



Modélisation Des Défaillances D'entreprises Au Maroc : Une Étude Économétrique

By Aomar Ibourk & Abdelkrim Aazzab

Cadi Ayyad, Morocco

Résumé- L'analyse de la défaillance des entreprises peut être opérée sur plusieurs niveaux, en examinant les aspects économiques, financiers, stratégiques ainsi que les aspects organisationnels et managériaux (Guilhotd B. (2000)).

L'objectif de cet article est d'expliquer les évolutions des défaillances d'entreprises au Maroc par un facteur conjoncturel et un facteur démographique. En effet, à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs, il s'agit d'expliquer la variable défaillance par les deux variables à savoir les créations et le PIB.

Comme résultats, les défaillances d'entreprises apparaissent fortement liées à l'évolution du PIB et peuvent être expliquées, à court terme par la très forte sensibilité aux variations de la conjoncture économique. Ainsi, l'effet de la variable démographique sur les défaillances est plus remarquable à long terme.

Motsclés: créations d'entreprises, défaillances d'entreprises, pib, modèle vectoriel à correction d'erreur.

GJMBR - B Classification : JEL Code : G00



Strictly as per the compliance and regulations of:



Modélisation Des Défaillances D'entreprises Au Maroc : Une Étude Économétrique

Aomar Ibourk^α & Abdelkrim Aazzab^σ

Résumé- L'analyse de la défaillance des entreprises peut être opérée sur plusieurs niveaux, en examinant les aspects économiques, financiers, stratégiques ainsi que les aspects organisationnels et managériaux (Guilhotd B. (2000)).

L'objectif de cet article est d'expliquer les évolutions des défaillances d'entreprises au Maroc par un facteur conjoncturel et un facteur démographique. En effet, à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs, il s'agit d'expliquer la variable défaillance par les deux variables à savoir les créations et le PIB.

Comme résultats, les défaillances d'entreprises apparaissent fortement liées à l'évolution du PIB et peuvent être expliquées, à court terme par la très forte sensibilité aux variations de la conjoncture économique. Ainsi, l'effet de la variable démographique sur les défaillances est plus remarquable à long terme. L'effet à long terme de la conjoncture sur le niveau des défaillances n'est pas observé dans notre étude

Mots-clés: créations d'entreprises, défaillances d'entreprises, pib, modèle vectoriel à correction d'erreur.

I. INTRODUCTION

Le tissu économique marocain est caractérisé par plus de 95% des petites et moyennes entreprises à caractère généralement familial et artisanal ainsi leur mode de management reste encore traditionnel et archaïque. La conjoncture économique actuelle est défavorable et marquée par des crises de toutes natures. Et, face à la mondialisation, toute entreprise est exposée au risque de défaillance. L'intérêt porté à la défaillance d'entreprises vient des coûts substantiels des faillites. En effet, les conséquences d'une faillite sont généralement très coûteuses : problèmes financiers (pertes financières), problèmes économiques (perte de la compétitivité) et problèmes sociaux (chômage), ainsi, la résolution des problèmes de défaillance entraîne un gaspillage de ressources.

La notion d'entreprise défaillante peut s'avérer complexe et dynamique ainsi qu'il est difficile à cerner en raison des divers modes d'analyse. Dans sa dimension juridique, elle peut être définie comme celle qui est engagée dans une procédure de redressement ou de liquidation judiciaire. Dans sa conception économique la plus large, c'est une entreprise qui n'arrive plus à écouler normalement ses stocks,

accumulant ainsi les déficits et devenant non rentable, ce qui implique une valeur ajoutée négative (GRESSE, 1994). Selon la vision financière, c'est la situation où l'entreprise se trouve en difficulté d'honorer ses engagements financiers.

Les explications de la défaillance d'entreprises ont fait l'objet de nombreux travaux empiriques. En effet, plusieurs travaux ont tenté d'examiner l'impact de la conjoncture macroéconomique sur le nombre de défaillances d'entreprises (Tirapat et Nittayagasetwat 1999, Bunn et Redwood 2003, Liou et Smith 2007, Lev 1974, Delion 2008, Blot et Le Bayon 2009). Ces travaux affirment qu'un nombre important d'entreprises disparaissent quand la conjoncture leur est défavorable. Dans cette optique, Altman (1984) et Johnson (1974), affirment que le taux de faillite augmente durant les périodes de récession et diminue durant les périodes d'expansion.

Ainsi, d'autres travaux ont exposé le lien entre défaillances et créations (Longueville 1992, Bordes et Mélitz 1992, Marco et Rainelli 1986, Blazy et al. 1993, Combier 1994, Blazy et Combier 1998). Ces études ont montré que l'évolution des défaillances d'entreprises peut être également expliquée par les créations intervenues aux périodes précédentes et donc par un facteur démographique¹.

Cet article propose une analyse statistique, sur une longue période, de l'effet d'un facteur macroéconomique et un facteur démographique sur la défaillance des entreprises. Il s'agit, en effet, d'établir une relation de corrélation entre les défaillances d'entreprises comme variable endogène et les créations d'entreprises et le PIB comme variables exogènes.

Pour cette étude, l'analyse porte sur la période 1991-2011 et nous allons utiliser, pour les défaillances et les créations, les données collectées par les statistiques de l'Office Marocain de la Propriété Industrielle et Commerciale (OMPIC), et pour le PIB, nous allons se baser sur les statistiques de la base de données de la Banque Mondiale: WORLD DEVELOPMENT INDICATORS.

Alors nous allons appliquer un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MCE) sous la forme suivante²:

¹ BONNET J. et RENOU-MAISSANT P. [2000], « La régulation macro-économique et sectorielle de la démographie d'entreprises », Économie et Prévision, 145(4), p.19-40.

² La forme matricielle du VECM est présentée dans l'annexe 1.

Author α : Professeur chercheur, FSJES, Marrakech MAROC.
e-mail: aibourk@gmail.com

Author σ : Doctorant en sciences économiques, FSJES, Marrakech Maroc. e-mail: a.aazzab@gmail.com

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-p} + BA' X_{t-1} + \varepsilon_t$$

avec :

Γ : est la matrice des paramètres d'un processus de décalage d'ordre p;

B : est la matrice des coefficients des termes à correction d'erreur ;

A' : est une matrice contenant les r relations de cointégration ;

ε : terme d'erreur

II. MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE

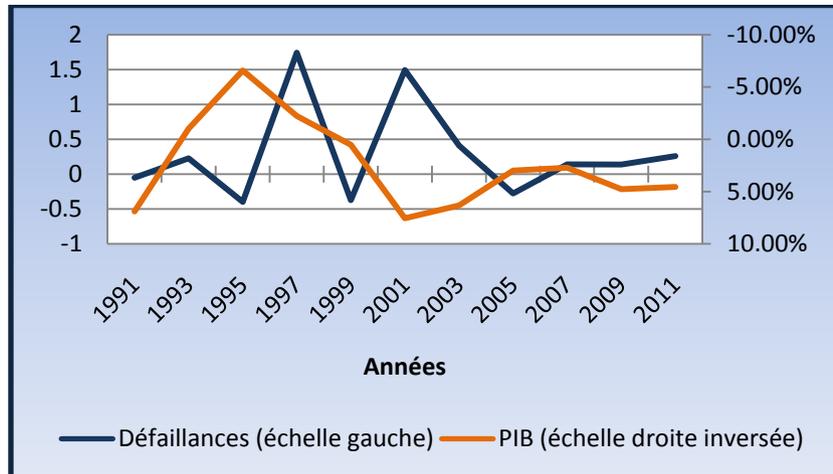
Nous allons appliquer un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM : Vektor Correction Model) suivant les étapes suivantes.

D'abord, après avoir étudié les évolutions annuelles des créations d'entreprises, des défaillances et du PIB au Maroc, une étape préliminaire consiste à transformer les séries en logarithme et le rendre sur la même plage temporelle à partir de 1991. Ensuite, nous allons effectuer des tests de bases de détermination de la causalité en se basant sur le test de Granger et des tests de stationnarité en rappelant que les séries en niveau doivent être non stationnaires. Après, nous allons déterminer le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) en précisant premièrement le nombre de retard p à attribuer au modèle VAR(p) à l'aide des critères

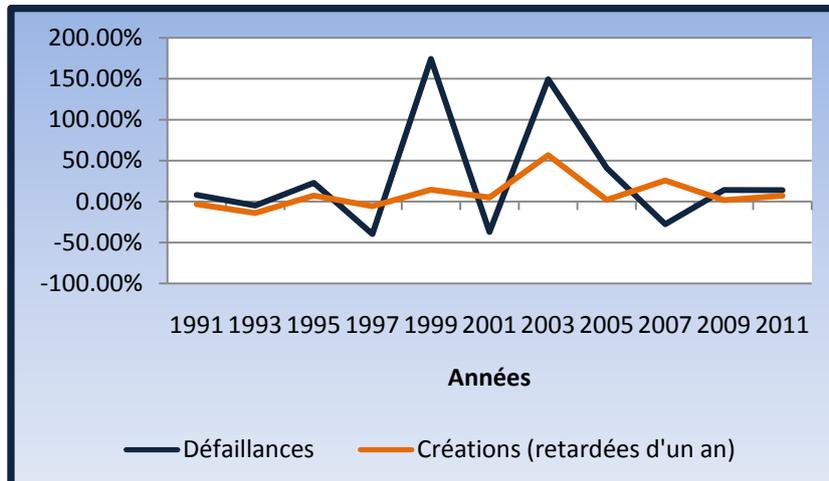
d'informations, en déterminant deuxièmement l'ordre de cointégration en se basant sur le test de Johansen, en estimant troisièmement le VECM et en validant quatrièmement le modèle obtenu par les différents tests des appliqués aux résidus. Enfin, nous allons interpréter les résultats obtenus

a) Evolutions annuelles des créations d'entreprises, des défaillances et du PIB au Maroc

En analysant les évolutions annuelles des taux de croissance de ces trois grandeurs, il apparaît graphiquement que les variations annuelles des défaillances d'entreprises sont corrélées négativement avec celles du PIB (Graphique 1). Cependant, les variations annuelles des défaillances d'entreprises sont corrélées positivement avec celles des créations d'entreprises.



Graphique 1 : taux de croissance annuel des défaillances d'entreprises et du PIB



Graphique 2 : Taux de croissance annuel des défaillances d'entreprises et des créations d'entreprises



Tableau 1 : Evolution des taux de croissance annuel des créations d'entreprises, des défaillances et du PIB

Années	Défaillance	Créations	PIB
1991	-5,00%	-3,12%	6,90%
1992	-19,30%	-4,89%	-4,03%
1993	22,83%	-14,07%	-1,01%
1994	38,05%	-2,31%	10,36%
1995	-39,74%	7,38%	-6,58%
1996	11,70%	23,14%	12,22%
1997	174,29%	-5,78%	-2,23%
1998	-30,21%	11,48%	7,66%
1999	-37,31%	14,50%	0,53%
2000	132,54%	8,15%	1,59%
2001	149,49%	5,05%	7,55%
2002	-8,21%	10,06%	3,32%
2003	40,98%	56,79%	6,32%
2004	-8,46%	10,57%	4,80%
2005	-27,60%	2,12%	2,98%
2006	35,57%	0,40%	7,76%
2007	14,12%	25,88%	2,71%
2008	47,42%	8,47%	5,59%
2009	13,99%	1,74%	4,76%
2010	2,76%	2,85%	3,68%
2011	25,97%	7,20%	4,55%
2012	16,02%	28,98%	2,72%

b) Transformations des séries

Les séries en niveau sont transformées en logarithme suivant la notation suivante :

- Le logarithme du PIB est noté LPIB
- Le logarithme des défaillances est noté LDEF
- Le logarithme des créations est noté LCRE

La transformation des séries en niveau en logarithme permet à la fois d'estimer plus facilement le modèle, surtout s'il est d'ordre multiplicatif, ainsi, les coefficients sont exprimés en termes d'élasticité et cela permet donc de raisonner en terme de taux de croissance.

c) Tests de causalité et de stationnarité

i. Test de causalité de Granger et détermination de la variable endogène et des variables exogènes

Granger (1969) a fourni une définition de la causalité fondée sur trois axiomes :

- La cause doit précéder l'effet dans le temps ;
- La cause contient certaines informations sur la valeur future de l'effet ;
- L'amplitude de la cause varie dans le temps selon Granger. Y est dite causé par X, si l'introduction des valeurs passées de X améliore la qualité statistique de la régression de Y sur ses propres valeurs passées.

Tableau 2 : Test de causalité de Granger

	Observation	F-Statistique	Probabilité
LPIB does not Granger Cause LDEF	20	6.76126	0.00971
LDEF does not Granger Cause LPIB		1.02190	0.38709
LCRE does not Granger Cause LDEF	20	3.95635	0.04345
LDEF does not Granger Cause LCRE		6.15051	0.06211

- On voit que la probabilité de la statistique F correspondant à « LPIB does not Granger Cause LDEF » est égale à $0,009 < 0,05$: on accepte alors H1, LPIB cause LDEF.
- La probabilité de la statistique F correspondant à « LDEF does not Granger Cause LPIB » est égale à $0,38 > 0,05$: on accepte alors H0, LDEF ne cause pas LPIB.
- La probabilité de la statistique F correspondant à « LCRE does not Granger Cause LDEF » est égale à $0,04 < 0,05$: on accepte alors H1, LCRE cause LDEF.
- La probabilité de la statistique F correspondant à « LDEF does not Granger Cause LCRE » est égale à $0,062 > 0,05$: on accepte alors H0, LDEF ne cause pas LCRE.
- Donc LDEF est la variable endogène et LPIB et LCRE sont les variables exogènes

ii. Tests de stationnarité

Les tests de Dickey-Fuller (DF) simple permettent de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Or, pour le test de Dickey-Fuller Augmenté (DFA), il n'y a aucune raison pour que, à priori, l'erreur soit non corrélée, c'est la différence entre les deux.

Les tests de stationnarité de (DFA) des séries LPIB, LCRE et LDEF sont présentés dans le tableau suivant dans le cas où le modèle est avec intercepte (1) ; dans le cas où le modèle est avec trend et intercepte (2) et dans le cas où le modèle est sans trend ni intercepte (3).

Tableau 3 : Tests de stationnarité des séries LPIB, LDEF et LCRE

		ADF	Valeur critique 5%	Niveau (décalage)	R ²
LPIB	(1)	-12,68	-3,04	I(1)	91 %
	(2)	-4,41	-3,75	I(1)	96 %
	(3)	-2,85	-1,96	I(1)	95 %
LDEF	(1)	-6,03	-3,04	I(1)	73 %
	(2)	-5,87	-3,69	I(1)	73 %
	(3)	-2,59	-1,96	I(1)	69 %
LCRE	(1)	-3,67	-3,02	I(1)	44 %
	(2)	-4,64	-3,67	I(1)	55 %
	(3)	-2,64	-1,96	I(1)	53 %

Le test de stationnarité montre que les trois séries ne sont pas stationnaires en niveau, cependant, ils sont intégrées d'un même ordre I(1), il y a alors risque de cointégration. On peut donc envisager l'estimation d'un modèle à correction d'erreur. Pour ce faire il a fallu déterminer le nombre de retard p du modèle VAR(p) à l'aide des critères d'informations.

d) Test de co-intégration et estimation du modèle à correction d'erreur

Pour effectuer une telle approche nous avons passé par quatre étapes :

i. Détermination du nombre de retard

Le nombre de retards p à attribuer au modèle VAR dépend des critères Akaike (AIC), Schwarz (SC) et Log Likelihood. D'autres retards sont ajoutés dans le modèle et donc le modèle VAR à choisir est celui qui a le nombre de retards qui vérifiera un minimum pour Akaike (AIC) et Schwarz (SC) et un maximum pour Log Likelihood.

Tableau 4 : Critères de sélection du nombre de retard VAR(P)

Retards	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-9.62	NA	0.00	1.32	1.47	1.35
1	39.28	77.22	1.16e-05	-2.87	-2.27	-2.77
2	53.01	17.33*	7.70e-06	-3.36	-2.32	-3.19
3	69.79	15.90	4.33e-06*	-4.18*	-2.69*	-3.93*

* indique l'ordre de retards sélectionné par les critères

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Nous allons choisir VAR (3) parce qu'il a le minimum pour les critères FPE, AIC, SC et HQ et le maximum pour le Log Likelihood.

ii. Détermination de l'ordre de cointégration (Test de Johansen)

Le test de la trace affirme qu'il y a cointégration car l'hypothèse nulle d'absence de cointégration a été rejetée (55,98 > 29,79) au seuil de 5%. Egalement, l'hypothèse nulle selon laquelle il y a au plus une

relation de cointégration a été rejetée au seuil de 5%, car la p-values (1,6%) est inférieure à 5% (18,67 > 15,49). Cependant, l'hypothèse selon laquelle il y a au plus deux relations de cointégration a été acceptée au seuil de 5%, car la statistique de la trace (2,05) est inférieure à la valeur critique (3,84). Le test de la trace indique donc que les trois séries sont cointégrées d'ordre 2, alors il y a deux relations d'association de long terme.

Tableau 5 : Test de la trace

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.874167	55.98636	29.79707	0.0000
At most 1*	0.602732	18.67600	15.49471	0.0160
At most 2	0.108110	2.059419	3.841466	0.1513

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ces résultats peuvent être confirmés par le test de la statistique de maximum d'Eigenvalue (voire annexe 2) qui affirme aussi l'existence de deux relations de cointégration.

iii. Estimation du modèle VECM(2)

Nous avons estimé le modèle à correction d'erreur avec un nombre de retards de 3 (VAR(3)) et avec deux ordres de cointégration. Ainsi, nous retenons une constante et une tendance dans le VECM et non dans le modèle VAR. Alors le modèle à correction d'erreur estimé est comme suit :

Dans les deux équations de cointégration du modèle à correction d'erreur, les coefficients C(1) et C(2) appelés termes de correction d'erreur, qui mesure la vitesse de convergence vers l'équilibre, sont respectivement de -1,78 et -5,94 (voir annexe 6), ils sont négatifs et significativement différent de 0, car les probabilités associées aux t-statistiques (respectivement 0,002 et 0,001) sont inférieures à 5%. Alors, il existe une relation d'association de long terme de LCRE vers LDEF et une autre relation de long terme de PIB vers LCRE. Ainsi le test de Wald sur la significativité des coefficients montre que les

coefficients associés à LPIB sont significativement différents de 0, alors il existe une relation de court terme de LPIB vers LDEF. Pareillement, ce test montre qu'il y a aussi une relation de court terme de LCRE vers LDEF car les coefficients associés sont significativement différents de 0. De même, la significativité des coefficients associés à LDEF, montre qu'il y a une relation de court terme de LDEF vers LCRE.

III. VALIDATION DU MODÈLE

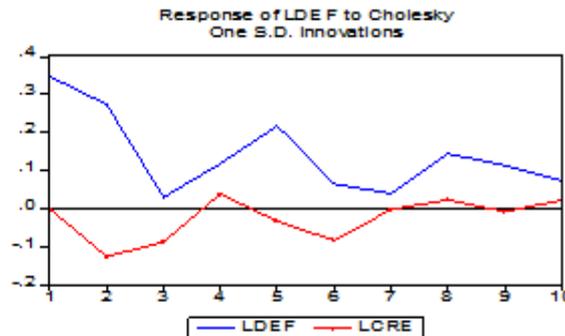
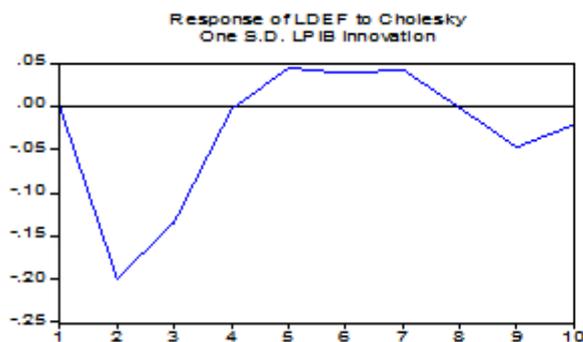
Le modèle à correction d'erreur est valable car le coefficient de correction d'erreur est négatif et significativement différent de 0. Aussi, nous constatons que R² est égal à 98%, il est largement supérieur à 60% et proche de 1. Ainsi, la statistique de Fisher est de 25,51, il est significatif au seuil de 5%. Alors le modèle est globalement valide. Cela veut dire que la dynamique du PIB et des créations permet en effet d'expliquer à hauteur de 98% l'évolution des défaillances. En ce qui concerne les tests des résidus, la statistique de Durbin Watson est égale à 2,28, elle indique donc l'absence d'autocorrélation des erreurs. Ce résultat est confirmé par la statistique Q de Ljung-Box. En effet, la probabilité

du test pour $h=12$ est 10,34 0,05, donc l'hypothèse nulle de bruit blanc est acceptée. Ainsi, le test de normalité des erreurs de Jarque et Berra montre que les résidus suivent une distribution normale ($JB=16,12$ et $p\text{-value}=0,01$), car la probabilité associée à cette statistique est inférieure à 5%.

IV. ANALYSE DES RÉSULTATS

La défaillance des entreprises peut être expliquée par la conjoncture économique et par le nombre de créations des entreprises. Le PIB a un effet négatif sur les défaillances. Cependant, les créations ont un effet positif sur les défaillances.

Les graphiques de réponse du nombre de défaillances à différents chocs montrent que les défaillances réagissent négativement à un choc positif sur le PIB. Ce choc entraîne dès la première année une baisse importante des défaillances, ensuite cet effet est amorti au bout de quatre ans. Cependant, les défaillances réagissent négativement, au bout d'un an, à un choc positif de créations et cet effet durera au maximum deux ans.



Graphique 3 : Fonctions de réponse des défaillances aux chocs sur le PIB et sur les créations

Tableau 6 : Mesures des élasticités à court terme et à long terme

Horizon	Court terme			Long terme	
Var. causales	Défaillances	Créations	PIB	Créations	PIB
Var. causées					
Défaillances	-	3,27	-1,51	6,56	-
Créations	-0,11	-	0,65	-	1,75

A Long terme, le degré d'influence du niveau de créations des entreprises sur les défaillances est plus important que le court terme. En effet, une augmentation de 1% des créations entraîne à long terme une hausse des défaillances de plus de 6,5%, alors qu'il n'est que de 3,2% à court terme. Cependant, l'effet du PIB est très réduit, car, à court terme, une diminution de cette grandeur de 1% entraîne une augmentation des défauts d'entreprises de 1,5%. Cet effet n'est que de presque de 0,2% à long terme. L'effet à long terme de la conjoncture sur le niveau des défaillances n'est pas observé dans notre étude.

Ainsi, l'analyse causale montre aussi que les créations d'entreprises subissent aussi des effets suite aux variations des niveaux des défaillances et du PIB. En effet, nous avons constaté une influence positive et importante du PIB dans les deux horizons temporels, tandis qu'une faible portée négative des défaillances à court terme. En effet, une augmentation du PIB de 1% entraîne une hausse des créations de l'ordre de 0,65% à court terme et de l'ordre de 1,75% à long terme. Cependant, les défaillances ont un effet négatif sur le niveau des créations à court terme. Car, pour une

hausse des défaillances de 1%, les créations diminuent de 0,1%.

Au terme de cette étude, nous constatons que les défaillances d'entreprises sont influencées négativement à court terme par le PIB. Donc, lorsque la conjoncture économique est défavorable, un nombre important d'entreprises fait défaut. Ainsi, les créations d'entreprises influencent positivement, beaucoup plus à long terme, les défaillances d'entreprises. C'est-à-dire que lorsque le nombre de création d'entreprises augmente, le nombre de défaillances augmente ultérieurement. Cela peut être expliqué par la hausse de la proportion de jeunes entreprises dans le stock des entreprises disponibles dont le risque de défaillance individuel est plus élevé, ce qui produit logiquement un accroissement du taux de risque de défaillance.

Entre 2007 et 2009, la défaillance s'explique par le PIB en chute (la crise économique) et par un effet démographique lié aux importantes créations d'entreprises entre 2005 et 2007. Ainsi, entre 2009 et 2011, la défaillance est expliquée essentiellement par l'effet démographique.

V. CONCLUSION

En guise de conclusion, les défaillances d'entreprises apparaissent fortement liées à l'évolution du PIB et donc elles peuvent être expliquées, à court terme par la très forte sensibilité aux variations de la conjoncture économique. Ce résultat affirme alors ceux démontrés par Tirapat et Nittayagasetwat (1999) et Blot et Le Bayon (2009). Ainsi, l'effet de la variable démographique sur les défaillances est plus remarquable à long terme, ce qui confirme aussi les résultats obtenus par Longueville (1992), Bordes et Méliitz (1992) et Blazy et Combiér (1998).

Il est à noter enfin que cette étude présente certaines limites dans le cadre où le modèle est limité seulement à deux variables explicatives ainsi que le nombre d'observations est très réduit. En outre, les disparités sectorielles et régionales ne sont pas prises en considération dans notre étude.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. ALTMAN E.I. [1984], « The success of business failure prediction models: an international survey ». *Journal of Banking and Finance*, 8 (2), 171-198.
2. BLAZY R. [2000], « La faillite: Éléments d'analyse économique ». Paris: Economica.
3. BLAZY R. et COMBIER J. [1997], « La défaillance d'entreprise: Causes économiques, traitement judiciaire et impact financier ». INSEE.
4. BONNET J. et RENOUE-MAISSANT P. [2000], « La régulation macro-économique et sectorielle de la démographie d'entreprises », *Économie et Prévision*, 145(4), p.19-40.

5. CAILLIES J. M. et M. DEVILLIERS [1986], « Démographie des entreprises ». Collections de l'INSEE Premiers Résultats, 54, février.
6. COFACE, « Panorama des défaillances d'entreprises ». Printemps 2012
7. COMBIER J. [1993], « Les défaillances d'entreprise en 1992 ». Insee Première, n° 274, publication d'août.
8. CRUTZEN N. et VAN CAILLIE D. [2007a], « La défaillance des PME: processus et (auto) diagnostic ». Paper presented at Journée de formation continuée - Institut des Experts-Comptables, Liège, Belgique, Juin.
9. GUILHOT B. [2000], « Défaillances d'entreprise: soixante-dix ans d'analyse théoriques et empiriques ». *Revue Française de Gestion*, 130, 52-67.
10. MARCO L. [1984], « Les défaillances d'entreprises et la crise en France (1974-1983) ». *Revue d'économie politique*, 94 (5) : 676-87.
11. MARCO L. et M. RAINELLI [1986], « Les disparitions de firmes industrielles en France : un modèle économétrique ». *Revue d'économie industrielle*, 36 : 1-13.
12. TIRAPAT S. et NITTAYAGASETWAT A. [1999], « An Investigation of Thai Listed Firms' Financial Distress Using Macro and Micro Variables ». *Multinational Finance Journal*, vol. 3, n° 2, pp. 103-125.
13. TRESOR-ECO, Document n°84, Février 2011 (<http://www.tresor.economie.gouv.fr/file/325817.pdf>)

ANNEXES

Annexe 1: Forme matricielle du VECM

$$\begin{pmatrix} \Delta LDEF_t \\ \Delta LCRE_t \\ \Delta LPIB_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{LDEF} \\ \mu_{LCRE} \\ \mu_{LPIB} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_{LDEF LDEF,1} & \Gamma_{LDEF LCRE,1} & \Gamma_{LDEF LPIB,1} \\ \Gamma_{LCRE LDEF,1} & \Gamma_{LCRE LCRE,1} & \Gamma_{LCRE LPIB,1} \\ \Gamma_{LPIB LDEF,1} & \Gamma_{LPIB LCRE,1} & \Gamma_{LPIB LPIB,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta LDEF_{t-1} \\ \Delta LCRE_{t-1} \\ \Delta LPIB_{t-1} \end{pmatrix} + \dots +$$

$$\begin{pmatrix} \Gamma_{LDEF LDEF,p} & \Gamma_{LDEF LCRE,p} & \Gamma_{LDEF LPIB,p} \\ \Gamma_{LCRE LDEF,p} & \Gamma_{LCRE LCRE,p} & \Gamma_{LCRE LPIB,p} \\ \Gamma_{LPIB LDEF,p} & \Gamma_{LPIB LCRE,p} & \Gamma_{LPIB LPIB,p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta LDEF_{t-p} \\ \Delta LCRE_{t-p} \\ \Delta LPIB_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta LDEF_{t-1} \\ \Delta LCRE_{t-1} \\ \Delta LPIB_{t-1} \\ T_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{LDEF}^1 & \alpha_{LDEF}^2 \\ \alpha_{LCRE}^1 & \alpha_{LCRE}^2 \\ \alpha_{LPIB}^1 & \alpha_{LPIB}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & \lambda_{LDEF} \\ 0 & 1 & \beta_{LPIB} & \lambda_{LCRE} \end{pmatrix} +$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{LDEF,t} \\ \varepsilon_{LCRE,t} \\ \varepsilon_{LPIB,t} \end{pmatrix}$$

avec, pour $t=1, \dots, T$

LDEF le nombre annuel de défaillances ;

LCRE le nombre annuel de créations ;

LPIB le PIB annuel (en volume);

T la tendance linéaire (les tests de Johansen suggèrent qu'il existe une tendance linéaire pour chaque relation de cointégration).

Annexe 2 : Test de cointégration de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.874167	55.98636	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.602732	18.67600	15.49471	0.0160
At most 2	0.108110	2.059419	3.841466	0.1513

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.874167	37.31036	21.13162	0.0001
At most 1 *	0.602732	16.61658	14.26460	0.0209
At most 2	0.108110	2.059419	3.841466	0.1513

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Annexe 3 : Estimation du modèle à correction d'erreur

Vector Error Correction Estimates

Date: 02/05/14 Time: 09:41

Sample (adjusted): 1995 2012

Included observations: 18 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LDEF(-1)	1.000000	0.000000
LPIB(-1)	0.000000	1.000000
LCRE(-1)	-6.563614 (1.16050)	1.752388 (0.39320)
	[-5.65584]	[4.45678]
@TREND(91)	0.626567 (0.14273)	-0.288990 (0.04836)
	[4.38999]	[-5.97607]
C	47.97417	-37.61845



Error Correction:	D(LDEF)	D(LPIB)	D(LCRE)
CointEq1	-1.780100 (0.34673) [-5.13402]	0.162170 (0.30587) [0.53019]	0.336202 (0.11032) [3.04761]
CointEq2	-5.943717 (1.03635) [-5.73521]	0.609454 (0.91424) [0.66663]	0.839526 (0.32973) [2.54608]
D(LDEF(-1))	0.344590 (0.30674) [1.12338]	0.028468 (0.27060) [0.10520]	-0.080454 (0.09760) [-0.82436]
D(LDEF(-2))	0.152526 (0.14829) [1.02857]	-0.047974 (0.13082) [-0.36673]	-0.039613 (0.04718) [-0.83960]
D(LDEF(-3))	0.144676 (0.11333) [1.27664]	0.123527 (0.09997) [1.23563]	-0.116606 (0.03606) [-3.23401]
D(LPIB(-1))	2.986915 (1.13652) [2.62812]	-0.566865 (1.00260) [-0.56540]	-0.650235 (0.36160) [-1.79821]
D(LPIB(-2))	1.254039 (0.88609) [1.41525]	-0.443487 (0.78168) [-0.56735]	0.253217 (0.28192) [0.89818]
D(LPIB(-3))	1.519846 (0.43765) [3.47275]	-0.396001 (0.38608) [-1.02570]	0.198826 (0.13925) [1.42789]
D(LCRE(-1))	-3.274006 (0.47325) [-6.91810]	0.803067 (0.41749) [1.92358]	0.645714 (0.15057) [4.28839]
D(LCRE(-2))	-0.353202 (0.77688) [-0.45464]	-0.385983 (0.68534) [-0.56320]	0.679724 (0.24718) [2.74994]
D(LCRE(-3))	-0.243952 (0.68432) [-0.35649]	0.736947 (0.60368) [1.22076]	-0.288864 (0.21773) [-1.32673]
C	0.037324 (0.11380) [0.32797]	0.030969 (0.10039) [0.30848]	0.051384 (0.03621) [1.41915]
R-squared	0.979072	0.561669	0.964617
Adj. R-squared	0.940703	-0.241939	0.899749
Sum sq. resids	0.070189	0.054622	0.007105
S.E. equation	0.108158	0.095413	0.034412
F-statistic	25.51736	0.698934	14.87044

Log likelihood	24.38155	26.63833	44.99484
Akaike AIC	-1.375728	-1.626481	-3.666093
Schwarz SC	-0.782147	-1.032900	-3.072512
Mean dependent	0.151272	0.063962	0.101669
S.D. dependent	0.444161	0.085617	0.108685
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.14E-08		
Determinant resid covariance	7.92E-10		
Log likelihood	111.9861		
Akaike information criterion	-7.554013		
Schwarz criterion	-5.377549		

Annexe 4 : Estimation de la relation à long terme

Dependent Variable: LDEF
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/14 Time: 21:02
 Sample: 1991 2012
 Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB	-0.389583	0.068151	-5.716460	0.0000
LCRE	1.672340	0.178408	9.373694	0.0000
R-squared	0.845904	Mean dependent var	6.091387	
Adjusted R-squared	0.838199	S.D. dependent var	1.134085	
S.E. of regression	0.456179	Akaike info criterion	1.354647	
Sum squared resid	4.161995	Schwarz criterion	1.453833	
Log likelihood	-12.90112	Durbin-Watson stat	1.227738	

Annexe 5 : Test de signification des coefficients du

Dependent Variable: D(LDEF)
 Method: Least Squares
 Date: 02/04/14 Time: 22:02
 Sample (adjusted): 1995 2012
 Included observations: 18 after adjustments

$$\begin{aligned}
 D(LDEF) = & C(1)*(LDEF(-1) - 6.563614419*LCRE(-1) + 0.6265668275 \\
 & *@TREND(91) + 47.97417406) + C(2)*(LPIB(-1) + 1.752388383 \\
 & *LCRE(-1) - 0.2889896008*@TREND(91) - 37.61844545) + C(3) \\
 & *D(LDEF(-1)) + C(4)*D(LDEF(-2)) + C(5)*D(LDEF(-3)) + C(6) \\
 & *D(LPIB(-1)) + C(7)*D(LPIB(-2)) + C(8)*D(LPIB(-3)) + C(9) \\
 & *D(LCRE(-1)) + C(10)*D(LCRE(-2)) + C(11)*D(LCRE(-3)) + C(12)
 \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.780100	0.346726	-5.134019	0.0021
C(2)	-5.943717	1.036355	-5.735214	0.0012
C(3)	0.344590	0.306744	1.123379	0.3042
C(4)	0.152526	0.148289	1.028573	0.3433

C(5)	0.144676	0.113325	1.276643	0.2489
C(6)	2.986915	1.136520	2.628123	0.0392
C(7)	1.254039	0.886092	1.415247	0.2067
C(8)	1.519846	0.437650	3.472746	0.0133
C(9)	-3.274006	0.473252	-6.918102	0.0005
C(10)	-0.353202	0.776884	-0.454640	0.6654
C(11)	-0.243952	0.684315	-0.356491	0.7337
C(12)	0.037324	0.113801	0.327971	0.7541
R-squared	0.979072	Mean dependent var	0.151272	
Adjusted R-squared	0.940703	S.D. dependent var	0.444161	
S.E. of regression	0.108158	Akaike info criterion	-1.375728	
Sum squared resid	0.070189	Schwarz criterion	-0.782147	
Log likelihood	24.38155	Durbin-Watson stat	3.157364	

Annexe 6 : Test d'auto-corrélation des résidus

Date: 07/22/12 Time: 13:14

Sample: 1991 2011

Included observations: 21

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	0.086	0.086	0.1782	0.673
*** .	*** .	2	-0.399	-0.409	4.2182	0.121
. .	. * .	3	0.011	0.114	4.2212	0.239
. * .	. ** .	4	-0.060	-0.294	4.3223	0.364
. ** .	. ** .	5	-0.309	-0.270	7.2128	0.205
. * .	. ** .	6	-0.142	-0.299	7.8601	0.249
. * .	. * .	7	0.140	-0.150	8.5328	0.288
. .	. ** .	8	0.053	-0.273	8.6387	0.374
. * .	. .	9	0.097	-0.047	9.0155	0.436
. * .	. * .	10	0.146	-0.182	9.9570	0.444
. .	. * .	11	0.033	-0.072	10.010	0.529
. * .	. ** .	12	-0.079	-0.189	10.349	0.585