et l'Ouzbékistan. A ceux-ci s'ajoutent la Macédoine, qui a dû faire face à un embargo commercial en 1994, ce qui explique peut-être sa persistance dans la récession. Cette première constatation pourrait amener à conclure que les Républiques ont globalement de moins bons résultats. Cependant, il faut raisonner en terme de durée de récession puisque les différents pays n'ont pas effectué leur changement de régime politique la même année.

Il convient donc de calculer pour chaque pays combien de temps a duré la crise. L'origine de la période est l'année suivant la rupture avec le communisme ou l'accession à l'indépendance (c'est-à-dire 1990 pour les pays de l'Est et 1992 pour les autres). Ce choix a été fait car l'année même du changement de régime politique, l'économie se trouve nécessairement en récession, du fait des bouleversements et des troubles sociaux. Il semble ainsi plus opportun de débiter l'analyse à partir du moment où un nouveau gouvernement a effectivement été mis en place, permettant une éventuelle reprise de l'activité économique. Le tableau 1 montre que lorsque l'on raisonne en temps de récession dans l'absolu, les performances des différents pays apparaissent dès lors beaucoup moins contrastées que l'on pouvait s'y attendre.

Tableau 1:

PAYS	Durée de récession	Année de sortie de crise	Année de rupture avec l'ancien régime
ALBANIE	1	1993	1991
ARMENIE	2	1994	1991
AZERBAIDJAN	4	-	1991
BIELORUSSIE	4	-	1991
BULGARIE	4	1994	1989
CROATIE	2	1994	1991
REP.TCHEQUE	4	1994	1989
ESTONIE	3	1995	1991
MACEDOINE	4	-	1991
GEORGIE	4	-	1991
HONGRIE	3	1994	1989
KAZAKHSTAN	4	-	1991
KIRGHIZISTAN	4	-	1991
LETONIE	2	1994	1991
LITUANIE	2	1994	1991
MOLDAVIE	3	1995	1991
MONGOLIE	2	1994	1991
POLOGNE	2	1992	1989
ROUMANIE	3	1993	1989
RUSSIE	4	-	1991
SLOVAQUIE	4	1994	1989
SLOVENIE	1	1993	1991
TADJIKISTAN	4	-	1991
TURKMENISTAN	4	-	1991
UKRAINE	4	-	1991
OUZBEKISTAN	4	-	1991

Sources: nos évaluations basées sur les données BERD

En effet, la Bulgarie, la République Tchèque, la Hongrie, la Roumanie et la Slovaquie ne sont pas sorties plus rapidement de la crise que certaines Républiques d'ex-URSS (comme la Moldavie ou les pays baltes). Cependant, de nombreuses Républiques sont encore en récession en 1995. Celles-ci ont donc une durée de crise supérieure à quatre ans et l'on ne peut savoir a priori combien de temps encore elles persisteront dans cet état. On se trouve donc en présence de données *censurées à droite*. Il nous faut donc estimer les durées probables de récession pour ces pays en ayant recours à des modèles de durée.

Fondements théoriques des modèles de durée

L'analyse économétrique des données de durée est une discipline assez ancienne. Elle date en effet des années 30 et était appliquée surtout en biostatistiques (pour estimer des durées de survie d'espèces), en physique (pour estimer le degré de résistance de matériaux), en démographie et en médecine pour estimer des durées de vie humaines. Cependant, son application aux données économiques est assez récente, les premiers manuels méthodologiques datant du début des années 80. Les domaines d'application privilégiés de ces modèles en économie sont les durées de chômage des individus. Cependant, ceux-ci ont récemment trouvé différentes applications, notamment en macro-économie, pour l'estimation de modèles de croissance endogène.

Il existe deux fonctions principales pour caractériser la loi d'une durée: la fonction de « survie » et celle de hasard.

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

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

où $f(t)$ est la densité de probabilité et $F(t)$ sa fonction de répartition.

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

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

$h(t)$ représente donc le taux instantané de sortie de l'état que l'on observe. Dans le cas de notre étude, il représente le taux de sortie de la crise à la date t , c'est-à-dire la probabilité de sortir de

la récession dans un très petit intervalle de temps après t , sachant que le pays était en crise à la date t .

Une première catégorie de modèles dits « non paramétriques » permet d'estimer la probabilité de sortie de l'état à chaque période pour la population considérée dans son ensemble. Grâce aux taux de sortie observés, ils calculent la probabilité de sortie de l'état pour les données 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.

Le plus utilisé est celui de Kaplan-Meier. Il se base sur une fonction de répartition empirique.

Nous présentons ici rapidement son fonctionnement.

Dans le cas où il n'y a pas de censure, la survie en t est estimée par:

$$S(t) = 1 - F(t) \text{ où } F(t) = n_t / N$$

Cette fonction de survie estimée peut s'écrire simplement comme un produit de probabilités conditionnelles:

$$S(t) = P(T > t) = \prod_{ti \leq t} P(T > ti / T > ti - 1) = \prod_{j < i} (1 - q_j)$$

où q_j est la probabilité instantanée de sortir en t_j . Cette probabilité vaut alors $1/(N-j+1)$, puisqu'on observe une sortie en j parmi les $N-(j-1)$ pays qui suivent juste après t_{j-1} .

Ces $N-(j-1)$ pays sont appelés « ensemble à risque en t_j ».

Si certaines durées sont censurées à droite, il faut adapter la notion d'ensemble à risque. Celui-ci sera cette fois 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 sera d_j/r_j , et celui de la survie sera:

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

Ainsi, on peut obtenir à chaque période la probabilité qu'un pays sorte de la crise sachant qu'il y était encore à la période précédente. Ces estimations peuvent être obtenues selon différents groupes et l'on peut alors procéder à des tests pour voir s'il y a des divergences de durée significatives entre les groupes. Cependant, pour déceler les facteurs qui peuvent être à l'origine de ces différences, il faut nécessairement avoir recours à des modèles paramétriques, c'est-à-dire qui imposent à la variable durée de suivre une loi de probabilité spécifique. On peut alors écrire la vraisemblance de l'échantillon observé, et estimer ses

paramètres (qui peuvent dépendre de variables exogènes) par maximisation. Le modèle est alors appelé paramétrique.

La loi de référence est la loi exponentielle. Elle est la seule à avoir un hasard constant dans le temps. La valeur de ce hasard est le seul paramètre de la loi et est indépendante de la durée. Cela signifie que quelque soit la durée déjà atteinte, la probabilité de changer d'état est la même. Une des lois très largement utilisée en économie est la loi Weibull. Celle-ci généralise la loi exponentielle. En effet, la durée Y est supposée telle que Y^α suive une loi exponentielle de paramètre θ . Il s'agit donc d'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 $\alpha < 1$. De plus, la loi de Weibull englobe la loi exponentielle pour $\alpha=1$. En fait, tout se passe « comme si » le temps de la loi Weibull passait à une vitesse différente (supérieure ou inférieure) du temps du calendrier. Il s'agit donc d'une fonction exponentielle (avec taux de hasard constant) mais à chaque période, le temps écoulé est en fait supérieur ou inférieur au temps réel. Il en résulte donc une probabilité de sortie croissante ou décroissante avec la durée, selon que le temps de la loi Weibull passe plus ou moins rapidement.

D'autres lois (log-normale et log-logistique) permettent également de représenter des hasards avec un mode c'est-à-dire un hasard croissant puis décroissant avec le temps. Cependant, dans le cas de notre étude nous n'avons a priori aucune raison de postuler une loi non monotone. En effet, tout laisse plutôt supposer que la probabilité de sortie de crise est croissante avec le temps. Ainsi, nous utiliserons de préférence une loi Weibull. L'estimation du paramètre α nous permettra alors de conclure quant à la croissance, constance ou décroissance de la probabilité de sortie avec la durée de persistance dans la crise. Nous présentons rapidement ses principales caractéristiques.

Forme des fonctions de base d'un modèle Weibull:

$$h(t) = \alpha\theta t^{\alpha-1}$$

$$S(t) = \exp(-\theta t^\alpha)$$

$$f(t) = \alpha\theta t^{\alpha-1} \exp(-\theta t^\alpha)$$

Pour prendre en compte l'influence de variables explicatives (X) sur la durée, on pose:

$\theta = \exp(X\beta)$ où β est un vecteur de paramètres. Ainsi, après transformation, le modèle estimé avec introduction de variables explicatives est de la forme:

$$\log t = \beta * X + \log t_0$$

Une valeur positive du paramètre β^* implique donc une durée de persistance dans la crise plus longue. L'estimation est obtenue grâce à la méthode du maximum de vraisemblance.

Le calcul est simple: on observe, pour un échantillon de taille N, des durées, complètes ou censurées, t_i pour chaque pays, $i = 1, \dots, N$. Il faut donc disposer, en plus de la valeur de t_i , d'une variable de censure c_i , telle que $c_i = 0$ si la durée est censurée et 1 sinon.

La log-vraisemblance a donc pour forme:

$$\log L = \sum_{i=1}^n c_i \log h(t_i) + \sum_{i=1}^n \log S(t_i)$$

Lorsque l'on spécifie une forme particulière pour S (dans notre cas une loi Weibull), avec éventuellement introduction de variables exogènes, on obtient simplement la valeur de la fonction à maximiser en calculant $\log h(t_i)$ et $\log S(t_i)$.

III Estimation

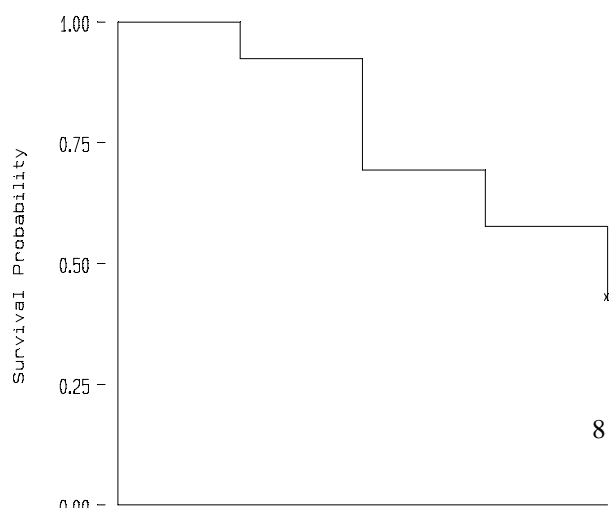
En premier lieu nous estimons les durées probables de persistance dans un état de crise grâce au modèle non paramétrique de Kaplan-Meier ce qui permettra quelques conclusions d'ordre général, avant de passer à l'étude économétrique à proprement parler avec l'estimation d'un modèle Weibull.

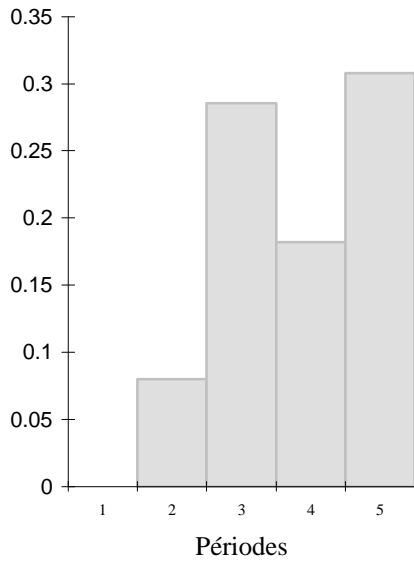
Analyse non paramétrique

Nous procédons tout d'abord à une estimation du modèle sur l'ensemble des pays. Les graphiques montrent à chaque période la probabilité cumulée de rester dans la crise (pour l'option « survival ») et celle instantanée d'en sortir.

Graphe 1: Taux instantané de sortie

Graphe 2:





Les chiffres correspondants aux graphes sont les suivants:

Tableau 2:

Période	nombre de pays présents en début de période	nombre de pays sortant de crise	probabilité cumulée de persistance dans la crise	probabilité de sortie de crise dans la période
1ère année	26	0	1	0
2ème année	26	2	0.9231	0.08
3ème année	24	6	0.6923	0.2857
4ème année	18	3	0.5769	0.1818
5ème année	15	4	0.4231	0.3077

Ces graphiques simples permettent de constater que la probabilité cumulée de persistance dans la crise est fortement décroissante avec le temps. Il apparaît que tous les pays ont nécessairement connu au moins un an de récession après leur rupture avec le régime communiste. Aucun n'a retrouvé immédiatement la croissance. Cependant, après deux ans, plus de 30% des pays sont sortis de la récession et après quatre ans 58%.

Les taux instantanés représentent la probabilité conditionnelle que le pays sorte de la récession lors de la période considérée, sachant qu'il était en crise jusqu'alors. Le graphe montre un « pic » lors de la troisième année. Ainsi, si un pays a déjà connu deux ans de crise, il a une probabilité de 30% de retrouver la croissance lors de la troisième. En revanche, s'il ne sort pas de la récession cette année là, sa probabilité de sortie l'année suivante est plus faible (environ 18%). Le taux de sortie remonte pour la cinquième année. Peu de pays connaissent donc une durée de crise supérieure à quatre ans. En effet, si la quatrième année a été une période de récession, la probabilité que l'année suivante soit une période de croissance est forte (31%).

Il faut souligner que l'observation pour les ex-républiques d'URSS est limitée à quatre ans (de 1992 à 1995). Le modèle prédit que celles encore en état de récession en 1995 ont une forte probabilité (31%) de sortir de la crise au cours de l'année 1996. D'après les projections faites par la BERD, le Kazakhstan, le Kirghizistan, la Russie et le Turkménistan devraient avoir une croissance positive en 1996.

Cependant, ces visions semblent bien optimistes et peuvent en fait cacher de fortes disparités au sein de l'échantillon. Il convient donc de séparer celui-ci afin de mieux capter les différences. Nous constituons donc deux échantillons entre ex-URSS et les autres pays. Un test de rang permet de conclure quant à la possibilité de durées significativement différentes selon les groupes de pays.

Le principe du test est simple: en fonction des sous-échantillons, il prend en compte le nombre de pays sortis de crise à chaque période et le nombre estimé par le modèle. L'hypothèse selon laquelle les deux groupes ont la même courbe de « survie » est alors testée en utilisant la statistique du χ^2 .

Les résultats du test sont les suivants:

Groupe	Evénements	Prévisions
Ex-URSS	5	9.57
Autres	10	5.43

$$\chi^2(1) = 6.03$$

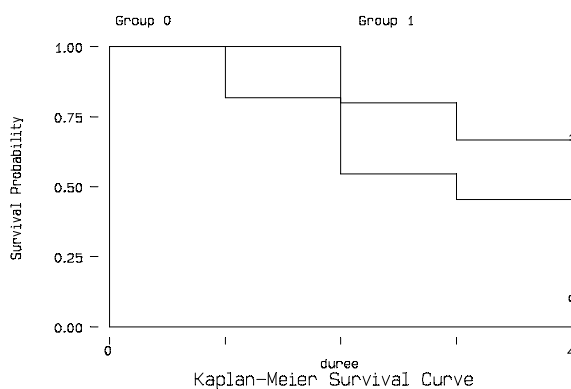
$$\text{Pr} > \chi^2 = 0.0141$$

Ainsi, à un risque d'erreur de 5%, on peut rejeter l'hypothèse que les deux groupes de pays ont des durées similaires. Il semble donc pertinent de procéder à l'estimation du modèle de Kaplan-Meier sur les deux groupes considérés séparément.

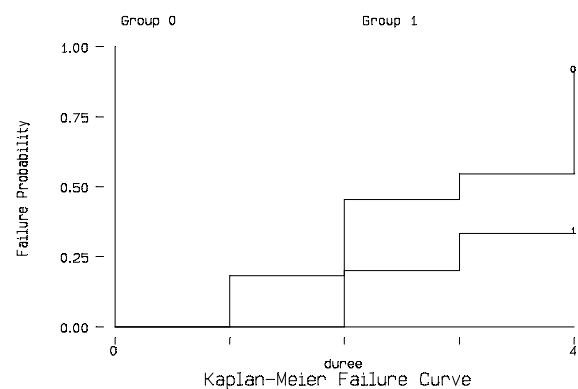
Les graphiques ci-dessous reflètent les différences présentes entre les deux groupes de pays. (option « survival » pour la probabilité cumulée de persistance dans la crise et « failure » pour celle de sortie).

Le groupe (1) correspond aux ex-républiques et (0) aux autres pays.

graphe 3:



graphe 4:



On peut dès lors constater que, contrairement aux autres pays, aucune des Républiques n'a réussi à sortir de la crise après un an. Elles ont toutes connu au moins deux ans de récession. De plus, même après la deuxième année, la probabilité cumulée de sortir de la crise lors de la troisième est plus faible que pour les autres pays (environ 20%).

L'autre divergence forte se situe au niveau de la quatrième année. Alors que la quasi-totalité des autres pays retrouve la croissance en quatre ans au plus, les ex-républiques montrent un pallier. Ceci est lié au fait que l'on ne sait pas, pour les ex-républiques, combien d'entre elles ont une durée réelle de quatre ans. Ainsi, le modèle ne peut pas calculer la probabilité de sortie en quatre ans pour les ex-républiques puisqu'il n'y a aucune observation finie à cette période. Il faut donc attendre les chiffres de croissance de 1996 avant de pouvoir calculer cette probabilité sur le sous-échantillon. Mais, comme nous l'avons noté précédemment, l'estimation sur l'ensemble des pays donne une probabilité d'environ 31%.

Mis à part le problème de cette dernière année, sur la période couverte, on peut constater que les ex-républiques ont connu une durée de crise plus longue. En effet, la majorité d'entre elles (11 sur 15) ont une période de récession d'au moins quatre ans, alors que les

autres pays sont, en moyenne, sortis de la crise en 2,8 années. Même si les ex-républiques retrouvaient toutes la croissance en 1996 (c'est-à-dire si les durées observées étaient des durées finies), leur moyenne serait de 3,46. L'enjeu est alors de trouver les facteurs pouvant être à l'origine des différences. Pour cela, il faut alors procéder à l'estimation d'un modèle paramétrique.

Analyse paramétrique

Comme nous l'avons déjà annoncé, le modèle estimé est de la forme:

$$\log t = \beta * X + \log t_0$$

Une valeur positive du paramètre β^* implique donc une durée de persistance dans la crise plus longue. L'estimation est obtenue grâce à la méthode du maximum de vraisemblance, en spécifiant une loi particulière pour la durée, dans notre cas une loi Weibull.

Cependant, une complication supplémentaire dans les modèles de durée est l'introduction de variables dont la valeur se modifie sur la période d'observation. En effet, ces modèles sont au départ spécifiés pour prendre en compte des caractéristiques individuelles fixes pouvant influencer la durée. Si la valeur de certaines variables se modifie, la seule manière de les prendre en compte est de conditionner le modèle selon la fréquence de variation des variables sur la période totale considérée. Dans le cas précis de notre étude, ceci reviendrait à opérer une « panélisation » de l'échantillon. En effet, de nombreuses variables (le niveau d'inflation, le taux d'investissement,...) voient leur valeur modifiée chaque année, c'est-à-dire à chaque nouvelle période d'observation. Kiefer (1988), note que la méthode ne pose pas de problèmes majeurs si les variables ne sont pas trop changeantes sur la période et si la fréquence de variation de celles-ci diffère selon les individus. Dans notre cas, elle est la même pour tous les pays et la variation temporelle est importante. Pour contourner ce problème, nous avons calculé la valeur moyenne des variables sur la période considérée. Ceci revient donc à estimer un modèle en transversal, dont l'interprétation des coefficients sera plus aisée. L'étroitesse de l'échantillon (26 observations), ne semble pas être un handicap majeur pour l'estimation de modèles Weibull.

Sauf indication, toutes les données ont été tirées du « Transition Report 1995 » et du « Transition Report Update, April 1996 » de la BERD (Banque Européenne pour la Reconstruction et le Développement) , sauf pour la Mongolie, pour laquelle la source est le FMI (différents rapports) car celle-ci ne fait pas partie du champs d'études de cet organisme¹.

Ce choix a été fait par souci d'homogénéité des données. En effet, selon les sources, les valeurs sont très variables et il s'avérait préférable de pouvoir tirer les chiffres d'une même source pour tous les pays. La BERD regroupe toutes les données disponibles sur chaque pays (statistiques nationales et organismes internationaux) et effectue une harmonisation. Le grand avantage, par rapport aux annuaires de la Banque Mondiale ou du FMI, était la possibilité d'obtenir des données pour 1995.

Les variables introduites ici sont celles que l'on retrouve fréquemment dans les modèles de croissance. Nous avons considéré le revenu réel initial par tête (PIBT), 1989 pour les pays de l'Est et 1990 pour les autres, le taux de scolarisation secondaire (SCOLSEC), le niveau de liberté politique existant en 1989 (LIBPOLIT), le taux d'investissement moyen sur la période (INVMOYPIB), le taux d'aide extérieur moyen (MOYCRED) et la taille de la population (POP). Nous avons également introduit la part initiale du PIB liée aux échanges au sein du CAEM (Conseil d'Aide Economique Mutuelle), pour tenir compte de l'impact de l'effondrement de cette structure (qui a eu lieu en 1991) pour chaque pays du bloc.

La chute initiale du PIB la première année suivant la rupture avec l'ancien régime (CHUPIB), est également introduite afin de contrôler pour l'ampleur initiale de la récession. Au niveau des variables de politique économique nous avons retenu le niveau d'inflation moyen sur la période (MOYINFL), le système de change adopté (TC), variable muette prenant la valeur 1 quand le change est fixe, la date à partir de laquelle les pays ont véritablement mis en place une politique de stabilisation (DATESTAB) et le degré de libéralisation atteint dans l'économie, dont le proxy est le taux de chômage moyen prévalant sur la période (CHOMOY). Cet indicateur indirect de l'avancée vers l'économie de marché a été suggéré par Phelps (1994). Nous avons cependant testé un autre indicateur de libéralisation de l'économie (CLI) qui est celui de De Melo, Denizer et Gelb (1996). Cet indicateur est un indice composite annuel d'avancée dans les réformes dans différents secteurs (financier, libéralisation des prix, du commerce, privatisations,...). Afin d'appréhender l'effet des deux indicateurs, nous testons un premier

¹ cf Annexe 4

modèle (Mod1) dans lequel il a été introduit simultanément l'index de libéralisation de l'économie (CLI) et le taux de chômage moyen (CHOMOY)².

Nous pouvons constater que le coefficient du CLI n'est pas significatif et que son signe est en sens inverse de celui attendu (il joue positivement sur la durée de récession). En revanche, celui du taux de chômage est négatif et fortement significatif (à 0.5%). De plus, le test d'englobement (LR test), autorise à rejeter la variable CLI. Ainsi, en dernier lieu, nous retenons comme proxy de la libéralisation la variable CHOMOY.

Etant donnée l'étroitesse de l'échantillon, la deuxième difficulté rencontrée était de ne pas multiplier le nombre de variables, tout en obtenant des résultats satisfaisants quant au degré de significativité du modèle. Il a donc fallu procéder par étapes, pour arriver à un modèle final satisfaisant. Il n'était pas possible d'inclure toutes les variables susceptibles d'influencer la durée simultanément. Le modèle retenu en dernier lieu est le modèle n°2. Dans ce modèle toutes les variables sont significatives et un test de spécification a permis de conclure que la forme linéaire retenue est bonne et qu'il n'y a pas de variable omise. De plus, l'introduction dans le modèle 6 d'une variable muette prenant la valeur 1 pour les ex-républiques d'URSS, n'est pas significative. Ceci permet de supposer que les variables explicatives introduites prennent bien en compte l'hétérogénéité observée lors de l'étude non paramétrique entre les ex-républiques et les autres pays.

² cf tableau des principales régressions

Variable expliquée: durée, fonction Weibull

Variabiles explicatives	Mod1	Mod2	Mod3	Mod4	Mod5	Mod6	Mod7	Mod8
DATESTAB	0.1411 (1,745)*	0.1915 (2,276)**	0.2 (2,268)**	0.19 (1,916)*	0.2 (2,477)**	0.12 (1,447)	0.196 (2,242)**	0.2 (2,08)**
LIBPOLIT	-0.01 (-2,467)**	-0.01 (-2,28)**	-0.01 (-2,22)**	-0.01 (-2,223)**	-0.0087 (-1,884)*	-0.0125 (-2,804)***	-0.0098 (-2,203)**	-0.1 (-2,143)**
CHUPIB	0.02993 (2,923)***	0.0367 (3,402)***	0.0354 (3,075)***	0.0366 (3,106)***	0.037 (3,482)***	0.036 (3,857)***	0.0331 (2,033)**	0.036 (3,215)***
PIBT	0.00014 (1,756)*	0.000215 (3,866)***	0.0002 (3,582)***	0.00021 (2,417)**	0.00023 (3,777)***	0.00022 (4,168)***	0.00021 (3,781)***	0.00022 (3,525)***
SCOLSEC	-0.02258 (-1,948)*	-0.03067 (-2,613)**	-0.031 (-2,578)**	-0.03 (-2,579)**	0.0298 (-2,615)**	-0.031 (-2,99)***	-0.0297 (-2,497)**	-0.031 (-2,561)**
CHOMOY	-0.0448 (-3,316)***	-0.0494 (-2,993)***	-0.046 (-2,46)**	-0.0492 (-2,851)***	-0.051 (-3,098)***	-0.053 (-3,956)***	-0.05 (-3)***	-0.049 (-2,903)***
CLI	0.1718 (1,143)							
CAEM	0.0192 (1,76)*	0.0207 (1,752)*	0.021 (1,758)*	0.021 (1,592)	0.302 (1,771)*	0.018 (1,785)*	0.0224 (1,711)*	0.021 (1,754)*
TC	-0.315 (-2,119)**	-0.349 (-2,245)**	-0.3464 (-2,208)**	-0.347 (-1,86)*	-0.33 (-2,147)**	-0.45 (-2,874)***	-0.339 (-2,155)**	-0.35 (-2,236)**
MOYINFL	0.000295 (2,96)***	0.000286 (2,564)**	0.00026 (2,049)*	0.00028 (2,472)**	0.00027 (2,461)**	0.00024 (2,408)**	0.00028 (2,537)**	0.00028 (2,459)**
MOYINV			0.007 (0,4)					
MOYEXPORT				0.00017 (0,022)				
MOYCRED					0.046 (0,618)			
GUERRE						0.373 (1,465)		
MU URSS							-0.109 (-0,277)	
POP								0.0021 (0,218)
Constante	-278.49 (-1,731)*	-378 (-2,26)**	-395.08 (-2,253)**	-375.63 (-1,903)**	-399.2 (-2,461)**	-237.14 (-1,427)	-388.28 (-2,225)**	-395.45 (-2,066)**
Sigma	0.208	0.223	0.223	0.223	0.222	0.2	0.221	0.225
Vraisemblance	-6.105	-6.662	-6.579	-6.661	-6.449	-5.765	-6.626	-6.635
pseudo R ²	0.5232	0.4874	0.4879	0.4875	0.4912	0.5411	0.4937	0.4841
Nombre d'observations	25	25	25	25	25	25	25	25

(*): la variable est significative au seuil de 10%

(**): la variable est significative au seuil de 5%

(***): la variable est significative au seuil de 1%

Interprétation des résultats

Dans un premier temps, l'estimation des différents modèles amène à conclure, comme il avait été suggéré par l'analyse non paramétrique, que la probabilité de sortie de crise est fortement croissante avec le temps. En effet, le paramètre Sigma (égal à $1/\alpha$) de la fonction Weibull est largement inférieur à un. Quelles que soient les variables explicatives introduites, celui-ci reste approximativement égal à 0.2. Cependant, si, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de sortie de crise est croissante avec le temps, celle-ci dépend de nombreuses variables explicatives.

Nous pouvons déduire du modèle 3 que le taux d'investissement n'est pas significatif. Celui-ci ne semble donc pas avoir joué un rôle dans la durée de récession. Dans le cas des économies en transition, le stock de capital présent est celui qui résulte des investissements faits sous le régime communiste. Ainsi, le capital actuellement disponible ne participe pratiquement plus à la production. Une réorientation des investissements a lieu mais elle ne porte ses fruits que progressivement. Ainsi, cette variable est sujette à caution quant à sa contribution immédiate à la reprise de la croissance. Il faut également souligner que les investissements réalisés aujourd'hui comptent peut être une part importante de renouvellement du stock de capital des entreprises d'Etat non encore restructurées, privatisées ou liquidées.

Le modèle 4 introduit le taux d'aide extérieure moyen sur la période. Le coefficient obtenu n'est pas significatif. L'aide ne semble donc pas avoir été un facteur déterminant de la sortie de crise. Il faut préciser que, même pour les pays ayant le plus bénéficié de soutien extérieur, le taux d'aide reçu a été relativement faible³. En effet, les taux les plus élevés sont ceux de la Mongolie (7.4%) et de l'Albanie (4.6%), les autres pays ayant un taux inférieur à 2% (cf Annexe 2). De plus, la moyenne pour la Mongolie est surestimée car elle ne couvre que la période 93-94 et l'on peut supposer que l'aide perçue en 1992 était certainement inférieure. Ce résultat rejoint donc l'affirmation de Denizer De Melo et Gelb (1996), selon laquelle l'aide n'a pas joué un rôle dans la croissance des pays. Les auteurs n'avaient cependant pas testé l'hypothèse.

Dans le modèle 7, la taille de la population a été introduite. Cette variable ne s'est pas avérée significative. Ainsi, les « grands » pays ne semblent pas avoir rencontré plus de difficultés que les petits.

³ cf Annexe 2

Dans le modèle 5, une variable muette pour les pays ayant connu la guerre a été introduite. Cette variable n'apparaît pas comme significative. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, ces pays ne semblent pas avoir connu plus de difficultés que les autres.

Le modèle 2, ne contenant plus que des variables significatives, permet de dégager les principaux facteurs ayant accéléré ou retardé le retour à la croissance.

Pour la chute initiale du PIB, le coefficient obtenu est positif. Ainsi, les pays ayant connu une plus grande chute du PIB, sortent plus difficilement de la crise. Ce résultat semble relativement logique si l'on considère que ce sont les pays dont les structures étaient les plus monopolistiques et les plus décalées par rapport à leur avantage comparatif potentiel qui ont vu leur niveau de production chuter le plus. Elle peut également être un proxy du degré de troubles sociaux et d'instabilité connus lors de la première année après le changement de régime. Les ex-républiques semblent avoir connu globalement une contraction plus importante de leur activité, expliquant en partie leur durée de récession plus grande. En effet, la moyenne de la chute sur les 15 Républiques est de -23.7%, alors que pour les autres pays elle n'est que de -13.7%.

Il apparaît également que plus un pays était « riche » au départ, plus sa durée de récession est longue (le coefficient de la variable PIBT est positif et significatif). Il semble donc que l'on soit en présence d'un effet de β -convergence à la Barro (1991). Ce résultat rejoint les travaux empiriques de Denizer, De Melo et Gelb (1996) et Sahay et Végh (1996). Selon Denizer, De Melo et Gelb (1996), cette variable peut également être un proxy du degré de planification de l'économie sous l'ancien régime, ce qui expliquerait ce signe positif. On pourrait également évoquer l'idée de C.Asilis et M.Milesi-Ferretti (1994), à savoir que les pays initialement les plus riches ont une probabilité moindre d'entreprendre des réformes. Une autre idée pourrait être que dans les économies initialement plus riches, le niveau d'encaisses des agents est plus élevé, si bien que l'Etat peut toucher une taxe inflationniste importante et n'est donc pas incité à engager une véritable politique de stabilisation.

Pour ce qui est de la part du PIB liée au CAEM, il apparaît logiquement un coefficient positif. Ainsi, les pays dépendant le plus de cet organisme ont eu plus de difficulté à retrouver la croissance. Ceci est lié au fait que les pays les plus intégrés dans cette institution ont le plus souffert de son démantèlement. Leur reconversion s'avère donc plus difficile du fait de

l'effondrement de leurs échanges. Les ex-républiques avaient une part des échanges liée au CAEM dans le PIB plus importante, ce qui explique en partie leur durée de récession plus longue. Si l'on compare simplement les chiffres, la moyenne de la part du PIB liée aux échanges du CAEM pour les ex-républiques est de 25%, alors qu'elle n'est que de 11% pour les autres pays.

Le coefficient de la variable SCOLSECest négatif et fortement significatif. Il apparaît donc que les pays bénéficiant initialement d'un niveau élevé de capital humain sont sortis plus rapidement de la crise. Nous rejoignons ici l'idée avancée par Balcerovicz (1994), selon laquelle les réformes sont plus rapidement efficaces si les agents sont capables de s'adapter aux changements. Ainsi, il apparaît que même si le système d'éducation était en décalage par rapport à celui des économies de marché, un niveau élevé de scolarisation a permis un décollage plus rapide des économies. Pour les ex-républiques, le taux se situe en moyenne à 88%, alors que pour les autres pays celui-ci est de 77%. Ainsi, les ex-républiques semblent avoir eu un avantage à ce niveau.

Le modèle montre également que les pays bénéficiant, avant l'effondrement du système communiste, d'une plus grande liberté politique, ont une durée de récession plus faible (le coefficient obtenu pour la variable LIBPOLIT est négatif). Ce résultat peut être expliqué par le fait que, dans les pays où la liberté était plus importante, les agents se sont plus facilement adaptés au système démocratique. Dabrowski (1996) note l'importance de ce facteur et souligne la difficulté pour les pays de mettre en place les fonctions élémentaires d'un Etat, à savoir la sécurité publique, la justice, la protection des droits de propriété,...Ainsi, les pays ayant déjà quelques expériences dans ces domaines ont bénéficié d'un avantage.

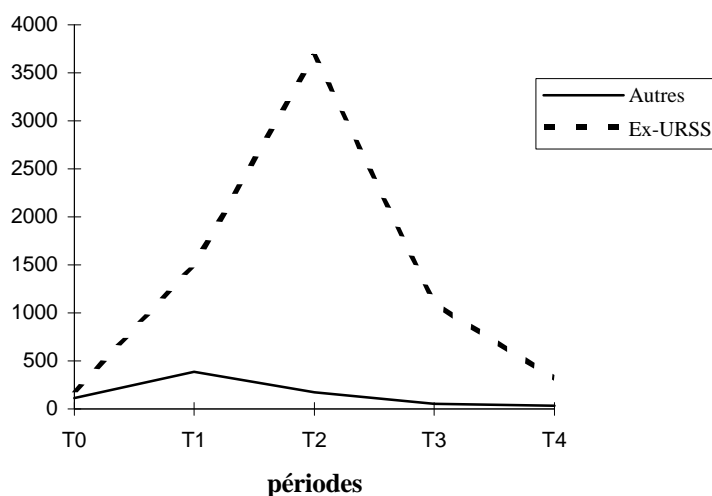
Il est également possible que les régimes les moins durs aient déjà eu plus de contacts avec les économies occidentales et aient donc rapidement réorienté leurs échanges. On peut également penser que ce fait est lié aux plus grands investissements étrangers reçus. Cependant, nous avons régressé le taux moyen d'IDE sur la période sur l'indicateur de liberté politique. Aucune corrélation n'est apparue. Il faut noter que les données n'étaient pas disponibles pour la Géorgie et que les taux pour les autres pays s'avèrent très faibles (en moyenne 1.13%). De plus l'introduction de cette variable dans le modèle (non reportée ici) ne s'avérerait pas significative.

Il n'apparaît pas de différence significative de degré de liberté politique en 1989 entre les ex-républiques et les autres pays⁴. Ce résultat provient certainement des améliorations dont a bénéficié l'URSS avec la *glasnost* de Gorbatchev.

Après contrôle pour les conditions initiales, au niveau des variables de politique économique, quelques résultats intéressants ont pu être dégagés. Tout d'abord, le modèle conduit à conclure que la persistance d'un niveau d'inflation élevé a été une des raisons du blocage des économies dans la récession. Ce résultat rejoint différentes études qui concluaient toutes à une forte relation négative entre inflation et croissance. Tant que les économies ne stabilisent pas leur niveau des prix, tout décollage semble impossible.

Dans le cas spécifique de l'étude, il s'avérait plus intéressant de capter l'impact du niveau d'inflation plutôt que sa variabilité. En effet, les économies en hyper-inflation connaissent toutes une forte variabilité de leurs prix relatifs. Ce que nous voulions appréhender ici était plutôt la différence importante entre les niveaux d'inflation des pays. Un graphe permet de mieux illustrer les grandes divergences existantes:

graphe 5: Taux d'inflation annuel moyen



⁴ cf Annexe 1

Il apparaît nettement, qu'alors que l'ensemble des PECO connaît son « pic » inflationniste la première année après la rupture avec l'ancien système, les ex-républiques voient leur niveau des prix exploser la deuxième année (c'est-à-dire 1993). Cette date coïncide avec l'introduction, pour la plupart d'entre elles, de leur propre monnaie et de leur propre Banque Centrale⁵. Jusqu'alors, les Républiques étaient toujours dépendantes du Rouble et donc de la politique monétaire de la Russie. Pouvait-on dès lors parler de véritable indépendance ? Alors qu'après deux ans la majorité des PECO retrouve la croissance, les ex-républiques mettent à peine en place leur propre système monétaire. Ce fait a été un handicap majeur pour ces pays, retardant d'un an leur possibilité de véritable stabilisation. Cependant, Balcerowicz (1994), note que si l'hyper-inflation est en partie liée à l'héritage de l'inflation réprimée sous l'ancien régime, la persistance de celle-ci dépend largement des politiques mises en place. D'après le graphique 5, il apparaît nettement que l'ensemble des ex-républiques commence à réduire son niveau d'inflation dès l'année suivant l'introduction de leur propre monnaie mais que celle-ci demeure encore supérieure à 200% la quatrième année. Ainsi, les ex-républiques ont connu sur la période un taux d'inflation beaucoup plus élevé que les autres pays, ce qui explique en partie leur durée de crise plus longue.

Il apparaît également que les pays ayant le plus retardé la mise en place d'un programme de stabilisation ont plus de difficulté à sortir de la crise (le coefficient de la variable DATESTAB est positif). Ce résultat est en accord avec toutes les études menées sur le sujet à savoir que le *status quo* ne semble pas être une option valable et que la stabilisation, dans le cas spécifique des économies en transition, n'est pas coûteuse en terme de production en court terme. On aurait pu penser que le fait d'attendre que les autres pays aient mis en place des programmes, permet d'éviter des erreurs et donc de sortir rapidement de la crise. Or, il semble que ce soit l'inverse, plus le pays attend, plus la stabilisation est difficile.

Cette constatation est peut-être liée au fait que la persistance d'une forte inflation rend difficile toute entreprise quelconque. L'économie est encore plus déstructurée qu'au début de la transition. Ceci rejoint l'idée de Balcerowicz (1994), selon laquelle le programme, pour être efficace, doit bénéficier d'une forte crédibilité. Or, plus le gouvernement attend, plus l'opposition peut s'organiser et ainsi jeter le doute sur la possibilité de réussite du programme. Ainsi, pour cet auteur, il convient de prendre le plus tôt possible la décision de mise en place

⁵ cf Annexe 3

d'une politique de stabilisation ferme pendant la période qu'il appelle « de politique extraordinaire » c'est-à-dire avant que ce type d'opposition ait une chance de se développer. Son idée est qu'il existe une période très courte après le démantèlement de l'ancien régime, pendant laquelle les agents sont prêts à supporter des mesures économiques radicales. Ainsi, si le gouvernement concentre des mesures drastiques dans une période très courte après le changement historique, il peut accumuler une précieuse réserve de « capital politique » (c'est-à-dire une sorte de « capital-confiance »). Au contraire, en retardant les mesures, la probabilité que les réformes soient acceptées se réduit, car la période de « politique extraordinaire » est passée. Les agents ne sont plus prêts à accepter les mêmes sacrifices. Il faut cependant noter que si la stabilisation est retardée par une guerre entre des groupes d'intérêts, le sens de la causalité peut être inversé. C'est-à-dire que la stabilisation est retardée parce que les coûts liés à la persistance d'un état de forte inflation ne sont pas encore assez élevés pour que les groupes d'intérêts acceptent le sacrifice.

Au niveau de la politique de libéralisation de l'économie, le coefficient du taux de chômage (CHOMOY) est négatif et fortement significatif. Cependant, celui-ci, outre sa fonction de proxy du degré de libéralisation, peut également affecter directement les restructurations⁶. Puisque le coefficient obtenu est négatif, nous rejoignons l'idée de B.Chadha, F.Coricelli et K.Krajnyak (1993), à savoir qu'un niveau de chômage plus important réduit la durée de récession. Ce résultat semble donc montrer que certains pays ont globalement réussi à imposer les restructurations, et que le chômage (contrairement au modèle de O.Blanchard) a plutôt accéléré la réorientation de l'économie que freiné les réformes. Ceci semble suggérer que la mise en place de politiques visant à réduire l'apparition de ce phénomène bloque l'économie dans la récession. Ainsi, la mise en faillite des secteurs non rentables, générant l'apparition de chômage, a un effet bénéfique sur la probabilité de retour à la croissance.

En regardant simplement les données, on peut voir que dans l'ensemble, les ex-républiques ont des taux de chômage beaucoup plus faibles sur la période que les autres pays. En effet, la moyenne pour les ex-républiques est de 2.36 alors que pour les autres pays elle est de 12.19. Ainsi, celles-ci semblent avoir freiné les restructurations aboutissant à l'apparition de chômage et donc connu une durée de crise plus longue.

⁶ cf O. Blanchard (1996) et B.Chadha, F.Coricelli et K.Krajnyak (1993)

Il faut cependant noter que si le taux de chômage, dans les premiers temps de la transition, peut être un proxy de l'avancée vers l'économie de marché, la persistance voire l'accroissement de celui-ci sur une plus longue période, sera bien évidemment indicateur de déséquilibres. De plus, les résultats obtenus ici sont fragiles du fait du manque de fiabilité des données et de l'étroitesse de l'échantillon.

Le coefficient obtenu pour le système de change adopté pendant la période de récession est négatif et significatif. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les pays ayant basé leur programme de stabilisation sur la fixation du taux de change semblent avoir, dans l'ensemble, réussi à sortir de la crise plus rapidement. Ce résultat va dans le sens des travaux de Végh (1996). Végh (1992) montre que dans le cas des hyper-inflations, considérées généralement comme des phénomènes ponctuels, les programmes de stabilisation basés sur le taux de change s'avèrent efficaces et sans coûts initiaux en termes de production. En effet, dans les économies hyper-inflationnistes, il n'existe pas de comportement dits « backward looking », c'est-à-dire que l'économie n'est pas habituée à fonctionner dans un cadre inflationniste. Ainsi, il n'y a pas de problèmes d'inflation inertielle et la fixation d'un taux de change permet *de facto* l'indexation de tous les prix de l'économie sur celui-ci.

De plus, le lien entre le financement du déficit budgétaire par la création monétaire est plus clair en situation d'hyper-inflation qu'en inflation chronique. Ainsi, tout programme annoncé de réforme fiscale est hautement crédible quant à sa probabilité de réussite. L'autre facteur procurant une crédibilité est que l'hyper-inflation crée un environnement social et économique si chaotique que les agents pensent qu'il n'y a pas d'alternative à la stabilisation. Suite à ces arguments, Végh (1996), aboutit à la conclusion que dans les pays anciennement socialistes, la stabilisation par le taux de change a été plus efficace que celle par l'offre de monnaie et non coûteuse en terme de niveau d'activité. Nous aboutissons ici à la même conclusion.

Ainsi, si la jugulation de l'inflation dans les pays anciennement communistes est une condition nécessaire au retour de la croissance, les programmes de stabilisation avec adoption d'un taux de change fixe semblent accélérer la reprise. Une parité fixe permet notamment de freiner la dollarisation et la spéculation, génératrices de déséquilibres monétaires. Il faut cependant noter que les pays ayant pu mettre en place une telle politique sont également ceux

qui bénéficiaient de réserves de change suffisantes pour maintenir la parité, c'est-à-dire que leur déficit extérieur était moindre. Le sens de la causalité n'est donc pas clair.

RESUME DES PRINCIPAUX RESULTATS:

L'étude a permis de déceler les principaux facteurs expliquant la durée de récession. Il est apparu, que si les conditions initiales sont importantes, il n'en reste pas moins que les facteurs politiques jouent un grand rôle. Les conclusions principales sont résumées dans le tableau suivant:

Variable	Effet sur la durée
PIBT	(+)
MOYINFL	(+)
DATESTAB	(+)
LIBPOLIT	(-)
TC	(-)
CHOMOY	(-)
CAEM	(+)
CHUPIB	(+)
SCOLSEC	(-)

Il a également été possible de montrer que globalement, les ex-républiques ont de moins bons résultats. Elles avaient, certes, certaines conditions initiales plus mauvaises (contraction initiale de l'activité plus importante, part de leur PIB liée au CAEM plus forte) mais bénéficiaient d'un taux de scolarisation plus élevé et d'aucune différence significative quant à leur degré de liberté politique initial, et à leur niveau de richesse par rapport aux autres pays. Ainsi, elles auraient pu retrouver la croissance aussi rapidement que d'autres pays, comme cela a été le cas pour les pays Baltes, l'Arménie et la Moldavie. D'autre part, elles ont connu sur la période un niveau d'inflation beaucoup plus élevé. Ceci est en partie lié à l'héritage du degré de pénurie de biens prévalant sous l'ancien régime, mais également aux politiques macro-économiques.

En effet, les anciennes républiques ont, dans l'ensemble, mis en place moins rapidement les politiques permettant le retour de la croissance (date de stabilisation retardée et lentes

restructurations révélées par un taux de chômage très faible). Ainsi, si l'on peut constater que les ex-républiques ont globalement moins bien réussi, ceci n'était pas une fatalité. Un facteur important a notamment été la nécessité de mettre en place un système monétaire propre à chaque République. Les pays s'étant le plus rapidement affranchis de la dépendance vis-à-vis de la Russie (comme les pays Baltes) ont retrouvé plus rapidement la croissance. Ceux-ci ont introduit leur propre monnaie dès 1992.

A l'heure actuelle, toutes les ex-républiques ont introduit leur propre système monétaire et ont mis en place un programme de stabilisation (sauf le Turkménistan). Si celles-ci s'engagent dans de véritables politiques de restructurations, on peut s'attendre à un décollage rapide de ces économies dans les prochaines années.

IV Conclusion

L'estimation du modèle non paramétrique a permis, dans un premier temps, de constater qu'effectivement les ex-républiques d'URSS ont globalement connu une durée de crise plus longue que les autres pays de l'orbite soviétique. Dans un deuxième temps, l'analyse économétrique a mis en lumière quelques grands facteurs responsables d'une probabilité de sortie de crise plus faible. Il est apparu que les conditions initiales ont joué un rôle important. En effet, les économies les plus riches, celles ayant une part de leur PIB lié au CAEM plus importante et celles ayant connu une contraction de leur activité plus grande, ont une durée de récession plus longue. D'autre part, les pays dont les niveaux de capital humain et de liberté politique étaient initialement plus élevés ont pu retrouver la croissance plus rapidement. Hormis ces conditions initiales, les choix de politiques économiques ont favorisé ou retardé la reprise. Les aspects importants ont notamment été la jugulation de la forte inflation et les politiques de libéralisation et restructuration de l'économie. Plus le pays tarde à s'engager dans de véritables politiques de transformation et stabilisation, et plus la probabilité de renouer avec la croissance est faible. Ainsi, l'option du *status quo* n'est pas une solution.

Le cas des ex-républiques d'URSS semble bien illustrer ce dernier point. En effet, ceux-ci ont repoussé les réformes et sont donc plus difficilement sortis de la crise. Il faut cependant garder à l'esprit que ces pays ont connu une contraction de leur activité ainsi qu'un niveau d'inflation plus élevé (en partie lié à l'héritage de l'ancien régime). De plus, ils ne possédaient pas de système monétaire indépendant. Le temps de mise en place de celui-ci n'a fait qu'accélérer l'inflation et retarder la possibilité de politique de stabilisation. Toutefois, les pays ayant opéré ce changement plus tôt ont retrouvé la croissance plus rapidement.

Cependant, il convient de nuancer ces différentes conclusions. En effet, les chiffres disponibles sur les économies sont largement sujets à caution. Un gros travail de recherche serait nécessaire afin de cerner au mieux la réalité de ces pays. De plus, l'application de modèles de durée en macro-économie, avec les problèmes des variables exogènes variant dans le temps, n'a pas été réglé et un approfondissement serait nécessaire. Néanmoins, le modèle simplifié a tout de même permis quelques conclusions.

D'autre part, l'étude s'est ici attachée à réfléchir sur la croissance, souvent considérée comme la condition *sine qua non* de tout développement. Cependant, l'indicateur que constitue le PIB ne permet pas de capter les effets bénéfiques de la diversité grandissante des produits disponibles dans ces économies, ni l'égalité dans la distribution de celui-ci. De plus, si nous avons abouti à la conclusion que les gouvernements ne devaient pas mettre en place de politiques freinant l'apparition de chômage, nécessaire à la réorientation de l'activité dans le secteur rentable, il n'en reste pas moins qu'à plus long terme, si celui-ci n'est pas résorbé, la croissance de l'économie peut se trouver bloquée. Il semble donc exister une sorte de « taux de chômage optimal », ne devant pas persister trop longtemps.

Dans l'ensemble, les résultats permettent d'attendre une reprise rapide dans les pays de l'ex-URSS, dès lors que de véritables politiques de restructurations seront mises en place. Le « soviéto-pessimisme » n'est donc pas de rigueur mais, dans une optique de plus long terme, on peut s'interroger sur le fait de savoir si le temps passé dans un état de récession peut avoir un impact sur la croissance future. Les pays sortis le plus rapidement de la crise vont-ils connaître durablement un taux de croissance plus fort, si bien qu'une convergence à plus long terme entre les pays serait impossible?

Références Bibliographiques

- Alesina A. et Drazen A.(1991) " Why Are Stabilizations Delayed ? " *American Economic Review*, vol 81 n°5, p1170-1185.
- Asilis C.M et Milesi-Ferretti G.M.(1994) « On the Political Sustainability of Economic Reform » *IMF Paper on Policy Analysis and Assessment*, n°3.
- Balcerowicz L.(1994) " Common Fallacies in the Debate on the Transition to a Market Economy " *Economic Policy*, n°19S, p18-29.
- Barro R.J.(1992) "Economic growth and Convergence " Occasional paper n°46 International Center for Economic Growth.
- Barro R.J. (1991) " Economic Growth in a cross section of countries " *Quarterly Journal of Economics* 106.
- BERD *Annual Transition Report* 1994 à 1998.
- BERD *Annual Transition Report Update* April 1995, 1996, 1997 et 1998.
- Berthélémy J.C et Varoudakis A.(1995) " Clubs de convergence et croissance: le rôle du développement financier et du capital humain " *Revue Economique* n°2, vol 46.
- Blanchard O.(1996) " Assessment of the Economic transition in Central and eastern Europe " *American Economic Review*, vol 86 n°2, p117-122.
- Borensztein E., D.Demekas et J.Ostry, 1993, " An Empirical Analysis of the Output Declines in Three Eastern European Countries " *IMF Staff Papers*, vol 40 n°1.
- Borensztein E. et Ostry J.(1994) " Economic Reform and Structural Adjustment in East European Industry " *IMF Working Paper*, n°80.
- Bruno M. et Easterly W.(1995) " Inflation Crises and Long-Run Growth " *World Bank Working Paper* n°1517.
- Calvo G.A. et Coricelli F.(1993) " Output Collapse in Eastern Europe ", *IMF Staff Papers*, vol 40 n°1, p32.
- Carletto C., De Janvry A.et Sadoulet E.(1996) " Knowledge, Toxicity and External Shocks: The Determinants of Adoption and abandonment of Non-Traditional Export Crops by Smallholders in Guatemala ", miméo.
- Casella A. et Eichengreen B.(1996)" Can Foreign Aid Accelerate Stabilisation? " *The Economic Journal* n°106, p605-609.
- Cases C. et Lollivier S.(1993) " L'économétrie des modèles de durée avec SAS. Présentation et mise en œuvre", INSEE, Série des documents de travail du CREST, n°9344.
- Chadha B., Coricelli F. et Krajnyak K.(1993)"Economic Restructuring, Unemployment and Growth in a Transition Economy " *IMF Working Paper* n°16.
- Chavance B.(1990)" Quelle Transition vers quelle Economie de Marché pour les Pays de l'Est? " *Revue Française d'Economie*, vol V n°4, p84-103.
- Christofides L.N. et Mc Kenna C.J.(1996) " Unemployment Insurance and Job Duration in Canada " *Journal of Labor Economics*, vol 14 n°2.
- Chu K.Y et Schwartz G.(1994) " Output decline and government expenditures in European Transition Economies " *IMF Working Paper*, n°68.
- Commander S.(1992) " Inflation and the Transition to a Market Economy: An Overview " *The World Bank Economic Review*, vol 6 n°1, p3-12.
- Dabrowski M.(1996) " Different strategies of transition to a market economy: How do they work in practice? " *World bank Working Paper* n°1579.
- Daianu D.(1994) " The Changing Mix of Disequilibria During Transition " *IMF Working Paper*, n°73.
- De Melo M., Denizer C. et Gelb A., 1996, " From Plan to Market: Patterns of Transition " *World Bank Working Paper* n°1564.
- De Melo M., Denizer C., Gelb A. et Tenev S.(1997) " Circumstances and choice: The role of initial conditions and policies in Transition Economies ", *World Bank Working Paper* n°1866.
- Dornbusch R.(1990) " Policies to Move from Stabilization to Growth " *Proceedings of the World Bank Annual conference on development Economics*, p19-47.
- *Douze nouveaux Etats indépendants issus de l'ex-URSS: la CEI* Le Courrier des Pays de l'Est, n°397-398 (1995), Editions La Documentation française.
- Drazen A. et Grilli V.(1993) " The Benefit of Crises for economic Reforms " *American Economic Review*

vol 83 n°3.

- Duchêne G., 1993, " Le niveau de développement de la CEI ", *Economie et Prévision* n°109 (3), p121-132.
- Easterly W.(1996) " When is Stabilization Expansionary? Evidence from High Inflation " *Economic Policy: A European Forum*, p67-107.
- *L'Europe de l'Est et l'URSS: un empire se défait* Le Courrier des Pays de l'Est, supplément au *Panorama de l'Europe de l'Est* (1990). Editions La Documentation française.
- *L'Europe Centrale et Orientale* Notes et études documentaires, n°4942-4943 (1991), n°4964 (1992), n°4984 (1993), n°5006 (1995), n°5027 (1996).
- Fischer S. et Gelb A.(1991)" The Process of Socialist Economic Transformation " *Journal of Economic Perspectives*, vol5 n°4, p91-105.
- Fischer S., Sahay R.et Végh C.A.(1996) " Economies in Transition: The Beginnings of Growth " *The American Economic Review Papers and Proceedings*, vol 86 n°2, p229-233.
- Fischer S., Sahay R.et Végh C. A.(1996) " Stabilization and Growth in Transition Economies: The Early Experience " *Journal of Economic Perspectives*, vol 10 n°2, p45-66.
- Gomulka S.(1991) " The Causes of Recession Following Stabilization " *Comparative Economic Studies*, vol 33 n°2, p71-89.
- Greene W.H.(1993) " Stata: Reference Manual ", Econometric Analysis New York, Macmillan Publishing Compagny, vol 1,2 et 3.
- Gylfason T.(1994)" the Path of Output from Plan to Market " *IMF Working Paper*, n°71.
- Kiefer N.M ,1988, " Economic Duration Data and Hazard Fonctions " *Journal of Economic Literature*, vol XXVI, p646-679.
- Kiguel M.A et Liviatan N.(1992) " The Business Cycle Associated with Exchange Rate-Based Stabilizations " *The World Bank Economic Review*, vol 6 n°2, p279-305.
- Mc Kinnon, 1993, " Gradual versus Rapid Liberalization in Socialist Economies " *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, p56-70.
- Kollontai V.(1994) " Disintegration of the URSS: Economic Implications " *Economie Appliquée*, tome XLVI n°1, p177-195.
- Kolodko G.(1992,)" Stabilisation, récession et croissance dans les économies post-socialistes " *Economie Prospective Internationale*, 3ème trimestre n°51, p71-103.
- Kornai J.(1993) "Transformational Recession: A General Phenomenon Examined through the Example of Hungary's Development " *Economie Appliquée*, tome XLVI n°2, p181-227.
- Michalopoulos C. et Tarr D.(1995) " La Transition Post-Socialiste: Reorganisation des échanges des Républiques de l'ancienne URSS " Economies en Transition, Ed. Maison Neuve et Larose, p151.
- Montmarquette C. et Mourji F.(1996)" L'insertion des diplômés de la formation professionnelle dans le marché du travail marocain: une application des modèles de durées " PARADI, miméo.
- Murphy K.M., Shleifer A.et Vishny R.(1992) " The Transition to a Market Economy: Pitfalls of Partial Reform " *Quarterly Journal of Economics*, p879-906.
- Murrell P.(1996) " How Far Has the Transition Progressed? " *Journal of Economic Perspectives*, vol 10 n°2, p26-44.
- « Panorama de l'Europe de l'Est » *Le Courrier des Pays de l'Est*, n°309-310-311, 1986.
- Osband K.(1992) " Economic Crisis in a Shortage Economy " *Journal of Political Economy*, vol 100 n°4, p673-692.
- Pegatienan J.(1990) " Comment on "Policies to Move from Stabilization to Growth" by Dornbusch " *Proceedings of the World Bank Annual conference on development Economics*, p49-52.
- Portes R., 1994, " Transformation Traps " *The Economic Journal*, n°104, p1178-1189.
- Qian Y. et C.Xu.(1993), " The M form hierarchy and China's economic Reform " , *European Economic Review*, vol 37 n°2/3, p543.
- Rana P.B (1995) " Reform Strategies in Transitional Economies: Lessons from Asia " *World Development*, vol 23 n°7, p1157-1169.
- Sachs J.(1996) " The Transition at Mid Decade " *The American Economic Review Papers and Proceedings* vol 86 n°2, p128-133.
- Sahay R. et C. Végh (1995) " Inflation and Stabilization in Transition Economies: a Comparison with Market Economies " *IMF Working Paper* n°8.
- Van den Berg G.J. et J.C. Van Ours, 1996, " Unemployment dynamics and Duration Dependence " *Journal of Labor Economics*, vol 14 n°1, p100-125.
- Végh C.(1992)" Stopping High Inflation: An Analytical Overview "*IMF Staff Papers*,vol 39 n°3, p626-695.
- Winiecki J..(1991) "The Inevitability of a Fall in Output in the Early Stages of Transition to the Market: Theoretical Underpinnings " *Soviet Studies*, vol 43 n°4, p669-676.

- Zukowski R. (1993) " Stabilization and Recession in a Transitional Economy: The Case of Poland " *World Development*, vol 21 n°7, p1163-1178.

ANNEXE 1
Principales données sur les conditions initiales des pays

PAYS	Statut géopolitique en 1989	Guerre	Population (millions)	CAEM (90)	PIB/tête initial	Libpolit 89	Scolsec(%)
ALBANIE	comme en 1996		3.39	2.3	3000	0	67
ARMENIE	URSS	oui	3.73	21.3	4741	25	85
AZERBAIDJAN	URSS	oui	7.38	33.1	3977	25	92
BIELORUSSIE	URSS		10.19	44.5	5727	25	98
BULGARIE	comme en 1996		8.87	15.3	5064	0	84
CROATIE	Yougoslavie	oui	4.51	5.6	5095	42	77
REP.TCHEQUE	Tchécoslovaquie		10.3	9.8	7420	17	88
ESTONIE	URSS		1.55	27.2	6438	25	92
MACEDOINE	Yougoslavie	oui	2.08	19.1	5095	42	61
GEORGIE	URSS	oui	5.45	9.8	4572	25	75.9
HONGRIE	comme en 1996		10.21	17.8	6245	58	70
KASAKHSTAN	URSS		16.95	21.3	4716	25	90
KIRGHIZISTAN	URSS		4.59	31.3	3114	25	77
LETONIE	URSS		2.61	33.7	6457	25	86
LITUANIE	URSS		3.71	5.6	4913	25	79
MOLDAVIE	URSS	oui	4.41	24.8	3893	25	85
MONGOLIE	de facto URSS		2.32	17.3	2100	0	91
POLOGNE	comme en 1996		38.3	16.5	4770	58	77
ROUMANIE	comme en 1996		22.76	3.3	3000	0	71
RUSSIE	URSS		148.67	17.9	7968	25	96
SLOVAQUIE	Tchécoslovaquie		5.31	9.8	7420	17	88
SLOVENIE	Yougoslavie		1.94	4.6	5095	42	89
TADJIKISTAN	URSS	oui	5.77	22.1	2558	25	103
TURKMENISTAN	URSS		3.92	33.6	4220	25	77
UKRAINE	URSS		51.55	24.6	5433	25	94
OUZBEKISTAN	URSS		21.86	24	3115	25	94

ANNEXE 2

Principales données sur l'évolution économique

PAYS	CLI	CHOMOY	CHUPIB	MOYINV	MOYINFL	MOYEXPORT	MOYCRED	IDEMOY
ALBANIE	0.90	26.35	-28	8.00	134.00	13.34	4.62	4.46
ARMENIE	1.02	5.10	-52	24.00	4740.67	9.36	1.30	0.04
AZERBAIDJAN	1.03	0.54	-23	15.63	912.60	15.19	0.79	0.51
BIELORUSSIE	1.07	1.32	-10	33.43	1153.40	13.60	0.47	0.05
BULGARIE	2.26	11.56	-12	23.20	135.30	36.07	1.86	0.68
CROATIE	3.16	17.77	-9	23.67	694.67	37.29	0.06	0.47
REP.TCHEQUE	2.71	2.84	-14	25.40	22.28	50.41	0.85	2.00
ESTONIE	2.04	7.23	-14	18.33	344.00	21.80	0.56	3.97
MACEDOINE	3.92	19.00	-21	13.50	557.25	64.41	1.57	0.29
GEORGIE	1.32	7.65	-40	30.00	4090.00	15.68	2.29	
HONGRIE	3.25	9.34	-12	21.60	25.88	33.65	2.04	3.59
KASAKHSTAN	1.31	1.28	-13	20.90	1489.00	19.49	0.68	1.82
KIRGHIZISTAN	1.81	0.43	-25	33.00	814.00	10.38	1.48	0.59
LETTONIE	1.64	4.63	-35	28.00	339.67	20.70	0.84	1.85
LITUANIE	1.83	2.57	-38	21.33	469.67	39.41	1.20	1.25
MOLDAVIE	1.62	0.98	-29	26.66	789.25	13.39	1.48	0.42
MONGOLIE	1.60	7.83	-10	21.17	191.90	50.39	7.41	0.75
POLOGNE	1.64	10.50	-12	28.33	117.67	23.46	0.30	0.24
ROUMANIE	1.03	5.33	-13	29.25	188.93	20.59	1.76	0.37
RUSSIE	1.92	1.88	-15	31.25	873.25	25.09	0.05	0.21
SLOVAQUIE	2.64	10.56	-15	29.40	24.48	63.59	1.25	1.28
SLOVENIE	2.52	13.00	-5	15.50	58.00	62.45	0.00	0.90
TADJIKISTAN	0.95	1.20	-29	25.19	2515.75	12.49	2.35	0.31
TURKMENISTAN	0.63	0.00	-5	47.18	3498.50	59.27	1.30	1.87
UKRAINE	0.80	0.43	-17	27.56	3184.00	17.72	0.04	0.19
OUZBEKISTAN	1.11	0.28	-11	25.50	583.25	18.74	1.21	0.34

ANNEXE 3

PAYS	Date de mise en place d'un programme de stabilisation	Régime de change adopté	Date de mise en place d'une monnaie propre	Unité monétaire
ALBANIE	Août 1992	Flexible	-	Lek
ARMENIE	Décembre 1994	Flexible	1993	Dram
AZERBAIDJAN	Janvier 1995	Flexible	1993	Manat
BIELORUSSIE	Novembre 1994	Flexible	1993	Rouble biélorusse
BULGARIE	Février 1991	Flexible	-	Lev
CROATIE	Octobre 1993	Fixe	1994	Kuna
REP.TCHEQUE	Janvier 1991	Fixe	-	Crown
ESTONIE	Juin 1992	Fixe	1992	Kroon
MACEDOINE	Janvier 1994	Fixe	-	Denar
GEORGIE	Septembre 1994	Flexible	1994	Coupon
HONGRIE	Mars 1990	Fixe	-	Forint
KASAKHSTAN	Janvier 1994	Flexible	1993	Tenge
KIRGHIZISTAN	Mai 1993	Flexible	1993	Som
LETTONIE	Juin 1992	Flexible/ Fixe ⁱ	1992	Lat
LITUANIE	Juin 1992	Flexible/ Fixe ⁱⁱ	1992	Talonai/Litai ⁱⁱⁱ
MOLDAVIE	Septembre 1993	Flexible	1993	Lei
MONGOLIE	Octobre 1992	Flexible	-	Tugrik
POLOGNE	Janvier 1990	Fixe	-	Zloty
ROUMANIE	Octobre 1993	Flexible	-	Lei
RUSSIE	Avril 1995	Flexible	-	Rouble
SLOVAQUIE	Janvier 1991	Fixe	-	Crown
SLOVENIE	Février 1992	Flexible	1991	Tolar
TADJIKISTAN	Février 1995	Flexible	1995	Rouble Tadjik
TURKMENISTAN	-	-	1993	Manat
UKRAINE	Novembre 1994	Flexible	1992	Karbovanetsi
OUZBEKISTAN	Novembre 1994	Flexible	1994	Sum

ⁱ Le système de change fixe a été adopté en Février 1994. De 1992 à 1994, il était flexible

ⁱⁱ Le système de change fixe a été adopté en Avril 1994. De 1992 à 1994, il était flexible. Ainsi, pour ces deux pays, nous avons retenu le taux de change flexible puisqu'ils ont retrouvé la croissance en 1994.

ⁱⁱⁱ talonai en 1992, Ltai ensuite

ANNEXE 4

Variable	Source	Calcul
produit par tête initial (PIBT)	rapports sur le développement humain du PNUD 1991 et 1993	1989 pour les pays de l'Est et 1990 pour les autres. Pour la Rép. Tchèque et la Slovaquie le PIB par tête de l'ancienne Tchécoslovaquie a été retenu. Pour la Macédoine, la Croatie et la Slovénie, nous avons retenu celui de l'ex-Yougoslavie. Des statistiques séparées pour ces provinces n'étaient pas disponibles. Il en résulte donc une sous-estimation du niveau de richesse initial pour la Slovénie et la Slovaquie et une sur-estimation pour la Macédoine.
taux de scolarisation secondaire SCOLSEC	annuaire 1996 de l'UNESCO	1980 pour les pays de l'Est et 1993 pour les ex-républiques. Les taux de scolarisation ayant vraisemblablement diminué pendant la transition, il y a donc une faible sous-estimation des taux pour les ex-républiques.
niveau de liberté politique LIBPOLIT	tiré de l'article de P.Murrell (1996)	Cet indicateur provient d'une étude sur les conditions politiques dans le monde de « Freedom House » en 1989. L'indice est composé d'une évaluation des droits politiques et des libertés civiles et prend des valeurs entre 0 et 100 (100 étant la liberté maximale évaluée dans le monde).
Taux d'investissement moyen INVMOYPIB	BERD et <i>Courrier des pays de l'Est</i> 1995	Pour certains pays les valeurs manquaient pour 1994. Il a alors été appliqué au taux de 1993, le taux de croissance des investissements de 1994, tiré de <i>Courrier des pays de l'Est</i> . Le niveau des investissements ainsi obtenu a ensuite été rapporté au PIB de 1994.
Taux moyen d'aide extérieure reçue MOYCREC	World Debt Tables 1996	La somme des crédits concessionnels et non concessionnels bilatéraux et multilatéraux versés, a ensuite été rapportée au PIB.
part du PIB lié au CAEM CAEM	tiré de l'article de Fischer, Sahay et Végh (1996)	pour les ex-républiques, seuls les échanges entre elles sont comptabilisés, si bien que cette variable sous-estime l'importance réelle de cette institution dans ces pays.
taille de la population POP	BERD	
chute initiale du PIB CHUPIB	BERD	1990 pour les pays de l'Est et 1992 pour les autres
système de change adopté TC	tiré de l'article de Sahay et Végh (1996)	
taux d'inflation moyen MOYINFL	BERD	
date de mise en place d'une politique de stabilisation DATESTAB	tiré de l'article de Sahay et Végh (1996)	Le Turkménistan est exclu de l'échantillon puisqu'en 1995 il n'avait toujours pas implanté de véritable programme.
taux de chômage moyen CHOMOY	BERD et article de De Melo, Denizer et Gelb (1996)	
indice du degré de libéralisation de	tiré de l'article de De Melo, Denizer et Gelb	Il a été calculé en additionnant les progrès annuels de libéralisation globale jusqu'à l'année de sortie de

l'économie CLI	(1996)	crise. Pour les pays encore en récession en 1995, le cumul a été fait jusqu'à la dernière année pour laquelle l'indicateur était disponible, à savoir 1994.
----------------	--------	---