HEC MONTRÉAL

Projet supervisé

Modèle macroéconomique pour le stress testing du risque de défaut pour les prêts aux entreprises effectués par des banques américaines

Auteur: Ali Akbulut

Directeur : Georges Dionne

8 janvier 2014

Remerciements :

Je désire remercier mon directeur de projet, le professeur Georges Dionne, et mon superviseur à la Banque Nationale du Canada, M. Étienne Lauzon, pour leurs contributions à ce projet supervisé.

Je souhaite également remercier mes professeurs à HEC Montréal pour leurs commentaires et expertises, soit le professeur Tolga Çenesizoğlu, le professeur Simon Van Norden et le professeur Alexandre Jeanneret.

Finalement, je désire remercier mes collègues à la Banque Nationale du Canada, M. Yves Marceau, M. Roy Samountry, M. Enes Ajroud, M. Philippe Bessette et M. Gervais N'Cho pour leurs aides et pour m'avoir accueilli au sein de l'équipe de Surveillance et divulgation intégrée des risques.

Table des matières

1. Introduction 1
2. Motivation 2
3. Données 4
3.1 Choix de la variable dépendante 4
3.2 Analyse comparative 5
3.3 Choix des variables explicatives 8
3. Modélisation 9
5. Résultats 11
5.1 Taux de défaut (90 jours) 11
5.2 Taux de mortalité 15
5.2.1 Taux de mortalité – Secteur du commerce de gros et de détail 19
5.2.2 Taux de mortalité – Secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage 23
5.2.3 Taux de mortalité – Secteur de la finance 27
6. Conclusion 28
Bibliographie 29
Annexes 31
Annexe I : Classification des industries par code SCIAN 31
Annexe II : Présentation détaillée des variables utilisées 32
Annexe III : Outils d'analyse 33
Annexe IV : Modèles retenus pour le stress test macroéconomique 34

1. Introduction

Ce projet a pour objectif de modéliser le risque de défaut par industrie[1] pour les prêts aux entreprises (*wholesale*) aux États-Unis effectués par des banques américaines, ce qui inclut les entreprises publiques et privées. Ces modèles serviront à titre de *benchmark* pour les modèles utilisant des données canadiennes. Des modèles agrégés et par industries pour le taux de défaut seront construits et ces modèles seront par la suite utilisés dans le cadre d'un exercice de stress testing. Il faut noter toutefois que pour les modèles par industries, le taux de mortalité sera utilisé à titre de proxy pour le taux de défaut, car cette dernière n'est pas disponible par industries pour les États-Unis. La section 3 de ce document montre les caractéristiques et l'utilité de la variable taux de mortalité. Cette variable s'avère particulièrement intéressante, car en plus d'être fortement corrélée avec le taux de défaut, elle peut prédire ses variations. Ainsi, l'utilisation de cette variable s'avère très intéressante pour une institution désirant surveiller les risques de défaut liés à un portefeuille de prêts à des entreprises.

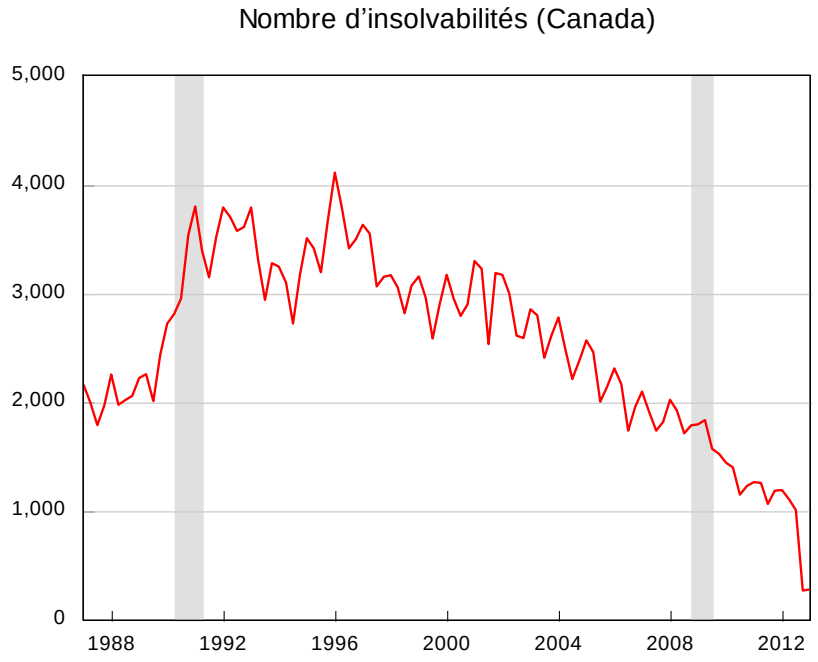
La suite de ce document prendra la forme suivante : La section 2 présente la motivation et l'utilité de ce travail. Dans la section 3, le choix des variables dépendantes sera expliqué. En particulier, la variable taux de mortalité (*death rate*) sera introduite à titre d'alternative pour le taux de défaut. La section 4 portera sur le choix de la méthode économétrique utilisée pour ce travail. La section 5 présentera les résultats des modèles pour le risque de défaut agrégé et par industrie pour les prêts aux entreprises aux États-Unis effectués par des banques américaines. Ainsi, il sera possible de noter que les variables dépendantes taux de mortalité et taux de défaut donnent des résultats similaires. Finalement, dans la section 5 les résultats importants de ce travail seront soulignés.

[1] La classification des industries sera effectuée en suivant la méthodologie du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN). Voir tableau A.1 à l'Annexe I.

2. Motivation

Cet exercice fait suite au document préparé par Anik Dufour en décembre 2010, *Stress Testing Exercice for NBFG's Wholesale Lending Portfolio*. Dans ce document, le taux d'insolvabilité des entreprises canadiennes par secteur économique du SCIAN avait été utilisé comme proxy pour le taux de défaut. Or, la série des insolvabilités comprend plusieurs ruptures structurelles (Dufour, 2010). Bien que l'auteur tente de corriger cela en introduisant des variables dichotomiques dans son modèle, l'utilisation de cette série est difficile étant donné que le nombre d'insolvabilités diminue fortement durant la dernière crise économique.[2] Par conséquent, les scénarios macroéconomiques ne permettront pas de stresser la variable dépendante de manière concluante. En effet, rien n'indique que lors d'une éventuelle crise économique au Canada, le nombre d'insolvabilités continuera de diminuer. Le tableau 2.1 présente le nombre d'insolvabilités des entreprises canadiennes où les zones ombragées représentent des périodes de récession. Notez que la même dynamique est observée pour le taux d'insolvabilité des entreprises canadiennes.[3]

Graphique 2.1



Il n'a pas été possible d'avoir une explication de la part du Bureau du surintendant des faillites Canada (BSF). Il est donc difficile de cerner la source de cette rupture structurelle. Cette forte tendance baissière pourrait autant être le résultat d'une modification de la méthodologie dans

[2] Voir zone ombragée (2008Q4 - 2009Q2) sur la figure 1 qui représente la dernière crise économique.
[3] Le graphique de cette série n'est pas disponible, car la population des entreprises canadiennes n'est pas disponible en niveau. Seul le taux de variation de cette série est disponible.

la collecte de données par le BSF qu'un changement dans l'environnement légal des entreprises canadiennes. Une autre possibilité est que cette baisse est le résultat d'un changement dans le comportement des firmes canadiennes. En effet, une meilleure gestion des risques aurait pour conséquence de rendre les entreprises canadiennes plus robustes aux fluctuations économiques.

En l'absence d'explications concluantes, des données américaines seront utilisées pour construire des modèles macroéconomiques du risque de défaut par industrie pour les prêts aux entreprises. Ces modèles pourront ainsi servir de *benchmark* dans l'analyse des modèles canadiens et internes de la banque. En effet, une des lacunes des modèles utilisant des données canadiennes est qu'il y a de fortes chances que ces dernières sous-estiment le risque de défaut. Ces modèles sont peu sensibles aux facteurs macroéconomiques étant donné que l'économie canadienne n'a pas connue de crises économiques de «forte ampleur» pour les périodes pour lesquelles des données sont disponibles.

3. Données

3.1 Choix de la variable dépendante

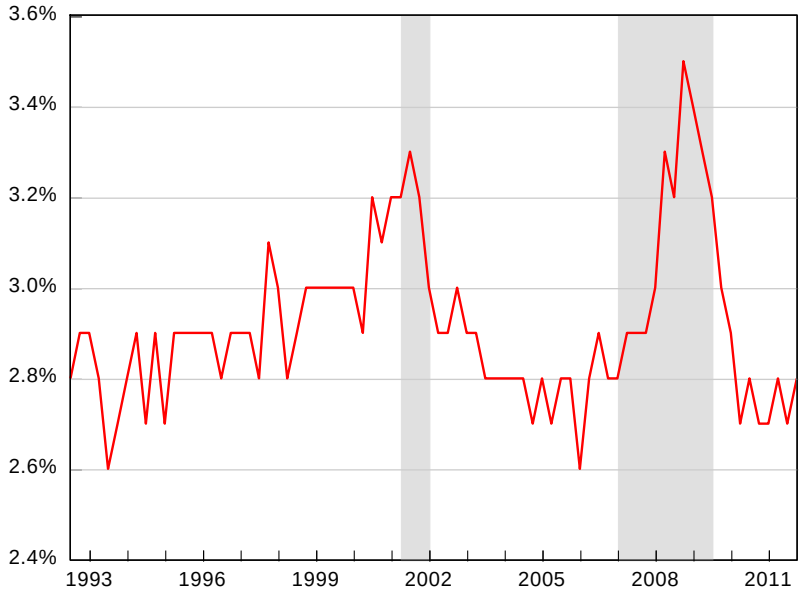
En l'absence de données sur le nombre ou le taux de défaut par industrie aux États-Unis, le taux de mortalité (*death rate*) par industrie sera utilisé à titre de variable dépendante. Cette variable représente les entreprises qui quittent l'économie américaine, soit volontairement ou parce qu'ils font faillites.

$$\text{Taux de mortalité} = \frac{\text{Nombre d'entreprises ayant quitté l'économie}}{\text{Population d'entreprises}}$$

Le graphique 3.1 présente le taux de mortalité pour les entreprises américaines où les zones ombragées représentent des périodes de récession.

Graphique 3.1

Taux de mortalité (États-Unis)



Contrairement au taux d'insolvabilité canadien, le taux de mortalité américain suit les cycles économiques (relation négative). Il sera donc possible de trouver des liens entre celui-ci et des variables macroéconomiques, ce qui est primordial pour le stress test. Les données sur le taux de mortalité américain proviennent de la base de données *Business Employment Dynamics* (BED) du *Bureau of Labor Statistics* (BLS). Il faut noter que le taux de mortalité est une mesure bruitée du taux de défaut, car une entreprise peut être en défaut sans pour autant cesser

définitivement ses activités et quitter l'économie. De plus, le taux de mortalité inclut les entreprises qui cessent leurs activités sans être en défaut sur leurs prêts. Ce type de problème est abordé dans l'article de Dionne et al. (2010). Ils démontrent l'impact que peuvent avoir les *withdraws* sur l'estimation de la probabilité de défaut.[4] Il faut toutefois noter que la base de données BED a reçu un traitement afin que les fluctuations dues aux entreprises n'opérant qu'une partie de l'année ne soient pas prises en compte. Aussi, le taux de mortalité n'est pas affecté par des changements structurels (ex. fusions et acquisitions). Pour des informations plus détaillées sur la base de données BED, Akbar Sadeghi (2008) fait une bonne synthèse des procédures appliquées lors de la construction de celle-ci. Un élément important à noter est que les données de la série des taux de mortalité sont arrondies au dixième près. Cela a pour conséquence de rendre la modélisation du taux de mortalité plus ardue. Ces difficultés seront indiquées aux lecteurs dans la suite du document. Le BLS a refusé de rendre disponible des données plus précises.

3.2 Analyse comparative

Missina et Tessier (2008) expliquent dans leur article que les variables telles que le taux d'insolvabilités qui ressemble au taux de mortalité ont tendance à sous-estimer le taux de défaut réel. En effet, la faillite ou la fermeture d'une entreprise représente la dernière étape pour une entreprise en détresse financière. Ainsi, afin de vérifier que la variable taux de mortalité est un bon proxy pour le taux de défaut, il est intéressant de la comparer à d'autres types de variables. Les variables utilisées à titre de *benchmark* sont le taux de perte et le taux de défaut historiques qui ont été extraits de la base de données de la *Federal Reserve Economic Data* (FRED) sur le site web de la *Federal Reserve Bank of St. Louis*.

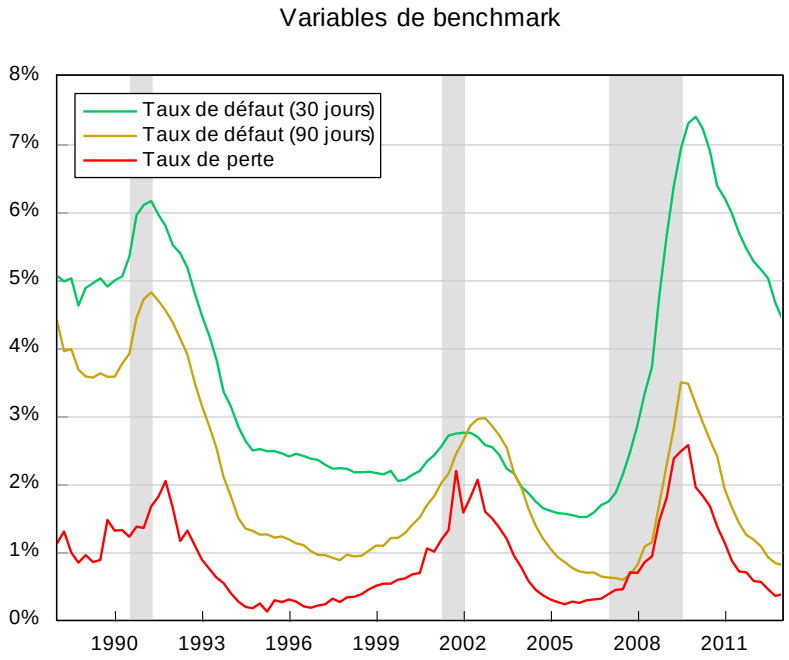
$$\text{Taux de perte} = \frac{\text{Valeur des prêts non} - \text{recouvrables}}{\text{Valeur totale des portefeuilles de prêts}}$$

$$\text{Taux de défaut} = \frac{\text{Valeur des prêts en défaut}}{\text{Valeur totale des portefeuilles de prêts}}$$

Ces variables sont moins bruitées que le taux de mortalité, cependant elles ne sont pas disponibles par industrie. Elles auront donc un rôle secondaire dans ce travail. Le graphique 3.2 montre les séries des taux de défaut (30 jours et 90 jours) et des taux de perte. Le taux de défaut 90 jours est le proxy le plus souvent utilisé pour modéliser le taux de défaut pour des portefeuilles de prêts, car celui-ci correspond à la définition des défauts de Bâle II (Basel Committee on Banking Supervision, 2006).

[4] Dans l'article de Dionne et al. (2010), les *withdraws* représentent des firmes qui sortent de la base de données Moody's sans faire défaut.

Graphique 3.2



Le tableau 3.1 donne les corrélations entre les différentes variables de *benchmark* et la variable d'intérêt, soit le taux de mortalité. Ici le taux de mortalité retardé de 4 trimestres est utilisé, car celui-ci donne de meilleurs résultats avec les variables taux de défaut (90 jours) et taux de perte. Le taux de mortalité semble donc être une mesure avancée du risque de défaut d'une entreprise. Cela semble contre-intuitif, car il est raisonnable de croire qu'une entreprise sera d'abord en retard sur ses prêts avant de fermer ou faire faillite. Cependant, il faut tenir compte du fait que le taux de mortalité est construit avec le nombre de mortalités, tandis que le taux de défaut utilise des valeurs monétaires. Il est donc possible que les petites entreprises, qui sont moins robustes, soient en détresse financière avant les grandes, qui elles ont un impact plus significatif sur le portefeuille de prêts des banques. Cependant, plus de recherches devraient être accomplies pour trouver une explication plus satisfaisante.

Tableau 3.1

	Taux de mort (t - 4)	Taux de défaut (30 jours)	Taux de défaut (90 jours)	Taux de perte
Taux de mort (t - 4)	1	0,501	0,756	0,804
Taux de défaut (30 jours)	0,501	1	0,623	0,673
Taux de défaut (90 jours)	0,756	0,623	1	0,881
Taux de perte	0,804	0,673	0,881	1

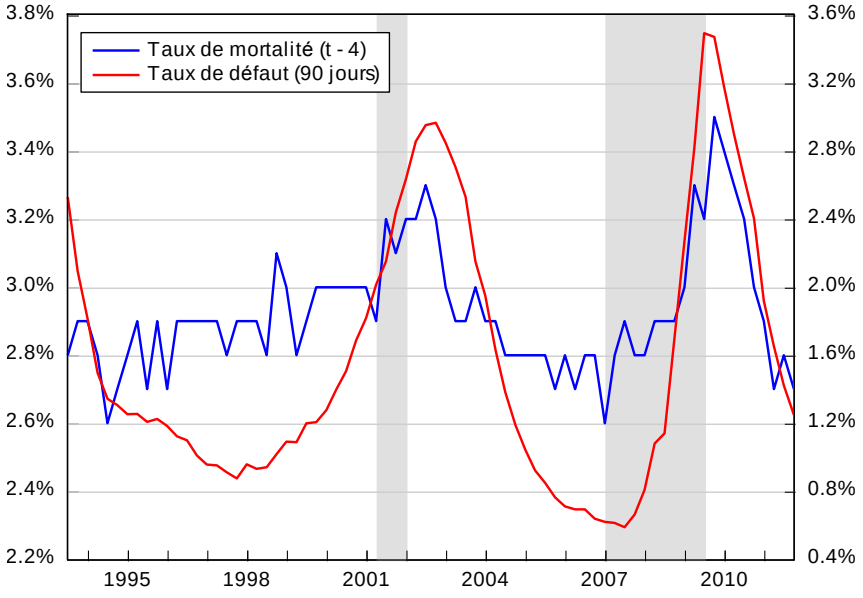
Par définition, la relation entre le taux de mortalité et le taux de perte devrait être très forte. C'est le cas avec l'échantillon utilisé, soit une corrélation de 80,4%. La relation qui est la plus pertinente pour ce travail est celle entre le taux de mortalité et le taux de défaut (90 jours). La corrélation observée pour l'échantillon est de 75,6%. Il faut toutefois noter des différences dans la construction de ces séries.[5]

- $\text{Taux de mortalité} = \frac{\text{Nombre d'entreprises ayant quitté l'économie}}{\text{Population d'entreprises}}$
- $\text{Taux de défaut} = \frac{\text{Valeur des prêts en défaut}}{\text{Valeur totale des portefeuilles de prêts}}$
- $\text{Taux de perte} = \frac{\text{Valeur des prêts non-recouvrables}}{\text{Valeur totale des portefeuilles de prêts}}$

Le graphique 3.3 explicite le lien entre les variables taux de mortalité retardé de 4 trimestres et taux de défaut (90 jours). Il est important de noter que les échelles des deux variables sont différentes. Ainsi, le taux de mortalité est supérieur au taux de défaut (90 jours) sur presque l'intégralité de l'échantillon (voir moyenne des séries dans le tableau 3.2).

Graphique 3.3

Relation taux de mortalité (t - 4) et taux de défaut (90 jours)



[5] La série taux de défaut (90 jours) et la série taux de perte ne peuvent être utilisées directement pour le calcul du LGD, car ces séries ne sont pas synchronisées. Les pertes sont comptabilisées seulement au moment où celles-ci sont divulguées par les banques.

À titre d'information, le tableau 3.2 donne les statistiques des séries des taux de mortalité, des taux de défaut (90 jours) et des taux de perte.

Tableau 3.2

	Taux de mort	Taux de défaut (30 jours)	Taux de défaut (90 jours)	Taux de perte
Moyenne	2,92	3,10	1,67	0,81
Médiane	2,90	2,45	1,33	0,60
Maximum	3,50	7,40	3,91	2,57
Minimum	2,60	1,51	0,59	0,12
Écart-type	0,18	1,64	0,86	0,63
Skewness	1,00	1,38	0,75	1,11
Kurtosis	3,90	3,63	2,43	3,31

Il est à noter que la variance de la série taux de mortalité est relativement plus faible par construction, c.-à-d. que la série n'est pas construite en utilisant des valeurs monétaires. Aussi, le fait que les données soient arrondies contribue à lisser la série des taux de mortalité ce qui crée un effet similaire au *sticky price effect*.

3.3 Choix des variables explicatives

Une revue d'articles portant sur des sujets similaires à ce travail a été effectuée afin de sélectionner les variables explicatives à considérer pour la construction des modèles économétriques. À l'instar de Virolainen (2004), d'Archambault et al. (2005), de Misina et al. (2006), de Dufour (2010) et de Samountry et al. (2012), seules des variables macroéconomiques agrégées et sectorielles ont été utilisées. Les variables spécifiques aux firmes n'ont pas été considérées, car ces données ne sont pas disponibles par secteurs pour la population étudiée dans le présent article. Jacobson et al. (2013), eux, ont réussi à intégrer des variables macroéconomiques et des variables spécifiques aux firmes dans leur article qui porte sur des entreprises suédoises. Une liste détaillée des variables explicatives est disponible à l'Annexe II.

Des tests de stationnarité ont été effectués sur chaque série.[6] Le test Augmented Dickey-Fuller et le test de Phillips-Perron ont été utilisés à un seuil de significativité de 5% pour identifier l'ordre d'intégration des séries. Les séries non stationnaires ont été différenciées selon leur ordre d'intégration. Mahadeva et Robinson (2004) expliquent que le test de Phillips-Perron est plus robuste que le test Augmented Dickey-Fuller en grands échantillons. Cependant, cela n'est pas le cas pour ce travail, donc les deux tests ont été utilisés pour analyser les séries.

[6] Incluant les séries des variables dépendantes, soient les séries des taux de mortalité, des taux de défaut (30 jours et 90 jours) et des taux de perte.

3. Modélisation

La méthodologie suivie pour modéliser le risque de défaut s'inspire grandement de celle utilisée par Samountry et al. (2010).[7] La méthode utilisée pour estimer les équations pour chacune des variables dépendantes est la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) pour séries temporelles du logiciel EViews. Afin d'utiliser la méthode MCO, les hypothèses suivantes ont été validées : [8]

1. Moyenne des résidus nulle
2. Absence d'autocorrélation dans les résidus
3. Absence d'hétéroscédasticité dans les résidus
4. Les résidus sont distribués normalement

De plus, pour être en mesure de bien identifier les modèles les plus performants, chaque échantillon a été séparé en deux, soit une partie servant à régresser les modèles et l'autre pour le backtest de ces modèles. La première partie s'étant de 1995Q1 à 2007Q2. La deuxième partie couvre la période de la dernière crise, soit de 2007Q3 à 20013Q1 pour le taux de défaut (90 jours) et 2007Q3 à 20011Q4 pour le taux de mortalité. Les données pour l'année 2012 et 2013 ne sont pas encore disponibles pour la série des taux de mortalité. Au total, l'échantillon contient deux récessions et deux cycles économiques complets. Des tests sur le *in-sample fit* et le *out-sample fit* ont été effectués. Ces tests, ainsi que ceux utilisés pour valider les hypothèses 1 à 4 sont résumés dans l'Annexe III.

Tel qu'expliqué à la section 3 de ce document, la variable taux de défaut (90 jours) sera également modélisé en plus de la variable taux de mortalité. Une fois que les modèles agrégés seront trouvés, des modèles sectoriels pour le taux de mortalité seront estimés. Cependant, certains secteurs devront être regroupés, car la variable taux de défaut manque de précision. Vu que la variable taux de défaut est arrondie au dixième près, certaines séries sectorielles sont caractérisées par un manque de variabilité. Le traitement effectué sur les données par le BLS contribue à lisser les données ce qui rend certaines séries inutilisables. De plus, même avec des données précises, certaines séries resteraient fort probablement non modélisables en raison du nombre faible d'observations.

Pour chacune des variables dépendantes, les corrélations sérielles avec les variables explicatives seront étudiées. Seules les variables ayant une relation forte avec la variable dépendante seront

[7] Pour une couverture plus exhaustive des types de modèles utilisés pour évaluer le taux de défaut, veuillez vous référer à l'article de Altman et Saunders (1997).
[8] Un MCO avec covariance HAC a tout de même été utilisé.

retenues pour la modélisation. Les variables explicatives ayant une corrélation forte en lag 0, 1 ou 2 seront considérées comme les *drivers* principaux de chaque modèle. Ces variables seront les premières à être incluses dans les équations pour chaque variable dépendante. Par la suite, d'autres variables seront ajoutées pour augmenter la précision des modèles. Afin d'éviter un biais de fausse corrélation, l'étude des liens de corrélation sera effectuée sur l'ensemble de la première partie de l'échantillon, soit de 1995Q1 à 2007Q2. En effet, la corrélation entre les variables économiques augmente en période de crise financière, c.-à-d. de haute volatilité, sans qu'il y ait nécessairement une hausse de la dépendance. Forbes et al. (2002) explique dans leur article qu'il s'agit simplement d'un biais statistique et non d'une hausse de la vraie dépendance entre les variables. De plus, les corrélations entre les variables explicatives seront examinées afin d'éviter des problèmes de multicolinéarité dans les régressions.[9] Donc, certaines variables ne pourront être utilisées ensemble dans la même régression. Aussi, lorsque cela est possible, le lag des variables dans les spécifications sera modifié pour les décorréler. Finalement, des termes AR(p) ou MA(q) seront ajoutés pour corriger la présence d'autocorrélation dans les résidus des modèles. Une attention particulière sera portée sur les coefficients de chaque variable suite à l'inclusion de ces termes.

[9] Ces variables seront analysées à l'aide de matrices de corrélations et de graphique d'analyse en composantes principales.

5. Résultats

5.1 Taux de défaut (90 jours)

A. Sélection du modèle

Le tableau 5.1 présente les 5 meilleurs modèles pour le taux de défaut (90 jours) des prêts aux entreprises des banques américaines. Il faut noter que la série taux de défaut (90 jours) a été différenciée, car elle n'était pas stationnaire, donc les variables explicatives retenues expliqueront la croissance de celle-ci. Les variables considérées à titre de *drivers* principaux sont la croissance du taux de chômage et du PIB réel. C'est deux variables sont fortement corrélées et ne peuvent pas être utilisées dans la même équation.[10] Les autres variables utilisées sont l'indice VIX, la croissance des prêts corporatifs retardés de 6 trimestres, la croissance du taux de change retardé de 2 trimestres, la croissance des importations retardées de 2 trimestres et la croissance de l'indice PPI retardé de 3 trimestres. Ces variables ont dû être retardées, car les effets des changements macroéconomiques ne sont généralement pas instantanés.

Il est possible d'éliminer directement le modèle 4, car celui-ci ne respecte pas les hypothèses de la méthode MCO. En effet, le test de Breush-Pagan permet de rejeter à un niveau de confiance de 99% l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité dans les résidus.[11] L'équation avec le meilleur *in-sample* fit est le modèle 1. Cependant, celui-ci est le moins performant lors du backtest. En effet, il a le RMSE et le MAE le plus élevé des cinq modèles. Le modèle 2 qui est un cas spécial du modèle 3 donne des résultats moins satisfaisants dans l'ensemble que le modèle 3. Le p-value du LR test pour ces deux modèles est de 1,54%. Cela permet de rejeter l'hypothèse nulle que l'ajout de la variable taux de change retardé de 2 trimestres n'augmente pas le *fit* de la régression. Bien que le modèle 5 semble être adéquat, il ne peut cependant pas être retenu. En effet, ce modèle identifie une relation positive entre le PIB réel et le taux de défaut. Ainsi, une augmentation du taux de croissance du PIB réel serait accompagnée d'une hausse de la croissance des défauts.

Donc, le modèle retenu est le modèle 3. Ce modèle indique qu'une hausse de la croissance du taux de chômage et/ou de la volatilité des marchés financiers (VIX) a pour effet d'augmenter le taux de croissance des défauts (90 jours) sur les prêts aux entreprises octroyés par les banques américaines. L'augmentation de la croissance du taux de change retardé de 2 trimestres a

[10] Il est toutefois possible de retarder une de ces variables pour diminuer leur corrélation. Cependant, cela ne donne pas de résultats concluants.
[11] Le test de White rejette l'hypothèse nulle à un niveau de confiance de 90%.

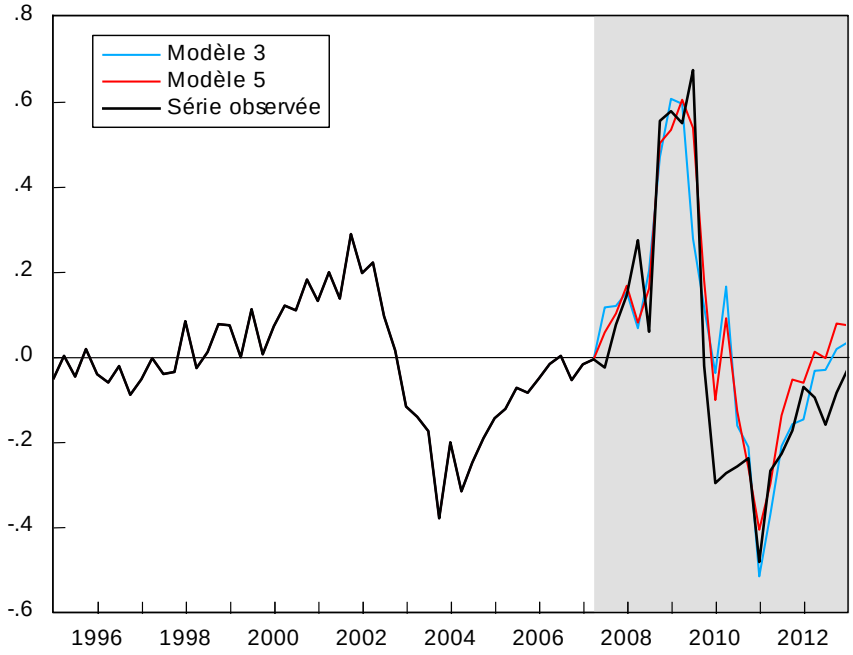
Tableau 5.1

Models for the Default Rate of US Commercial Loans - d(Default Rate) - 1995Q1 to 2007Q2										
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5	
Constant										
Constant	-0,0282		-0,1767		-0,1602		-0,0946		-0,1163	
	(0,1683)		(0,0025)		(0,0019)		(0,0242)		(0,0179)	
Independant variables										
d(Unemployment rate)	Lag 0	0,2527	Lag 0	0,2013	Lag 0	0,1714	Lag 0	0,1684		
		(0,0001)		(0,0014)		(0,0081)		(0,0133)		
GDP rate									Lag 1	0,0088
										(0,0090)
d(Corporate loans)	Lag 6	0,0042	Lag 6	0,0040	Lag 6	0,0035	Lag 6	0,0021	Lag 6	0,0029
		(0,0000)		(0,0000)		(0,0000)		(0,0210)		(0,0008)
VIX			Lag 0	0,0065	Lag 0	0,0059	Lag 0	0,0052	Lag 0	0,0071
				(0,0043)		(0,0032)		(0,0031)		(0,0001)
d(FX rate)					Lag 2	0,0113	Lag 2	0,0163	Lag 2	0,0150
						(0,0290)		(0,0002)		(0,0023)
d(Imports)							Lag 2	-0,0014	Lag 2	-0,0014
								(0,0003)		(0,0053)
d(PPI)	Lag 3	-0,0166								
		(0,0038)								
Moving average process	Lag 1	0,3787	Lag 1	0,3440	Lag 1	0,3916	Lag 1	0,8050	Lag 1	0,4425
		(0,0085)		(0,0145)		(0,0051)		(0,0000)		(0,0122)
Regression statistics										
R^2	0,7318		0,7300		0,7637		0,8071		0,7784	
Adjusted R^2	0,7042		0,7023		0,7326		0,7758		0,7425	
Log likelihood	53,0105		52,8688		55,8023		60,2603		57,2126	
AIC	-2,1823		-2,1759		-2,2637		-2,4209		-2,2824	
BIC	-1,9795		-1,9731		-2,0204		-2,1371		-1,9985	
Number of observations	44		44		44		44		44	
Diagnostic tests										
Durbin-Watson (statistic)	1,7264		1,9052		1,9434		2,0962		1,9311	
Breusch-Godfrey test (p-value)	0,1768		0,6453		0,6577		0,4778		0,2479	
Ramsey RESET Test (p-value)	0,3595		0,4919		0,5502		0,0334		0,7522	
Breusch-Pagan test (p-value)	0,9960		0,5695		0,5155		0,0057		0,1643	
White test (p-value)	0,9925		0,2415		0,1874		0,0846		0,3299	
Jarque-Bera (p-value)	0,8341		0,9095		0,8930		0,5516		0,9522	
Backtesting - 2007Q3 to 2013Q1										
Root Mean Squared Error	0,1906		0,1731		0,1609		0,1231		0,1340	
Bias Proportion	0,0099		0,0791		0,0537		0,2577		0,2436	
Variance Proportion	0,0013		0,0045		0,0641		0,1220		0,1397	
Covariance Proportion	0,9888		0,9164		0,8822		0,6203		0,6167	
Mean Absolute Error	0,1581		0,1252		0,1157		0,1056		0,1080	
Mean Abs, Percent Error	202,14		137,11		113,34		121,06		119,47	
Theil Inequality Coefficient	0,3026		0,2813		0,2750		0,2094		0,2302	

également un effet positif sur la croissance du taux de défaut. Cela peut s'expliquer par une baisse de la compétitivité de l'économie américaine. Une autre raison est que le dollar américain est souvent vu comme une valeur refuge en période de crise financière ou économique. Notez que cette variable n'est plus significative lorsque l'on utilise le taux de mortalité comme variable dépendante. Tel qu'expliqué auparavant, le taux de défaut est fortement influencé par la taille des entreprises en défaut. Ainsi, les grandes entreprises sont surreprésentées. Il s'agit d'entreprises particulièrement affectées par les fluctuations du taux de change étant donné que les grandes firmes ont davantage d'opérations à l'étranger (S&P Dow Jones Indices, 2012).[12] Une étude de la banque privée Julius Baer en 2010 indique que les entreprises américaines avec des ventes à l'étranger ont des performances négativement corrélées avec le dollar US (Jeanneret, 2013). Les prêts corporatifs retardés de 6 trimestres constituent la dernière variable explicative. Il est possible de discerner une relation positive entre la croissance des prêts corporatifs (t - 6) et la croissance du taux de défaut. Cette relation peut être expliquée par les périodes de laxisme dans l'octroi du crédit aux entreprises qui précèdent souvent les bulles financières et leurs resserrements subséquents.

Voici la représentation graphique du backtesting des deux modèles les plus performants pour le taux de défaut (90 jours) des prêts aux entreprises des banques américaines, soient les modèles 3 et 5.

Graphique 5.1



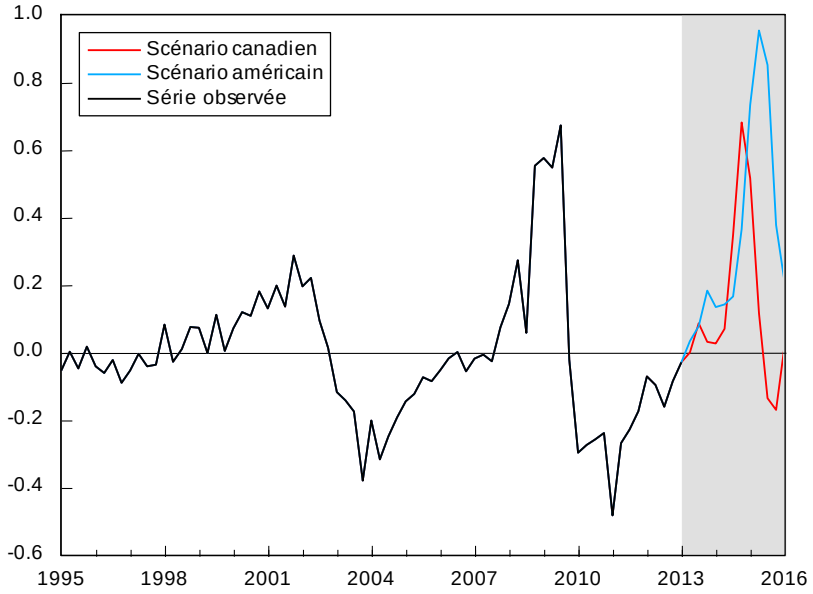
[12] À titre d'information, la proportion des ventes à l'étranger par rapport aux ventes totales des entreprises se trouvant dans l'indice S&P 500 était de 46.59% en 2002.

Les deux modèles semblent bien capter l'évolution de la série pour la période du backtest, soit de 2007Q3 à 2013Q1. On peut cependant noter que dans les 2 cas, la série réelle est surestimée autour de 2010. Puisque les séries des deux modèles se croisent, il n'est pas évident de discerner le modèle le plus conservateur. Il est, par contre, possible d'utiliser la borne supérieure[13] des valeurs estimées par le modèle 3 si une mesure plus conservatrice du risque est nécessaire. La série générée par le modèle 3 avec ses intervalles de confiance est disponible à l'Annexe IV.

B. Stress testing

Voici la représentation graphique du stress testing du modèle 3 pour le taux de défaut (90 jours) des prêts aux entreprises des banques américaines.

Graphique 5.2



Le premier scénario considéré correspond à une récession ayant l'ampleur de la dernière crise aux États-Unis. Ainsi, le taux de croissance des variables durant la crise est appliqué aux variables de notre modèle. Le second scénario a été construit en utilisant l'équivalent de ces variables au Canada. Le taux de croissance des variables canadiennes durant la crise est appliqué aux variables américaines. Il faut toutefois être conscient que les entreprises canadiennes ne sont pas exposées aux facteurs macroéconomiques de la même manière que les entreprises américaines. Les résultats obtenus ne sont pas surprenants. La croissance des défauts est plus forte pour le scénario américain que le scénario canadien. Cela s'explique par le fait que

[13] À un degré de confiance de 95%

l'économie américaine a été davantage touchée par la crise que l'économie canadienne. Par contre, il est possible de voir qu'une crise ayant l'ampleur de celle que le Canada a connu a un effet non négligeable. Ainsi, si les firmes canadiennes avaient une exposition similaire aux entreprises américaines face à l'économie, il serait fort probable que l'on observe une situation similaire au scénario canadien donné par ce modèle.

5.2 Taux de mortalité

A. Sélection du modèle

Le tableau 4.2 présente les cinq meilleurs modèles pour le taux de mortalité des entreprises américaines. Les variables considérées à titre de *drivers* principaux sont la croissance du taux de chômage, du PIB réel et du PIB nominal. C'est trois variables sont fortement corrélées et ne peuvent pas être utilisées dans la même équation.[14] Les autres variables utilisées sont l'indice VIX en lag 0 et en lag 2, la croissance des prêts corporatifs retardés de 4 trimestres, ainsi que la croissance des ventes manufacturières et commerciales, la croissance du taux directeur de la FED et la croissance du *yield spread,* tous retardés de 2 trimestres.

Les modèles 1 et 2 semblent avoir des résidus qui ne suivent pas une loi normale. Le test de Jarque-Bera permet de rejeter l'hypothèse nulle de normalité des résidus à un degré de confiance de 90%. De plus, le modèle 1 a le *in-sample fit* le plus faible et la performance du modèle 5 est relativement faible lors du backtest. Pour ces raisons, ces deux modèles ne seront pas considérés. Le modèle 3 peut également être rejeté suite au backtesting, car son *out-of-sample fit* est le moins bon des cinq modèles. En ce qui concerne le test d'hétérogénéité, le modèle 5 échoue celui-ci à un degré de confiance de 90%. Par contre, en appliquant le test de White, qui test le même type d'effet, les résultats sont différents. Afin d'être conservateur et étant donné que le modèle 4 et 5 ont des variables explicatives semblables, le modèle 4 sera retenu. Il faut aussi noter que la variable PIB nominal est davantage corrélée avec les autres variables de la régression.

Le modèle 4 indique qu'une hausse de la croissance du PIB réel et/ou de la croissance du taux directeur de la FED a pour effet de diminuer le taux de mortalité des entreprises américaines. De manière générale, ces deux variables sont des indicateurs procycliques, d'où la présence d'une relation négative avec la variable d'intérêt. Pour ce qui est de l'indice VIX retardé de 2 trimestres

[14] Il est toutefois possible de retarder une de ces variables pour diminuer leur corrélation. Cependant, cela ne donne pas de résultats concluants.

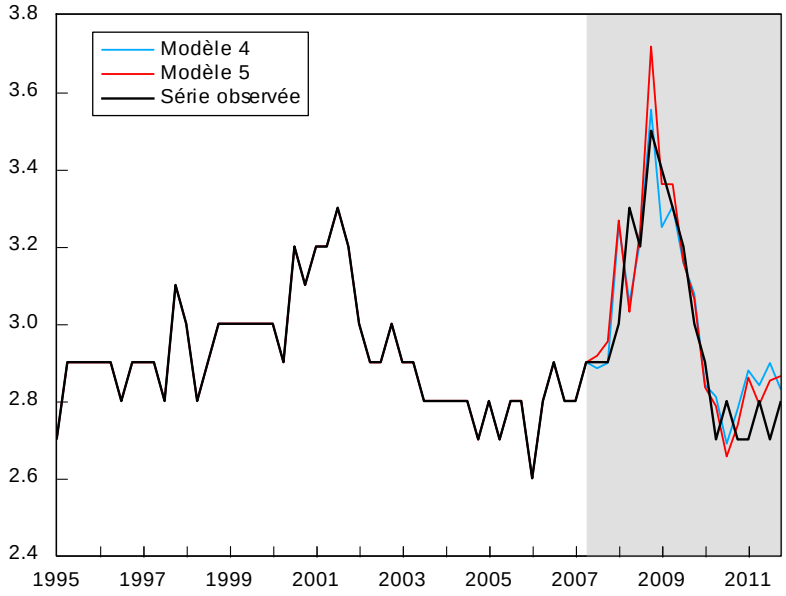
Tableau 5.2

Models for the Death Rate of US Establishments - Total Death Rate - 1995Q1 to 2007Q2										
	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5	
Constant										
Constant	2,7697		2,6553		2,7212		2.813875		2,9404	
	(0,0000)		(0,0000)		(0,0000)		(0,0000)		(0,0000)	
Independant variables										
d(Unemployment rate)	Lag 0	0,3224	Lag 0	0,3417	Lag 0	0,3125				
		(0,0000)		(0,0000)		(0,0000)				
d(GDP)							Lag 0	-0,0009		
								(0,0000)		
d(Nominal GDP)									Lag 0	-0,0011
										(0,0000)
VIX	Lag 0	0,0106	Lag 0	0,0118	Lag 0	0,0105	Lag 2	0,0075	Lag 2	0,0054
		(0,0002)		(0,0000)		(0,0003)		(0,0046)		(0,0156)
d(Corporate loans)			Lag 4	0,0029	Lag 4	0,0026	Lag 4	0,0019	Lag 4	0,0021
				0,0007		(0,0013)		(0,0381)		(0,0057)
d(Sales)					Lag 0	-5,47E-06				
						(0,0191)				
d(FED rate)							Lag 0	-0,0974	Lag 0	-0,0903
								(0,0009)		(0,0020)
d(Yield spread)	Lag 2	-0,0459								
		(0,0003)								
Autoregressive process	Lag 1	0,248049	Lag 1	0,265772	Lag 1	0,3109	Lag 3	0,5321	Lag 3	0,4273
		(0,0337)		(0,0205)		(0,0168)		(0,0039)		(0,0122)
Regression statistics										
R^2	0,7071		0,7178		0,7631		0,7458		0,7748	
Adjusted R^2	0,6792		0,6895		0,7327		0,7114		0,7444	
Log likelihood	52,9657		50,5830		54,5198		49,9247		52,5368	
AIC	-2,0411		-2,0259		-2,1564		-2,0430		-2,1645	
BIC	-1,8443		-1,8252		-1,9155		-1,7973		-1,9188	
Number of observations	47		45		45		43		43	
Diagnostic tests										
Durbin-Watson (statistic)	2,0077		2,0310		1,9859		1,7199		1,7185	
Breusch-Godfrey test (p-value)	0,5639		0,7221		0,4121		0,1502		0,2873	
Ramsey RESET Test (p-value)	0,8194		0,6999		0,7256		0,2365		0,4584	
Breusch-Pagan test (p-value)	0,5270		0,4552		0,4217		0,1788		0,0890	
White test (p-value)	0,9088		0,9551		0,9178		0,6856		0,4568	
Jarque-Bera (p-value)	0,0927		0,0789		0,3872		0,5022		0,6327	
Backtesting - 2007Q3 to 2011Q4										
Root Mean Squared Error	0,1273		0,2036		0,2563		0,1221		0,1278	
Bias Proportion	0,0720		0,1467		0,2058		0,0360		0,0813	
Variance Proportion	0,0042		0,3775		0,4689		0,0620		0,0100	
Covariance Proportion	0,9238		0,4758		0,3253		0,9020		0,9087	
Mean Absolute Error	0,1058		0,1715		0,2031		0,0926		0,0993	
Mean Abs, Percent Error	3,5367		5,6080		6,5329		3,1368		3,3067	
Theil Inequality Coefficient	0,0211		0,0334		0,0418		0,0203		0,0212	

et la croissance des prêts corporatifs retardés de 4 trimestres, il est possible d'observer une relation positive avec le taux de mortalité. Ainsi, certaines variables explicatives sont communes au modèle de taux de défaut (90 jours) des prêts aux entreprises des banques américaines et au modèle du taux de mortalité des entreprises américaines. Ces variables sont l'indice VIX et la croissance des prêts corporatifs. La croissance du PIB et la croissance du taux de chômage semblent également être de bonnes variables explicatives pour ces deux modèles. Cela porte à croire que les deux variables d'intérêts ont une dynamique similaire, donc que le taux de mortalité est un bon proxy pour le taux de défaut.

Voici la représentation graphique du backtesting des deux modèles les plus performants pour le taux de mortalité des entreprises américaines, soient les modèles 4 et 5.

Graphique 5.3



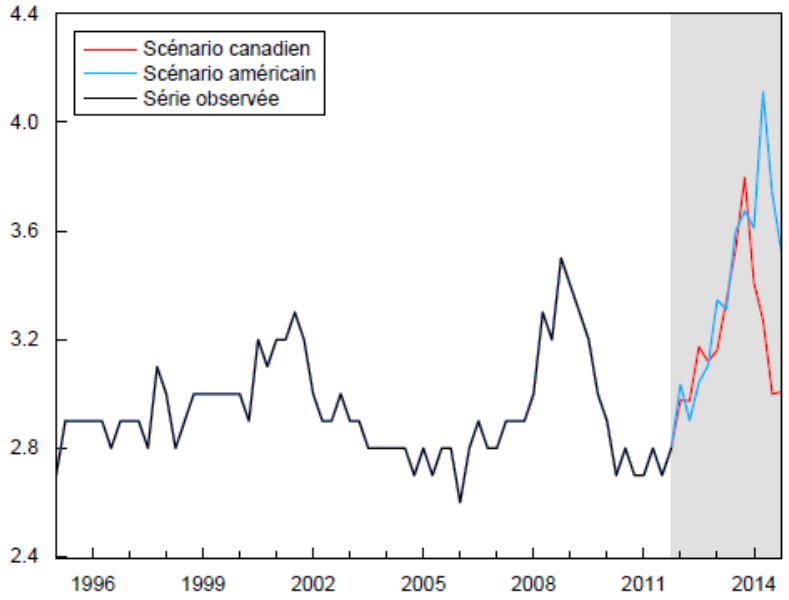
Le modèle 4 semble mieux capter l'évolution de la série pour la période du backtest, soit de 2007Q3 à 2013Q1. Le modèle 5 surestime par plus de 20 points de base la série réelle au quatrième trimestre de 2008. Puisque que les séries des deux modèles se croisent, il n'est pas évident de discerner le plus conservateur. Il est, par contre, possible d'utiliser encore une fois la borne supérieure[15] des valeurs estimées du meilleur modèle, soit le modèle 4, afin d'avoir une mesure plus conservatrice du risque. La série générée par le modèle 4 avec ses intervalles de confiance est disponible à l'Annexe IV.

[15] À un degré de confiance de 95%

B. Stress testing

Voici la représentation graphique du stress testing du modèle 3 pour le taux de mortalité des entreprises américaines.

Graphique 5.4



Les scénarios américain et canadien ont été construits en suivant la même méthodologie que celle utilisée pour le taux de défaut. Les résultats du modèle pour le taux de mortalité sont similaires à celui pour le taux de défaut. Par contre, il est possible d'observer que les deux séries réagissent plus fortement et dépassent largement le pic de la dernière crise. Ainsi, il peut y avoir surestimation lorsque l'on utilise le taux de mortalité, ce qui peut indiquer que cette mesure est plus conservatrice que la croissance du taux de défaut.

5.2.1 Taux de mortalité – Secteur du commerce de gros et de détail

A. Sélection du modèle

Le tableau 5.3 présente les trois meilleurs modèles pour le taux de mortalité des entreprises américaines dans le secteur du commerce de gros et de détail. Les variables considérés à titre de *drivers* principaux sont la croissance du taux de chômage et la croissance des exportations. Ces deux variables sont fortement corrélées et ne peuvent pas être utilisées dans la même équation.[16] Les autres variables utilisées sont la croissance de la consommation nominale, l'indice VIX retardé de 1 trimestre, la croissance des ventes de gros (*wholesale*) retardées de 2 trimestres, la croissance des importations retardées de 3 trimestres et la croissance des prix de vente des maisons retardés de 4 trimestres.

Le modèle 2 ne peut être retenu, car ce modèle n'est pas bien spécifié selon le Ramsey RESET test. Cela peut s'expliquer par la présence d'une relation non linéaire entre les variables explicatives et la variable dépendante. L'inclusion de variables d'ordre supérieure n'a cependant pas été concluante. Le modèle 3 a le meilleur *in-sample fit*, alors que le modèle 1 performe mieux lors du backtest. Cependant, le modèle 1 montre de légers signes d'autocorrélation dans ses résidus selon le test de Durbin-Watson et de Breush-Godfrey. Par contre, les tests AC et PAC ne valident pas ces inquiétudes. Pour ces raisons, le modèle 1 sera privilégié.

Le modèle 1 indique qu'une hausse de la croissance du taux de chômage a pour effet de d'augmenter le taux de mortalité des entreprises américaines du secteur du commerce de gros et de détail. Par contre, la croissance de la consommation nominale, qui est une mesure de la richesse relative, a un effet négatif sur le taux de mortalité de ce secteur. Pour ce qui est de la croissance des importations retardées de 3 trimestres, il est possible d'observer une relation positive avec le taux de mortalité.

Ainsi, il est possible de constater que plusieurs variables utilisées pour les modèles des deux sections précédentes contribuent à expliquer la dynamique du taux de mortalité dans le secteur du commerce de gros et de détail. Par contre, le taux de mortalité de ce secteur ne réagi pas aussi fortement à la dernière crise.

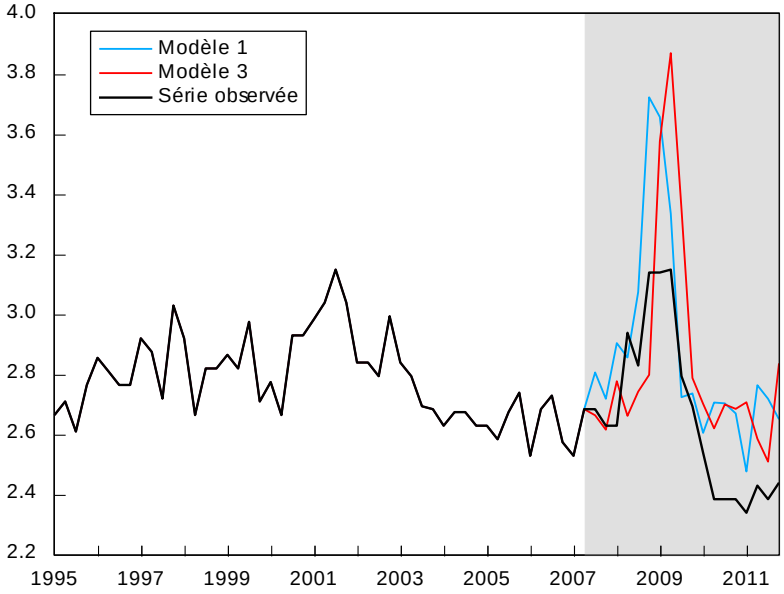
[16] Il est toutefois possible de retarder une de ces variables pour diminuer leur corrélation. Cependant, cela ne donne pas de résultats concluants.

Tableau 5.3

Models for the Death Rate of US Establishments - Wholesale & Retail Trade Death Rate 1995Q1 to 2007Q2						
	Model 1		Model 2		Model 3	
Constant						
Constant	2,9327		2,6197		2,5899	
	(0,0000)		(0,0000)		(0,0000)	
Independant variables						
d(Unemployment rate)	Lag 0	0,4176				
		(0,0000)				
d(Exports)			Lag 0	-0,0023	Lag 0	-0,0017
				(0,0000)		(0,0011)
VIX			Lag 1	0,0116	Lag 1	0,0125
				(0,0000)		(0,0000)
d(Imports)	Lag 3	0,0009				
		(0,0085)				
d(House price)			Lag 4	-0,0189		
				(0,0233)		
D(Nominal Consumption)	Lag 0	-0,0019				
		(0,0006)				
D(Wholesale sales)					Lag 2	-1,42E-05
						(0,0000)
Autoregressive process	Lag 7	0,6232				
		(0,0000)				
Moving average process			Lag 5	-0,9224	Lag 10	-0,9516
				(0,0000)		(0,0000)
Regression statistics						
R^2	0,7227		0,7864		0,8654	
Adjusted R^2	0,6910		0,7656		0,8534	
Log likelihood	44,2102		59,2733		76,4275	
AIC	-1,9605		-2,3597		-2,8571	
BIC	-1,7494		-2,1609		-2,6659	
Number of observations	40		46		50	
Diagnostic tests						
Durbin-Watson (statistic)	1,4761		1,6762		1,8319	
Breusch-Godfrey test (p-value)	0,1021		0,9133		0,7775	
Ramsey RESET Test (p-value)	0,4086		0,0001		0,1958	
Breusch-Pagan test (p-value)	0,7562		0,3402		0,1853	
White test (p-value)	0,8458		0,2523		0,3107	
Jarque-Bera (p-value)	0,1668		0,8140		0,6176	
Backtesting - 2007Q3 to 2011Q4						
Root Mean Squared Error	0,2783		0,3397		0,3214	
Bias Proportion	0,6124		0,7144		0,3219	
Variance Proportion	0,0551		0,0039		0,0673	
Covariance Proportion	0,3325		0,2818		0,6108	
Mean Absolute Error	0,2347		0,2925		0,2643	
Mean Abs, Percent Error	8,8221		11,4229		9,8014	
Theil Inequality Coefficient	0,0499		0,0603		0,0580	

Voici la représentation graphique du backtesting des deux modèles les plus performants pour le taux de mortalité des entreprises américaines dans secteur du commerce de gros et de détail, soient les modèles 1 et 3 :

Graphique 5.5



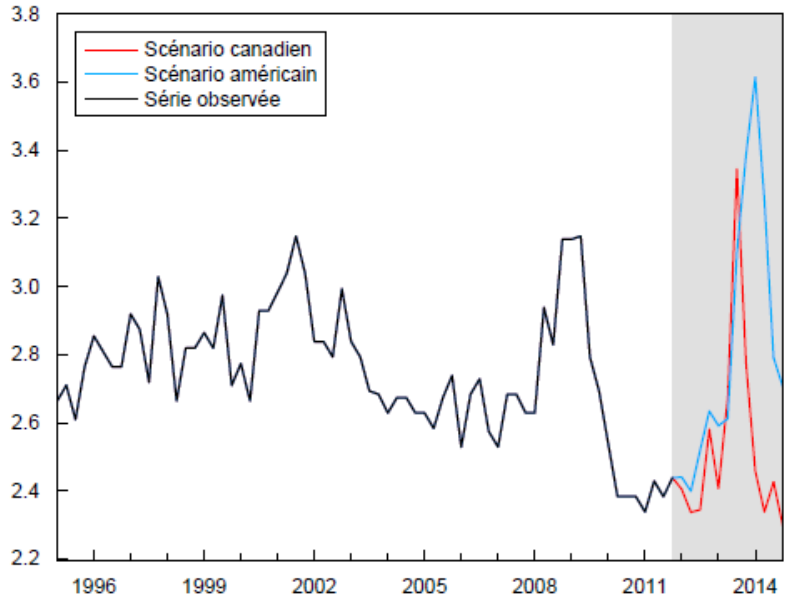
Le modèle 1 semble mieux capter l'évolution de la série que le modèle 3 pour la période du backtest, soit de 2007Q3 à 2013Q1. Les deux modèles surestiment fortement la série réelle autour de 2009. Cependant le modèle 3 semble être en retard sur la vraie série. Il est donc préférable d'utiliser le modèle 1. Ici, il n'est pas nécessaire d'utiliser la borne supérieure[17] des valeurs estimées du modèle 1, car celui-ci semble suffisamment conservateur. Cette surestimation du taux de mortalité s'explique par le fait que l'ampleur de la dernière crise ne semble pas avoir été plus grande que celle du début des années 2000 dans le secteur du commerce de gros et de détail. Or, la pour la majorité des variables macroéconomiques, la dernière récession a eu un impact relativement plus fort que la récession qui a suivi le *Dot-com bubble*. La série engendré par le modèle 1 avec ses intervalles de confiance est disponible à l'Annexe IV.

[17] À un degré de confiance de 95%

B. Stress testing

Voici la représentation graphique du stress testing du modèle 1 pour le taux de mortalité des entreprises américaines dans secteur du commerce de gros et de détail.

Graphique 5.6



Les deux scénarios donnent des résultats similaires, cependant encore une fois le taux de mortalité réagi plus fortement au scénario américain. Par contre, les niveaux atteints pour les deux scénarios sont plus faibles que ceux du modèle du taux de mortalité pour l'ensemble des industries. Cela peut indiquer que le secteur du commerce de gros et de détail est plus robuste par rapport aux fluctuations de l'économique. Il faut toutefois tenir compte que lors du backtest, ce modèle avait tendance à surestimer le taux de mortalité réel.

5.2.2 Taux de mortalité – Secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage

A. Sélection du modèle

Le tableau 5.4 présente les trois meilleurs modèles pour le taux de mortalité des entreprises américaines dans le secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage. Les variables considérés à titre de *drivers* principaux sont la croissance du PIB nominal, des ventes manufacturières en lag 0 et 1, et des inventaires manufacturières. Les autres variables utilisées sont l'indice VIX retardé de 1 trimestre, la croissance de l'indice S&P 500 retardé de 2 trimestres, la croissance des profits corporatifs retardés de 4 trimestres et la croissance du *yield spread* retardé de 8 trimestres.

Le modèle 1 ne peut être considéré, car l'hypothèse de normalité des résidus de la régression peut être rejetée avec un degré de confiance de plus de 99%. Le modèle 2 présente le meilleur *in-sample* et *out-of-sample fit* des trois modèles. Cependant, l'hypothèse de normalité des résidus de la régression peut être rejetée avec un de degré confiance de 90%. Le modèle 3 n'a pas ce type de problèmes et présente un bon compromis entre précision et robustesse.

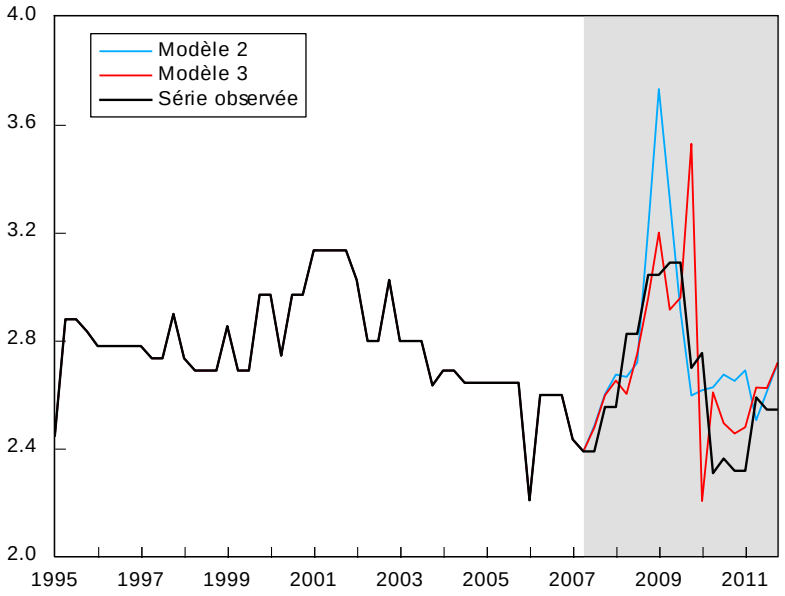
Le modèle 3 indique qu'une hausse de la croissance des inventaires manufacturiers a pour effet de diminuer le taux de mortalité des entreprises américaines du secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage. Il raisonnable de croire que les entreprises, qui prévoient une détérioration de la conjoncture économique vont diminuer la taille de leurs inventaires. La croissance des profits corporatifs totaux, c.-à-d. pour l'ensemble de l'économie, retardés de 4 trimestres a pour effet de diminuer le taux de mortalité aussi. Ainsi, un ralentissement de la santé financière de l'ensemble de l'économie à un impact positif sur le taux de mortalité des entreprises américaines du secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage.

Tableau 5.4

Models for the Death Rate of US Establishments - Manufacturing, Transportation & Warehousing Death Rate 1995Q1 to 2007Q2						
	Model 1		Model 2		Model 3	
Constant						
Constant	2,9019		2,7551		2,7970	
	(0,0000)		(0,0000)		(0,0000)	
Independant variables						
D(Nominal GDP)			Lag 0	-0,0010		
				(0,0011)		
VIX			Lag 1	0,0064		
				(0,0242)		
D(S&P500)	Lag 2	-0,0011				
		(0,0092)				
Yield spread	Lag 8	-0,0550				
		(0,0099)				
D(Corporate profits)					Lag 4	-0,0014
						(0,0003)
D(Manufacturing sales)	Lag 0	-1,41E-05	Lag 1	-7,48E-06		
		(0,0009)		(0,0340)		
D(Manufacturing inventories)					Lag 0	-9,27E-06
						(0,0416)
Autoregressive process	Lag 1	0,4534	Lag 1	0,4221	Lag 1	0,6864
		(0,0027)		(0,0019)		(0,0003)
Autoregressive process			Lag 3	0,3566		
				(0,0001)		
Regression statistics						
R^2	0.693397		0,7299		0,7111	
Adjusted R^2	0.659330		0,6961		0,6900	
Log likelihood	31.65628		41,0613		38,1677	
AIC	-1,3003		-1,5244		-1,5186	
BIC	-1,0913		-1,2859		-1,3580	
Number of observations	41		46		45	
Diagnostic tests						
Durbin-Watson (statistic)	2.086194		2,0230		1,9206	
Breusch-Godfrey test (p-value)	0.4829		0,3674		0,7033	
Ramsey RESET Test (p-value)	0.4807		0,3363		0,2741	
Breusch-Pagan test (p-value)	0.8795		0,2170		0,1923	
White test (p-value)	0.9869		0,3828		0,4881	
Jarque-Bera (p-value)	0,0000		0,0709		0,1659	
Backtesting - 2007Q3 to 2011Q4						
Root Mean Squared Error	0,3146		0,2550		0,2723	
Bias Proportion	0,2195		0,2220		0,0421	
Variance Proportion	0,1761		0,0326		0,0120	
Covariance Proportion	0,6044		0,7454		0,9459	
Mean Absolute Error	0,2557		0,2056		0,1928	
Mean Abs, Percent Error	9,4085		7,8080		7,2847	
Theil Inequality Coefficient	0,0572		0,0467		0,0504	

Voici la représentation graphique du backtesting des deux modèles les plus performants pour le taux de mortalité des entreprises américaines dans le secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage, soient les modèles 2 et 3 :

Graphique 5.7

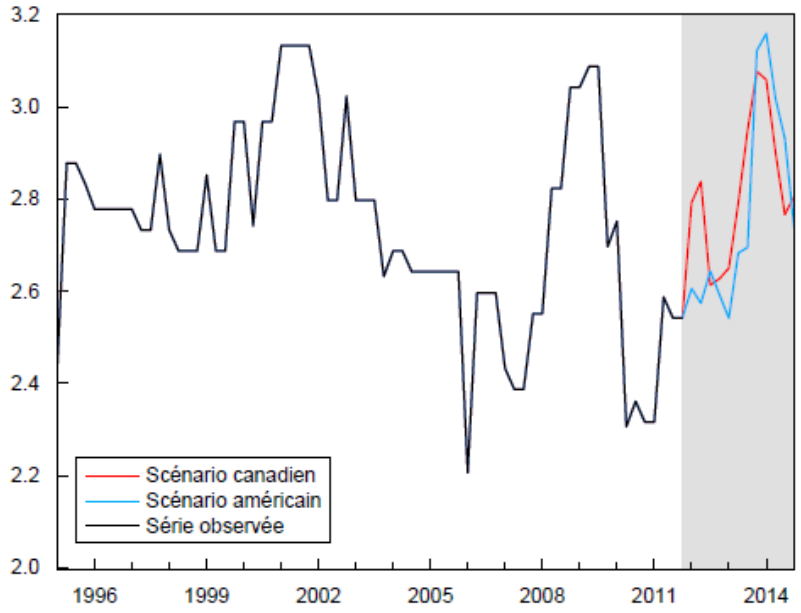


Les deux modèles semblent relativement bien capter l'évolution de la série pour la période du backtest, soit de 2007Q3 à 2013Q1. Par contre, ils surestiment l'ampleur de l'impact de la dernière crise sur le taux de mortalité. Encore une fois, puisque que les séries des deux modèles se croisent, il n'est pas évident de discerner le modèle le plus conservateur. Par contre, tel qu'explicité par la décomposition du MSE (ou RMSE), une très grande proportion des erreurs du modèle 3 est attribuable à une composante non-systématique (covariance biais). Ici, il pourrait être judicieux de prendre la moyenne des valeurs de chaque modèle. Cependant, cette approche a pour conséquence de rendre la compréhension de la dynamique réelle de la vraie série plus ardue. La série générée par le modèle 3 avec ses intervalles de confiance est disponible à l'Annexe IV.

B. Stress testing

Voici la représentation graphique du stress testing du modèle 3 pour le taux de mortalité des entreprises américaines dans le secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage.

Graphique 5.8

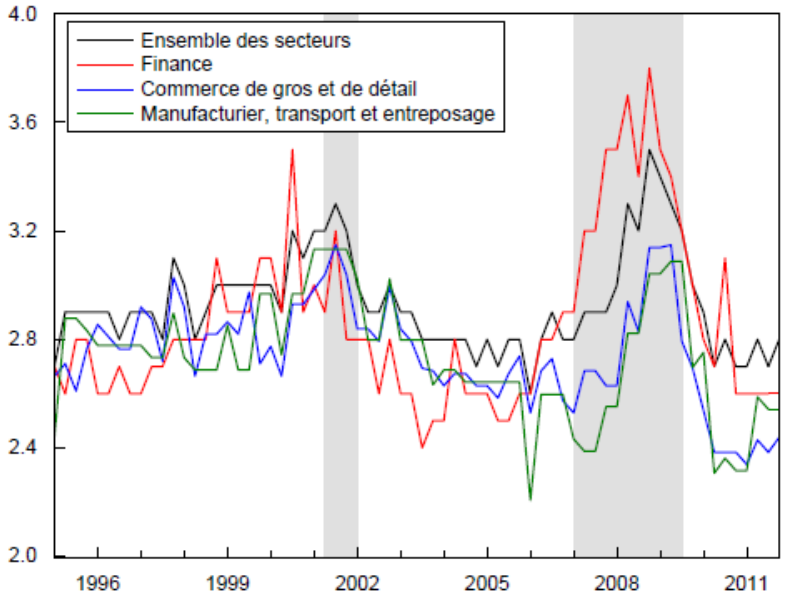


Pour le secteur manufacturier, les résultats ne ressemblent pas aux deux modèles précédents. En effet, les deux scénarios (américain et canadien) offre des résultats similaires. Cela est en grande partie attribuable au fait que le secteur manufacturier, du transport et de l'entreposage a également été touché de manière considérable au Canada. Un autre élément à noter est que les divers secteurs de l'économie américaine ne réagissent pas de manière similaire à un choc économique. Il y a donc présence d'hétérogénéité.

5.2.3 Taux de mortalité – Secteur de la finance

Pour le secteur de la finance il n'a pas été possible de trouver un modèle adéquat. En fait, la série des taux de mortalité pour le secteur de la finance varie avant les autres séries ainsi que les divers variables explicatives considérées. Le graphique 5.9 présente l'évolution relative de cette série par rapport aux autres secteurs.

Graphique 4.9



Il est possible de voir que le taux de mortalité du secteur financier commence à augmenter dès 2005, soit près de 2 ans avant les autres séries. Cette situation se produit également dans une moindre mesure lors de la crise du début des années 2000. Ainsi, il serait judicieux de porter une attention particulière sur cette variable pour mesurer le risque futur de mortalité des entreprises américaines. Ainsi, cette variable pourrait être utilisée comme variable explicative. En effectuant un test de causalité à la Granger sur le taux de mortalité du secteur financier et le taux de mortalité de l'ensemble des secteurs, il possible de confirmer cette hypothèse. Le test conclut que le taux de mortalité du secteur financier cause à la Granger le taux de mortalité de l'ensemble des secteurs à un degré de confiance de 95% (en considérant 4 lags). La même relation est observée pour le taux de défaut.

6. Conclusion

Ce travail permet de constater l'effet que pourrait avoir une crise similaire à la dernière sur le taux de défaut des entreprises canadiennes. Les résultats de ce travail montrent que même une crise ayant l'intensité de celle qui s'est produite au Canada a un impact considérable sur les entreprises américaines. Ces résultats permettent de remettre en contexte l'utilisation de données canadiennes sur les défauts d'entreprises.[18] Il faut toutefois garder en tête que les entreprises canadiennes n'ont pas la même exposition au marché que les entreprises américaines. Ainsi, l'application d'un scénario canadien sur des données américaines peut surestimer le taux de défaut réel des entreprises canadiennes. Par contre, il est possible d'identifier des variables qui permettent de bien capter, voir même prédire l'évolution du taux de défaut et/ou du taux de mortalité des entreprises américaines. Les deux variables qui semblent les plus importantes à surveiller sont l'indice VIX et la croissance des prêts corporatifs. Ces deux variables sont présentes dans la quasi-totalité des modèles étudiés. Il est donc primordial de surveiller l'évolution de ces deux séries. Par ailleurs, il est également possible de constater une certaine hétérogénéité des différents secteurs. L'utilisation de variables plus spécifiques comme des ratios financiers (Jacobson et al, 2013) permettrait de vérifier la source de cette hétérogénéité.

Un des résultats importants de ce travail est que la série du taux de mortalité peut être utilisée comme proxy pour la série du taux de défaut qui n'est pas disponible pour chacune des industries ou de façon désagrégée. Aussi, le taux de mortalité des entreprises américaines dans le secteur financier peut permettre de prédire le taux de mortalité (ou de défaut) des entreprises américaines. Cependant, les séries des taux de mortalité manquent de précisions (séries arrondies) et certains secteurs ne peuvent donc être modélisés. En effet, lorsqu'on différencie des séries ayant une faible variabilité, il y a une perte considérable d'information. Ainsi, il serait intéressant d'effectuer cette analyse avec des données plus précises pour vérifier la robustesse des modèles pour le taux de mortalité.

Une autre extension possible pour ce travail serait d'utiliser les écarts de crédit sur des obligations ayant des cotes de crédit différentes (*credit spreads*) pour prédire le taux de mortalité et le taux de défaut des entreprises américaines. Ces séries comme le démontrent Dionne et al (2013) commencent à fluctuer avant le début des crises financières et économiques. Les *credit spreads* pourraient donc être particulièrement utiles pour prédire des séries comme le taux de mortalité des entreprises américaines dans le secteur financier.

[18] Les lacunes potentielles des modèles utilisant les insolvabilités canadiennes ont été abordées dans la section 1.

Bibliographie

Altman, Edward et Anthony Saunders, «Credit risk measurement: Developments over the last 20 years», Décembre 1997, *Journal of Banking & Finance*, no.21 (11-12)

Archambault, Richard et Dominic Laverdière, «Un modèle macroéconomique d'analyse et de prévision de l'insolvabilité commerciale et des consommateurs au Canada», 2005, *Information et analyse économique - Bureau du surintendant des faillites - Industrie Canada*

Basel Committee on Banking Supervision, "International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards», Juin 2006, *Basel Committee on Banking Supervision - Bank for International Settlements*

Dionne, Georges, Geneviève Gauthier, Khemais Hammami, Mathieu Maurice et Jean-Guy Simonato, «Default Risk in Corporate Yield Spreads», Juin 2010, *Financial Management*, no.39 (2)

Dionne, Georges et Olfa Maalaoui Chun, «Default and liquidity regimes in the bond market during the 2002-2012 period», Novembre 2013, *Canadian Journal of Economics*, no.46 (4)

Dufour, Anik, «Stress Testing Exercice for NBFG's Wholesale Lending Portfolio», Décembre 2010, *Divulgation et analyse de portefeuille - Gestion intégrée des risques - Banque Nationale Groupe Financier*

Forbes, Kristin J. et Roberto Rigobon, «No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements», Octobre 2002, *The Journal of Finance*, no.57 (5)

Jacobson, Tor, Jesper Lindé et Kasper Roszbach, «Firm Default and Aggregate Fluctuations», Août 2013, *Journal of the European Economic Association*, no.11 (4)

Jeanneret, Alexandre, «Risque de taux de change en entreprise», Novembre 2013, *Gestion de portefeuilles internationaux (06-612-09) - HEC Montréal*

Mahadeva, Lavan et Paul Robinson, «Unit root testing to help model building», Juillet 2004, *Center for Central Banking Studies - Bank of England*

Misina, Miroslav, David Tessier et Shubhasis Dey, «Stress Testing the Corporate Loans Portfolio of the Canadian Banking Sector», Décembre 2006, *Bank of Canada Working Paper*, no.47

Misina, Miroslav et David Tessier, «Sectoral Default Rates Under Stress: The Importance of Non-Linearities», Décembre 2008, *Bank of Canada Financial System Review*

S&P Dow Jones Indices, «S&P 500 2012: Global Sales», Août 2013, *McGraw Hill Financial*

Sadeghi, Akbar, «The births and deaths of business establishments in the United States», Décembre 2008, *Bureau of Labor Statistics Monthly Labor Review*

Samountry, Roy et Étienne Lauzon, «Révision des modèles macroéconomiques pour le stress test des produits Retail BNGF», Décembre 2010, *Divulgation et analyse de portefeuille - Gestion intégrée des risques - Banque Nationale Groupe Financier*

Virolainen, Kimmo, «Macro Stress Testing with a Macroeconomic Credit Risk Model for Finland», Octobre 2004, *Bank of Finland Discussion Paper,* no.18

Annexes

Annexe I : Classification des industries par code SCIAN

Tableau A.1

Structure de la classification	
Code	Secteur
11	Agriculture, foresterie, pêche et chasse
21	Extraction minière, exploitation en carrière, et extraction de pétrole et de gaz
22	Services publics
23	Construction
31-33	Fabrication
41	Commerce de gros
44-45	Commerce de détail
48-49	Transport et entreposage
51	Industrie de l'information et industrie culturelle
52	Finance et assurances
53	Services immobiliers et services de location et de location à bail
54	Services professionnels, scientifiques et techniques
55	Gestion de sociétés et d'entreprises
56	Services administratifs, services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement
61	Services d'enseignement
62	Soins de santé et assistance sociale
71	Arts, spectacles et loisirs
72	Services d'hébergement et de restauration
81	Autres services (sauf les administrations publiques)
91	Administrations publiques

Annexe II : Présentation détaillée des variables utilisées

Tableau A.2

Séries	Titre	ID	Unité	Source	Ordre d'intégration
deaths	Private sector establishment births and deaths	-	1 000	Bureau of Labor Statistics	I(1)
death rate	Rates of private sector establishment births and deaths	-	% - number/number	Bureau of Labor Statistics	I(0)
default rate nsa	Nonperforming Commercial Loans (past due 90+ days plus nonaccrual)	NPCMCM	% - value/value (NSA)	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(0)
delinquency rate	Delinquency Rate On Business Loans, All Commercial Banks	DRBLACBS	% - value/value	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
loss rate	Charge-Off Rate On Business Loans, All Commercial Banks	CORBLACBS	% - value/value	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
gdp	Real GDP	-	Billions of chained 2005 USD	Bureau of Economic Analysis	I(1)
gdp_rate	Real GDP rate	-	% change	Bureau of Economic Analysis	I(0)
gdp_nom	GDP nominal	-	Billions of current USD	Bureau of Economic Analysis	I(1)
gdp_nom_rate	GDP nominal rate	-	% - number/number	Bureau of Economic Analysis	I(0)
unemp_rate	Unemployment Rate	LNS14000000	% - number/number	Bureau of Labor Statistics	I(1)
activ_rate	Labor Force Participation Rate	LNS11300000	% - number/number	Bureau of Labor Statistics	I(1)
cpi	Consumer Price Index	CPIAUCSL	Index 1982-84=100	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
fed_rate	Federal Funds (Effective)	a5a09df8529ee686	%	Wharton Research Data Services	I(1)
3m_rate	Treasury Constant Maturity 3-month	a5a09df8529ee687	%	Wharton Research Data Services	I(1)
10y_rate	Treasury Constant Maturity 10-year	a5a09df8529ee688	%	Wharton Research Data Services	I(1)
yield_spread	10y_rate - 3m_rate	-	%	-	I(0)
yield_slope	(10y_rate - 3m_rate) / 3m_rate	-	Slope	-	I(0)
dpi	Real Disposable Personal Income	A067RX1A020NBEA	Billions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
dpi_nom	Disposable Personal Income	DPI	Billions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
cons_loans	Consumer Loans at All Commercial Banks	CONSUMER	Billions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
res_mortgages	Households and Nonprofit Organizations; Home Mortgages; Liability	HHMSDODNS	Billions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(2)
al_rate	dpi_nom / (cons_loans + res_mortgages)	-	%	-	I(0)
exports	Real Exports of Goods & Services	EXPGSC96	Billions of chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
imports	Real Imports of Goods & Services	IMPGSC96	Billions of chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
net_exports	Real Net Exports of Goods & Services	NETEXC96	Billions of chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
fx_rate	Trade Weighted U.S. Dollar Index: Major Currencies	TWEXMMTH	Index March 1973=100	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(0)
sp500_nsa	S&P 500 Stock Price Index	SP500	Index (NSA)	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
invest	Real Gross Private Domestic Investment	GPDI	Billions of chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
invest_nom	Gross Private Domestic Investment	GPDIC96	Billions of chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
cons	Real Personal Consumption Expenditures	PCECC96	Billions of chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
cons_nom	Personal Consumption Expenditures	PCEC	Billions of chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
sales	Real Manufacturing and Trade Industries Sales	CQRMTSPL	Millions of Chained 2005 USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
house_price	National Composite Home Price Index for the United States	USCSCOMHPISA	Index 2000Q1 = 100	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
oil_price_nsa	Spot Oil Price: West Texas Intermediate	OILPRICE	USD per Barrel	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
res_const	Housing Starts: Total: New Privately Owned Housing Units Started	HOUST	Thousands of Units	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
corp_profit	Corporate Profits After Tax	CP	Billions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
corp_loans	Commercial and Industrial Loans, All Commercial Banks	TOTCI	Billions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
ppi_nsa	Producer Price Index: All Commodities	PPIACO	Index 1982=100	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
lead	Leading Index for the United States	USSLIND	%	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
vix_nsa	CBOE Market Volatility Index (Average of daily closing value)	-	Index 2 Jan 1990=17.24	Global Insight Database	I(0)
whl_sales	Merchant Wholesalers Sales	WHLSLRSMSA	Millions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
whl_invent	Merchant Wholesalers Inventories	WHLSLRIMNSA	Millions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
whl_ratio	Merchant Wholesalers: Inventories to Sales Ratio	WHLSLRIRSA	Ratio	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
rtl_sales	Retailers Sales	RETAILSMSA	Millions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
rtl_invent	Retailers Inventories	RETAILIMSA	Millions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
rtl_ratio	Retailers: Inventories to Sales Ratio	RETAILIRSA	Ratio	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
manu_sales	Manufacturers Sales	MNFCTRSMSA	Millions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
manu_invent	Manufacturers Inventories	MNFCTRIMNSA	Millions of USD	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)
manu_ratio	Manufacturers: Inventories to Sales Ratio	MNFCTRIRSA	Ratio	Federal Reserve Bank of St-Louis	I(1)

Annexe III : Outils d'analyse

1. Diagnostique de la régression

Les tests suivants permettent d'effectuer un diagnostic de la régression :

- AC et PAC (p-value) → Test portemanteau d'autocorrélation des résidus
- Durbin-Watson (statistique) → Test d'autocorrélation des résidus
- Breusch–Godfrey test (p-value) → Test d'autocorrélation des résidus (lag 4)
- Ramsey RESET Test (p-value) → Test de spécification du modèle
- Breusch-Pagan test (p-value) → Test d'hétéroscédasticité
- White test (p-value) → Test d'hétéroscédasticité
- Jarque-Bera (p-value) → Test de normalité des résidus

Ces tests vérifient si la régression valide les hypothèses de la méthode MCO :

- La moyenne des résidus est nulle
- Absence d'hétéroscédasticité dans les résidus
- Absence d'autocorrélation dans les résidus
- Les résidus sont distribués normalement

2. *In-sample fit*

Les statistiques suivantes permettent, d'analyser le fit de la régression :

- R^2 et Adjusted R^2
- Log likelihood
- AIC et BIC

3. *Out-of-sample fit*

Les résultats du backtesting permettent de vérifier le pouvoir prédictif du modèle :

- Root Mean Squared Error
    - Bias Proportion (Écart des moyennes)
    - Variance Proportion (Écart des variances)
    - Covariance Proportion (Erreur non-systématique)
- Mean Absolute Error
- Mean Absolute Percent Error
- Theil Inequality Coefficient → Benchmark via modèle naïf pour le backtesting

Le RMSE a relativement plus de poids dans notre analyse que le MAE, car il privilégie les modèles qui captent bien les variations de grandes magnitudes.

Annexe IV : Modèles retenus pour le stress test macroéconomique

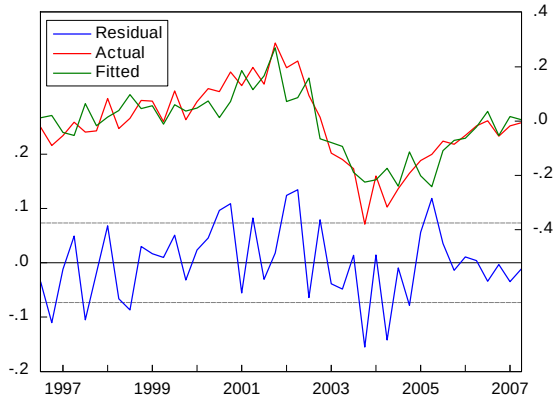
A. Modèle du taux de défaut des prêts aux entreprises des banques américaines

Dependent Variable: DIFF_DEFAULT_RATE
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1996Q3 2007Q2
Included observations: 44 after adjustments
Convergence achieved after 8 iterations
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)
MA Backcast: 1996Q2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.160187	0.048122	-3.328731	0.0019
VIX	0.005925	0.001880	3.151952	0.0032
DIFF_UNEMP_RATE	0.171357	0.061345	2.793343	0.0081
DIFF_FX_RATE(-2)	0.011346	0.005001	2.268958	0.0290
DIFF_CORP_LOANS(-6)	0.003470	0.000671	5.168767	0.0000
MA(1)	0.391569	0.131620	2.974987	0.0051

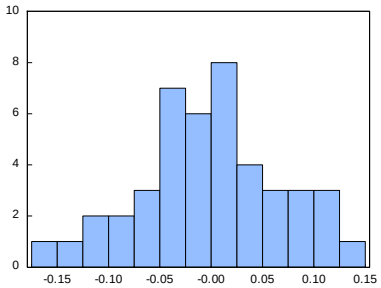
R-squared	0.763724	Mean dependent var	-0.011546
Adjusted R-squared	0.732635	S.D. dependent var	0.141664
S.E. of regression	0.073251	Akaike info criterion	-2.263739
Sum squared resid	0.203894	Schwarz criterion	-2.020440
Log likelihood	55.80225	Hannan-Quinn criter.	-2.173512
F-statistic	24.56578	Durbin-Watson stat	1.943403
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted MA Roots	-.39



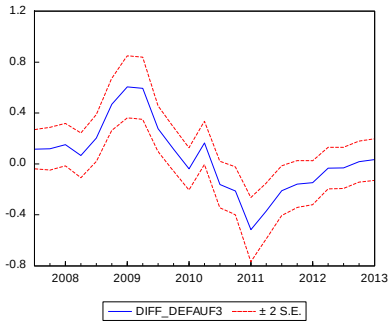
Sample: 1996Q3 2007Q2
Included observations: 44
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.025	0.025	0.0295	
		2	0.130	0.130	0.8480	0.357
		3	0.163	0.160	2.1599	0.340
		4	-0.026	-0.049	2.1949	0.533
		5	-0.043	-0.088	2.2895	0.683
		6	-0.007	-0.023	2.2919	0.807
		7	0.010	0.042	2.2970	0.890
		8	-0.189	-0.174	4.3120	0.743
		9	-0.060	-0.070	4.5186	0.808
		10	-0.138	-0.108	5.6555	0.774
		11	0.082	0.177	6.0650	0.810
		12	-0.143	-0.118	7.3624	0.769
		13	0.165	0.175	9.1366	0.691
		14	-0.145	-0.227	10.563	0.647
		15	-0.296	-0.309	16.677	0.274
		16	-0.002	-0.056	16.677	0.339



Series: Residuals
Sample 1996Q3 2007Q2
Observations 44

Mean	-9.38e-06
Median	0.000338
Maximum	0.134585
Minimum	-0.155390
Std. Dev.	0.068860
Skewness	-0.088355
Kurtosis	2.696376
Jarque-Bera	0.226259
Probability	0.893035



Forecast: DIFF_DEFAUF3
Actual: DIFF_DEFAULT_RATE
Forecast sample: 2007Q3 2013Q1
Included observations: 23

Root Mean Squared Error	0.160860
Mean Absolute Error	0.115739
Mean Abs. Percent Error	113.3405
Theil Inequality Coefficient	0.275022
Bias Proportion	0.053740
Variance Proportion	0.064067
Covariance Proportion	0.882192

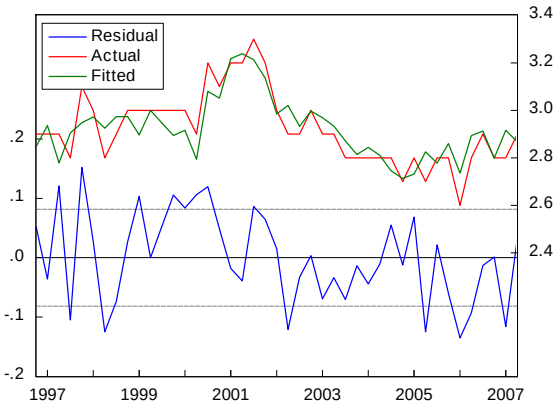
B. Modèle du taux de mortalité des entreprises américaines

Dependent Variable: DEATH_RATE_1
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1996Q4 2007Q2
Included observations: 43 after adjustments
Convergence achieved after 12 iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.813875	0.064638	43.53258	0.0000
DIFF_GDP	-0.000851	0.000205	-4.144176	0.0002
DIFF_FED_RATE	-0.097435	0.030417	-3.203312	0.0028
VIX(-2)	0.007481	0.002818	2.654299	0.0116
DIFF_CORP_LOANS(-4)	0.001936	0.000856	2.262416	0.0296
AR(3)	0.532066	0.161324	3.298120	0.0022

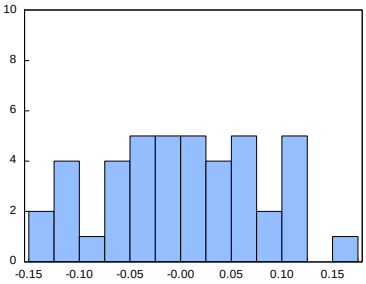
R-squared	0.745765	Mean dependent var	2.920930
Adjusted R-squared	0.711409	S.D. dependent var	0.152062
S.E. of regression	0.081689	Akaike info criterion	-2.043010
Sum squared resid	0.246904	Schwarz criterion	-1.797261
Log likelihood	49.92471	Hannan-Quinn criter.	-1.952385
F-statistic	21.70690	Durbin-Watson stat	1.719889
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.81	-.41+.70i	-.41-.70i



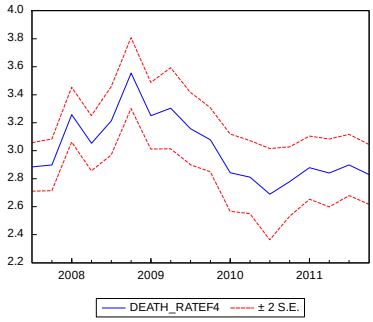
Sample: 1996Q4 2007Q2
Included observations: 43
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.132	0.132	0.8064	
		2	0.175	0.160	2.2544	0.133
		3	0.107	0.069	2.8074	0.246
		4	0.224	0.186	5.2901	0.152
		5	0.128	0.067	6.1263	0.190
		6	-0.136	-0.237	7.0893	0.214
		7	0.118	0.106	7.8322	0.251
		8	-0.117	-0.160	8.5889	0.284
		9	-0.011	-0.032	8.5961	0.378
		10	0.010	0.133	8.6020	0.475
		11	0.105	0.121	9.2631	0.507
		12	0.122	0.110	10.191	0.513
		13	-0.152	-0.163	11.683	0.472
		14	-0.053	-0.198	11.872	0.538
		15	0.090	0.122	12.433	0.572
		16	0.098	0.080	13.120	0.593



Series: Residuals
Sample 1996Q4 2007Q2
Observations 43

Mean	9.40e-13
Median	8.86e-05
Maximum	0.152053
Minimum	-0.135236
Std. Dev.	0.076672
Skewness	-0.016599
Kurtosis	2.123751
Jarque-Bera	1.377638
Probability	0.502169



Forecast: DEATH_RATEF4
Actual: DEATH_RATE_1
Forecast sample: 2007Q3 2011Q4
Included observations: 18

Root Mean Squared Error	0.122139
Mean Absolute Error	0.092625
Mean Abs. Percent Error	3.136849
Theil Inequality Coefficient	0.020288
Bias Proportion	0.036003
Variance Proportion	0.062027
Covariance Proportion	0.901970

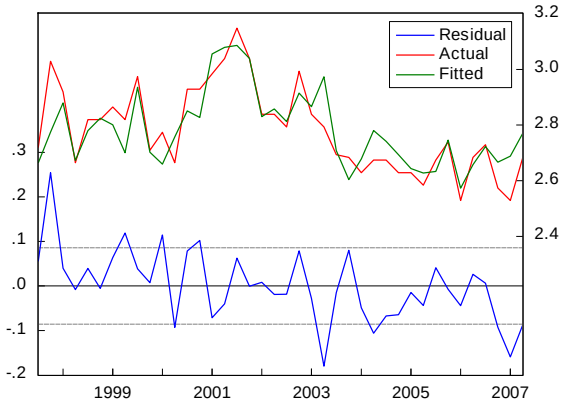
C. Modèle du taux de mortalité des entreprises américaines (Commerce de gros - Commerce de détail)

Dependent Variable: GROUP_WR
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1997Q3 2007Q2
Included observations: 40 after adjustments
Convergence achieved after 13 iterations
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.932652	0.069711	42.06893	0.0000
DIFF_UNEMP_RATE	0.417593	0.071837	5.813102	0.0000
DIFF_CONS_NOM	-0.001926	0.000510	-3.780351	0.0006
DIFF_IMPORTS(-3)	0.000924	0.000332	2.786919	0.0085
AR(7)	0.623178	0.122828	5.073599	0.0000

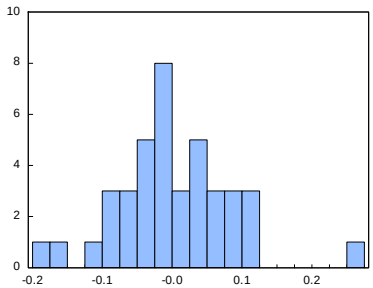
R-squared	0.722727	Mean dependent var	2.781930
Adjusted R-squared	0.691039	S.D. dependent var	0.154099
S.E. of regression	0.085655	Akaike info criterion	-1.960509
Sum squared resid	0.256787	Schwarz criterion	-1.749399
Log likelihood	44.21018	Hannan-Quinn criter.	-1.884178
F-statistic	22.80737	Durbin-Watson stat	1.476093
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.93	.58+.73i	.58-.73i	-.21-.91i
	-.21+.91i	-.84-.41i	-.84+.41i	



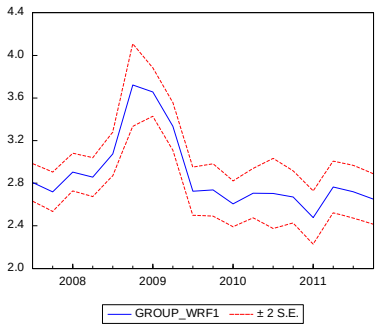
Sample: 1997Q3 2007Q2
Included observations: 40
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.241	0.241	2.5061	
		2	-0.096	-0.163	2.9099	0.088
		3	0.226	0.319	5.2334	0.073
		4	0.147	-0.036	6.2364	0.101
		5	0.134	0.222	7.0952	0.131
		6	0.218	0.087	9.4540	0.092
		7	0.011	-0.070	9.4602	0.149
		8	0.149	0.214	10.634	0.155
		9	0.244	0.018	13.859	0.086
		10	-0.087	-0.146	14.285	0.113
		11	0.166	0.278	15.877	0.103
		12	0.226	-0.125	18.933	0.062
		13	-0.157	-0.122	20.474	0.059
		14	-0.029	-0.020	20.530	0.083
		15	0.163	0.013	22.314	0.072
		16	-0.043	-0.061	22.441	0.097



Series: Residuals
Sample 1997Q3 2007Q2
Observations 40

Mean	-6.29e-11
Median	-0.006388
Maximum	0.254412
Minimum	-0.179911
Std. Dev.	0.081144
Skewness	0.413718
Kurtosis	4.210169
Jarque-Bera	3.581929
Probability	0.166799



Forecast: GROUP_WRF1
Actual: GROUP_WR
Forecast sample: 2007Q3 2011Q4
Included observations: 18

Root Mean Squared Error	0.278252
Mean Absolute Error	0.234696
Mean Abs. Percent Error	8.822060
Theil Inequality Coefficient	0.049919
Bias Proportion	0.612389
Variance Proportion	0.055111
Covariance Proportion	0.332501

D. Modèle du taux de mortalité des entreprises américaines (Manufacturier - Transport - Entreposage)

Dependent Variable: GROUP_MT
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1996Q2 2007Q2
Included observations: 45 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

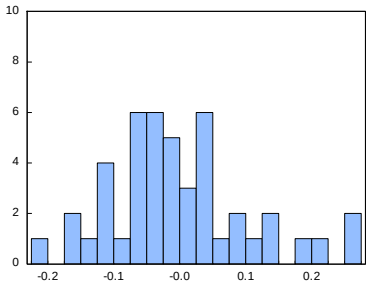
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.796976	0.059951	46.65447	0.0000
DIFF_MANU_INVENT	-9.27E-06	4.41E-06	-2.103540	0.0416
DIFF_CORP_PROFIT(-4)	-0.001441	0.000366	-3.937019	0.0003
AR(1)	0.686427	0.175418	3.913102	0.0003

R-squared	0.711134	Mean dependent var	2.763196
Adjusted R-squared	0.689997	S.D. dependent var	0.194957
S.E. of regression	0.108548	Akaike info criterion	-1.518566
Sum squared resid	0.483087	Schwarz criterion	-1.357973
Log likelihood	38.16773	Hannan-Quinn criter.	-1.458698
F-statistic	33.64475	Durbin-Watson stat	1.920633
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .69

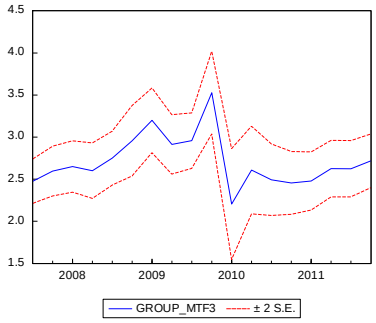
Sample: 1996Q2 2007Q2
Included observations: 45
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.010	0.010	0.0049	
		2	-0.113	-0.113	0.6354	0.425
		3	0.134	0.138	1.5395	0.463
		4	-0.048	-0.068	1.6579	0.646
		5	0.051	0.089	1.7969	0.773
		6	0.062	0.025	2.0042	0.849
		7	-0.023	0.007	2.0347	0.916
		8	0.118	0.113	2.8368	0.900
		9	0.178	0.171	4.6900	0.790
		10	-0.498	-0.518	19.674	0.020
		11	0.022	0.136	19.703	0.032
		12	0.160	0.001	21.350	0.030
		13	-0.076	0.082	21.729	0.041
		14	0.098	0.010	22.378	0.050
		15	0.045	0.127	22.520	0.069
		16	-0.061	-0.108	22.793	0.089



Series: Residuals
Sample 1996Q2 2007Q2
Observations 45

Mean	-9.16e-11
Median	-0.017748
Maximum	0.273453
Minimum	-0.211440
Std. Dev.	0.104782
Skewness	0.643607
Kurtosis	3.509326
Jarque-Bera	3.593119
Probability	0.165869



Forecast: GROUP_MTF3
Actual: GROUP_MT
Forecast sample: 2007Q3 2011Q4
Included observations: 18

Root Mean Squared Error	0.272284
Mean Absolute Error	0.192848
Mean Abs. Percent Error	7.284722
Theil Inequality Coefficient	0.050435
Bias Proportion	0.042114
Variance Proportion	0.011987
Covariance Proportion	0.945899