

L'impact des contraintes financières sur les performances à l'exportation des entreprises françaises

Flora Bellone, Patrick Musso, Lionel Nesta et Stefano Schiavo*

Au cours des quinze dernières années, une littérature importante s'est développée mettant en lumière les caractéristiques différenciées des entreprises exportatrices. Le présent article contribue à cette littérature en montrant que les entreprises exportatrices se distinguent de leurs concurrentes non exportatrices, non seulement au regard de leurs caractéristiques réelles - taille, productivité - mais également au regard de leurs caractéristiques financières. Il se propose alors d'analyser le rôle des contraintes financières en tant que variable déterminante des décisions d'exportation des entreprises. Plus spécifiquement, nous cherchons à savoir dans quelle mesure un accès contraint aux sources de financement externes retarde l'entrée d'une entreprise sur les marchés d'exportation. Nous étudions également dans quelle mesure la participation au commerce extérieur a des effets positifs *ex post* sur la santé financière des entreprises.

Nous observons que l'accès aux ressources financières est un déterminant significatif de la probabilité d'exporter. Il apparaît, d'abord, que les entreprises qui entrent pour la première fois sur les marchés d'exportation présentent une meilleure santé financière que leurs concurrents non exportateurs avant même leur entrée sur les marchés d'exportation. Nous ne trouvons pas en revanche de bénéfices *ex post* en termes de santé financière liés à l'entrée sur les marchés d'exportation. À l'aide de modèles de durée, nous montrons que la santé financière de l'entreprise joue, au côté de sa productivité, positivement sur la décision initiale d'entrer sur un marché étranger et que les effets de ces deux variables sont quantitativement comparables. Ces effets demeurent néanmoins faibles, la plus large fraction du phénomène d'entrée restant, dans le cadre de notre modèle, attribuable à des facteurs d'hétérogénéité des firmes non observés.

* Flora Bellone appartient à l'Université de Nice-Sophia-Antipolis et travaille au sein du Groupe de Recherche en Économie, Droit Économique et Gestion (GREDEG, UMR n° 6227 du CNRS). Patrick Musso est affilié à l'Université de Savoie (IREGE, EA n° 2426) et à SKEMA Business School. Lionel Nesta est chercheur au Département de Recherche Innovation et Concurrence de l'OFCE, Centre de recherche en Économie de Sciences-Po Paris. Stefano Schiavo appartenait, lors de la rédaction de cet article, à l'OFCE. Il est aujourd'hui à l'Université de Trento.

Cette recherche a bénéficié du financement de la Communauté européenne dans le cadre du 7^{ème} PCRD (Contrat POLHIA n° 225408). Les auteurs tiennent à remercier les participants aux séminaires de l'ISGEP (International Study Group on Export and Productivity) pour leurs retours utiles et en particulier, Richard Kneller, Joachim Wagner et Alessandra Guariglia. Ils remercient également Matthieu Crozet et le relecteur de la revue pour leurs remarques très utiles.

Pour la cinquième année consécutive, les chiffres du commerce extérieur français font état de déficits conséquents (1), essentiellement causés par les soldes négatifs de la balance commerciale des biens industriels. Ces chiffres inquiètent avant tout parce qu'ils pourraient être le signe d'une perte de compétitivité propre aux entreprises françaises (voir, en particulier, Artus et Fontagné, 2006 et Fontagné et Gaulier, 2008).

Plusieurs types de rigidités institutionnelles ont été évoqués pour expliquer les freins à l'expansion des entreprises françaises sur les marchés extérieurs. Les arguments vont des rigidités sur le marché du travail à des enjeux relatifs aux modes de gouvernance des entreprises elles-mêmes (par exemple le faible recours à l'*outsourcing* des entreprises françaises) en passant par l'insuffisance des mécanismes publics d'aide aux entreprises, en particulier en matière d'innovation. Pour autant, peu d'études quantitatives sur données microéconomiques permettent véritablement d'étayer ou d'infirmer ces hypothèses ni, *a fortiori*, d'évaluer le poids respectif des différents types de contraintes pesant sur les performances des entreprises.

Le travail proposé dans cet article vise à éclairer ce débat en évaluant le poids spécifique des contraintes financières sur les comportements à l'exportation des entreprises françaises. L'accent mis sur les contraintes financières se justifie pour au moins deux raisons. D'abord, l'hypothèse de barrières à la croissance des entreprises oriente *de facto* l'analyse vers ce type de contraintes. En particulier, l'accès aux ressources financières est susceptible de jouer un rôle important dans l'expansion à l'international des entreprises dans la mesure où cette dernière requiert des investissements de capacité et la couverture de coûts fixes spécifiques (voir en particulier, Chaney, 2005 et Manova 2008).

Ensuite, les entreprises qui exportent peuvent avoir plus de facilités à accéder à certaines sources de financement. Ainsi, en présence d'asymétries d'information, le fait d'exporter peut apparaître aux yeux des investisseurs nationaux comme un signal positif de l'efficacité de l'entreprise. De plus, les revenus d'exportation autorisent la diversification des recettes de l'entreprise, ce qui tend à la rendre moins vulnérable aux chocs de demande. Enfin, le fait d'exporter peut faciliter l'accès à des sources de financements externes non nationales, en particulier sur les marchés de capitaux des pays de

destination des exportations. La littérature économique commence à interroger la pertinence empirique de ces effets en particulier dans les pays émergents où les imperfections de marché sont réputées fortes (cf. Ganesh-Kumar *et al.*, 2001 ; Tornell et Westermann, 2003 et Espanol, 2006).

Dans le cas des pays industrialisés, la question de la causalité entre contraintes financières et exportations de firmes a été explorée, en premier lieu, par Campa et Shaver (2002) sur un panel d'entreprises manufacturières espagnoles. Les auteurs montrent d'abord que la sensibilité des investissements aux cash-flows est plus forte pour le groupe des entreprises non exportatrices que pour celui des entreprises exportatrices. Ils en concluent que le premier groupe de firmes est plus contraint financièrement que le second. Les deux auteurs montrent également que les entreprises qui entrent et/ou sortent des marchés d'exportation durant la période d'analyse ont une sensibilité plus forte des investissements aux cash-flows durant les sous-périodes où elles n'exportent pas. Ils en concluent que la causalité va de l'exportation vers le desserrement de la contrainte financière en vertu des effets de signalement et/ou de diversification discutés précédemment. Cette interprétation est néanmoins contestée par Chaney (2005) qui remarque que si l'interprétation était valide, alors un lien négatif entre le degré de contrainte financière et l'intensité d'exportation devrait également prévaloir. Or Campa et Shaver ne trouvent aucun lien significatif entre ces deux variables.

Deux articles plus récents obtiennent des résultats plus convaincants en faveur de l'idée selon laquelle exporter améliore la santé financière de l'entreprise. Tout d'abord, Greenaway *et al.* (2007) (GGK par la suite) montrent, sur un panel d'entreprises manufacturières anglaises, que les *prima-exportateurs* (*i.e.* les entreprises qui entrent pour la première fois sur les marchés d'exportation) ne se différencient pas significativement des non exportateurs en termes de santé financière. En revanche, lorsqu'ils comparent les *prima-exportateurs* avec les exportateurs dits *permanents*, un avantage significatif de ces derniers en termes de santé financière apparaît. Bridges et Guariglia (2008) étudient pour leur part la relation entre l'internationalisation des

1. À titre indicatif, le déficit du commerce extérieur français s'est élevé à environ 43 milliards d'euros en 2009. Ce même déficit s'était élevé à 26 milliard d'euros en 2005 et avait atteint le chiffre record de 55 milliards d'euros en 2008.

entreprises (l'exportation n'en étant qu'une modalité), leur santé financière et leur survie. Ils montrent que des niveaux de liquidité plus faibles ou des niveaux de taux d'endettement plus élevés réduisent la probabilité de survie des entreprises purement domestiques mais non celle des entreprises internationalisées. Ils en concluent que l'internationalisation des entreprises permet d'alléger le poids des contraintes financières.

Dans cet article nous proposons de réexaminer la question du rôle des contraintes financières dans les décisions d'exportation des firmes en nous basant sur un panel d'entreprises manufacturières françaises couvrant la période 1993-2005. La présentation des données est décrite dans l'encadré 1. Nous discutons la question de la mesure de la contrainte financière afin de savoir si des mesures alternatives à celles utilisées en particulier par GGK n'apporteraient pas davantage de support aux effets d'auto-sélection

modélisés dans la littérature théorique. Nous discutons également les méthodologies de test des effets dits *ex ante* et *ex post*, afin de déterminer dans quelle mesure les résultats des travaux dans le champ sont sensibles à ces variantes.

Mesurer l'importance de la contrainte financière à partir de données d'entreprises

Mesurer le degré de la contrainte de financement subie par les firmes a toujours constitué un exercice délicat. Les travaux théoriques n'éclaircissent que très imparfaitement les choix concrets que doit opérer l'économètre. Dans le cadre de marchés parfaits et en l'absence de fiscalité, le théorème de Modigliani et Miller (1958) prédit, sous certaines hypothèses, une neutralité parfaite de la structure financière d'une firme sur ses décisions d'investissement. En réalité cependant, bon nombre de travaux empiriques soulignent l'importance des variables financiè-

Encadré 1

PRÉSENTATION DES DONNÉES

Notre base de données est issue du croisement de l'*Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE)* collectée par l'Insee et de la base *DIANE* publiée par le Bureau van Dick.

La base *EAE* offre des informations comptables annuelles sur toutes les entreprises de plus de 20 employés appartenant à l'industrie manufacturière. Ces informations sont utilisées dans le calcul des indicateurs de performances réelles des entreprises et en particulier des indices relatifs de Productivité Globale des Facteurs (PGF) permettant d'établir les hiérarchies d'efficacité productive entre les entreprises appartenant à un même secteur d'activité (défini au niveau de la nomenclature NAF 36). Sur la période 1990-2005, la base *EAE* représente en moyenne chaque année 85 % de la valeur ajoutée totale de l'industrie manufacturière française mais seulement 25 % du total des entreprises. Ce biais de la base *EAE* en faveur des entreprises relativement grandes (*i.e.* plus de 20 employés) affecte certaines variables d'intérêt pour notre étude telles que, par exemple, le taux de participation au commerce extérieur. Ainsi, le pourcentage d'entreprises exportatrices s'établit à plus de 70 % en moyenne sur la période considérée (cf. Bellone *et al.*, 2006) alors qu'il est seulement de 23 % en moyenne pour l'ensemble des entreprises manufacturières françaises (cf. Corcos *et al.*, 2009). Ce biais est néanmoins partagé par la plupart des travaux consacrés à l'estimation des primes à l'exportation (voir, en particulier, les revues de la littérature proposées par Greenaway et Kneller, 2007 ; Wagner, 2007, ou encore les comparaisons internationales de primes à l'exportation établies par ISGEP, 2008).

La base *DIANE*, quant à elle, collecte des informations sur plus d'un million d'entreprises françaises sur une période glissante des dix dernières années. Elle nous offre le complément indispensable d'informations sur la structure du passif des entreprises et les variables financières en découlant, en particulier le ratio de liquidité, le ratio de solvabilité, la rentabilité financière. La base *DIANE* a une couverture plus large des entreprises françaises que la base *EAE* car elle n'est pas soumise au seuil des plus de 20 employés. Néanmoins, la qualité des données recensées, hors bilan et comptes de résultats, est moins bonne dans la mesure où ces données sont renseignées de manière facultative par les entreprises. C'est la raison pour laquelle, nous utilisons, pour toutes les informations non financières, les données de l'*EAE*.

À partir de la fusion des bases *DIANE* et *EAE*, nous obtenons une base de travail couvrant 25 000 firmes environ sur la période 1993-2005, ce qui correspond à un total d'environ 170 000 observations. Le nombre effectif d'observations utilisées pour l'analyse empirique varie en fonction de l'exercice économétrique proposé. Lorsque nous testons l'existence des effets d'auto-sélection ou des effets *ex post*, nous considérons uniquement les entreprises qui commencent à exporter sur la période ainsi que les entreprises qui n'exportent jamais, réduisant le nombre d'observations utiles à 5 700 environ (900 lorsque nous utilisons la structure de retard la plus longue, *i.e.* cinq années). Le modèle de durée est également réalisé exclusivement sur l'échantillon des entreprises qui, soit commencent à exporter, soit n'exportent jamais sur la période considérée. Néanmoins, l'absence de retard dans ce modèle nous permet de disposer d'un plus grand nombre d'observations (environ 12 000).

res dans l'explication des choix d'investissement. En particulier, à la suite des travaux de Fazzari *et al.* (1988), la sensibilité de l'investissement à la capacité d'autofinancement s'est rapidement imposée comme un indicateur classique de contrainte financière. Cet indicateur est cependant aujourd'hui très contesté depuis que Kaplan et Zingales (1997) ont montré, en se basant sur les comptes rendus d'activité d'entreprises, que les firmes les moins contraintes de leur échantillon étaient aussi celles qui avaient la plus grande sensibilité à la variable de cash flow. Cette conclusion paradoxale pourrait s'expliquer par le caractère ambigu de la variable de liquidité. Elle peut en effet s'interpréter comme une variable approchant la richesse nette de la firme et traduire ainsi l'influence de la contrainte financière à laquelle celle-ci est soumise. Mais elle peut également révéler des opportunités d'investissement non parfaitement prises en compte dans l'équation d'investissement et refléter ainsi des informations relatives à la profitabilité future de la firme. Face à ce constat, il semble aujourd'hui difficile d'utiliser ce seul critère de discrimination.

La justification théorique de l'existence de contraintes financières trouve ses racines dans les asymétries d'information et les coûts d'agence qui caractérisent le marché du crédit. Certaines études empiriques ont donc pris le parti de classer les entreprises en fonction de différentes variables approchant ces défauts informationnels. Parmi elles, l'âge et la taille de l'entreprise, l'appartenance ou non à un groupe, la politique de dividendes et la concentration de l'actionariat sont souvent privilégiés (voir par exemple Devereux et Schiantarelli, 1990 ; Hoshi *et al.*, 1991 ; Bond et Meghir 1994 ; Gilchrist et Himmelberg, 1995 ; Chirinko et Schaller, 1995 ; Cleary, 1999).

Comme le note Cleary (2006), une faiblesse de ce type d'études est que ces critères varient peu dans le temps et présentent une vision binaire de la situation des entreprises. Une firme sera par exemple considérée comme probablement contrainte si sa taille est inférieure à la moyenne (ou à la médiane) du secteur. Peut être plus gênant encore, ce type de classification ne considère le plus souvent qu'une seule caractéristique de l'entreprise alors qu'être financièrement contraint est souvent pour la firme le résultat d'interactions complexes entre plusieurs éléments. Une grande entreprise peu rentable et surendettée aura sans doute plus de difficultés à financer ses nouveaux investissements qu'une petite firme réalisant des profits suffisants pour

autofinancer ses projets. En ne considérant qu'une seule facette d'un problème aussi complexe, ces études négligent l'existence d'une substituabilité possible des différentes sources de financement ainsi que le caractère multivarié de la décision d'octroi des crédits bancaires.

Dans la continuité de Musso et Schiavo (2008), nous préférons construire un indice composite de contraintes financières en combinant sept variables complémentaires sélectionnées dans la littérature empirique. L'idée est de tenter de cerner au mieux les différentes dimensions de la contrainte financière en choisissant des variables éclairant ses divers aspects. Ces variables peuvent schématiquement être classées en trois sous-groupes :

- des indicateurs de taille et de richesse nette : il est bien établi que les problèmes informationnels sont exacerbés pour les petites firmes. De plus, les actifs d'une entreprise peuvent servir de collatéral en vue d'obtenir un prêt bancaire. Les variables sélectionnées dans cette catégorie sont le total de l'actif net (v_1) et un indice de liquidité défini comme le ratio des actifs court-terme sur les dettes court-terme (v_2) ;

- des indicateurs de capacité de remboursement : ces variables constituent des éléments décisifs pour l'octroi de prêts bancaires. Les ratios financiers choisis sont, d'une part, le rapport des dettes financières sur la capacité d'autofinancement (v_3) et, d'autre part, un ratio de solvabilité défini comme le rapport des fonds propres sur le total du passif (v_4) ;

- des indicateurs de disponibilité de ressources internes : l'autofinancement reste de loin la modalité de financement privilégiée d'une grande majorité des entreprises. Deux ratios sont ici considérés. Le premier est le rapport de la capacité d'autofinancement sur la somme du chiffre d'affaire net et des subventions d'exploitation (v_5), le second est le ratio des dettes fournisseurs sur le total de l'actif net (v_6). On note que ce dernier ratio est considéré comme étant positivement lié au degré de contrainte financière subie par la firme en raison des coûts importants associés à ce mode de financement.

À ces six variables s'ajoute un ratio de performance économique mesuré par le rapport du résultat net sur le total de l'actif net (v_7). Cette dernière variable joue un rôle particulièrement important puisque la rentabilité économique d'une entreprise influence à la fois sa capacité à dégager des moyens de financement internes

et les conditions d'obtention de financements externes.

Le choix de ces variables revêt évidemment un caractère arbitraire. Il a été réalisé à partir d'une quinzaine de variables financières dans le but d'apporter le maximum d'informations complémentaires avec un souci de relative parcimonie. La sélection des sept variables finalement retenues s'est faite selon le critère suivant : prendre en compte les trois dimensions des contraintes de financement soulignées précédemment en éliminant les variables jugées redondantes. Le niveau moyen des corrélations entre les variables est faible ce qui supporte l'hypothèse de complémentarité des indicateurs retenus (cf. tableau 1).

Une fois les variables d'intérêt sélectionnées, l'indice composite de contrainte financière est obtenu en appliquant la procédure suivante :

1. la valeur de chaque variable est divisée par sa moyenne sectorielle pour chaque année. On peut en effet imaginer que ces indicateurs ne sont réellement pertinents que par rapport à un contexte sectoriel et conjoncturel spécifique ;
2. les valeurs des variables ainsi transformées sont alors ordonnées pour chaque année par niveaux décroissants de santé financière ;
3. les valeurs de chaque variable sont regroupées en quintiles, ce qui permet d'attribuer un score variant de 1 à 5 pour chaque indicateur et chaque année ;
4. les sept scores individuels sont enfin combinés pour obtenir un score global illustrant la situation financière de la firme pour chaque année.

Cette procédure est finalement très proche de celle utilisée par l'agence fédérale américaine de garantie des dépôts bancaires (*Federal Deposit Insurance Corporation*) pour la mise en œuvre empirique de son modèle *CAMEL* (voir *FDIC*, 1994). Le point le plus délicat de ce type de méthode repose évidemment dans le choix de la façon dont les scores individuels sont combinés pour donner naissance au score composite. De très nombreuses variantes sont possibles. Un travail exploratoire nous a cependant montré que les différents scores composites obtenus sont le plus souvent fortement corrélés entre eux (2).

Le choix le plus simple consiste, en suivant Gropp *et al.* (2006), à calculer la somme des scores individuels. C'est ainsi qu'est obtenu ce que nous appellerons, dans la suite de cet article, le *Score A*. Cet indicateur doit être interprété avec précaution. Il ne peut évidemment pas être considéré formellement comme la probabilité pour une firme d'être ou pas contrainte financièrement. Une valeur élevée du *Score A* signifie simplement que la firme bénéficie d'une situation relativement favorable pour la plupart des variables qui conditionnent ses possibilités de financement. *A contrario*, il semble très probable qu'une entreprise dont le *Score A* est très faible connaisse des difficultés pour mobiliser des moyens de financement importants.

Une méthode alternative pour combiner les scores individuels consiste à compter le nombre de fois pour lesquelles les valeurs des scores individuels se situent dans les deux premiers quintiles de la distribution. Cette procédure qui, dans l'esprit, est sensiblement différente de la

2. Les coefficients de corrélations obtenus entre des scores composites calculés d'une dizaine de façons différentes sont presque toujours supérieurs à 0,75.

Tableau 1
Corrélation entre les variables de contrainte financière

	<i>v</i> ₁	<i>v</i> ₂	<i>v</i> ₃	<i>v</i> ₄	<i>v</i> ₅	<i>v</i> ₆	<i>v</i> ₇
<i>v</i> ₁ (total de l'actif net)	–	0,16	0,13	0,17	0,03	0,14	0,04
<i>v</i> ₂ (indice de liquidité)	0,04	–	- 0,03	0,78	0,29	- 0,39	0,32
<i>v</i> ₃ (ratio dettes financières / capacité d'autofinancement)	0,01	- 0,02	–	- 0,07	0,25	- 0,04	0,10
<i>v</i> ₄ (ratio de solvabilité)	0,08	0,55	- 0,01	–	0,36	- 0,46	- 0,39
<i>v</i> ₅ (ratio capacité d'autofinancement / somme du chiffre d'affaire net + subventions d'exploitation)	0,01	0,17	0,08	0,32	–	- 0,31	0,74
<i>v</i> ₆ (ratio dettes fournisseurs / total de l'actif net)	- 0,03	- 0,36	- 0,03	- 0,47	- 0,20	–	- 0,16
<i>v</i> ₇ (ratio de performance économique)	0,01	0,21	0,03	0,41	0,62	- 0,20	–

Lecture : les valeurs en italique sont relatives aux coefficients de corrélation des rangs de Spearman, les autres sont relatives aux coefficients de corrélation de Pearson.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.

Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

précédente, nous a permis d'obtenir ce que nous avons appelé le *Score B*. La corrélation entre ces deux scores dépassant cependant les 90 % (voir tableau 2). Nous avons donc choisi de n'utiliser que le *Score A* dans les modélisations économétriques présentées dans la suite de cet article (3). En revanche, pour faciliter les comparaisons avec les travaux antérieurs, nous intégrons également dans notre analyse un indicateur classique de contraintes financières : le ratio de liquidité proposé notamment par GGK (4).

La santé financière d'une entreprise est corrélée à son efficacité productive

Lorsque des entreprises hétérogènes se font concurrence sur des marchés exempts de distorsions, les plus efficaces sont également celles qui obtiennent les meilleures performances économiques. Dans le modèle de Melitz (2003), cette proposition est vérifiée dans le sens où la profitabilité, la taille et la part de marché d'une entreprise sont toutes étroitement liées à son efficacité productive. Dans la réalité, c'est la présence d'imperfections de marché qui explique que des entreprises installées puissent parfois maintenir des parts de marché élevées en dépit de technologies dépassées ou de faibles compétences managériales et, qu'à l'inverse, de jeunes entreprises n'arrivent pas à atteindre une taille et une profitabilité en rapport avec leur avantage technologique ou managérial. Une première manière d'appréhender l'existence de telles distorsions et de regarder dans quelle mesure la santé financière d'une entreprise est corrélée à son efficacité productive. Sous l'hypothèse de marchés parfaitement concurrentiels, on devrait observer une corrélation non seulement positive mais très élevée. En présence d'imperfections de marchés, cette corrélation peut être beaucoup plus faible.

La construction d'un indice d'efficacité productive d'une entreprise est une tâche guère moins ardue que celle de l'estimation de son degré de contrainte financière. La littérature retient en général des indices de Productivité Globale des Facteurs (PGF) pour l'estimation desquels différentes méthodologies existent. Dans cet article, nous retenons une méthode non paramétrique largement répandue dans la littérature sur le lien entre exportation et productivité de firmes (cf. encadré 2) (5).

Comme attendu, le coefficient de corrélation entre la santé financière d'une entreprise et son efficacité productive évaluée au travers de sa PGF est positif et très significatif (au seuil de 1 %) (cf. tableau 2). Par ailleurs, le coefficient de corrélation entre notre indice de contrainte financière (*Score A*) et l'indice de PGF est plus élevé que celui reliant la *liquidité* à l'indice de PGF. Ce résultat nous conforte dans l'idée que cet indice reflète mieux la réalité de la santé financière d'une entreprise qu'une simple mesure de liquidité. Cependant, l'existence d'une bonne corrélation entre la santé financière de l'entreprise et son efficacité productive ne signifie pas pour autant que les entreprises ne sont pas contraintes financièrement. Pour déterminer si une entreprise est contrainte financièrement, il est nécessaire d'estimer conjointement l'impact de la PGF et de la contrainte financière sur les décisions de l'entreprise comme nous

3. Nous avons vérifié que nos résultats étaient robustes à un changement du *Score A* en faveur du *Score B*. Ces tests de robustesses sont disponibles sur demande aux auteurs.

4. Nous avons également effectué des tests de robustesse sur la mesure de liquidité en la remplaçant par le taux d'endettement (leverage ratio dans la terminologie anglo-saxonne) utilisé par GGK. Ces tests sont disponibles sur demande aux auteurs.

5. Pour avoir un aperçu des méthodes paramétriques alternatives et des problèmes qu'elles posent, voir en particulier Akerberg, D. et al. (2006).

Tableau 2
Corrélation entre les indices de contraintes financières et la productivité

	<i>Score A</i>	<i>Score B</i>	<i>Liquidité</i>	<i>log PGF</i>	<i>log PT (1)</i>
<i>Score A</i> (indice composite A de contrainte financière)	–	0,90	0,49	0,25	0,10
<i>Score B</i> (indice composite B de contrainte financière)	0,91	–	0,44	0,23	0,06
<i>Liquidité</i> (ratio de liquidité de GGK)	0,46	0,40	–	0,19	0,05
<i>log PGF</i>	0,25	0,22	0,19	–	0,50
<i>log PT</i> (productivité du travail)	0,10	0,06	0,05	0,50	–

1. Productivité du travail (*PT*) mesurée comme le ratio de l'output (*Y*) de chaque entreprise divisé par l'input travail (*L*).

Lecture : les valeurs en italique sont relatives aux coefficients de corrélation des rangs de Spearman, les autres sont relatives aux coefficients de corrélation de Pearson. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1 %.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.

Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

proposons de le faire ci-après en modélisant la décision d'entrer sur les marchés d'exportation.

Les entreprises exportatrices jouissent d'une meilleure santé financière

La littérature sur le lien entre exportations et productivité des firmes a montré que les entreprises exportatrices bénéficiaient d'un ensemble de caractéristiques favorables en comparaison des entreprises non exportatrices. La question

est donc de savoir si ce constat s'étend à la santé financière des entreprises. Les entreprises exportatrices exhibent-elles également un avantage en termes de santé financière par rapport à leurs concurrentes non exportatrices ?

La réponse à cette question est apportée par l'analyse de ce que l'on appelle des « primes à l'exportation », à savoir des écarts positifs en faveur des firmes exportatrices pour un certain nombre de caractéristiques : chiffre d'affaires, emploi, salaire moyen par employé, producti-

Encadré 2

LA MESURE DE L'EFFICACITÉ PRODUCTIVE DE L'ENTREPRISE

Pour construire nos indices de PGF, nous utilisons la méthodologie initialement introduite par Caves *et al.* (1982) et complétée par Good *et al.* (1997). L'indice de PGF pour la firme i à l'instant t est donnée par :

$$\ln PGF_{it} = \ln Y_{it} - \overline{\ln Y}_t + \sum_{\tau=2}^t (\overline{\ln Y}_\tau - \overline{\ln Y}_{\tau-1}) - \left[\sum_{n=1}^N \frac{1}{2} (S_{nit} + \overline{S}_{nt}) (\ln X_{nit} - \overline{\ln X}_{nt}) + \sum_{\tau=2}^t \sum_{n=1}^N \frac{1}{2} (\overline{S}_{n\tau} + \overline{S}_{n\tau-1}) (\overline{\ln X}_{n\tau} - \overline{\ln X}_{n\tau-1}) \right] \quad (1)$$

où Y représente la production brute réelle utilisant un ensemble de N inputs ; les N inputs étant ici le stock de capital physique (K), le travail en termes d'heures travaillées (L) et les consommations intermédiaires (M). La variable S mesure la part dans le coût total du coût de l'input X . Les indices t et n indiquent respectivement le temps et les inputs. Les variables surmontées d'une barre indiquent les moyennes d'échantillon pour les entreprises appartenant au même secteur que l'entreprise i .

L'indice de PGF retenu autorise les comparaisons inter-firmes dans la mesure où les inputs et l'output de chaque entreprise est calculé relativement à une firme représentative. Cette mesure non paramétrique de la productivité relative a été beaucoup utilisée dans la littérature s'intéressant à la relation entre exportation et productivité, en particulier à travers les contributions de Aw *et al.* (2000) et de Delgado *et al.* (2002).

Variables utilisées pour le calcul de la PGF

Les variables d'inputs et de production sont disponibles au niveau de la firme ; les indices de prix, le nombre d'heures travaillées et les taux de dépréciation sont disponibles au niveau de l'industrie. Ainsi, la production brute (Y) est le produit brut de la firme déflaté par un indice des prix sectoriel. L'input travail (L) est obtenu en multipliant le nombre de travailleurs effectifs par le nombre moyen d'heures travaillées par secteur au niveau à deux chiffres de la nomenclature NAF 36.

Le stock de capital (K) est obtenu pour chaque firme à partir de l'investissement et de la valeur comptable des actifs tangibles suivant la méthode chronologique. Les consommations intermédiaires (M) correspondent aux achats de matériels et de marchandises, aux frais de transport et de voyages et diverses dépenses. Elles sont déflatées avec des indices sectoriels des prix des consommations intermédiaires.

La part du travail dans le coût total est calculée à partir de la variable « compensations salariales » disponible dans l'enquête *EAE*. Pour estimer la part des coûts liés aux consommations intermédiaires, nous utilisons la valeur nominale des consommations intermédiaires ainsi que l'indice sectoriel des prix de la consommation intermédiaire. Enfin, pour calculer la part du coût du capital, nous procédons à l'estimation du coût d'usage du capital au niveau de la nomenclature NAF 36. Nous calculons ce coût d'usage en suivant la méthodologie de Hall (1988), ce qui nous conduit à appliquer la formule suivante :

$$c_{it} = (r_t + \delta_{it} - \pi_t^e) \left(\frac{1 - \tau_t Z_t}{1 - \tau_t} \right) p_{ikt}$$

où c est le coût d'usage du capital, r le taux d'intérêt nominal, τ_t est le taux d'imposition sur les sociétés à la période t , Z_t est la valeur présente des annuités de dépréciation fiscale d'une unité nominale d'investissement dans l'industrie I , δ_{it} est le taux de dépréciation du capital prévalant dans l'industrie I à la période t , p_{ikt} est l'indice de prix des biens capitaux dans l'industrie I à la période t , π_t^e est le taux d'inflation anticipé à la période t . Des formules complexes de dépréciation peuvent être employées en matières fiscales en France. Pour simplifier, nous avons recours à la formule classique suivante :

$$Z_t = \sum_{i=1}^n \frac{(1 - \overline{\delta}_i)^{t-1} \delta_i}{(1 + \overline{r})^{t-1}}$$

où $\overline{\delta}_i$ est la moyenne des taux de dépréciation industriels et \overline{r} est la moyenne des taux nominaux d'intérêt sur la période 1990-2005.

vité du travail, indice de PGF et indices de santé financière (cf. tableau 3). Par exemple, les entreprises exportatrices sont en moyenne 2,2 fois plus grandes que leur homologues non exportatrices, elles emploient 1,7 fois plus de salariés, elle sont 34 % plus productives en termes de productivité du travail et elles rémunèrent leurs employés à un taux de salaire en moyenne 10 % plus élevé (cf. première colonne du tableau 3). Pour partie, ces écarts de productivité de travail et de rémunération moyenne par employé peuvent refléter des dotations avantageuses en termes de capital physique et/ou humain pour les entreprises exportatrices. Pour partie, ils peuvent refléter un réel avantage d'efficacité productive comme le suggère la présence d'une prime de PGF de 2 % en moyenne en faveur des entreprises exportatrices. En termes de santé financière, l'avantage des entreprises exportatrices est également net, que celle-ci soit évaluée à l'aide de notre score multidimensionnel (*Score A*) ou *via* la mesure plus simple du *ratio de liquidité*.

Les primes à l'exportation résistent relativement bien à la prise en compte de la taille de l'entreprise *via* la constitution de classe d'effectifs (cf. tableau 3). Ainsi, à l'exception de la classe d'effectif la plus élevée pour laquelle le nombre d'observations pour les entreprises exportatrices est très faible, on peut constater que parmi les entreprises appartenant à la même classe d'effectif, celles qui exportent ont un chiffre d'affaire de 25 à 46 % plus élevé, versent un salaire moyen par employé de 5 à 12 % plus élevé et présentent un avantage de productivité de même ordre de grandeur que précédemment,

i.e. environ 30 % et 2 % en termes respectivement de productivité du travail et de PGF. Similairement, dans chaque classe d'effectif, les entreprises exportatrices se révèlent plus liquides et ont plus de facilité à accéder aux financements externes (*Score A*).

L'avantage en termes de santé financière préexiste au fait d'exporter

Deux mécanismes distincts peuvent expliquer la relation positive entre exportations et santé financière des entreprises en présence d'imperfections sur les marchés de crédit. D'un côté, le fait d'exporter peut améliorer l'accès aux financements externes par une entreprise du fait des effets de signalement et de diversification des revenus décrits précédemment. De l'autre, le fait d'être moins contraint dans l'accès aux financements externes, peut faciliter l'entrée sur les marchés d'exportation.

Afin d'apprécier l'importance relative de ces deux mécanismes, nous suivons la méthodologie de référence dans la littérature qui est celle établie par Bernard et Jensen (1995, 1999). Cette méthodologie consiste à se concentrer sur le groupe des *prima-exportateurs* (6) et à étudier

6. Conformément à la littérature, une entreprise est considérée comme *prima-exportatrice* si et seulement si cette entreprise est non exportatrice au moins la première année où elle est observée dans notre base de donnée. Par ailleurs, si cette entreprise commence à exporter l'année *t*, arrête de le faire l'année *t + s* pour ensuite reprendre une activité d'exportation l'année *t + s + d*, cette entreprise sera considérée comme *prima-exportatrice* uniquement l'année *t*.

Tableau 3
Les « primes à l'exportation » dans les industries françaises

Taille des entreprises	Indice base 100 pour les entreprises non exportatrices				
	Ensemble	20-49 salariés	50-249 salariés	250-499 salariés	500 et + salariés
CAHT moyen	228,3	124,6	146,9	135,4	139,8
Nombre d'employés moyen	171,3	98,6	115,1	100,4	86,1
Salaire moyen par employé	110,2	110,2	112,1	105,5	93,6
Productivité du travail	134,3	133,8	132,4	138,5	129,4
PGF	101,9	102,8	102,6	100,3	97,8
Score A (indice de contrainte financière, moyenne)	107,4	106,2	107,3	110,6	116,0
Liquidité (ratio de liquidité de GGK, moyenne)	120,0	120,4	123,2	142,3	109,3
Nombre moyen d'entreprises non exportatrices	3 455	2 438	874	48	95
Nombre moyen d'entreprises exportatrices	9 642	4 662	4 212	616	152

Lecture : « prime à l'exportation » : rapport (multiplié par 100) de la valeur moyenne de la variable pour les entreprises exportatrices sur la valeur moyenne pour leurs homologues non exportatrices. Par homologues, nous entendons des entreprises opérant la même année dans le même secteur. Les résultats sont robustes au remplacement du Score A par le Score B et du ratio de liquidité par le ratio d'endettement.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.

Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

les performances comparées de ces entreprises avec celles de leur concurrentes non exportatrices, successivement avant et après la date de leurs premières exportations, *i.e. ex ante et ex post*.

Nous commençons par comparer la santé financière *ex ante* des prima-exportateurs et celle des non exportateurs appartenant au même secteur d'activité et partageant des caractéristiques similaires en termes de taille et de productivité. Cette comparaison doit nous indiquer si les entreprises qui exporteront dans le futur apparaissent moins contraintes financièrement que leurs concurrents non exportateurs avant même leur entrée sur les marchés d'exportation.

Nous estimons les écarts avec un retard de un an (en $t-1$) et avec un retard de trois ans (en $t-3$) (7) avant l'entrée sur les marchés d'exportation, la date t correspondant à l'année d'entrée sur les marchés d'exportation dans le cas des nouveaux exportateurs, alors qu'elle est fixée à l'année médiane dans le cas des non exportateurs. Ce choix méthodologique est conforme à la littérature (voir en particulier Bernard et Wagner, 1997 et ISGEP, 2008). Notre échantillon comprend 5 727 entreprises lorsque nous introduisons un retard de un an et de 2 169 entreprises lorsque nous nous introduisons un retard de trois ans. Spécifiquement, nous estimons le modèle de régression linéaire :

$$FIN_{i,t-s} = \alpha + \beta EXP_{it} + \gamma Z_{i,t-s} + \sum_{s,t} (d_s \times d_t) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où FIN est la mesure de santé financière de l'entreprise, EXP est une variable muette égale à 1 si la firme exporte et à 0 autrement, Z est un vecteur de variables de contrôle qui comprend le logarithme de l'emploi (*log Empl.*), mesuré en termes d'heures travaillées, le logarithme de la productivité (*log PGF*), ainsi que des variables muettes industries-années (8). Si l'avantage en termes de santé financière préexiste à l'entrée sur les marchés d'exportation, alors le coefficient β doit se révéler positif.

Précisons que l'équation (2) est estimée sur un échantillon de prima-exportateurs qui comprend à la fois les entreprises ayant réussi leur entrée sur les marchés d'exportation, *i.e.* les entreprises continuant à exporter chaque année après leur première entrée, et celles ayant échoué, *i.e.* les entreprises entrant puis sortant des marchés d'exportation (les « *switchers* » dans la terminologie anglo-saxonne). L'inclusion de ces entreprises joue en faveur de notre hypothèse nulle

dans la mesure où elle introduit un biais dans l'échantillon des entreprises exportatrices en faveur d'entreprises relativement plus fragiles financièrement.

Lorsque la contrainte financière est mesurée *via* la variable *Score A*, le coefficient de la variable muette *EXP* est positif et significativement différent de zéro à la fois en $t-1$ et en $t-3$ (cf. tableau 4). Le résultat selon lequel les futurs exportateurs jouissent d'une meilleure santé financière tient également lorsque cette dernière est mesurée par le *ratio de liquidité* mais l'avantage est moins prononcé. Par ailleurs, le coefficient β est significatif seulement en $t-1$ et non en $t-3$.

La liquidité ne représente toutefois qu'un aspect de la contrainte financière qui, de surcroît, souffre potentiellement d'un biais d'endogénéité. Par conséquent, nous portons plus de crédit aux résultats obtenus avec un indice multidimensionnel du type du *Score A*. Globalement, les entreprises qui décident d'entrer sur les marchés extérieurs bénéficient d'une meilleure santé financière *ex ante* (cf. tableau 4).

La participation au commerce international n'induit pas d'effets *ex post* sur la santé financière des entreprises à horizon de cinq ans

Les résultats précédents suggèrent que les entreprises les moins contraintes financièrement tendent à devenir exportatrices. Ceci n'interdit pas toutefois que l'exportation ait en retour des effets positifs sur la santé financière des entreprises. En examinant la manière dont évoluent les indices de santé financière des prima-exportateurs *ex post* (*i.e.* après leur entrée sur le marché d'exportation) nous pouvons, conformément à la méthodologie de Bernard et Jensen (1999), estimer ces effets. L'idée consiste simplement à régresser le taux de croissance de la santé financière sur le statut initial d'exportateur en prenant en compte des caractéristiques initiales de l'entreprise. En effet, si l'exportation induit des bénéfices supplémentaires en termes de santé

7. Lorsque nous examinons les performances avec un retard de trois années, nous restreignons le groupe des prima exportateurs, aux entreprises qui n'exportent pas au moins les trois premières années où elles sont observées dans notre base de données.

8. L'équation (2) n'est pas à proprement parler une régression de panel dans la mesure où chacune des prima exportatrices est observée seulement une fois avant (en $t-s$ avant son entrée sur le marché d'exportation). Néanmoins, nous avons bien une dimension temporelle dans la mesure où l'année d'entrée sur le marché d'exportation varie d'une firme à l'autre.

financière, nous devrions observer un accroissement du différentiel de l'indice de contraintes financières en faveur des entreprises exportatrices après que celles-ci aient commencé à exporter. Spécifiquement, nous estimons la régression linéaire suivante :

$$\Delta\%FIN_{i,t+s/t+q} = \alpha + \beta EXP_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + \sum_{s,t} \delta_{s,t} (d_s \times d_t) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

où $\Delta\%FIN_{i,t+s/t+q}$ est le taux de croissance de l'indice de santé financière entre $t+s$ et $t+q$ calculé comme la différence des logarithmes. Comme précédemment, t est la première année d'exportation pour les nouveaux exportateurs, tandis qu'elle correspond à l'année d'observation médiane pour les entreprises non exportatrices. Le vecteur Z inclut les mêmes variables de contrôle que dans l'équation (2) (i.e. $\log Empl.$ et $\log PGF$) mais cette fois mesurées en t . Le coefficient β représente l'augmentation du taux de croissance de la santé financière des entreprises exportatrices relativement aux entreprises non exportatrices. Si l'exportation est effectivement bénéfique alors le coefficient β doit se révéler significativement différent de zéro.

Contrairement à l'équation (2), l'équation (3) est estimée sur un échantillon qui comprend à la fois les non exportateurs et les prima-exportateurs. Parmi ces derniers, ne sont retenues cette fois que les entreprises ayant réussi à maintenir leur statut d'exportateur une fois entrées

sur les marchés d'exportation (ceci explique la diminution du nombre d'observations entre le tableau 4 et le tableau 5). L'exclusion de ces derniers devrait néanmoins favoriser l'apparition de bénéfices *ex post* dans la mesure où cette exclusion introduit un biais dans l'échantillon en faveur des entreprises les plus performantes (i.e. celles ayant réussi à se maintenir sur les marchés d'exportation).

La réalité des entreprises manufacturières françaises ne valide pas l'hypothèse d'une amélioration de l'accès aux financements externes des entreprises consécutives à leur entrée sur les marchés d'exportation (cf. tableau 5). Que nous examinions la croissance de l'indice de santé financière sur un horizon très court (un an après l'entrée) ou sur un horizon plus long (de trois à cinq ans après l'entrée), le coefficient β se révèle toujours non significatif. Ces résultats ne signifient pas nécessairement que le fait d'exporter n'a pas d'impact sur la santé financière mais en tous les cas que ce type de bénéfices n'apparaît pas à horizon de cinq ans (9).

Globalement, nos résultats sur les effets *ex ante* et *ex post* liés aux contraintes financières

9. Une autre possibilité serait que les bénéfices *ex post* n'apparaissent que pour les firmes suffisamment impliquées sur les marchés extérieurs (i.e. les firmes ayant une intensité d'exportation au-delà d'un certain seuil). Cette possibilité est explorée dans un papier compagnon de celui-ci (Bellone et al., 2009) où nous montrons, dans la continuité des résultats antérieurs de Campa et Shaver (2002), que la prise en compte de l'intensité d'exportation n'améliore pas le repérage des bénéfices *ex post*.

Tableau 4
Santé financière *ex ante* des prima-exportateurs et des non exportateurs

	Indice de contrainte financière Score A		Liquidité (ratio de liquidité de GGK)	
	Retard de 1 an (s = 1)	Retard de 3 ans (s = 3)	Retard de 1 an (s = 1)	Retard de 3 ans (s = 3)
EXP (1)	0,146*** [0,052]	0,228** [0,094]	0,016* [0,010]	0,009 [0,016]
$\log Empl_{t-s}$	0,188*** [0,041]	0,075 [0,067]	0,006 [0,008]	- 0,025** [0,012]
$\log PGF_{t-s}$	2,794*** [0,142]	2,933*** [0,247]	0,347*** [0,026]	0,443*** [0,043]
Firmes/observations	5 727	2 169	5 727	2 169
Dont prima-exportateurs (2)	3 427	1 284	3 427	1 284
Non exportateurs.	2 300	885	2 300	885
R ²	0,111	0,159	0,073	0,132

1. variable muette égale à 1 si la firme exporte et à 0 autrement.
2. Inclut les entreprises qui arrêtent ensuite d'exporter.

Lecture : chaque régression inclut des variables muettes secteurs-années. Les résultats sont robustes au remplacement du Score A par le Score B et du ratio de liquidité par le ratio d'endettement. Les écarts types sont reportés entre crochets. * : significatif à 10 % ; ** : significatif à 5 % ; *** : significatif à 1 %.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.
Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

contrastent fortement avec ceux établis dans la littérature par GGK. Ces derniers concluent à l'absence d'effet d'auto-sélection relatif à la santé financière des entreprises, et valident en revanche l'existence d'effets *ex post* positifs pour les entreprises britanniques. Pour comprendre les raisons de cette différence de résultats entre les cas français et britannique, nous proposons en Annexe une réplification de la méthodologie de GGK sur données françaises qui met en jeu alternativement la mesure privilégié par GGK, *i.e.* le ratio de liquidité, et notre indice de contraintes financières (*Score A*). Nous montrons alors que les différences de résultats tiennent davantage à une différence de méthodologie dans l'estimation des effets *ex ante* et *ex post* qu'à une différence de mesure des contraintes financières.

Spécifiquement, la méthodologie mise en œuvre par GGK pour estimer les primes est une variante de la méthodologie de Bernard et Jensen (1999) qui a pour particularité de *lisser* les différences de santé financière des entreprises dans le temps. À l'inverse de la nôtre, cette méthodologie ne permet pas de prendre en compte les variations annuelles de la santé financière de l'entreprise. Or, si l'on considère que les entreprises sont susceptibles d'optimiser le moment de leur entrée sur les marchés d'exportation en fonction du degré de contraintes financières auquel elles font face et si l'on reconnaît que ce degré peut varier dans le temps, alors il est

possible que des entreprises prima-exportatrices présentent un avantage significatif en termes de santé financière seulement une ou deux années avant leur entrée mais pas, en moyenne, sur une période de quatre à neuf ans avant, comme le mesure GGK (pour plus de détails sur cette méthodologie ainsi que sur les résultats obtenus en la suivant, se référer à l'annexe).

Pour conforter l'idée selon laquelle les entreprises optimisent le moment de leur entrée sur les marchés d'exportation en fonction du degré de contraintes financières auquel elles font face, nous proposons dans la dernière section de développer des modèles de durée permettant d'appréhender les effets respectifs de la PGF et du degré de contraintes financières sur la décision de première entrée sur les marchés d'exportation.

Modéliser la décision d'entrée des entreprises sur les marchés d'exportation

Le premier enseignement des modèles de commerce international avec firmes hétérogènes est que le niveau d'efficacité relative de l'entreprise (la PGF) est le déterminant clé de la décision d'exporter. Ainsi, c'est avant tout parce que les entreprises diffèrent dans leurs capacités technologiques et/ou managériales que certaines peuvent exporter et d'autres pas. À l'extrême, *i.e.*

Tableau 5
La mesure des effets *ex post* sur le taux de croissance de la santé financière

	Indice de contrainte financière Score A			Liquidité (ratio de liquidité de GGK)		
	Taux de croissance de t à $t+1$	Taux de croissance de $t+1$ à $t+3$	Taux de croissance de $t+1$ à $t+5$	Taux de croissance de t à $t+1$	Taux de croissance de $t+1$ à $t+3$	Taux de croissance de $t+1$ à $t+5$
$EXP_{t=0}$ (1)	- 0,003 [0,013]	0,036 [0,022]	0,042 [0,034]	0,047 [0,033]	- 0,057 [0,057]	- 0,052 [0,090]
$\log Emp_{t=0}$	- 0,012 [0,009]	- 0,001 [0,014]	0,019 [0,018]	- 0,035 [0,026]	0,007 [0,038]	- 0,003 [0,053]
$\log PGF_{t=0}$	- 0,185*** [0,034]	0,065 [0,059]	- 0,071 [0,083]	0,066 [0,093]	- 0,198 [0,157]	- 0,302 [0,226]
Firmes/observations	4 387	1 823	1 152	3 307	1 448	905
Dont prima-exportateurs (2)	1 423	833	541	1 144	686	441
Non exportateurs.	2 964	990	611	2 163	762	464
R ²	0,056	0,088	0,113	0,043	0,093	0,143

1. variable muette égale à 1 si la firme exporte et à 0 autrement.
2. Inclut les entreprises qui arrêtent ensuite d'exporter.

Lecture : chaque régression inclut des variables muettes secteurs-années. Les résultats sont robustes à un au remplacement du Score A par le Score B et du ratio de liquidité par le ratio d'endettement. Les écarts types sont reportés entre crochets. * : significatif à 10 % ; ** : significatif à 5 % ; *** : significatif à 1 %.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.
Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

dans un cadre exempt de distorsions décrites par Melitz (2003), le niveau de PGF relative devient l'unique déterminant de la décision d'exporter. L'introduction de distorsions sur les marchés de capitaux dans un cadre conforme aux travaux de Melitz (2003) induit néanmoins un « bruit » dans la relation entre l'efficacité relative de l'entreprise et sa décision d'exportation. Ainsi, une entreprise contrainte financièrement pourrait ne pas exporter, non pas parce que son efficacité relative ne lui permet pas d'être compétitive à l'international mais plutôt en raison de ses difficultés à lever les fonds nécessaires pour financer son entrée sur les marchés d'exportation. Dans cette section, notre objectif est d'estimer l'impact des contraintes financières sur la décision d'exporter.

Bien que le fait d'exporter soit un phénomène rare si l'on considère l'univers des entreprises (cf. Eaton *et al.*, 2004), force est de reconnaître qu'il s'agit d'un fait très répandu pour les entre-

prises manufacturières dépassant une certaine taille. Dans notre base de données qui inclut l'ensemble des entreprises manufacturières de plus de 20 salariés, 70 % des entreprises sont conduites tôt ou tard à se développer à l'exportation. Cette proportion s'accroît à 95 % pour les entreprises de plus de 500 employés. Ceci suggère que l'internationalisation est un passage quasi systématique pour les entreprises manufacturières, du moins lorsqu'elles dépassent une certaine taille.

Dans ces conditions, une question pertinente peut être celle de savoir si la contrainte financière joue sur le temps nécessaire à une firme pour concrétiser sa stratégie d'exportation. Pour explorer cette question, nous utilisons des modèles de durée en suivant l'approche de Prentice et Gloeckler (1978) récemment étendue par Jenkins (1995) afin de prendre en compte l'hétérogénéité non observée des entreprises (cf. encadré 3). De manière basique, l'hypothèse

Encadré 3

LES MODÈLES DE DURÉE

Considérons N firmes indicées de $i = 1, \dots, N$, qui entrent dans une industrie à la date $t = 0$.

La fonction de hasard de l'entrée de l'entreprise i dans un marché d'exportation à la période t , comprise entre 1 et T , est supposée suivre une forme à hasards proportionnels :

$\theta_{it} = \theta_0(t) \times X'_{it} \beta$ où $\theta_0(t)$ est la fonction de hasard de base et X_{it} est une série de covariables dépendantes du temps, comprenant l'ensemble de nos variables d'intérêt.

La formulation en temps discret du taux de hasard pour la première entrée de la firme i à la période t est donnée par une fonction de lien *log log* telle que :

$$h_t(X_{it}) = 1 - \exp\left\{-\exp\left(X'_{it}\beta + \theta(t)\right)\right\} \quad (4)$$

Nous ajoutons un vecteur de variables muettes afin de prendre en compte les effets annuels pouvant affecter transitoirement l'entrée des entreprises sur les marchés d'exportation. Nous pensons en particuliers aux chocs conjoncturels de demande. Avec l'ensemble de ces variables prises en compte, nous sommes en mesure d'interpréter la fonction de hasard comme le résultat du simple passage du temps sur la probabilité de commencer à exporter. Pour finir, nous modélisons la fonction de hasard de base en utilisant la transformée logarithmique de $\theta(t)$. Il est notable que la variable *temps* $\theta(t)$ ne s'apparente pas à des effets fixes annuels qui permettent de prendre en compte des chocs macroéconomiques affectant simultanément

toutes les entreprises. Nous avons utilisé différentes spécifications pour cette variable *temps*, en particulier des spécifications semi-paramétrique et polynomiale et également une approche entièrement non paramétrique en utilisant des variables muettes pour chaque durée d'intervalle. Ces changements de spécifications n'affectent pas qualitativement les résultats.

En suivant Jenkins (1995), nous proposons enfin une extension du modèle qui prend en compte l'hétérogénéité non observée des entreprises. En supposant que l'hétérogénéité non observée est décrite par une variable aléatoire ε_i indépendante de X_{it} , le modèle à hasards proportionnels peut être réécrit :

$$h_t(X_{it}) = 1 - \exp\left\{-\exp\left(X'_{it}\beta + \theta(t)\right) + \varepsilon_i\right\} \quad (5)$$

où ε_i est un effet fixe individuel de moyenne nulle, non corrélé avec les covariables X_{it} . Le modèle (5) peut être estimé en utilisant les méthodes micro-économétriques standards pour les variables dépendantes binaires, à condition de faire une hypothèse sur la distribution du terme non observé. Ici, nous faisons l'hypothèse que les ε_i sont distribués selon une loi Gamma (voir Jenkins, 1995 pour plus de détail). Nous fournissons néanmoins les résultats de l'estimation sous l'hypothèse alternative d'une distribution normale des ε_i (cf. tableau 6). Nous reportons également les résultats du test du rapport de vraisemblance entre le modèle incluant l'hétérogénéité non observée et le modèle sans hétérogénéité non observée (cf. tableau 6). Les valeurs estimées reportées sont celles du logarithme du rapport de vraisemblance (RV test).

sous-jacente à notre modèle de durée est que deux entreprises du même âge et partageant les mêmes caractéristiques devraient commencer à exporter après le même nombre d'années suivant leur naissance. Inversement, des différences de caractéristiques entre deux entreprises peuvent être à l'origine de comportements différenciés en matière d'exportation et déterminer, en particulier, la durée qui sépare la naissance d'une entreprise de son expansion à l'international.

De manière générale, toutes les spécifications sont fortement cohérentes dans la direction et la significativité des paramètres (cf. tableau 6). Dans la mesure où le test du rapport de vraisemblance (*RV test*) confirme l'importance de l'hétérogénéité non observée, nous commentons uniquement les résultats des modèles qui prennent en compte la présence de cette hétérogénéité.

Les deux mesures de contraintes financières suggèrent que la probabilité d'entrer sur les marchés d'exportation est plus élevée pour les entreprises en meilleure santé financière. Ainsi, une bonne disponibilité de ressources financières réduit la durée séparant la naissance de l'entreprise de sa première expansion à l'international.

Les coefficients des variables de contrôle méritent également quelques commentaires. Pour la variable *Temps*, le coefficient présente un signe négatif et significatif qui indique que le simple passage du temps a un impact négatif sur la probabilité de commencer à exporter. Ainsi, il apparaît que les entreprises qui ont pour objectif de se développer à l'international cherchent à le faire relativement rapidement après leur naissance. Lorsqu'une entreprise n'est pas entrée sur les marchés d'exportation au bout de quelques années, sa probabilité d'y entrer ultérieurement s'affaiblit davantage encore. La variable *log PGF* a le signe positif attendu. Plus l'entreprise est productive, plus rapide sera son entrée sur les marchés d'exportation (10).

10. Certaines analyses empiriques de la probabilité d'exporter ajoutent la taille des entreprises comme facteur déterminant. Celle-ci est cependant redondante dans le cadre théorique du modèle de Melitz (2003) puisqu'elle est directement déterminée par l'efficacité productive de la firme (PGF). Dans un cadre d'analyse intégrant des imperfections sur le marché du crédit, la taille de l'entreprise est souvent perçue comme une variable approchant de la capacité d'emprunt. Elle est alors redondante avec notre indice de contrainte financière. Cette variable de taille n'est donc pas introduite dans notre modèle de durée. Notons que son adjonction peut cependant permettre de mettre en lumière des comportements transitoires de la PGF des firmes qui commencent à exporter (voir à ce sujet Bellone et al., 2008b).

Tableau 6
Estimation du taux de hasard de l'entrée sur les marchés d'exportation

Type de modèle	Données groupées		Normal EA (1)		Gamma EA (2)	
	1	2	3	4	5	6
<i>log Temps</i>	- 0,619 [0,021]***	- 0,62 [0,021]***	- 0,335 [0,124]***	- 0,322 [0,120]***	- 0,309 [0,113]***	- 0,278 [0,113]**
<i>log PGF</i>	0,131 [0,065]**	0,122 [0,064]*	0,185 [0,079]**	0,18 [0,078]**	0,194 [0,080]**	0,194 [0,080]**
Score A (indice de contrainte financière)	0,011 [0,006]*		0,014 [0,007]**		0,015 [0,007]**	
Liquidité (ratio de liquidité de GGK)		0,117 [0,033]***		0,145 [0,039]***		0,153 [0,040]***
Constante	- 1,118 [0,140]***	- 0,368 [0,107]***	- 1,332 [0,186]***	- 0,406 [0,132]***	- 0,815 [0,365]**	- 0,716 [0,331]**
Observations	35 794	35 794	35 794	35 794	35 794	35 794
Nombre de firmes			12 193	12 193	12 193	12 193
Dont prima- exportateurs (3)			8 133	8 133	8 133	8 133
Non exportateurs.			4 060	4 060	4 060	4 060
RV test (4)			7,81***	9,28***	9,60***	12,01***

1. Modèle à effet aléatoire (EA) avec hétérogénéité non observée distribuée selon une loi normale.
2. Modèle à effet aléatoire (EA) avec hétérogénéité non observée distribuée selon une loi gamma.
3. Inclut les entreprises qui arrêtent ensuite d'exporter.
4. Test du rapport de vraisemblance de l'hétérogénéité non observée ; H0 : hétérogénéité non observée non significative.

Lecture : Les deux premières colonnes fournissent les estimations pour le modèle groupé tandis que les colonnes 3 à 6 fournissent les estimations des paramètres contrôlant de l'hétérogénéité non observée. Dans les colonnes 3 et 4 l'hétérogénéité non observée est supposée être normalement distribuée, tandis que dans les colonnes 5 et 6 nous faisons l'hypothèse d'une distribution de type Gamma. Chaque régression inclut des variables muettes secteurs-années. Les résultats sont robustes au remplacement du Score A par le Score B et du ratio de liquidité par le ratio d'endettement. Les écarts types sont reportés entre crochets. * : significatif à 10 % ; ** : significatif à 5 % ; *** : significatif à 1 %.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.

Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

Globalement, ces résultats sont conformes à l'idée selon laquelle le desserrement de la contrainte financière peut aider une entreprise à engager les coûts fixes spécifiques à l'entrée sur de nouveaux marchés, en particulier à l'international. Au-delà de la significativité statistique des variables, nous analysons leur influence économique en calculant leurs effets marginaux. À cette fin, nous calculons la probabilité d'exporter en prenant toutes les variables à leur valeur moyenne (conformément à l'idée d'une firme représentative) à l'exception de la variable d'intérêt que nous faisons varier du premier au neuvième décile. La comparaison des deux probabilités obtenues nous permet d'en déduire l'effet marginal.

L'effet marginal du desserrement de la contrainte financière mesurée par le *Score A* est à peu près comparable à celui de la productivité globale des facteurs (cf. tableau 7). En effet, les firmes dont l'indice de PGF se situe au 9^{ème} décile de la distribution ont en moyenne une probabilité d'exporter supérieure de 7,5 % à celles dont la PGF est égale au 1^{er} décile. L'effet marginal relatif au *Score A* est quant à lui égal en moyenne à 6,6 %. Lorsque la contrainte financière est estimée par le ratio de liquidité, l'effet de celle-ci est encore plus important puisque l'effet marginal moyen atteint les 11,7 %.

Ainsi, l'effet de frein à l'exportation de la contrainte financière apparaît relativement fort

en comparaison des effets liés à l'efficacité productive de la firme. Notons cependant que les effets marginaux de la PGF et de la contrainte financière demeurent, somme toute, relativement faibles. La plus large fraction de ce phénomène reste, dans le cadre de notre modèle, attribuée à des facteurs non observés (hétérogénéité non observée des firmes).

* *
*

Globalement, les résultats obtenus dans cette recherche sont compatibles avec les modèles récents en théorie du commerce international dans lesquels des entreprises hétérogènes se font concurrence en présence de coûts d'entrée sur les marchés d'exportation et d'imperfection sur les marchés de crédit.

Dans un tel contexte, on pourrait défendre l'idée selon laquelle des politiques publiques de soutien aux entreprises exportatrices sont utiles pour aider les entreprises efficaces mais contraintes financièrement, à surmonter leurs barrières au développement à l'international. Nos résultats plaident néanmoins pour beaucoup de prudence dans ce débat sur l'utilité des politiques de soutien financier direct à l'exportation. De l'autre côté, ces politiques pourraient être justifiées dans les cas où les mécanismes d'auto-sélection

Tableau 7
Estimation du taux de hasard de l'entrée sur les marchés d'exportation par décile des variables explicatives

Temps	Taux de hasard	PGF		Score A (indice de contrainte financière)		Liquidité (ratio de liquidité de GGK)	
		1 ^{er} décile	9 ^{ème} décile	1 ^{er} décile	9 ^{ème} décile	1 ^{er} décile	9 ^{ème} décile
1	0,276	0,267	0,286	0,268	0,285	0,263	0,292
2	0,226	0,218	0,234	0,219	0,233	0,217	0,241
3	0,201	0,193	0,208	0,194	0,207	0,193	0,215
4	0,184	0,177	0,191	0,178	0,190	0,178	0,198
5	0,172	0,166	0,178	0,167	0,178	0,166	0,186
6	0,163	0,157	0,169	0,158	0,168	0,158	0,176
7	0,155	0,149	0,161	0,150	0,160	0,151	0,168
8	0,149	0,143	0,154	0,144	0,154	0,145	0,162
9	0,144	0,138	0,149	0,139	0,148	0,140	0,156
10	0,139	0,134	0,144	0,135	0,144	0,135	0,152
11	0,135	0,130	0,140	0,131	0,139	0,132	0,147
12	0,131	0,126	0,136	0,127	0,136	0,128	0,144
13	0,128	0,123	0,133	0,124	0,132	0,125	0,140

Lecture : la variable Temps représente le nombre de périodes (années) après l'entrée de l'entreprise dans la base EAE. Dans ce modèle à temps discret, le taux de hasard mesure la probabilité de commencer à exporter pour une entreprise représentative (toutes les variables sont prises à leurs valeurs moyennes, à l'exception des variables PGF, Score A et Liquidité, que nous faisons varier du 1^{er} au 9^{ème} décile).

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.

Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

des entreprises sur les marchés d'exportation seraient biaisés par des distorsions sur les marchés de crédit. D'un autre côté, les bénéfices à attendre de telles politiques pourraient rester limités dans la mesure où la contrainte financière ne joue de manière directe que faiblement sur la décision d'exporter. On pourrait toutefois

imaginer que la contrainte financière ait un rôle indirect de frein à l'exportation plus important, *via* par exemple l'impact négatif qu'elle peut avoir sur la croissance de l'emploi (cf. Musso et Schiavo, 2008). L'existence de ces effets indirects sur la décision d'exporter reste néanmoins à démontrer. □

BIBLIOGRAPHIE

Akerberg D., Caves K. et Frazer G. (2006), « Structural Identification of Production Functions », *mimeo*.

Artus P. et Fontagné L. (2006), Évolution récente du commerce extérieur français. *Rapport n° 64 du Conseil d'Analyse Economique*, La Documentation française, Paris.

Aw B. Chung S. et Roberts M. (2000), « Productivity and Turnover in the Export Market : Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China) », *World Bank Economic Review*, vol. 14, n° 1, pp. 65-90.

Bellone F., Musso P., Nesta L. et Quere M. (2006), « Caractéristiques et performances des firmes exportatrices françaises », *Revue de l'OFCE*, n° 98, pp. 183-212.

Bellone F., Musso P., Nesta L. et Quere M. (2008), « Market Selection along the Firm Life Cycle », *Industrial and Corporate Change*, vol. 17, n° 4, pp. 753-777.

Bellone F., Musso P., Nesta L. et Quere M. (2008), « The U-shaped Productivity Dynamics of French Exporters », *Review of World Economics*, vol. 144, n° 4, pp. 636-659.

Bellone F., Musso P., Nesta L. et Schiavo S. (2009), « Financial Constraints and Firm Export Behaviour », *The World Economy*, vol. 33, n° 3, pp. 347-373.

Bernard A. et Jensen B. (1995), « Exporters, Jobs, and Wages in U.S. Manufacturing : 1976-1987 », *Brookings Papers on Economic Activity : Microeconomics*, pp. 67-112.

Bernard A. et Jensen B. (1999), « Exceptional Exporter Performance : Cause, Effect, or Both ? », *Journal of International Economics*, vol. 47, n° 1, pp. 1-25.

Bernard A. et Wagner J. (1997), « Exports and Success in German Manufacturing », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 133, n° 1, pp. 134-157.

Bond S. et Meghir C. (1994), « Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy », *Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 2, pp. 197-222.

Bridges S. et Guariglia A. (2008), « Financial Constraints, Global Engagement, and Firm Survival in the United Kingdom : Evidence from Micro Data », *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 55, n° 4, pp. 444-464.

Campa J. et Shaver J. (2002), « Exporting and Capital Investment : On the Strategic Behavior of Exporters », *Research Papers n° 469*, IESE Business School.

Caves D., Christensen L. et Diewert W. (1982), « Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity using Superlative Index Numbers », *The Economic Journal*, vol. 92, n° 365, pp. 73-86.

Chaney T. (2005), « Liquidity Constrained Exporters », *mimeo*, Université de Chicago.

Chirinko R. et Schaller H. (1995), « Why does Liquidity Matter in Investment Equations ? », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, n° 2, pp. 527-548.

Cleary S. (1999), « The Relationship between Firm Investment and Financial Status », *Journal of Finance*, vol. 54, n° 2, pp. 673-692.

Cleary S. (2006), « International Corporate Investment and the Relationships between Financial Constraint Measures », *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, n° 5, pp. 1559-1580.

- Corcos G., Del Gatto M., Mion G. et Ottaviano G. (2009)**, « Productivity and Firm Selection : Quantifying the "New" Gains from Trade », *mimeo*.
- Delgado M., Farinas J. et Ruano S. (2002)**, « Firm Productivity and Export Markets : A non-Parametric Approach », *Journal of International Economics*, vol. 57, n° 2, pp. 397-422.
- Devereux M. et Schiantarelli F. (1990)**, « Investment, Financial Factors and Cash Flow Evidence from U.K. Panel Data », dans Hubbard G. (ed.) *Information, Capital Markets and Investment*, University of Chicago Press, pp. 279-306.
- Eaton J., Kortum S. et Kramarz F. (2004)**, « Dissecting Trade : Firms, Industries, and Export Destinations », *American Economic Review*, vol. 94, n° 2, pages 150-154.
- Espanol P. (2006)**, « Why Exporters can be Financially Constrained in a recently Liberalised Economy ? A Puzzle based on Argentinean Firms during the 1990's », Proceedings of the German Development Economics Conference, Berlin 2006 n° 7, *Verein für Socialpolitik*, Research Committee Development Economics.
- Fazzari S., Hubbard G. et Petersen B. (1988)**, « Financing Constraints and Corporate Investment », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 141-195.
- Federal Deposit Insurance Corporation FDIC (1994)** « EMS/CAEL User Manual », FDIC Division of Supervision Analysis and Monitoring Section, Washington D.C.
- Fontagné L. et Gaulier G. (2008)**, *Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne*. Rapport du Conseil d'Analyse Économique, La Documentation française, Paris.
- Ganesh-Kumar A., Sen K. et Vaidya R. (2001)**, « Outward Orientation, Investment and Finance Constraints : A Study of Indian Firms », *Journal of Development Studies*, vol. 37, n° 4, pp. 133-149.
- Gilchrist S. et Himmelberg C. (1995)**, « Evidence on the Role of Cash Flow for Investment », *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, n° 3, pp. 541-572.
- Good D., Nadiri M. et Sickles R. (1997)**, « Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity », dans Pesaran H. et Schmidt P. (eds.) *Handbook of Applied Econometrics : Microeconometrics*, Oxford : Blackwell, pp. 14-80.
- Greenaway D. et Kneller R. (2007)**, « Firm heterogeneity, exporting and foreign direct investment », *The Economic Journal*, vol. 117, n° 517, pp. 134-161.
- Greenaway D., Guariglia A. et Kneller R. (2007)**, « Financial Factors and Exporting Decisions », *Journal of International Economics*, vol. 73, n° 2, pp. 377-395.
- Gropp R., Vesala J. et Vulpes G. (2006)**, « Equity and Bond Market Signals as Leading Indicators of Bank Fragility », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 38, n° 2, pp. 399-428.
- Hall R. E. (1988)**, « The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 5, pp. 921-947.
- Hoshi T., Kashyap A. et Scharfstein D. (1991)**, « Corporate Structure, Liquidity, and Investment : Evidence from Japanese Industrial Groups », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n° 1, pp. 33-60.
- International Study Group on Export and Productivity (ISGEP) (2008)**, « Understanding Cross-Country Differences in Exporter Premia : Comparable Evidence for 14 Countries », *Review of World Economics*, vol. 144, n° 4, pp. 596-635.
- Jenkins S. (1995)**, « Easy Ways to Estimate Discrete Time Duration Models », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57, pp. 129-138.
- Kaplan S. et Zingales L. (1997)**, « Do Investment-Cash Flow Sensitivities provide useful Measures of Financing Constraints ? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 1, pp. 169-215.
- Manova K. (2008)**, « Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade », *Working Papers* n° 14531, *National Bureau of Economic Research*.
- Melitz M. (2003)**, « The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity », *Econometrica*, vol. 71, n° 6, pp. 1695-1725.
- Modigliani F. et Miller M. (1958)**, « The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment », *American Economic Review*, vol. 48, n° 3, pp. 261-297.

Musso P. et Schiavo S. (2008), « The Impact of Financial Constraints on Firm Survival and Growth », *Journal of Evolutionary Economics*, vol. 18, n° 2, pp. 135-149.

Prentice R. et Gloeckler L. (1978), « Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data », *Biometrics*, vol. 34, pp. 57-67.

Tornell A. et Westermann F. (2003), « Credit Market Imperfections in Middle Income Countries », *Working Papers* n° 9737, *National Bureau of Economic Research*.

Wagner J. (2007), « Exports and Productivity : A Survey of the Evidence from Firm-level Data », *The World Economy*, vol. 30, n° 1, pp. 60-82.

ESTIMATION DES EFFETS *EX ANTE* ET *EX POST* SELON LA MÉTHODOLOGIE DE GREENEWAY ET AL.

Pour tester d'abord l'effet d'auto-sélection, Greenaway et al. (2007) (GGK) considèrent uniquement le groupe des *prima-exportateurs* qui commencent à exporter la dernière année ($t = T$) d'une période de référence $[0 ; T]$. Cette période de référence est alternativement, la période entière (1993-2003 dans l'étude considérée) ou une sous-période (respectivement 1993-1997 ou 1998-2003). Dans tous les cas, le groupe de firmes de contrôle est l'ensemble des entreprises qui n'exportent jamais sur la période entière. La comparaison entre les deux groupes de firmes porte alors sur les valeurs moyennes de santé financière, *i.e.* la valeur moyenne du ratio de liquidité (ou du taux d'endettement) sur l'ensemble de la période $[0 ; T - 1]$ pour les *prima-exportatrices* ainsi que pour leurs homologues non exportatrices. Il s'agit donc d'établir s'il existe une différence significative en faveur des *prima-exportatrices* entre ces valeurs moyennes. Spécifiquement, GGK estiment l'équation linéaire suivante :

$$\frac{1}{T-1} \sum_0^{T-1} \ln FIN_{i,t} = \alpha + \beta EXP_{i,T} + \gamma Z_{i,0} + \sum_s \delta_s d_{i,s} + \varepsilon_{it} \quad (I)$$

où les variables *FIN* et *EXP* représentent respectivement la santé financière de l'entreprise et le statut exportateur ou non exportateur de l'entreprise à la date *T*. *Z* est une variable qui prend en compte la taille initiale de l'entreprise mesurée par le logarithme de l'emploi (nombre d'heure travaillées dans notre cas). Enfin, la variable *d* représente un ensemble de variables muettes permettant de prendre en compte des effets fixes industries. Dans cette spécification, comme dans celle de l'équation (2), l'effet d'auto-sélection est validé si le paramètre β est positif et significatif.

Les résultats de l'effet *ex ante* sont directement comparables à ceux du tableau 7 de Greenaway et al. (2007) (cf. tableau A1).

Concernant l'effet *ex post*, la spécification de GGK consiste, de manière symétrique, à considérer le groupe des entreprises qui commencent à exporter l'année initiale ($t = 0$) d'une période de référence $[0 ; T]$. L'ensemble des autres entreprises est exclu de l'échantillon à l'exception des entreprises qui n'exportent jamais sur la période entière $[0 ; T]$ et qui constituent le groupe de contrôle. Le test consiste alors à comparer les valeurs moyennes de la santé financière des deux groupes de firmes et à déterminer si ces *niveaux* moyens diffèrent significativement en faveur des *prima-exportateurs*. Spécifiquement, il s'agit d'estimer :

$$\frac{1}{T-1} \sum_1^T \ln FIN_{i,t} = \alpha + \beta EXP_{i,T} + \gamma Taille_{i,0} + \sum_s \delta_s d_{i,s} + \varepsilon_{it} \quad (II)$$

où les différentes variables sont définies comme précédemment. De nouveau, dans cette spécification, comme dans celle de l'équation (3), l'effet *ex post* est validé si le paramètre β est positif et significatif.

Les résultats de l'estimation de l'équation (II) sont directement comparables à ceux reportés dans le tableau 8 de GGK (2007) (cf. tableau A2).

Globalement, les résultats obtenus sont tels que les primes *ex ante* n'apparaissent plus significatives alors que les primes *ex post* réapparaissent positives et significatives. Cette inversion par rapport aux résultats obtenus en suivant notre propre méthodologie vient précisément du fait que la méthodologie mise en œuvre par GGK a pour particularité de lisser les différences de santé financière des entreprises dans le temps.

Ainsi, concernant l'effet *ex ante*, au lieu de considérer le niveau de santé financière des *prima-exportateurs* en

Tableau A1
Résultats selon la méthodologie de GGK pour l'estimation de l'effet *ex ante*

	1996-2004			1996-2000			2000-2004		
	Sans prise en compte de l'industrie et de la taille	Avec prise en compte de l'industrie	Avec prise en compte de l'industrie et de la taille	Sans prise en compte de l'industrie et de la taille	Avec prise en compte de l'industrie	Avec prise en compte de l'industrie et de la taille	Sans prise en compte de l'industrie et de la taille	Avec prise en compte de l'industrie	Avec prise en compte de l'industrie et de la taille
<i>Score A</i> (indice de contrainte financière)	0,143	0,139	0,13	0,143	0,139	0,13	0,100	0,125	0,049
	[0,12]	[0,12]	[0,12]	[0,12]	[0,12]	[0,12]	[0,11]	[0,11]	[0,11]
<i>Liquidité</i> (ratio de liquidité de GGK)	-0,002	-0,007	-0,008	0,008	-0,001	0,011	0,015	0,012	0,014
	[0,021]	[0,021]	[0,022]	[0,022]	[0,022]	[0,023]	[0,018]	[0,018]	[0,019]

Lecture : Chaque régression inclut des variables muettes secteurs-années. Les résultats sont robustes au remplacement du Score A par le Score B et du ratio de liquidité par le ratio d'endettement. Les écarts types sont reportés entre crochets.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.

Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

un point du temps (un ou trois ans) avant leur entrée sur les marchés d'exportation (comme nous le faisons dans l'équation (2)), GGK considèrent la valeur *moyenne* de la santé financière des prima-exportatrices sur une période allant de quatre à neuf années (selon l'estimation) avant l'entrée sur les marchés d'exportation. Par ailleurs, en ne considérant comme prima-exportatrices que les entreprises qui entrent sur les marchés d'exportation la dernière année d'une période de référence, GGK sont conduits à comparer des groupes d'entreprises très similaires. Ainsi, dans l'estimation portant sur la période entière, GGK comparent des firmes qui sont non exportatrices durant neuf années sur dix à des firmes qui sont non-exportatrices durant la totalité des dix années.

De manière symétrique, le test des effets *ex post* selon GGK souffre d'un biais de surestimation, dans la mesure où les auteurs comparent cette fois la valeur *moyenne* de la santé financière des prima-exportatrices sur une période allant de quatre à neuf années (selon l'estimation) après l'entrée sur les marchés d'exportation à celle des entreprises non exportatrices. Ainsi, dans l'estimation portant sur la période entière, cela revient à compa-

rer la santé financière moyenne d'entreprises qui sont pour la plupart des exportateurs quasi permanents (neuf années sur dix) à celle de firmes qui n'exportent jamais. Cette méthodologie introduit un double biais. D'abord, en lissant la mesure de santé financière sur autant d'années, il est difficile de différencier les prima-exportatrices des exportateurs permanents. Ensuite et surtout, en considérant, sur la période postérieure à l'entrée, les *niveaux* moyens de santé financière et non pas *leurs taux de croissance*, la méthodologie de GGK ne permet pas de discriminer entre l'avantage qui préexiste à l'entrée sur les marchés d'exportation et celui qui aurait pu apparaître après cette entrée.

À l'inverse de la méthodologie de GGK, celle que nous avons mise en œuvre, permet de prendre en compte les variations annuelles de la santé financière de l'entreprise. Nous montrons alors que les effets *ex post*, évalués *en taux de croissance* sur une période de un à cinq ans après l'entrée sur les marchés d'exportation, ne sont pas significativement différents de zéro. En revanche, nous montrons que les prima-exportatrices présentent bien un avantage en termes de santé financière de un à trois ans avant leur entrée sur les marchés d'exportation.

Tableau A2
Résultats selon la méthodologie de GGK pour l'estimation de l'effet *ex post*

	1996-2004			1996-200			2000-2004		
	Sans prise en compte de l'industrie et de la taille	Avec prise en compte de l'industrie	Avec prise en compte de l'industrie et de la taille	Sans prise en compte de l'industrie et de la taille	Avec prise en compte de l'industrie	Avec prise en compte de l'industrie et de la taille	Sans prise en compte de l'industrie et de la taille	Avec prise en compte de l'industrie	Avec prise en compte de l'industrie et de la taille
Score A (indice de contrainte financière)	0,308***	0,315***	0,174**	0,336***	0,335***	0,168*	0,315***	0,296***	0,171*
	[0,080]	[0,080]	[0,084]	[0,093]	[0,093]	[0,099]	[0,092]	[0,092]	[0,094]
Liquidité (ratio de liquidité de GGK)	0,0444***	0,0402***	0,0537***	0,0371***	0,0335**	0,0446***	0,0606***	0,0538***	0,0718***
	[0,012]	[0,012]	[0,013]	[0,014]	[0,014]	[0,015]	[0,014]	[0,014]	[0,014]

* significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % ; *** significatif à 1 %.

Lecture : Chaque régression inclut des variables muettes secteurs-années. Les résultats sont robustes au remplacement du Score A par le Score B et du ratio de liquidité par le ratio d'endettement. Les écarts types sont reportés entre crochets. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % ; *** significatif à 1 %.

Champ : tous les secteurs de l'industrie manufacturière hors secteurs de l'énergie et secteurs agroalimentaires.

Source : Enquête Annuelle d'Entreprises (EAE) de l'Insee et base DIANE publiée par le Bureau van Dick.

L'essentiel de l'économie...



- > Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique avec de nombreuses données européennes : population, santé, emploi, énergie...

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee Références