

Cet article est disponible en ligne à l'adresse :

[http://www.cairn.info/article.php?ID\\_REVUE=ECOI&ID\\_NUMPUBLIE=ECOI\\_086&ID\\_ARTICLE=ECOI\\_086\\_0077](http://www.cairn.info/article.php?ID_REVUE=ECOI&ID_NUMPUBLIE=ECOI_086&ID_ARTICLE=ECOI_086_0077)

---

## Privatisation et croissance dans les pays de l'est

par Daniel LABARONNE

| La Doc. française | Économie internationale

2001/2 - n° 86

ISSN 1240-8095 | pages 77 à 98

---

Pour citer cet article :

– Labaronne D., Privatisation et croissance dans les pays de l'est, Économie internationale 2001/2, n° 86, p. 77-98.

---

Distribution électronique Cairn pour La Doc. française.

© La Doc. française. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

DANIEL LABARONNE<sup>1</sup>

# PRIVATISATION ET CROISSANCE DANS LES PAYS DE L'EST

**RÉSUMÉ.** Nous estimons une fonction de croissance des vingt-cinq pays de l'Est sur la période 1990-1999. Les résultats montrent que la stabilisation macroéconomique (la lutte contre l'inflation) et les modalités de mise en œuvre de la privatisation (le renoncement à la méthode de privatisation de masse, le recours à la méthode favorisant les *insiders*) exercent une action significative et positive sur la croissance à l'Est. Ces résultats vont à rebours des affirmations initiales du courant standard selon lesquelles les deux méthodes de privatisation favorables à la croissance sont la privatisation de masse et la vente directe des entreprises à des *outsiders*. Les résultats suggèrent que le développement des micro-entreprises associé à la petite privatisation exerce un impact non négligeable sur la croissance.

Classification *JEL* : L33 ; O4 ; P2.

Mots-clefs : transition ; privatisation ; pays de l'Est.

**ABSTRACT.** The authors assess an economic growth function for 25 East European countries, over the period 1990-1999. The results show that macroeconomic stabilisation (the struggle against inflation) along with the modes by which privatisation was implemented (the renunciation of mass privatisation, the recourse to privatisation methods favouring « *insiders* ») exert a positive and significant action on economic growth in the East. The results go against the standard, initial assertions according to which the two privatisation methods furthering economic growth are mass privatisation and direct selling of companies to « *outsiders* ». Finally, the results suggest that the development of micro-companies, combined with small-scale privatisation exert a not inconsiderable impact on economic growth.

*JEL* Classification: L33; O4; P2.

Keywords: Transition Economics; Privatization; Eastern European countries.

1. DANIEL LABARONNE est Maître de conférences, membre du LAREEFI, membre associé du ROSES, (danielabaronne@yahoo.fr). L'auteur tient à remercier les deux rapporteurs anonymes de la revue et Mathilde Maurel (ROSES-CNRS) pour leurs commentaires.

L'entrée dans le processus de transition, au début des années quatre-vingt-dix, a été marquée, pour chacun des vingt-cinq pays de l'Est<sup>2</sup>, par une chute sensible de leur niveau d'activité économique. Cette récession initiale, et partagée par l'ensemble de ces pays en réponse aux chocs systémiques induits par la transition, est sans doute le seul élément commun qui caractérise la croissance des économies de l'Est durant la décennie quatre-vingt-dix. Au terme de cette décennie, les profils d'évolution de la production nationale n'ont plus rien de comparable. Les divergences de trajectoire s'observent à trois niveaux : *i*) inter-zones, d'abord. Les PECO ont bénéficié, depuis 1993, d'un taux annuel de croissance positif tandis que les pays de la CEI n'ont enregistré que des taux annuels négatifs (sauf en 1997 : + 0,9 % et 1999 : + 2,5 %) ; *ii*) intra-zones, ensuite. Les PEC ont recouvré, en 1998, le niveau de production qui était le leur en 1989, alors que les PEO ou les États baltes n'ont récupéré, en 1998, que les trois-quarts de leur production initiale ; *iii*) au niveau des pays qui constituent les sous-ensembles géographiques, enfin. La Pologne et la Hongrie ont obtenu, à partir de 1993, des taux de croissance positifs et élevés alors que la République tchèque a connu des taux moyens et quelquefois négatifs.

L'explication de l'évolution différenciée des taux de croissance des pays de l'Est depuis la transition a fait l'objet de travaux récents et nombreux. Ces travaux proposent soit un bilan des dix années de la transition (Kolodko, 1999 ; Linn, 1999 ; Fischer & Sahay, 2000 ; Wyplosz, 2000), soit l'estimation d'une fonction de croissance des économies de l'Est depuis la transition. Dans ces travaux économétriques, l'évolution économique est expliquée par trois séries de facteurs : la libéralisation de l'activité économique (de Melo & alii, 1996) ; la stabilisation macroéconomique (Fischer & alii, 1996a) ; les conditions initiales à la transition (de Melo & alii, 1997, 2001). Dans des travaux plus récents, la croissance est présentée comme une conséquence de ces trois facteurs conjugués (Havrylyshyn & alii, 1998 ; Berg & alii, 1999).

Cet article s'inscrit dans le prolongement de ces études économétriques (présentées dans une première partie). Il se démarque cependant de ces travaux sur deux points. Sur un plan théorique, nous optons pour une conception qui, contrairement à l'analyse standard, relie les macro-phénomènes (la croissance) à des micro-phénomènes (la performance des firmes) et à des facteurs institutionnels (les modalités de transfert des droits de propriété dans le cadre des politiques publiques de privatisation). Sur un plan méthodologique, nous considérons les modalités de privatisation (vente directe, rachat par les salariés, privatisation de masse) comme une variable explicative discriminante de la croissance des économies en transition, contrairement à l'analyse standard qui ne tient pas compte de cette variable dans ses modèles explicatifs.

Dans le cadre de cette démarche « hétérodoxe », nous recourons à l'estimation d'un modèle à effets fixes, nos données étant des données de panel. L'équation estimée est une fonction de croissance (de type Barro) des vingt-cinq pays de

2. Pays de la Communauté des États Indépendants (CEI) : Arménie, Azerbaïdjan, Biélorussie, Géorgie, Kazakhstan, Kirghizstan, Moldavie, Ouzbékistan, Russie, Turkménistan, Tadjikistan, Ukraine.

Pays d'Europe centrale et orientale (PECO) décomposés en pays d'Europe centrale (PEC) : Hongrie, Pologne, République tchèque, Slovaquie, Slovénie et pays d'Europe orientale (PEO) : Albanie, Bulgarie, Croatie, Macédoine, Roumanie. États baltes (EB) : Estonie, Lituanie, Lettonie.

l'Est sur la période 1990-1999. La stratégie économétrique comporte deux étapes exposées dans la deuxième partie. Dans un premier temps, nous estimons une fonction de croissance dans laquelle se trouvent des variables qui varient dans le temps et à travers les différents pays, et des effets fixes<sup>3</sup>. Dans un deuxième temps, nous régressons les effets fixes obtenus à l'issue de la première étape sur des variables structurelles de privatisation. Les effets fixes mesurent la performance individuelle et micro-économique de chaque pays par rapport à la performance moyenne, macroéconomique, estimée dans la première étape. La seconde étape consiste à estimer l'impact des modes de privatisation sur l'écart individuel par rapport à la moyenne. L'avantage de cette démarche économétrique est de prendre en compte tous les effets individuels qui ne dépendent pas du temps. On obtient ainsi de meilleurs estimateurs des coefficients structurels comparés à ceux obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les résultats, malgré les limites inhérentes à la construction de ces fonctions, montrent que la stabilisation macroéconomique, en particulier la lutte contre l'inflation, est un facteur déterminant de la croissance à l'Est. Sur ce point, nous rejoignons les conclusions des analyses standard qui voient dans la stabilisation une clef du processus de croissance et de transition à l'Est. Nos résultats sont plus originaux concernant la relation privatisation-croissance à l'Est. Ils confirment le bien-fondé de notre démarche consistant à rechercher l'origine des trajectoires nationales de croissance dans les échecs ou les succès des programmes nationaux de privatisation. Ils montrent que ce sont moins les progrès de la privatisation (mesurés par la part du secteur privé dans l'activité économique) que les modalités de transfert des actifs publics au secteur privé qui expliquent ces trajectoires différenciées : le renoncement à la privatisation de masse et le recours à la méthode de rachat des entreprises par leurs salariés (méthode dite RES) sont ainsi deux variables significatives. Ici, les résultats vont à contre-courant des recommandations standard qui préconisaient, au début de la transition, dans un souci de rapidité, d'efficacité et d'équité, de privilégier la méthode de privatisation de masse et de renoncer à la méthode RES. Ces résultats suggèrent, enfin, que la petite privatisation, c'est-à-dire l'émergence et le développement de très petites entreprises privées, exerce un impact non négligeable sur la croissance à l'Est.

## L'estimation de fonctions de croissance standard

La variable expliquée dans les fonctions standard de croissance à l'Est est généralement le taux de croissance du PIB réel. Le champ d'étude porte sur les vingt-cinq pays de l'Est.

### Libéralisation et croissance

Le tout premier travail d'estimation est celui de de Melo, Denizer et Gelb (1996). Ces auteurs construisent un indicateur de libéralisation de l'activité

3. Variables que l'on n'observe pas, qui sont spécifiques à chaque pays, et qui ne varient pas dans le temps.

économique dont la valeur est égale à la somme de trois indices pondérés : la libéralisation des prix et l'état de la concurrence (pondération égale à 0,4) ; la liberté du commerce et le régime de change (0,3) ; la privatisation et la réforme bancaire (0,3). Pour chacune de ces réformes structurelles, les auteurs affectent une valeur comprise entre 0 (aucune réforme dans le domaine considéré) et 1 (réforme achevée). La valeur de cet indicateur de libéralisation, appelé indicateur « de Melo », est calculée, chaque année, pour chacun des pays de l'Est. La valeur cumulée des indicateurs annuels, sur la période 1989-1994, permet d'obtenir, au terme de six années de transition, le degré d'avancement dans le processus de libéralisation des différents pays de l'Est. Les auteurs montrent que la stabilisation macroéconomique est un impératif pour recouvrer la croissance. Plus vite la libéralisation de l'économie est engagée, plus vite l'activité économique se redresse, après la phase de repli. Le succès ou l'échec de la stabilisation est une fonction de l'intensité des réformes structurelles engagées durant les premières années de la transition, intensité mesurée par l'indicateur « de Melo ».

### Stabilisation et croissance

Fischer, Sahay et Végh (1996a) calculent une fonction de croissance sur trois années : 1992-1994. Dans leurs régressions, deux variables explicatives sont particulièrement significatives : la valeur de l'indicateur de libéralisation « de Melo » pour chacun des pays de l'Est et celle prise par le taux d'inflation. Ils ajoutent une variable auxiliaire pour le régime de change (1 pour fixe, 0 pour flexible). Les résultats de leurs régressions suggèrent que les pays qui ont mis en œuvre une politique de stabilisation rigoureuse, exprimée à travers la réduction de l'inflation et l'instauration d'un taux de change fixe, et qui ont engagé de profondes réformes structurelles, mesurées par l'indicateur « de Melo », sont ceux qui ont bénéficié les premiers d'une reprise durable de leur activité économique<sup>4</sup>.

### Conditions initiales et croissance

De Melo, Denizet, Gelb et Tenev (1997) estiment une fonction de croissance sur cinq années, 1990-1994. Les variables explicatives, pour chacun des pays de l'Est étudiés, sont, d'une part, la valeur de l'indicateur de libéralisation « de Melo », d'autre part, la valeur d'un indicateur synthétique représentatif des conditions économiques initiales au début de la transition, conditions classées en deux catégories de variables (appelées variables MDGT). La première catégorie correspond aux variables de « distorsions macroéconomiques » initiales. Ces variables, mesurées à l'entrée du processus de transition pour chacun des pays de l'Est, prennent en compte la part des échanges extérieurs à destination du CAEM dans le PIB ; l'importance du marché noir ; le surplomb monétaire ou encore la « mémoire » de marché (pour capturer la « familiarité » ou la « distance » initiale avec les institutions de marché). La seconde catégorie regroupe les variables de « niveau de développement » de chacun des pays de l'Est au début de la transition. Ces variables sont : le revenu par habitant en 1989, en parité de pouvoir d'achat ; l'urbanisation (une économie rurale ayant *a priori* un niveau de vie plus

4. Les auteurs obtiendront à peu près les mêmes résultats économétriques dans l'estimation d'une fonction de croissance des vingt-cinq pays de l'Est sur une période légèrement plus longue – 1992-1995 – (Fischer, Sahay & Végh, 1998).

faible); l'industrialisation (pour capter les phénomènes de surindustrialisation fréquents dans les économies de l'Est); les richesses naturelles et le taux de croissance sur la période 1985-1989. Les résultats sont conformes aux attentes des auteurs. La mise en œuvre des réformes structurelles, visant à libéraliser l'activité économique, joue positivement sur la croissance. Les distorsions macroéconomiques initiales et un faible niveau de développement exercent un impact négatif sur la croissance. La prise en compte d'un effet retardé de la libéralisation sur la croissance montre que le « stock » de réformes agit positivement sur la croissance, alors que la mise en œuvre des réformes, une année, joue immédiatement contre la croissance, cette même année<sup>5</sup>.

### Stabilisation, réformes structurelles, conditions initiales et croissance

Considérant que chacun des trois facteurs étudiés précédemment devait être associé dans une interprétation globale de la croissance à l'Est, deux études vont estimer des fonctions de croissance où ces trois facteurs sont réunis.

Havrylyshyn, Izvorski et Van Rooden (1998) analysent les déterminants de la croissance à l'Est sur la période 1990-1997. Le taux de croissance du PIB réel est expliqué par quatre variables: *i*) le taux d'inflation qui rend compte de la politique de stabilisation; *ii*) la valeur des indicateurs de libéralisation « de Melo » sur la période 1990-1993, et celle des indicateurs de transition « BERD » sur la période 1994-1997 qui évaluent les réformes structurelles engagées<sup>6</sup>; *iii*) les dépenses budgétaires en pourcentage du PIB qui sont « censées » mesurer l'importance de la bureaucratie; *iv*) les deux catégories de variables MDGT pour les conditions initiales.

Les auteurs tirent quatre enseignements des résultats de leurs tests. *i*) Les variables de stabilisation (inflation) et de libéralisation expliquent à elles seules 70 % de la variation de la croissance. *ii*) Plus les dépenses gouvernementales sont élevées, relativement aux PIB, plus la croissance est faible. Les effets négatifs associés aux contraintes budgétaires « molles » l'emportent sur les effets positifs de relance de type keynésien. *iii*) Les réformes structurelles exercent un effet de « courbe en J » sur la croissance. Ces réformes, pour les pays qui les mettent en œuvre sans délai, ont d'abord un impact négatif qui explique la récession initiale de ces pays (1990-1993). Elles ont ensuite un impact fortement positif (1994-1997). Cette relation suggère que là où les réformes sont précoces (tardives), la

5. Les auteurs montrent, dans un article plus récent (de Melo & alii, 2001), qu'il existe une corrélation forte entre l'indicateur « de Melo » et un indicateur de libéralisation politique pour chacun des pays de l'Est étudiés. Dethier, Ghanem et Zoli (1999) estiment une fonction où l'indicateur « de Melo » est expliqué positivement par une série de variables qui rendent compte des progrès réalisés dans le domaine des libertés politiques et civiques à l'Est, sur la période 1992-1997.

Commander et Frye (1999) considèrent que les conditions politiques initiales sont aussi importantes que les conditions économiques dans l'explication de la croissance à l'Est. L'alternance électorale et la cohésion sociale, au début de la transition, neutralisent l'action des groupes d'intérêt, facilitent la mise en œuvre des plans de stabilisation, favorisent l'adoption précoce des réformes structurelles. Les conditions politiques initiales détermineraient ainsi l'évolution de la croissance des économies en transition.

6. Les indicateurs de transition BERD, calculés à partir de 1994, sont plus complets que les indicateurs de libéralisation « de Melo » (dont le calcul s'arrête en 1994). La valeur de l'indicateur « BERD », pour chaque pays, chaque année, est obtenue en faisant la moyenne (sans pondération) de huit indicateurs de réformes structurelles: grande privatisation, petite privatisation, gestion et restructuration des firmes, libéralisation des prix, commerce et régime de change, état de la concurrence, réforme bancaire, sécurité des marchés et des institutions non-financières. La BERD évalue les progrès annuels de la transition en attribuant à chaque pays et pour chacun des huit indicateurs une valeur comprise entre 0 (aucune réforme engagée) et 4<sup>+</sup> (réforme achevée).

reprise est plus rapide (lente) et la croissance plus vigoureuse (faible). *iv*) Les conditions initiales ont un effet défavorable sur la croissance, mais cet effet n'est pas permanent. Il décroît au fur et à mesure que le processus de transition avance dans le temps.

Berg, Borensztein, Sahay et Zettelmeyer (1999) procèdent à l'estimation d'une fonction de croissance sur la période 1990-1996. Ils expliquent le taux de croissance annuel par trois séries de facteurs : *i*) des variables macroéconomiques qui rendent compte des résultats de la politique de stabilisation telles que déficit budgétaire en pourcentage du PIB, taux d'inflation, régime du taux de change ; *ii*) des variables liées aux réformes structurelles telles que les indicateurs de libéralisation « de Melo », sur la période 1990-1994, et ceux de la BERD, pour 1995-1996 ; *iii*) des variables associées aux conditions initiales, les deux catégories de variables MDGT.

Les auteurs soulignent quatre résultats : *i*) La récession au début de la transition des économies de l'Est s'explique par des conditions initiales adverses. Elle ne tient pas aux conséquences de la mise en œuvre des réformes structurelles. Il n'y a donc pas d'effet de « courbe en J ». Ces réformes exercent bien un impact négatif sur l'activité mais cet impact agit uniquement sur l'activité des entreprises publiques. En revanche, les réformes structurelles jouent positivement sur l'activité des entreprises privées. Ce dernier effet positif sur la croissance compense, et au-delà, le premier impact récessionniste sur les entreprises publiques. *ii*) La lutte contre l'inflation favorise sans doute le retour à la croissance, mais le facteur essentiel de reprise de l'activité est le degré des réformes structurelles engagées. *iii*) Les conditions initiales défavorables ne sont pas irréversibles. Leurs effets négatifs initiaux sur la croissance sont neutralisés, puis renversés, par la mise en œuvre et l'approfondissement des réformes structurelles. *iv*) Plus vite les réformes sont engagées, plutôt la reprise s'opère et plus forte est la croissance.

## L'environnement institutionnel et la croissance

Havrylyshyn et Van Rooden (2000) intègrent une quatrième variable dans l'estimation de leur précédente fonction de croissance. Leurs calculs portent sur la période 1991-1998. À côté des variables liées à la stabilisation macroéconomique (inflation), aux réformes structurelles (indicateurs « de Melo » et BERD) et aux conditions initiales (variables MDGT), ils ajoutent une variable supplémentaire « d'environnement institutionnel » des économies en transition. Cette variable est mesurée à l'aide de deux séries d'indicateurs. Un indice d'environnement légal pour les activités économiques : qualité du cadre juridique qui instaure l'État de droit, protège les droits de propriété, favorise la libre entreprise, régleme les faillites, sécurise les contrats, assure la transparence des activités. Un indice de libertés politiques et civiques : avancée du processus démocratique, droits des assemblées, liberté d'expression, égal traitement des citoyens et des responsables politiques ou judiciaires.

Les auteurs soulignent que cette variable exerce bien un impact sur la croissance mais, selon eux, cette influence n'est pas déterminante. Un environnement institutionnel favorable est certes nécessaire pour assurer les bases de la croissance, mais cela n'est pas suffisant : un bon fonctionnement des marchés (les

réformes structurelles) et des prix stables (la stabilisation) restent les deux facteurs essentiels de la croissance, l'influence des conditions initiales étant décroissante avec le temps.

## E

### stimation d'une fonction de croissance hétérodoxe

Dans le modèle standard, le comportement des acteurs publics (responsables politiques, bureaucrates, managers des entreprises publiques) engagés dans la définition et la mise en œuvre des politiques de transition ne fait pas l'objet d'une attention particulière. Ce désintérêt s'explique pour des raisons théoriques : dans une conception « wébérienne » de l'État bienveillant, les acteurs publics sont avant tout préoccupés par le souci de l'intérêt général et la volonté de rendre maximum le bien-être collectif. Dès lors, leurs comportements ne peuvent pas être un obstacle au processus de transition. Ces acteurs « appliquent des solutions » pour parvenir le plus rapidement possible à l'économie de marché, ces solutions étant censées aller dans le sens de l'intérêt général.

Dans une vision alternative, les acteurs publics peuvent être considérés comme un ensemble d'agents qui cherchent à maximiser leur utilité respective sous un réseau de contraintes économiques et politiques. Cette vision est éloignée de la conception normative selon laquelle la puissance publique serait motivée par la seule défense de l'intérêt général. Dans ce cadre alternatif, il est possible d'endogénéiser le comportement des acteurs publics en considérant leurs attitudes comme un frein éventuel à la mise en place des institutions de la transition.

Nous avons essayé de montrer, dans des travaux antérieurs consacrés à la privatisation à l'Est, pièce essentielle du nouveau dispositif institutionnel des économies de l'Est en transition, que le comportement des acteurs publics pouvait être un facteur de blocage de la privatisation, en particulier, et de la transition, en général. Devant les échecs ou les lenteurs du transfert des actifs publics, résultats inattendus pour les partisans du modèle standard, nous avons attribué l'origine des performances inégales de la privatisation à l'action hostile ou favorable des acteurs publics. Pour ces agents, la permanence du contrôle public peut être un moyen de conserver pour eux des avantages politiques (les responsables gouvernementaux, voir Labaronne, 1995) redistributifs (les bureaucrates qui mettent en œuvre des stratégies « d'ancrage administratif », voir Labaronne, 1997) ou managériaux (les dirigeants des entreprises publiques qui développent des « stratégies d'enracinement », voir Labaronne, 1998).

Dans le cadre de cette conception positive du comportement des acteurs publics, et compte tenu de l'impact que peut jouer *a priori* la privatisation dans l'explication de la dynamique de croissance des économies en transition, il nous semble légitime de rechercher les liens éventuels entre les méthodes de privatisation privilégiées et la croissance différenciée des économies de l'Est, depuis le début de la transition. Cette analyse repose sur trois bases : *i*) un référentiel théorique, celui de l'approche néo-institutionnelle. La dynamique économique dépend du cadre institutionnel qui est déterminé de façon endogène par des facteurs éco-

nomiques, politiques, comportementaux. *ii*) Une approche méthodologique de nature positive. L'interrogation porte sur les facteurs de blocage ou d'accélération du processus de transition et de croissance. La démarche se propose, en particulier, d'expliquer les macro-phénomènes (la croissance) par des facteurs de nature microéconomique (les performances inégales des firmes conséquences des méthodes de privatisation privilégiées). *iii*) Un outil économétrique, l'estimation d'une fonction de croissance, dont la construction et les résultats tentent de corroborer la démarche théorique et méthodologique retenue.

Avant de présenter cette fonction de croissance, nous revenons sur les limites théoriques, méthodologiques et empiriques des études évoquées jusqu'à présent. Notre fonction tentera de dépasser ces limites en proposant une démarche économétrique alternative. Nous pourrions présenter nos résultats économétriques dont les enseignements sont assez différents de ceux de l'analyse traditionnelle.

### Une démarche théorique différente

Les études standard procèdent à un découplage des phénomènes micro- et macroéconomiques. Ainsi, alors que de très nombreux articles ont été consacrés, depuis la transition, aux relations théoriques et empiriques associant la performance des entreprises des économies de l'Est à : *i*) la forme de leur propriété (publique *versus* privée), *ii*) leur statut (entreprises de type individuel *versus* entreprises de type managérial), *iii*) la méthode de privatisation dont les firmes ont fait l'objet (méthodes en faveur des *outsiders* – vente directe –, méthode au profit des *insiders* – rachat des entreprises par leur salariés, – méthode au bénéfice de la population tout entière – privatisation de masse), aucune des études évoquées n'intègre dans leur modèle les principales conclusions issues de ces articles<sup>7</sup>. Cette démarche théorique soulève une question : peut-on valablement modéliser, à un niveau macroéconomique, les facteurs à l'origine de la croissance du PIB, PIB évalué comme la somme des valeurs ajoutées créées par les unités de production, sans tenir compte des facteurs qui, à un niveau microéconomique, déterminent la performance des entreprises, entreprises qui sont, par excellence, les unités de production créatrices de valeur ajoutée au sein d'une économie ?

Les travaux sur la performance des firmes nous livrent, pourtant, quatre enseignements majeurs qui peuvent être utiles dans l'interprétation de la croissance des économies de l'Est : *i*) Les firmes privées sont, en général, plus performantes que les entreprises publiques. *ii*) Les firmes privées de type individuel, créées *ex nihilo* ou issues de la petite privatisation, sont plus efficaces que les entreprises de type managérial. *iii*) Les firmes privatisées au moyen de la privatisation de masse sont généralement moins efficaces. *iv*) Les entreprises managériales dont le capital est contrôlé par des *outsiders* étrangers ou domestiques ne sont pas, contrairement aux présupposés théoriques du modèle standard, systématiquement plus performantes que celles dominées par des *insiders*.

En partant de l'hypothèse théorique que les facteurs qui déterminent la performance des firmes exercent également une influence sur la croissance des pays où résident ces entreprises, nous sommes conduits, sur un plan méthodologique, à élaborer un modèle dans lequel la privatisation, et les méthodes de privatisation

7. Nous proposons une recension des études publiées, depuis la transition, sur les relations entre performance des firmes et privatisation dans les économies de l'Est (Labaronne, 2002).

mises en œuvre, sont des variables discriminantes de la croissance. Cette démarche rompt avec celle développée dans les études précédentes.

### La privatisation, une variable discriminante

La construction des fonctions de croissance standard conduit, en cohérence avec la démarche théorique retenue, à faire de la privatisation, et par conséquent des modalités de privatisation retenues, une variable explicative non discriminante de la croissance.

Ces études, pour les plus récentes d'entre elles, expriment le taux de croissance du PIB des vingt-cinq pays (i) pour chaque année étudiée (t), à partir de quatre facteurs explicatifs : la stabilisation (l'inflation), les réformes structurelles (la libéralisation de l'activité), les conditions initiales, l'environnement institutionnel. Les fonctions retenues sont du type :

$$\text{PIB}_{it} = a_i + \alpha_1 \text{stabilisation}_{it} + \beta_2 \text{réformes structurelles}_{it} + \chi_3 \text{conditions initiales}_i + \delta_4 \text{variables institutionnelles}_{it} + \theta_{it}.$$

Dans ces fonctions, l'impact de la privatisation apparaît « dilué » dans la méthode de construction des variables explicatives du modèle. Cet impact est évalué à travers la variable « réformes structurelles ». Les valeurs représentatives de cette variable pour chacun des pays sont celles prises par les indicateurs « de Melo »<sup>8</sup>, pour la période 1990-1994 et par les indicateurs « BERD »<sup>9</sup>, à partir de 1995. Compte tenu du parti pris, consistant à « noyer » la valeur de l'indicateur de la privatisation dans la valeur de la variable « réformes structurelles », et sachant que cette variable est elle-même associée à trois autres variables explicatives de la croissance, nous faisons l'hypothèse méthodologique que cette construction sous-évalue l'influence réelle de l'impact des modalités de la privatisation sur la croissance.

En complément de cette hypothèse, soulignons, d'une part, que la valeur de la pondération affectée à la privatisation dans l'indicateur « de Melo » – 0,3 – n'est pas justifiée par les auteurs. Pourquoi pas 0,1 ou 0,5 ? Elle revêt, par conséquent, un caractère subjectif, fonction des présupposés théoriques des auteurs. D'autre part, cette valeur est associée à celle mesurant les progrès de la réforme bancaire. Or, l'évolution de cette réforme a des traits spécifiques qui la distinguent de ceux de la privatisation des entreprises industrielles ou agricoles et, là encore, les auteurs ne justifient pas ce regroupement. Les indicateurs BERD, de ce point de vue, apparaissent plus cohérents. Ils ne sont pas pondérés et les indicateurs de progrès de la privatisation (petites et grandes privatisations, restructurations des entreprises) sont dissociés de ceux des institutions financières (réforme bancaire et libéralisation des taux d'intérêt, sécurité des marchés et des institutions non financières).

8. Rappelons que la valeur de l'indicateur « de Melo » est égale à la somme de trois indices pondérés : la libéralisation des prix et l'état de la concurrence (pondération égale à 0,4) ; la liberté du commerce et le régime de change (0,3) ; la privatisation et la réforme bancaire (0,3).

9. La valeur de l'indicateur BERD est égale à la moyenne de huit indicateurs des progrès de la transition : grande privatisation, petite privatisation, gestion et restructuration des firmes, libéralisation des prix, commerce et régime de change, état de la concurrence, réforme bancaire, sécurité des marchés et des institutions non-financières.

## Observations sur le plan empirique

Les estimations précédentes offrent des résultats économétriques souvent divergents. On peut s'en étonner dans la mesure où les sources statistiques (autorités nationales, FMI, Banque mondiale, OCDE), les variables retenues et leur valeur (issues des mêmes sources), le champ géographique (les vingt-cinq pays de l'Est) et la période d'étude (la transition depuis 1990) sont à peu près les mêmes dans les tests des auteurs. Ainsi, tous les travaux retiennent la valeur des indicateurs « de Melo » (puis BERD) afin de mesurer l'impact de la libéralisation sur la croissance. Or, cet impact n'est pas identique selon les études. Tantôt il exerce un effet de « courbe en J » sur la croissance (de Melo & *alii*, 1997 ; Havrylyshyn & *alii*, 1998), tantôt cet effet ne joue pas (Berg & *alii*, 1999). Les conditions initiales auraient une influence significative et durable sur la croissance (de Melo & *alii*, 1997 et 2001), importante mais décroissante avec le temps (Havrylyshyn & *alii*, 1998), neutralisée par les réformes structurelles (Berg & *alii*, 1999), indirectes en agissant sur la capacité des responsables politiques à mettre en œuvre les réformes économiques, réformes qui déterminent l'évolution de l'activité économique (Commander & Frye, 1999).

## Présentation de la fonction de croissance

Les limites des études évoquées nous conduisent à proposer une démarche économétrique alternative qui se différencie sur trois points des fonctions de croissance standard. *i*) Nous recourons à l'estimation d'un modèle à effets fixes, sur données de panel, d'une fonction de croissance de type Barro des vingt-cinq pays de l'Est, sur la période 1990-1999. Puis nous régressons les effets fixes de cette fonction sur des variables structurelles de privatisation. *ii*) Nous abandonnons les variables de conditions initiales. Elles n'apparaissent pas dans notre fonction de croissance car elles ne dépendent pas du temps. Elles sont donc incluses dans les effets fixes de la fonction de croissance. *iii*) Nous ne retenons pas les indicateurs « de Melo » et « BERD » en raison du caractère subjectif de leur élaboration, notamment pour les premiers. Nous montrons que d'autres informations quantitatives permettent d'approcher le rôle de la libéralisation de l'activité économique dans l'origine de la croissance.

Dans l'estimation de notre fonction de croissance, la variable expliquée est le taux de croissance du PIB réel, (dénommée dans nos tests, PIB) des vingt-cinq pays de l'Est sur dix années : 1990-1999. Les valeurs que nous utilisons pour cet agrégat proviennent du rapport de la BERD (1999, p. 73). Ce rapport reprend les chiffres officiels fournis par les différentes institutions internationales. Les chiffres de 1998 sont des résultats préliminaires, ceux de 1999 des projections effectuées par la BERD. Ces chiffres officiels souffrent de biais statistiques nombreux dans l'évaluation de la production nationale. Ces biais étaient présents dès le début de la transition, ils demeurent aujourd'hui en raison d'un important secteur informel à l'Est. Par conséquent, les résultats des tests obtenus à partir de ces chiffres officiels, sans doute mal évalués pour un grand nombre d'entre eux, doivent être interprétés avec prudence.

Concernant les variables explicatives, nous retenons, de façon classique, le taux d'inflation, exprimé sous forme logarithmique (LOGINF, BERD [1999],

p. 76)<sup>10</sup>, la balance du budget de l'État, généralement déficitaire, exprimée en pourcentage du PIB (DEFICIT, BERD [1999], p. 77), le rapport, exprimé sous forme logarithmique, du montant annuel des flux d'investissements directs étrangers sur le PIB en valeur (LOGIDE, BERD [1999], pp. 184-281). Les variables sont transformées pour prendre en compte les problèmes d'hétéroscédasticité. Notre équation synthétique de croissance du PIB réel, avec effets retardés, s'écrit :

$$\text{PIB}_{it} = \mu_i + a_0 \text{LOG}(\text{INF}_{i,t}) + a_1 \text{LOG}(\text{INF}_{i,t-1}) + b_0 (\text{DEF}_{i,t}/\text{PIBVAL}_{i,t}) + b_1 (\text{DEF}_{i,t-1}/\text{PIBVAL}_{i,t-1}) + c \text{LOG}(\text{IDE}_{i,t}/\text{PIBVAL}_{i,t}) + v_{i,t} \quad (1)$$

Dans une démarche économétrique de cette nature, le signe attendu des coefficients des variables est fonction des présupposés théoriques des auteurs. Concernant l'inflation, un faible taux est généralement considéré, dans le modèle néo-classique comme dans le modèle néo-keynésien, comme une condition essentielle de la croissance : il permet aux prix relatifs de jouer leur rôle d'allocation optimale des ressources et il favorise les anticipations des agents. Ce point d'accord fondamental entre les deux modèles suggère un signe négatif pour cette variable ( $a_0 < 0$ ).

L'impact sur la croissance de la balance budgétaire et du taux de change est plus controversé chez les auteurs. Si le déficit a pour origine une absence de maîtrise des comptes publics et s'il a pour conséquence des prélèvements obligatoires élevés qui handicapent la compétitivité des entreprises, il aura un impact négatif sur la croissance. D'autant que des effets d'éviction associés au financement du déficit public peuvent défavoriser le financement des investissements privés productifs et freiner la croissance ( $b_0 < 0$ ). Si ce déficit alimente la demande dans un contexte de ralentissement de l'activité économique, il peut avoir un effet positif de relance de type keynésien. Les dépenses publiques, par leur rôle de soutien de la demande et de garantie de ressources en faveur des agents les plus touchés par la transition, peuvent être des amortisseurs de crise favorables à la croissance ( $b_0 > 0$ ).

La variable d'investissements directs étrangers tente de prendre en compte l'effet indirect des IDE sur la croissance. Ces investissements sont tout à la fois une source d'accumulation du capital et de financement de la privatisation, un facteur de restructuration des firmes et d'amélioration de leurs performances microéconomiques, un foyer de compétitivité et d'externalités positives, une composante de l'offre, à l'origine d'une capacité de production supplémentaire, et de la demande, par les effets revenus qu'ils entraînent.

Si les IDE peuvent être indirectement à l'origine d'une partie de la croissance, en retour celle-ci est une composante des facteurs d'attractivité de l'IDE dans les économies de l'Est. Ces facteurs comprennent (Andreff, 1998) : *i*) le climat d'investissement, autrement dit l'environnement économique général des pays d'accueil de l'IDE ; *ii*) les risques pays évalués par les agences de notation ; *iii*) le traitement de l'IDE, qui renvoie au dispositif institutionnel favorisant les investissements, en général, les IDE en particulier. Ces facteurs d'attractivité soulignent que la prise en compte des flux quantitatifs d'IDE dans notre fonction de croissance est de nature à refléter, de façon indirecte, les effets de la libéralisation éco-

10. Nous indiquons à côté de chaque variable retenue dans notre estimation, la référence bibliographique permettant de retrouver les valeurs de cette variable pour les vingt-cinq pays et les dix années étudiées.

nomique et institutionnelle (l'environnement économique et légal des investissements) sans avoir à utiliser les indicateurs « de Melo » dont nous avons souligné le caractère subjectif. Le signe attendu de la variable IDE est donc positif ( $c > 0$ ).

### Résultats de l'estimation de la fonction de croissance

Les résultats de notre fonction synthétique de croissance du PIB réel montrent que la variable d'inflation a le signe négatif attendu (TABLEAU 1). L'inflation, et plus encore l'inflation accumulée (prise en compte avec l'effet retardé) jouent contre la croissance : c'est un fait « stylisé » qui s'impose dans l'ensemble des études économétriques sur la croissance des économies en transition. La variable de déficit a un signe positif. L'effet keynésien de soutien de la demande par la dépense publique, dans un contexte de transition, semble l'emporter sur l'effet négatif associé à une contrainte « budgétaire molle », contrairement aux hypothèses d'offre du modèle standard. Toutefois, si les dépenses publiques d'une année exercent une action positive sur la croissance, la même année, l'accumulation d'un « stock » de déficit budgétaire est une menace pour la pérennité de la croissance. La variable d'investissements directs a le signe attendu, positif mais son coefficient n'apparaît pas significatif au seuil critique.

TABLEAU 1

Variable expliquée : le taux de croissance du PIB réel (1990-1999)				
Variabes explicatives	Signes attendus des coefficients des variables	Valeurs observées des coefficients estimé	T de Student	Coefficient de régression
LOG(INF <sub><i>i,t</i></sub> )	$a_0 < 0$	- 2,26	- 2,56	$R^2 = 0,47$
LOG(INF <sub><i>i,t-1</i></sub> )	$a_1 < 0$	- 4,39	- 5,67	
(DEF <sub><i>i,t</i></sub> /PIBVAL <sub><i>i,t</i></sub> )	$b_0 ?$	+ 0,55	+ 3,41	
(DEF <sub><i>i,t-1</i></sub> /PIBVAL <sub><i>i,t-1</i></sub> )	$b_1 ?$	- 0,31	- 3,23	
LOG(IDE <sub><i>i,t</i></sub> /PIBVAL <sub><i>i,t</i></sub> )	$c > 0$	+ 0,85	+ 1,20	
$\delta_i$		10,55	+ 6,1	

### Variabes de privatisation

Dans notre démarche économétrique, nous régressons les effets fixes  $\mu_i$ , obtenus à l'issue de la première étape, sur les variables structurelles de privatisation. Avant d'examiner nos résultats, nous présentons les variables retenues dans cette régression et nous proposons une analyse descriptive rapide de l'évolution de ces variables pour les pays de l'Est depuis la transition.

Pour chaque année et chacun des vingt cinq pays de l'Est étudiés, nous tenons compte de la part du secteur privé dans le PIB (PRIVÉ, BERD [1999], pp. 183-287). Nous construisons des variables représentatives de la méthode de privatisation mise en œuvre de façon privilégiée chaque année, par les différents pays. Trois méthodes pouvaient être retenues de manière principale : *i*) La vente directe à des actionnaires extérieurs aux entreprises (VENTE), nous utilisons alors une variable auxiliaire : 1 si cette méthode a été privilégiée durant l'année, 0 dans le

cas contraire. *ii*) Le rachat des entreprises par leurs salariés (RES = 1 ou 0). *iii*) La privatisation de masse (MASSE = 1 ou 0). La valeur de nos variables de privatisation repose sur des bilans quantitatifs et qualitatifs de la privatisation à l'Est que nous avons proposés dans des travaux antérieurs. Ces bilans portent sur les résultats de cette privatisation, à mi-parcours de la décennie quatre-vingt-dix, pour l'ensemble des pays de l'Est (Labaronne, 1999a), ou sur des résultats plus récents dans le cas des pays d'Europe centrale et orientale (Labaronne, 1999b) et des pays de la Communauté des États Indépendants (Labaronne, 2000).

Concernant les statistiques de la part du secteur privé dans le PIB, le TABLEAU 2 montre à la fois une progression significative et une très grande diversité du poids de l'activité privée dans la richesse nationale à l'Est. Progression dans la mesure où, au début de la transition, ce poids était négligeable dans l'économie de la plupart des pays de l'Est. Aujourd'hui, il représente plus de 50 % du PIB dans 19 des 25 pays orientaux. Diversité quand on constate qu'au terme d'une décennie, certains pays (République tchèque, Hongrie) ont pratiquement achevé la privatisation de leur économie alors que d'autres (Azerbaïdjan, Moldavie, Ouzbékistan) sont à la moitié du chemin ou que d'autres encore (Biélorussie, Tadjikistan, Turkménistan) entament à peine ce processus.

TABLEAU 2

Part du secteur privé dans le PIB, mi-1999				
En % *				
Supérieure à 70 %	Entre 70 et 60 %	Entre 59 et 50 %	Entre 49 et 40 %	Moins de 40 %
Albanie (75)	Arménie (60)	Kazakhstan (55)	Azerbaïdjan (45)	Biélorussie (20)
Estonie (75)	Bulgarie (60)	Slovénie (55)	Moldavie (45)	Tadjikistan (30)
Hongrie (80)	Croatie (60)	Ukraine (55)	Ouzbékistan (45)	Turkménistan (25)
République slovaque (75)	Géorgie (60)			
République tchèque (80)	Kirghizstan (60)			
	Lettonie (65)			
	Lituanie (70)			
	Macédoine (55)			
	Pologne (65)			
	Roumanie (60)			
	Russie (70)			

\* Indiqué entre parenthèses.

Source : d'après BERD (1999, p. 24).

S'agissant de la méthode de privatisation principale mise en œuvre, le TABLEAU 3 indique la méthode retenue, en 1999, dans chacun des PECO et des pays de la CEI. La privatisation de masse avec distribution gratuite de coupons de privatisation à la population reste, à la fin de la décennie quatre-vingt-dix, la méthode de privatisation privilégiée dans un grand nombre de pays (11 sur 25). C'est notamment le cas dans sept des douze pays de la CEI. La privatisation par vente directe devient la seconde méthode de privatisation principalement utilisée (8 pays). C'est une évolution récente observée depuis 1997. Jusqu'à cette date, dans des pays comme la Pologne ou la Slovaquie, cette méthode arrivait en troisième position, loin derrière le rachat des entreprises par leurs salariés ou la pri-

TABLEAU 3

Méthode de privatisation principale mise en oeuvre dans chacun des PECO et des pays de la CEI en 1999			
	Vente*	RES**	MASSE***
Hongrie	+		
Pologne	+		
République slovaque	+		
République tchèque			+
Slovénie			+
Albanie		+	
Bulgarie	+		
Croatie		+	
Macédoine		+	
Roumanie			+
Estonie	+		
Lettonie	+		
Lituanie			+
Arménie			+
Azerbaïdjan			+
Biélorussie		+	
Géorgie			+
Kazakhstan	+		
Kirghizstan			+
Moldavie			+
Ouzbékistan		+	
Russie			+
Tadjikistan	+		
Turkménistan		+	
Ukraine			+

\* Vente : ventes directes à des investisseurs domestiques ou étrangers.  
 \*\* RES : rachat des entreprises par leurs salariés (managers ou employés).  
 \*\*\* Masse : privatisation de masse avec distribution gratuite de coupons de privatisation à la population.

Source : D'après BERD (1999, p. 24).

privatisation de masse ; dans des pays comme la Lettonie ou le Kazakhstan elle venait en seconde position après la méthode RES. La méthode de rachat des entreprises par leurs salariés arrive aujourd'hui en dernière position. Cela correspond à une évolution du processus de privatisation à l'Est. Après la privatisation des actifs agricoles et industriels, l'heure est aujourd'hui à la privatisation des services publics, notamment dans le cas des PECO. Ces privatisations concernent la production et la distribution de l'électricité et du gaz, l'approvisionnement en eau potable, les télécommunications, les transports collectifs ou encore les banques publiques. La nature des nouveaux actifs privatisés explique en grande partie le glissement des méthodes de privatisation. D'une privatisation des actifs industriels qui a privilégié la méthode RES ou la privatisation de masse, et qui est en voie d'achèvement dans les pays les plus avancés dans la réforme, on passe à une nouvelle phase de la privatisation, celle des actifs tertiaires qui est plus favorable aux méthodes traditionnelles de vente à des investisseurs directs étrangers.

Dans notre démarche économétrique, l'équation qui permet de régresser les effets fixes de la fonction précédente sur les variables de privatisation s'écrit :

$$\mu_i = \beta_i + d \text{SECTPRIVÉ}_{i,t} + e \text{VENTE}_{i,t} + f \text{RES}_{i,t} + g \text{MASSE}_{i,t} \quad (2)$$

La part du secteur privé dans le PIB est supposée refléter les progrès quantitatifs de la privatisation. Les travaux portant sur les relations entre les performances des firmes et la forme de leur propriété, publique *versus* privée, ont très largement démontré que la privatisation des entreprises publiques s'était accompagnée d'une amélioration de leur efficacité mesurée en terme de gains de productivité et de profitabilité. Si l'hypothèse théorique que nous avons formulée est bonne : les facteurs qui déterminent la performance des firmes, au premier rang desquels la privatisation, exercent une influence sur la croissance, le signe du coefficient de la variable SECTPRIVÉ doit être positif ( $d > 0$ ).

Cette relation doit toutefois être complétée du fait de son caractère non univoque. La Russie et la République tchèque, par exemple, ont largement privatisé leur activité : le secteur privé représente aujourd'hui respectivement 70 % et 75 % de leur PIB. Mais, en une décennie, la Russie n'a enregistré que deux fois un taux de croissance annuel positif et la République tchèque quatre fois. À l'inverse, la Slovénie, dont l'activité privée représente « seulement » 55 % du PIB, a connu sept fois un taux de croissance positif sur la même période. L'aspect quantitatif que mesure la part du secteur privé dans le PIB doit alors être pondéré par une approche plus qualitative. Celle-ci doit s'efforcer de mettre en évidence les relations qui s'établissent entre la croissance et les méthodes de privatisation privilégiées dans chacun des pays de l'Est.

Une variable prenant en compte les aspects qualitatifs de la privatisation, tout en étant mesurable quantitativement, aurait été particulièrement intéressante à retenir. Il s'agit de la contribution à la richesse nationale des petites et moyennes entreprises créées *ex nihilo* ou issues de la petite privatisation. De nombreux travaux sur les relations entre les performances des firmes privatisées et leur statut, individuel *versus* managérial, ont souligné de façon convergente que les petites entreprises gérées par leurs propriétaires sont plus efficaces que les grands établissements gérés par des managers non propriétaires. La vitalité des petites et moyennes entreprises est apparue comme un catalyseur des potentialités de croissance dans les économies de l'Est (Duchêne & Rusin, 2000). Or, de façon regrettable, il n'existe pas d'indicateur permettant de prendre en compte l'influence sur la croissance de ce facteur, de nature microéconomique. Cette absence est sans doute la conséquence d'un appareil statistique défaillant. C'est peut-être aussi l'illustration d'un phénomène, auquel nous n'échappons pas nous-même, qui consiste à retenir des indicateurs *ad hoc* permettant d'expliquer *ex post* les progrès de la transition en fonction d'arguments théoriques présentés *ex ante*. Comme la contribution des petites entreprises à la croissance ne rentrait pas dans le cadre des présupposés du modèle standard, les indicateurs permettant de mettre en évidence cette relation ont été exclus, dès le début, de la panoplie des indicateurs orthodoxes du suivi de la transition.

Les variables liées aux méthodes de privatisation tentent de mesurer l'influence sur la croissance des modalités de privatisation mises en œuvre. Les études qui ont cherché à établir un lien entre ces méthodes et la performance des firmes présentent des résultats assez différents en fonction des pays retenus, des entreprises concernées, des critères de performance privilégiés, de la période étu-

diée. En particulier, ces études ne tranchent pas le débat concernant la relation entre la performance des firmes et la structure de leur propriété, *outsiders* (vente directe) *versus insiders* (privatisation par « RES »). Si les partisans du modèle standard mettent en avant le rôle des *outsiders* dans l'origine des performances des firmes privatisées, les résultats des tests qui ont cherché à vérifier le bien-fondé de cette hypothèse sont souvent contradictoires et rarement concluants. Ces résultats nous incitent à être prudent. Ils nous invitent à considérer la relation entre la croissance et les méthodes de privatisation par vente ou « RES » comme étant *a priori* indéterminée (*e* et *f*?).

Concernant la privatisation de masse, les résultats des tests sont moins controversés : cette méthode débouche sur un actionnariat dispersé qui n'aurait pas les moyens de contrôler efficacement la gestion des entreprises privées par les managers. Ces derniers pourraient alors chercher à maximiser leur intérêt personnel plutôt que les performances des firmes. La privatisation de masse serait alors associée à des performances microéconomiques médiocres qui auraient une influence négative sur la croissance. Le signe attendu de la variable MASSE est donc négatif ( $g < 0$ ).

### Impact des méthodes de privatisation sur la croissance

Les résultats de notre régression des effets fixes sur les variables de privatisation (TABLEAU 4) permettent de dégager quatre enseignements.

i) La variable représentative de la part du secteur privé dans le PIB, qui mesure la dimension quantitative des privatisations, a bien le signe positif attendu. Mais, le coefficient de cette variable n'est pas significatif. Ce résultat confirme qu'il n'y a pas de relation univoque, dans les pays de l'Est étudiés, entre le poids du secteur privé dans le PIB et le taux de croissance de ce dernier. L'essor du secteur privé est sans doute une condition nécessaire mais non suffisante pour expliquer l'évolution de la croissance dans ces pays. Ce résultat va à l'encontre de l'idée standard initiale selon laquelle, dans les économies en transition, plus le secteur privé se développerait, plus la croissance serait forte. Cette vision quantitative n'apparaît pas satisfaisante. Elle doit être dépassée en tenant compte des modalités concrètes de développement du secteur privé, notamment à travers les méthodes de privatisation retenues.

ii) La variable qui mesure l'influence de la méthode de privatisation de masse sur la croissance a le signe négatif attendu. Son coefficient est significatif. Ce résultat est conforme aux conclusions des travaux microéconomiques sur les performances des firmes, travaux qui ont révélé l'efficacité moindre des entreprises ayant fait l'objet d'une privatisation de masse. Ce résultat confirme l'existence d'une relation entre des micro-phénomènes (la performance des firmes), des facteurs institutionnels (la privatisation de masse dans le cadre d'une politique publique de privatisation) et des macro-phénomènes (la croissance). Ce résultat, en revanche, souligne combien les recommandations standard initiales en faveur de la privatisation de masse ont été peu favorables à la croissance. Les partisans de la thérapie de choc présentaient cette méthode de privatisation comme la modalité la plus rapide, la plus simple et la plus équitable pour transférer massivement les actifs publics au secteur privé (Sachs, 1990 ; Grosfeld, 1990 ; Lipton &

Sachs, 1990 ; Frydman & Rapaczynski, 1994). Ils préconisaient sa mise en œuvre sans délai, arguant du fait qu'elle serait à l'origine d'une augmentation rapide du secteur privé dans l'activité économique et donc qu'elle contribuerait de façon significative et immédiate à la croissance. Las ! les deux pays qui ont appliqué avec le plus d'empressement et de zèle ces recommandations standard, la Russie et la République tchèque, sont aussi ceux qui ont connu, depuis la transition, les taux de croissance parmi les plus faibles. La Pologne, mais aussi la Slovénie, qui ont renoncé à la privatisation de masse en privilégiant une politique de privatisation moins standard, plus gradualiste, à travers la méthode RES, sont les économies qui ont obtenu les taux de croissance parmi les plus élevés<sup>11</sup>.

iii) La variable RES (rachat des entreprises par leurs salariés), qui reflète l'impact de cette méthode de privatisation plus gradualiste, méthode déconseillée au début de la transition par les partisans du modèle standard, a un signe positif et son coefficient est nettement significatif. Un tel résultat est important, et nous semble-t-il inédit, dans le débat sur les liens entre structure de propriété, performances des firmes et croissance des économies en transition. Il contredit la thèse standard selon laquelle la privatisation en faveur des *insiders* jouerait contre les performances des firmes et donc contre la croissance. Il montre un phénomène inverse : les pays qui ont privilégié la méthode RES bénéficieraient d'une efficacité plus grande de leurs firmes et de performances macroéconomiques supérieures. Parmi ces pays, on trouve, principalement, la Pologne et la Slovénie, la Biélorussie et l'Ouzbékistan. Or, ces quatre pays sont ceux dont le niveau de production, en 1998 (base 100 en 1989), est aujourd'hui le plus élevé au sein de leur zone géographique respective<sup>12</sup>.

iv) La variable VENTE (privatisation par vente à des *outsiders*) a un signe positif mais son coefficient n'est pas significatif. Ce résultat tient sans doute au fait que deux pays, seulement, la Hongrie et l'Estonie, ont privilégié cette méthode de privatisation dès le début de la transition, les autres pays optant soit pour la privatisation de masse soit pour la méthode RES. Rappelons, cependant, que depuis la fin de la décennie passée, dans certains pays (Pologne, République slovaque, Bulgarie, Lettonie, Kazakhstan) une évolution se dessine en faveur de la vente directe des entreprises comme méthode principale de privatisation. Toutefois, cette évolution est intervenue trop récemment et ne concerne qu'un nombre trop restreint de pays pour qu'elle ait, dans nos estimations, un impact sur l'explication de la croissance dans l'ensemble des économies en transition sur la décennie quatre-vingt-dix.

Les enseignements que nous venons de dégager conduisent à proposer une régression des effets fixes de la fonction de croissance sur les deux seules variables significatives présentées dans le TABLEAU 2. Les résultats sont repris dans le TABLEAU 5. Les valeurs obtenues suggèrent que les pays qui n'ont pas suivi les recommandations standard : privilégier la privatisation de masse, renoncer à la méthode RES, sont ceux qui, semble-t-il, ont obtenu les meilleurs résultats en termes de croissance.

11. Ces deux pays témoignent que l'on peut mettre en œuvre des stratégies différentes selon le niveau d'ajustement, macro ou microéconomique, concerné par l'action des politiques publiques. Ainsi, ces pays ont privilégié la thérapie de choc dans leur politique de stabilisation macroéconomique et une approche gradualiste dans leur politique de privatisation des firmes.

12. Niveau de production en 1998, base 100 en 1989, entre parenthèse part, en %, du secteur privé dans le PIB à la mi-1999. Pologne = 117 (65 %), Slovénie = 104 (55 %), République tchèque = 95 (80 %), Pays d'Europe centrale et orientale = 95 ; Ouzbékistan = 90 (45), Biélorussie = 78 (20 %), Russie = 55 (70 %), Communauté des États indépendants = 53 (BERD [1999], p. 73 et p. 24).

TABLEAU 4

Variable expliquée : résidus de la fonction de croissance				
Variables explicatives	Signes attendus des coefficients des variables	Valeurs observées des coefficients estimés	T de Student	Coefficient de régression
SECTPRIVÉ <sub>i,t</sub>	$d > 0$	0,01	0,12	$R^2 = 0,152$
VENTE <sub>i,t</sub>	$e ?$	1,20	1,01	
RES <sub>i,t</sub>	$f ?$	2,10	2,22	
MASSE <sub>i,t</sub>	$g < 0$	- 1,39	- 1,77	
$\beta_i$		- 0,77	- 0,70	

TABLEAU 5

Variable expliquée : résidus de la fonction de croissance			
Variables explicatives	Valeurs observées des coefficients estimés	T de Student	Coefficient de régression
RES <sub>i,t</sub>	1,43	2,78	$R^2 = 0,146$
MASSE <sub>i,t</sub>	- 1,96	- 3,59	
$\delta_i$	- 0,33	- 0,07	

Face à ces résultats et à cette interprétation « hétérodoxe », nous avons cherché à spécifier les calculs en distinguant deux zones géographiques : celle des pays d'Europe centrale (PEC) plus les États baltes (EB) – zone 1 – ; celles des pays de la Communauté des États Indépendants (CEI) plus les pays d'Europe orientale (PEO) – zone 2. Ces deux zones ont connu des évolutions macro-économiques fort différentes depuis le début de la transition, la première, plus avancée dans la réforme, enregistrant des taux de croissance plus élevés que la seconde. Les résultats (après élimination des variables les moins significatives) sont présentés dans le TABLEAU 6.

TABLEAU 6

Variable expliquée : résidus de la fonction de croissance par zone géographique					
Variables explicatives	CEI et PEO		Variables explicatives	PEC et EB	
	Valeurs observées des coefficients estimés	T de Student		Valeurs observées des coefficients estimés	T de Student
SECTPRIVÉ <sub>i,t</sub>	0,86	4,29	SECTPRIVÉ <sub>i,t</sub>	0,03	0,425
RES <sub>i,t</sub>	4,86	5,05	VENTE <sub>i,t</sub>	0,89	2,27
MASSE <sub>i,t</sub>	- 1,45	- 1,60	MASSE <sub>i,t</sub>	- 1,93	- 6,97
$\eta_i$	- 5,00	- 3,61	$\varphi_i$	- 0,14	- 0,24
	$R^2 = 0,355$			$R^2 = 0,354$	

Dans les deux zones, le recours à la privatisation de masse joue significativement contre la croissance. Ce point peut être considéré, à présent, comme un fait « stylisé » du processus de croissance dans l'ensemble des pays de l'Est. Dans la zone 2 (CEI et PEO), nous retrouvons l'influence positive et significative de la méthode RES sur la croissance. Une relation plus nette, de nature positive, apparaît entre le poids du secteur privé et la croissance (le coefficient est significatif alors qu'il ne l'était pas dans nos estimations précédentes). Dans la zone 1 (PEC et EB), la part du secteur privé dans l'activité n'est pas significative. La méthode de privatisation par vente directe apparaît ici discriminante. L'influence positive et contributive de cette méthode de privatisation tient sans doute au poids économique de la Hongrie et de l'Estonie, de la Pologne, de la Slovaquie et de la Lettonie dans ce sous groupe géographique (qui comprend 8 pays sur les 25 de notre échantillon). Ces pays ont privilégié cette méthode de privatisation (les trois derniers pays plus récemment) et ont enregistré des taux de croissance élevés sur les dernières périodes.

Dans ces estimations des effets fixes de la fonction de croissance sur les variables de privatisation, une part des effets fixes n'est pas expliquée par les variables structurelles. Nous formulons l'hypothèse que l'intégration d'une variable prenant en compte la contribution des PME à la richesse nationale, PME issues de la petite privatisation ou créées *ex nihilo*, serait de nature à améliorer nos résultats économétriques. Cette hypothèse renforce à la fois l'intérêt théorique qu'il y aurait à examiner de près la relation entre la contribution des PME et la croissance à l'Est et le regret de ne pas pouvoir disposer d'un indicateur pertinent susceptible de mesurer cette influence de nature microéconomique sur les performances macroéconomiques différenciées des économies de l'Est.

## C onclusion

L'interprétation des facteurs à l'origine de la croissance des économies en transition s'inscrit, à la fois, dans un champ analytique traditionnel, où les paradigmes classiques de la science économique s'opposent, et dans un cadre empirique renouvelé, où la croissance à l'Est est un nouvel objet d'étude empirique de l'économie appliquée.

Durant la décennie quatre-vingt-dix, cette interprétation a largement été dominée par le courant standard de l'économie dominante. Ce courant a inspiré les politiques économiques suivies par un grand nombre de pays de l'Est, à travers des recommandations en faveur de la stabilisation macroéconomique et de la privatisation rapide de l'activité, notamment au moyen de la privatisation de masse. Il a servi de cadre méthodologique pour la construction des principaux modèles économétriques explicatifs de la croissance. Il a alimenté le débat sur les facteurs à l'origine de la croissance, soulignant les mérites respectifs de la lutte contre l'inflation, de la mise en œuvre rapide des réformes structurelles, de la prise en compte des conditions initiales.

Les orientations standard en matière de politique économique ou de privatisation ont été critiquées, sur le plan analytique, par des approches hétérodoxes de la transition. Ces critiques, remettant en cause le « consensus de Washington » éla-

boré au seuil de la transition, d'abord timides au début de la décennie, se sont développées au fur et à mesure que s'affirmaient certains résultats économiques décevants des programmes standard (Andreff, 2002). Au terme de dix années de transition, un nouveau « consensus post-Washington » émerge. Il souligne le rôle essentiel des institutions dans la réussite du processus de transition. Il considère les macro-équilibres comme une condition nécessaire mais non suffisante de cette réussite. Il s'intéresse aux ajustements microéconomiques des firmes qu'il ne dissocie pas des performances macroéconomiques.

Sur le plan économétrique, peu d'études empiriques ont proposé des fonctions de croissance alternatives susceptibles de contester les conclusions des fonctions de croissance standard, ou du moins d'apporter des éléments nouveaux d'interprétation dans l'explication de la croissance des économies en transition. Dans ce travail, nous avons proposé une démarche économétrique dont l'ambition était de pallier cette quasi-absence de travaux hétérodoxes sur la croissance.

Les résultats montrent que la stabilisation, en particulier la lutte contre l'inflation, et les méthodes de privatisation mises en œuvre – recours à la méthode de rachat des entreprises par leurs salariés, renoncement à la privatisation de masse – sont des variables contributives à l'explication de la croissance dans l'ensemble des pays de l'Est. Ces résultats soulignent que, dans le cas particulier des pays les plus avancés dans le processus de transition, la méthode de privatisation par vente directe est sans doute plus favorable à la croissance que la méthode RES. Ils suggèrent, enfin, que la petite privatisation exerce un impact non négligeable dans l'explication de cette croissance. Ce dernier point rejoint un enseignement du modèle de transition hétérodoxe chinois, enseignement qui met en évidence la très forte contribution à la croissance du petit entrepreneuriat local, c'est-à-dire des *township-village enterprises* associées au modèle non-standard de privatisation en Chine (Smyth, 1997). Une meilleure compréhension des facteurs à l'origine de la croissance à l'Est exigera sans doute un approfondissement du rôle que peuvent jouer les politiques publiques de privatisation et une analyse plus précise de l'influence des micro-entreprises dans l'activité économique des vingt-cinq pays de l'Est.

#### RÉFÉRENCES

- Andreff W. (1998), « L'attractivité des pays d'Europe centrale et orientale pour les investissements directs étrangers », communication au colloque de la Caisse des Dépôts et Consignations, *L'intégration des pays d'Europe centrale et orientale dans l'Union européenne*, Prague, 15-16 mai 1998.
- \_\_\_\_\_ (2002), « Le pluralisme des analyses économiques de la transition », dans W. Andreff (sous la direction de), *Analyse économique de la transition*, La Découverte, Paris, à paraître.
- BERD (1999), *Transition Report, 1999*, Banque européenne pour la Reconstruction et le Développement, Londres.
- Berg A., E. Borensztein, R. Sahay & J. Zettelmeyer (1999), *The Evolution of Output in Transition Economies: Explaining the Differences*, IMF Working Paper, WP/99/73, Washington DC : Fond monétaire international, mai.

- Commander S. & T. Frye (1999), « The Politics of Economic Reform », dans *Transition Report, 1999, Ten Years of Transition*, Londres : Banque européenne pour la Reconstruction et le Développement, novembre, p. 102-114.
- De Melo M., C. Denier & A. Gelb (1996), *From Plan to Market: Patterns of Transition*, World Bank Policy Research Working Paper, n° 1564, Washington DC : Banque mondiale, janvier.
- De Melo M., C. Denier, A. Gelb & S. Tenev (1997), *Circumstances and Choice: the Role of Initial Conditions and Policies in Transition Economies*, World Bank Policy Research Working Paper, n° 1866, Washington DC : Banque mondiale, octobre.
- De Melo M., C. Denier, A. Gelb & S. Tenet (2001), « Circumstances and Choice: the Role of Initial Conditions and Policies in Transition Economies », *World Bank Economic Review*, vol. 15, n° 1, p. 1-31.
- Dethiez J.J., H. Ghanem & E. Zoli (1999), *Does Democracy Facilitate the Economic Transition? An Empirical Study of Central and Eastern Europe and the Former Soviet Union*, World Bank Policy Research Working Paper, n° 2194, Washington DC : Banque mondiale, octobre.
- Duchêne G. & P. Rusin (2000), « Les micro-entreprises innovantes dans la transition », dans W. Andreff (sous la direction de), *Analyse économique de la transition*, La Découverte, Paris, à paraître.
- Fischer S. & R. Sahay (2000), *The Transition Economies After Ten Years*, IMF Working Paper, n° WP/00/30, Washington DC : Fond monétaire international, février.
- Fischer S., R. Sahay & C.A. Vègh (1996a), « Stabilization and Growth in Transition Economies: the Early Experience », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 2, été, p. 45-66.
- \_\_\_\_\_ (1996b), « Economies in Transition: the Beginnings of Growth », *American Economic Association Papers and Proceedings*, vol. 86, n° 2, p. 229-233.
- \_\_\_\_\_ (1998), *From Transition to Market: Evidence and Growth Prospects*, IMF Working Paper, n° WP/98/52, Washington DC : Fond monétaire international, avril.
- Frydman R. & A. Rapaczynski (1994), *Privatization in Eastern Europe: Is the State Withering Away?*, Budapest : Central European University Press.
- Grosfeld I. (1990), « Prospects for Privatization in Poland », *European Economy*, n° 3, mars.
- Havrylyshyn O., I. Izvorski & R. van Rooder (1998), *Recovery in Transition Economies 1990-97: A Stylized Regression Analysis*, IMF Working Paper, n° WP/98/141, Washington DC : Fond monétaire international, septembre.
- Havrylyshyn O. & R. van Rooder (2000), *Institutions Matter in Transition, but So Do Policies*, IMF Working Paper, n° WP/00/70, Washington DC : Fond monétaire international, mars.
- Kolodko G.W. (1999), *Ten Years of Post-Socialist Transition Lessons for Policy Reform*, World Bank Policy Research Working Paper, n° 2095, Washington DC : Banque mondiale, avril.
- Labaronne D. (1995), « Théorie des choix publics et privatisation en Europe de l'Est, avec une application à la Roumanie », *Revue d'Économie du Développement*, n° 3, p. 55-86.
- \_\_\_\_\_ (1997), « Les lenteurs de la privatisation en Roumanie. Une analyse du comportement des acteurs publics », *Revue d'Études Comparatives Est-Ouest*, n° 1, mars, p. 101-128.
- \_\_\_\_\_ (1998), « Les lenteurs de la privatisation en Europe de l'Est : une conséquence de la stratégie d'enracinement des managers », *Revue d'Économie Politique*, vol. 108, n° 5, p. 671-689.
- \_\_\_\_\_ (1999a), *Les privatisations à l'Est*, Éditions Management société, coll. l'actualité de la gestion, Caen.
- \_\_\_\_\_ (1999b), « Bilan des privatisations dans les pays d'Europe centrale et orientale », *Courrier des pays de l'Est*, n° 444, novembre, p. 3-17.
- \_\_\_\_\_ (2000), « Bilan des privatisations dans les pays de la CEI », *Courrier des pays de l'Est*, n° 1004, avril, p. 66-83.
- \_\_\_\_\_ (2002), « Privatisation et performances des firmes des économies de l'Est », *Revue Économique*, à paraître.

- Linn J. (1999), *Ten Years of Transition in Central Europe and the Former Soviet Union. The Good New and the Not-so-good News*, Washington DC : Banque mondiale.
- Lipton D. & J. Sachs (1990), « Creating a Market Economy in Eastern Europe », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 75-133.
- Sachs J. (1990), *Accelerating Privatization in Eastern Europe*, World Bank Conference on Development Economics, Washington DC : Banque mondiale, 25-26 avril.
- Smyth R. (1977), « The Township and Village Enterprise Sector as a Specific Example of Regionalism – Some General Lessons for Socialist Transformation », *Economic Systems*, 21 (3), p. 235-264.
- Wyplosz C. (2000), *Ten Years of Transformation: Macroeconomic Lessons*, World Bank Working Paper, n° WPS 2288, Washington DC : Banque mondiale, février.