

CHRISTOPHE PÉGUY CHOUB FAHA

**EMPLOI RÉGIONAL ET TRAFIC AÉRIEN DE
PASSAGERS AU CANADA : UNE ANALYSE DE
CAUSALITÉ**

Mémoire présenté
à la Faculté des études supérieures et postdoctorales de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en Économie
pour l'obtention du grade de Maître ès sciences (M.Sc.)

FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

2012

Résumé

Les infrastructures de transport sont d'importants catalyseurs de développement régional. Réciproquement, la croissance économique favorise le développement des infrastructures de transport. Quel est le lien qui existe entre l'activité aéroportuaire de passagers (nombre de passagers embarqués/débarqués) et le développement économique régional (volume de l'emploi total) ? Ce travail de recherche examine cette relation en se concentrant sur les notions de causalité instantanée et 'de Granger'. Nous utilisons des données annuelles couvrant la période 1988-2009 sur les quinze régions métropolitaines qui hébergent les principaux aéroports canadiens. Nos résultats concluent à l'existence des deux formes de causalité pour le Canada dans son ensemble, le Canada Central et le Canada Atlantique, que ce soit avec les variables en niveau ou en taux de croissance. Aucune relation causale n'est détectée dans les régions du Canada Pacifique et les Prairies. Lorsque l'analyse s'effectue au niveau des principaux aéroports canadiens, de nombreuses relations de causalité de Granger émergent, mettant ainsi en évidence l'étroite imbrication entre la dynamique locale de l'emploi et l'activité aéroportuaire de passagers, que ce soit pour les grands pôles économiques (Ottawa, Toronto et Montréal) ou les régions plus périphériques (notamment Regina, Saskatoon et Halifax).

Mots clés : Activité Aéroportuaire, Trafic de Passagers, Emploi Régional, Causalité au sens de Granger et Instantanée.

Avant-propos

Ce travail de recherche n'aurait pas pu aboutir sans l'implication de mon Directeur de Recherche, le Professeur Denis Bolduc, qui n'a ménagé aucun effort pour m'offrir l'encadrement scientifique et le soutien financier indispensables. Je tiens ici à lui exprimer mes sincères remerciements.

Mes remerciements vont également à mon codirecteur Carlos Ordás Criado, notamment pour ses remarques constructives, son assistance technique et ses précieux conseils. Sa contribution m'a permis d'améliorer significativement la qualité du travail.

Je ne saurais terminer ce propos sans témoigner toute ma gratitude envers les enseignants et le personnel du Département d'Économique, envers mes collègues de la Chaire de Recherche Aéroportuaire, et envers tous mes amis pour leur soutien inestimable. Puissent-ils trouver en ce travail le fruit de leurs multiples encouragements.

Table des matières

Résumé	ii
Avant-Propos	iii
Table des matières	iv
Liste des tableaux	v
Table des figures	vi
1 Introduction	1
2 Revue de littérature	3
3 Méthodologie économétrique	5
3.1 Stationnarité des séries	6
3.2 Causalité de Granger et causalité instantanée	7
3.3 Tests statistiques	10
4 Les données	12
4.1 Statistiques descriptives	13
4.2 Séries chronologiques brutes ou sans cycles	14
5 Résultats d'estimations	15
5.1 Causalité au Canada et dans ses grandes régions	15
5.2 Causalité pour les principaux aéroports canadiens	18
6 Conclusion	24
Bibliographie	26
A Résultats d'estimations pour le Canada : Sorties du logiciel R	28

Liste des tableaux

4.1	Répartition de l'emploi total, du trafic de passagers embarqués/débarqués et de la population totale au Canada en 2009.	13
5.1	Test de causalité de Granger et modèles VAR pour les grandes régions du Canada - Variables en niveau.	19
5.2	Test de causalité de Granger et modèles VAR pour les grandes régions du Canada - Variables en taux de croissance.	20
5.3	Test de causalité et modèles VAR pour les principaux aéroports du Canada. Variables en niveau.	22
5.4	Test de causalité et modèles VAR pour les principaux aéroports du Canada. Variables en taux de croissance.	23

Table des figures

4.1	Emploi et trafic de passagers au Canada	14
5.1	Réponse des variables endogènes à une variation unitaire d'une variable passée (ceteris paribus)	17

Chapitre 1

Introduction

Les infrastructures de transport jouent un rôle vital dans le développement régional. Elles permettent la circulation de biens et des personnes, assurant ainsi une meilleure allocation des ressources et de plus grandes opportunités de développement économique. Parmi les moyens de transport qui ont gagné en importance, le transport aérien de passagers a connu un essor particulièrement prononcé. Selon l'Association Internationale du Transport Aérien (IATA), le trafic de passagers embarqués/débarqués a crû en moyenne de 6,1 % de 1990 à 2000 et de 2,3 % pour l'ensemble des liaisons internationales et domestiques. [Transport Québec \(2002\)](#) révèle que la libéralisation progressive des marchés à l'échelle internationale a largement profité à l'industrie canadienne du transport aérien.

Si les infrastructures aéroportuaires favorisent le développement économique d'une région, l'inverse est aussi certainement vrai. La demande de services de transport aérien sera plus élevée dans une région dynamique et prospère. [Brueckner \(2003\)](#) et [Green \(2007\)](#) mettent en évidence l'impact sur la taille et la vitalité d'un aéroport, des facteurs tels que la population totale de la région, sa densité, sa structure démographique, sa composition industrielle ou sa proximité avec des aéroports concurrents.

La plupart des études qui portent sur la relation développement économique - activité aéroportuaire postulent *a priori* une causalité uni ou bi-directionnelle. Or, l'existence même de cette causalité n'a jamais été formellement explorée. Nous ne nous référons pas ici à la notion de causalité analysée en sciences naturelles, qui teste habituellement la relation de cause à effet dans un environnement contrôlé (souvent en laboratoire). Plusieurs économistes ont proposé des tests plus simples de certaines formes de causalité, mieux adaptés à la réalité des sciences sociales.

L'objectif de ce mémoire est d'appliquer deux tests particuliers de causalité à la relation entre le développement économique régional et l'activité aéroportuaire de passagers au Canada. Pour ce faire, nous nous concentrons sur deux notions connexes de causalité, très populaires en économie : la causalité instantanée et celle dite 'de Granger'. Dans un article célèbre publié en 1969 dans *Econometrica*, Clive Granger¹ proposa un test simple d'une certaine forme de causalité. Partant de l'idée que la cause précède toujours l'effet, il proposa d'explorer formellement cette relation en testant statistiquement si le passé d'une variable causale influence les valeurs présentes de la variable-réponse lorsque le passé de la variable-réponse est pris en compte. C'est cette forme de causalité qui est qualifiée de 'causalité de Granger'. La corrélation résiduelle qui subsisterait de cette relation donne elle-même naissance à un second type de causalité, nommée causalité instantanée. Cette causalité correspond à une forme de corrélation contemporaine entre deux séries chronologiques, desquelles on extrait les effets du passé. La causalité de Granger a largement été appliquée dans des contextes aussi divers que les relations entre : la consommation d'énergie et la croissance économique (Cheng, 1999) ; l'activité économique et la pollution (Coondoo and Dinda, 2002, 2006) ou encore la consommation d'énergie, les émissions de CO2 et la croissance économique en Chine (causalité multivariée, Zhang and Cheng 2009). La causalité instantanée ayant été proposée plus récemment, elle a fait l'objet de peu de recherches.

À notre connaissance, ces approches statistiques ou économiques de la causalité n'ont pas encore été appliquées à la problématique du lien entre développement économique et activité aéroportuaire. Ce travail se propose donc de vérifier l'existence de la causalité instantanée et de Granger aux données sur l'emploi et le trafic des passagers collectées pour les 15 principaux aéroports canadiens et leur région métropolitaine de recensement sur la période allant de 1988 à 2009. Les tests porteront tout d'abord sur des séries agrégées au niveau régional et national, puis sur les séries pour les principaux aéroports. La présence de causalité viendrait renforcer l'importance du transport aérien et des infrastructures aéroportuaires pour le développement régional. Elle permettrait également de quantifier les effets uni-directionnels ou bi-directionnels et de mesurer des effets multiplicateurs.

Ce mémoire est constitué de 6 chapitres. Nous commençons par présenter une revue de littérature sur la relation entre le développement économique et l'activité aéroportuaire. La méthodologie est décrite au troisième chapitre. Le quatrième chapitre présente les données utilisées. Le cinquième chapitre est consacré aux résultats et nous terminons ce mémoire par des conclusions et des recommandations.

1. Prix Nobel d'économie en 2003.

Chapitre 2

Revue de littérature

Il existe une littérature relativement importante concernant l'impact de l'activité aéroportuaire sur le développement économique d'une région. Cependant, la notion de causalité à la Granger entre ces deux variables n'a jamais été explorée. Nous présentons ici une brève revue de la littérature des études qui postulent l'existence d'un lien entre l'activité aéroportuaire et l'activité économique.

[Goetz \(1992\)](#) explore la relation entre le transport et l'urbanisation à l'échelle nationale pour les 50 plus grandes villes aéroportuaires américaines sur la période 1950-1987¹. Il se concentre sur le rôle que le transport aérien joue dans le développement d'après-guerre du système américain urbain. À l'aide d'une analyse de régression par équations simultanées, il montre que le volume de passagers embarqués/débarqués per capita est corrélé positivement d'une part avec la croissance de la population et, d'autre part, avec celle de l'emploi. Il conclut que le transport aérien a un impact positif sur la croissance économique urbaine. Ces résultats semblent confirmer les théories actuelles concernant l'interdépendance et la bi-directionnalité de la relation entre le transport et la croissance économique urbaine.

[Brueckner \(2003\)](#) examine le lien entre le trafic aérien et le développement économique pour 91 zones métropolitaines² aux États-Unis en 1996. Il postule un modèle mettant en relation l'emploi, le trafic aérien et un ensemble de variables exogènes qui influencent l'emploi. Afin de résoudre le problème d'endogénéité, il choisit des instruments (statut Hub, proximité avec les grands aéroports, zones de métro) et estime un

1. Les données du volume de passagers aériens aussi bien que celles de la population et de l'emploi de la ville ont été recueillies à partir des données de recensement Américain et de la Federal Aviation Administration (FAA).

2. L'échantillon est tiré des bases de données du Bureau of Transportation Statistics (1997).

système d'équations simultanées à l'aide de la méthode des doubles moindres carrés ordinaires. Les résultats montrent qu'une augmentation de l'embarquement de passagers de 10% dans une zone métropolitaine conduit approximativement à une augmentation de 1% de l'emploi dans le secteur des services. Par contre, le trafic aérien n'a aucun effet sur l'emploi manufacturier, ce qui suggère que le transport aérien est moins important pour ces entreprises que pour les entreprises de services connexes.

[Green \(2007\)](#) teste si l'activité aéroportuaire d'une région métropolitaine aide à prédire la croissance de la population et celle de l'emploi. Il utilise des données sur les 100 principaux aéroports aux États-Unis en 1990 et un système d'équations simultanées pour explorer la relation entre la croissance de l'emploi et de la population et différentes mesures de l'activité aéroportuaire³ (embarquements/débarquements, statut de hub, volume de fret). Étant donné que l'activité aéroportuaire peut être fonction et cause de croissance, il instrumente cette variable en utilisant des variables géographiques et retardées. Il montre que les embarquements/débarquements de passagers per capita dans les grandes régions métropolitaines sont d'importants facteurs prédictifs de la croissance démographique et celle de l'emploi. Par contre, aucune relation n'est trouvée pour ce qui est du fret aérien.

Plus récemment, partant du constat que la plupart des études entre activités économiques et activités aéroportuaires se concentrent sur les grands aéroports, [Button et al. \(2010\)](#) évalue le rôle des petits aéroports dans le développement économique local aux USA. Ils utilisent un échantillon⁴ de 66 petits aéroports de Virginie sur la période allant de 1990 à 2007. Leur travail explore à la fois un modèle à effet fixe et un modèle à effet aléatoire. Ils soutiennent que les résultats de leur régression sont beaucoup plus significatifs lorsqu'ils utilisent le modèle à effet aléatoire et indiquent que le doublement du nombre de passagers produit jusqu'à 4% d'augmentation du revenu par habitant dans les zones étudiées.

Enfin, le travail de [Percoco \(2010\)](#) analyse le lien qui existerait entre l'activité aéroportuaire et le développement local pour 103 provinces italiennes pour l'année 2002⁵. Il s'appuie sur le cadre méthodologique proposé par [Brueckner \(2003\)](#), où l'emploi sectoriel est régressé sur une série de variables de contrôle et sur le trafic aérien de passagers. Prenant en compte le biais de sélection dû aux choix de localisation des aéroports et des effets d'entraînement spatiaux, il trouve que l'élasticité de l'emploi dans le secteur des services par rapport au trafic est de 0,045 et que les effets d'entraînement en raison de la proximité des aéroports est de 0,017.

3. Ces données proviennent de la FAA et de la Consolidated Metropolitan Statistical Area (CMSA).

4. Les données sont obtenues du Bureau des Recensements Américains et du Bureau des Analyses Économiques.

5. Ces données sont recueillies de Istituto nazionale di Statistica (ISTAT), Conti territoriali.

Chapitre 3

Méthodologie économétrique

Dans ce chapitre, nous présentons le traitement économétrique de la causalité de Granger selon une perspective de modèles VAR stables multivariés¹. Ces modèles capturent les corrélations qu'entretiennent différentes séries chronologiques à l'aide d'un système linéaire d'équations. L'approche permet de déterminer statistiquement si "la cause vient avant l'effet" et dans quelle mesure l'effet d'un changement de la variable causale perdure dans le temps avant de disparaître. Nous rappelons ici que la causalité de Granger est un simple test formel de l'hypothèse selon laquelle le passé de la variable causale influence significativement l'état actuel de la variable-réponse lorsque le passé de cette dernière est pris en compte. Une hypothèse importante de travail est que toutes les chroniques du système sont dénuées de tendances qui pourraient conduire à une moyenne ou une variance infinies. Les modèles VAR stables présupposent la stationnarité des variables analysées. Par conséquent, les séries présentant une croissance/décroissance soutenue sur l'ensemble de la période d'observation doivent être purgées de leur(s) tendance(s) avant de pouvoir être utilisées.

Dans les trois sections suivantes, nous présentons formellement les techniques économétriques appliquées à nos données. La problématique de la stationnarité des séries est traitée en section 3.1, l'analyse de causalité est décrite dans la section 3.2 et les différents tests statistiques sont exposés dans la section 3.3.

1. Pour une présentation exhaustive sur les modèles Vecteurs Auto-Regressifs (VAR), voir [Lütkepohl \(2005\)](#).

3.1 Stationnarité des séries

La première étape de notre analyse requiert de s'assurer que les variables d'intérêt sont dénuées de tendances croissantes ou décroissantes. En effet, les chroniques dont le processus de génération de données possède une tendance déterministe ou stochastique (avec dérive) se caractérisent par des espérances infinies, qui peuvent conduire à des systèmes VAR instables (voir la section 3.2). On risque également d'obtenir de la causalité de Granger dite 'fallacieuse' (ou imputable uniquement à la présence d'une tendance). Un processus aléatoire est dit (faiblement) stationnaire si ses premier et second moments sont invariants dans le temps :

$$E(y_t) = \mu \quad \forall t \quad (3.1a)$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t+h} - \mu)'] = \Gamma_y(h) = \Gamma_y(-h)' \quad \forall t \text{ et } h = 0, 1, 2, \dots \quad (3.1b)$$

où tant μ que les éléments qui composent $\Gamma_y(h)$ sont des grandeurs finies. L'équation (3.1a) dit que la chronique y_t a une moyenne (μ) finie alors que l'équation (3.1b) stipule que la variance et les covariances d'ordre h ne dépendent pas de t , mais de l'intervalle h duquel les observations successives y_t et y_{t+h} sont distantes.

Traditionnellement, les tests de stationnarité consistent à estimer dans un premier temps par moindres carrés ordinaires (une variante de) la relation suivante :

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3.2)$$

où y_t est la chronique au temps t , Δ est l'opérateur de différences premières, t est la variable de tendance linéaire et ε_t est un terme aléatoire *iid* d'espérance nulle et de variance constante et finie. Différents tests sont ensuite appliqués pour déterminer l'existence d'une tendance stochastique ($\rho = 1$, aussi appelé racine unitaire), d'un terme constant non nul ($\alpha \neq 0$, aussi appelé 'dérive') ou d'une tendance déterministe ($\beta \neq 0$). De nombreuses stratégies existent pour parvenir à une conclusion satisfaisante concernant le type de tendance qui pourrait affecter les données. En effet, une mauvaise identification à ce stade peut conduire à une transformation inappropriée de la série et à des phénomènes indésirables d'auto-corrélation persistante². Sur ce point, nous adoptons la procédure simplifiée 'case 1' recommandée par [Elder and Kennedy \(2001, P.140-141\)](#) avec l'équation-test de Dickey-Fuller Augmenté³. Sous les hypothèses que (i) la coexistence de tendances déterministe et stochastique est hautement improbable et que (ii) la chronique est clairement croissante/décroissante dans le temps, l'équation

2. Voir à ce sujet [Bourbonnais and Terraza \(2004\)](#).

3. Cette équation est simplement l'équation (3.2) en différences premières mais augmentée du terme explicatif $\sum_{j=2}^q \psi_j \Delta y_{t-j+1}$.

(3.2) ne peut prendre que deux formes :

- (a) absence de tendance déterministe ($\beta = 0$), présence d'une racine unitaire ($\rho = 1$) et d'une constante non nulle ($\alpha \neq 0$);
- (b) présence de tendance déterministe ($\beta \neq 0$) et absence de racine unitaire ($\rho < 1$).

Par conséquent, une stratégie de tests très simples peut être appliquée à l'équation (3.2) :

1. si l'une des deux hypothèses $H_0 : \rho = 1 \cap \beta = 0$ ou $\tilde{H}_0 : \rho = 1$ n'est pas rejetée, on conclut à la présence d'une racine unitaire avec dérive;
2. si tant H_0 que \tilde{H}_0 du point 1 sont rejetées, on conclut à la présence d'une tendance déterministe.

Dans le cas (1), les données sont stationnarisées en prenant les différences premières ; dans le cas (2) la série stationnaire correspond aux résidus de la régression de la chronique sur une constante et une tendance linéaire. Ce sont au final les séries modifiées qui sont utilisées dans le système d'équations auto-régressives (3.3).

Finalement, les séries macroéconomiques sont souvent affectées de cycles conjoncturels ou/et saisonniers, qui viennent s'ajouter à la présence de la tendance. Ne pas modéliser ces régularités dans l'équation (3.2) conduit à de l'auto-corrélation persistante dans le terme d'erreur et donc à des variances erronées pour les coefficients. Il existe des tests de stationnarité qui prennent en compte la présence de cycles, mais ils sont relativement lourds à appliquer. Dans ce travail, nous privilégions l'approche alternative qui consiste à extraire les cycles et à appliquer aux séries sans cycles les tests traditionnels de stationnarité. L'extraction des cycles est effectuée selon l'approche proposée par Cleveland et al. (1990). Cette méthode décompose les chroniques en trois composantes : saisonnière, tendancielle déterministe et irrégulière à l'aide d'une méthode de lissage (Loess). La procédure est implémentée dans la fonction `st1()` du logiciel R. La longueur des cycles doit être définie de manière exogène. Nous déterminons cet aspect de l'observation directe des données.

3.2 Causalité de Granger et causalité instantanée

La transcription économétrique de la notion de causalité de Granger se fait à l'aide de la modélisation VAR. Un système VAR(p) linéaire (ou VAR d'ordre p) est un système d'équations qui présente la structure suivante :

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\nu} + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (3.3)$$

où $\mathbf{y}_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{K,t})'$ est un vecteur aléatoire ($K \times 1$), \mathbf{A}_i est une matrice de coefficients non-aléatoires de dimension $K \times K$, $\boldsymbol{\nu} = (\nu_{1,t}, \nu_{2,t}, \dots, \nu_{K,t})'$ est un vecteur ($K \times 1$) de constantes réelles qui permet à $E(\mathbf{y}_t)$ d'être possiblement non nulle. Le vecteur $\mathbf{u}_t = (u_{1,t}, u_{2,t}, \dots, u_{K,t})'$ est un bruit blanc de dimension ($K \times 1$), c'est-à-dire que $E(\mathbf{u}_t) = \mathbf{0}$ et que $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \boldsymbol{\Sigma}_u$ et $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_s') = \mathbf{0}$, pour $s \neq t$. On peut montrer que le système (3.3) est stable si

$$\det(\mathbf{I}_K + \mathbf{A}_1 z + \mathbf{A}_2 z^2 + \dots + \mathbf{A}_p z^p) \neq 0 \quad \text{pour } |z| \leq 1. \quad (3.4)$$

On dit alors que le processus multivarié (3.3) est stable si le polynôme caractéristique issu du déterminant de la matrice de l'équation (3.4) possède ses racines à l'extérieur du cercle unité⁴. Cette condition équivaut à considérer que les valeurs propres en module de la matrice compagnon du polynôme (3.4) sont inférieures ou égales à 1 en valeur absolue.

La caractérisation formelle de la *causalité de Granger* demande d'introduire quelques notations supplémentaires⁵. Soit le système VAR(p) donné par (3.3) et Ω_t un terme qui contient le présent et le passé des variables du système ($\Omega_t = \{\mathbf{y}_s | s \leq t\}$, avec $\mathbf{y}_s = (y_{1s}, y_{2s}, \dots, y_{Ks})'$). Notons également $z_t(h|\Omega_t)$, le prédicteur linéaire optimal⁶ du processus z_t à l'horizon h et à l'origine t , basé sur l'information Ω_t . Notons l'erreur quadratique moyenne de prévision $\Sigma_z(h|\Omega_t)$. Le processus x_t cause z_t au sens de Granger si :

$$\Sigma_z(h|\Omega_t) < \Sigma_z(h|\Omega_t \setminus \{x_s | s \leq t\}) \quad \text{pour au moins un } h = 1, 2, \dots \quad (3.5)$$

Le terme $\Omega_t \setminus \{x_s | s \leq t\}$ de l'expression (3.5) se réfère à toute l'information pertinente pour le système à l'exception du passé et du présent du processus x_t . L'expression (3.5) dit que si z_t peut être prédit plus précisément lorsque l'histoire et le présent de x_t sont pris en compte avec le passé et présent de z_t , alors x_t cause z_t au sens de Granger. La même logique s'applique à la relation inverse allant de x_t vers z_t . Si x_t cause également z_t au sens de Granger, on parle alors d'un 'système feedback'.

Nous faisons maintenant le lien entre le système VAR décrit dans l'équation (3.3) et la définition de causalité de Granger. Réécrivons le système VAR avec les deux variables

4. Notons que ces racines sont généralement données par le logiciel d'estimation du modèle VAR. Dans ce travail, nous utilisons la librairie `vars` et la fonction `VAR()` du logiciel `R`. Les racines se trouvent dans la table des résultats de l'objet `VAR`, ou en appliquant la fonction `roots()` à l'objet `VAR`. Pour les détails sur cette librairie, voir Pfaff (2008).

5. Cette présentation suit Lütkepohl (2005, Ch.2.3).

6. Qui minimise l'erreur quadratique moyenne.

z_t et x_t

$$\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nu_1 \\ \nu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11,1} & \alpha_{12,1} \\ \alpha_{21,1} & \alpha_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \dots \quad (3.6)$$

$$+ \begin{bmatrix} \alpha_{11,p} & \alpha_{12,p} \\ \alpha_{21,p} & \alpha_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-p} \\ x_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{z,t} \\ u_{x,t} \end{bmatrix}$$

Si le système (3.6) est stable, alors on peut montrer⁷ qu'un corollaire de (3.5) dit 'de *non-causalité* de Granger' est donné par

$$z_t(h|\{y_s \leq t\}) = z_t(h|\{z_s \leq t\}), \quad h = 1, 2, \dots \quad (3.7a)$$

$$\Leftrightarrow \alpha_{12,i} = 0 \quad \text{pour } i = 1, \dots, p$$

$$x_t(h|\{y_s \leq t\}) = x_t(h|\{x_s \leq t\}), \quad h = 1, 2, \dots \quad (3.7b)$$

$$\Leftrightarrow \alpha_{21,i} = 0 \quad \text{pour } i = 1, \dots, p$$

Les conditions (3.7a) et (3.7b) sont simples à vérifier puisqu'elles reviennent à tester des restrictions (linéaires) de nullité de coefficients de régression. Cette question sera traitée dans la section 3.3.

Finalement, nous profitons de la notation introduite ci-dessus pour caractériser la notion de *causalité instantanée*. On dira qu'il existe de la causalité instantanée entre z_t et x_t si

$$\Sigma_z(h = 1|\Omega_t \cup \{x_{t+1}\}) < \Sigma_z(h = 1|\Omega_t) \quad (3.8)$$

Cette condition stipule simplement que la prise en compte au temps t de x_{t+1} dans l'ensemble d'informations Ω_t permet d'obtenir une prédiction plus précise de z_{t+1} . On peut montrer que (3.8) est symétrique et qu'il implique nécessairement l'existence d'une causalité instantanée allant de x_t vers z_t . De plus, la *non-causalité instantanée* est facile à tester empiriquement puisqu'elle peut être montrée⁸ équivalente à la condition

$$E(u_{zt}u'_{xt}) = 0. \quad (3.9)$$

Par conséquent, il suffit de montrer que la covariance entre les résidus du système (3.6) est non nulle pour valider la présence de causalité instantanée entre z_t et x_t . Un test statistique est présenté à cette fin dans la section 3.3.

7. Voir Lütkepohl (2005, Ch.2.3.1).

8. *Ibid.*

Finalement, nous mentionnons rapidement que l'itération des matrices de coefficients permet également de montrer l'impact d'une variation unitaire d'une des variables à la période t sur l'ensemble du système. On montre en général ces effets multiplicateurs à l'aide de graphiques (appelés fonctions de réponse impulsionnelle) qui seront présentés dans la partie des résultats⁹.

3.3 Tests statistiques

Un certain nombre de tests statistiques est nécessaire pour déterminer l'ordre p du processus VAR et pour garantir que l'estimation du système (3.3) respecte toutes les hypothèses d'estimation : (i) stabilité du système VAR (racine de l'équation (3.4) sont telles que $|z| \leq 1$), (ii) absence d'auto-corrélation entre les termes d'erreurs (test Portemanteau), (iii) constance de la variance des erreurs ou absence d'hétéroscédasticité (test ARCH) et (iv) normalité des erreurs (test de Jarque-Bera). La plupart de ces tests sont conduits dans leur dimension multivariée. Nous renvoyons le lecteur intéressé à leur application à l'aide du logiciel R à l'ouvrage de Pfaff (2008), duquel nous nous inspirons ici pour décrire succinctement les procédures.

L'ordre autorégressif p du système VAR est déterminé en minimisant le critère de Schwarz, donné par

$$SC(p) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(p)) + \frac{2 \log(\log T)}{T} p K^2, \quad (3.10)$$

avec $\tilde{\Sigma}_u(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t'$, p est le nombre de retards et K le nombre de variables dépendantes. Nous avons choisi ce critère car il a été démontré fortement convergent¹⁰, contrairement à d'autres critères populaires (celui d'Akaike notamment).

Le test Portemanteau que nous utilisons pour tester l'absence d'autocorrélation des erreurs est sa version pour petits échantillons

$$Q_h^* = T^2 \sum_{j=1}^h \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}), \quad (3.11)$$

avec $\hat{C}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_{t-i}'$. Ce test est approximativement distribué selon une $\chi_2(K^2 h - n^*)$, où n^* est le nombre de coefficients à l'exclusion des termes déterministes du système.

9. *Ibid*, Ch.3.7.

10. *Ibid*, Ch.4.3.2.

Pour ce qui est de l'hétéroscédasticité, il existe des tests basés sur le maximum de vraisemblance et sur les modèles *ARCH*, qui s'appliquent tant aux cas univarié que multivarié. Nous avons opté pour le test ARCH multivarié, dont nous nous contentons ici de rappeler la statistique de test et la loi asymptotique sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation :

$$\text{VARCH}_{MV}(q) = \frac{1}{2}TK(K+1)R_m^2 \sim \chi_2(\tilde{q}K^2(K+1)^2/4), \text{ avec} \quad (3.12)$$

$$R_m^2 = 1 - \frac{2}{K(K+1)} \text{tr}(\hat{\Lambda}\hat{\Lambda}_0^{-1}) \quad (3.13)$$

Les matrices Λ de l'équation (3.13) sont des variances-covariances de la régression-test *ARCH* avec \tilde{q} retards.

Le test utilisé pour tester la normalité des erreurs du système est le Jarque-Bera multivarié. Sa statistique et sa distribution asymptotiques sont données par

$$\text{JB}_m = s_3 + s_4 \sim \chi_2(2K), \text{ avec} \quad (3.14)$$

$$s_3^2 = T\mathbf{b}'_1\mathbf{b}_1/6 \quad (3.15)$$

$$s_4^2 = T(\mathbf{b}_2 - \mathbf{3}_K)'(\mathbf{b}_2 - \mathbf{3}_K)/24.$$

Une fois les hypothèses de travail vérifiées, nous pouvons utiliser les estimations obtenues par *MCO* pour faire de l'inférence et tester les deux concepts de causalité introduits antérieurement. La plupart des tests proposés dans la littérature pour valider (3.7a), (3.7b) et (3.9) sont de nature asymptotique¹¹. En ce qui concerne la causalité de Granger, il s'agit de vérifier la validité d'une restriction de type $H_0 : \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = 0$ contre $H_1 : \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} \neq 0$, c'est-à-dire une contrainte linéaire de nullité de certains paramètres du système (3.3). La statistique de test suit une loi $F(p, 2T - n^*)$ lorsque $K=2$. Cependant, lorsque la taille de l'échantillon est relativement modeste ou les erreurs sont hétéroscédastiques ou corrélées, Hafner and Herwatz (2009) suggèrent de comparer la statistique empirique F à une distribution empirique obtenue par wild-bootstrap. Ces auteurs montrent que cette approche évite une distorsion en défaveur de l'hypothèse nulle (erreur dite de type 1). Dans notre cas, il s'agit donc d'éviter un biais en faveur de la présence de causalité de Granger.

En ce qui concerne la causalité instantanée, la procédure de test porte sur une restriction sur la matrice de variance-covariance : $H_0 : \mathbf{C}\boldsymbol{\sigma} = 0$ contre $H_1 : \mathbf{C}\boldsymbol{\sigma} > 0$. La statistique pertinente suit asymptotiquement une loi $\chi^2(N)$.

11. *Ibid*, Ch.3.6. pour la construction de la statistique ou Pfaff (2008, Ch.2.2.3) pour son application sur R.

Chapitre 4

Les données

Les données utilisées dans ce travail sont des observations annuelles. L'emploi dans les Régions Métropolitaines de Recensement (RMR) canadiennes provient de l'Institut de la Statistique du Québec et il est construit à partir de séries calculées par Statistique Canada¹. Le trafic de passagers embarqués/débarqués provient des catalogues 'Trafic des transporteurs aériens aux aéroports canadiens' publiés annuellement par Transport Canada². Notre échantillon est constitué des 15 principaux aéroports canadiens localisés à l'intérieur des RMR. Ces aéroports font partie du Réseau National des Aéroports³ (RNA) qui compte 26 aéroports dont le volume de trafic annuel est d'au moins 200'000 passagers embarqués/débarqués. Le réseau RNA regroupait 91% de tout le trafic de passagers au Canada en 2009. Les quinze aéroports de notre échantillon représentent les 96% du total des passagers du réseau RNA de cette année.

Les séries obtenues au niveau des RMR peuvent être agrégées pour explorer la causalité à un niveau plus macro-économique. Dans ce travail, nous nous intéressons aux séries agrégées au niveau du Canada dans son ensemble, ainsi qu'aux quatre grandes régions canadiennes (de l'Ouest à l'Est) : la Côte Pacifique, les Prairies, le Canada Central et le Canada Atlantique. Ce découpage permettra d'établir le niveau d'agrégation auquel le phénomène de causalité est le plus susceptible d'émerger. Nous nous attendons à ce que l'analyse la plus locale soit la plus pertinente.

1. Les données sur l'emploi total pour la période 1995-2009 sont disponibles dans la base de données électronique CANSIM (www5.statcan.gc.ca/cansim, voir le tableau 282-0057-5,9). L'information de 1988 à 1994 a été obtenue dans les archives de l'Institut de la Statistique du Québec, dans les publications de Statistique Canada.

2. Les séries de 1996 à 2009 sont disponibles sur le lien <http://dsp-psd.pwgsc.gc.ca/Collection-R/Statcan/51-203-XIB/51-203-XIB-f.html>. Les publications couvrant la période 1988-1995 ont été obtenues à l'Institut de la Statistique du Québec.

3. Ces aéroports desservent des capitales nationales, provinciales ou territoriales du Canada et constituent les points de départ et de destination de presque tous les services aériens internationaux.

4.1 Statistiques descriptives

TABLE 4.1: Répartition de l'emploi total, du trafic de passagers embarqués/débarqués et de la population totale au Canada en 2009.

Régions	Provinces	R.M.R.	Emploi	Passagers E/D	Population
Canada national			9'826'500	90'510'000	18'726'060
Côte Pacifique	Colombie Britannique	Vancouver	1'234'000	15'504'000	2'288'775
		Victoria	181'400	1'450'000	344'889
Les Prairies	Alberta	Calgary	698'000	11'256'000	1'196'692
		Edmonton	617'000	5'788'000	1'114'021
	Saskatchewan	Regina	116'000	997'000	202'346
		Saskatoon	143'000	1'115'000	244'764
Manitoba	Winnipeg	396'000	3'305'000	718'848	
Canada Central	Ontario	London	238'000	502'000	480'226
		Ottawa	660'000	4'090'000	1'203'395
		Toronto	2'890'000	28'938'000	5'731'764
	Québec	Montréal	1'880'000	11'707'000	3'755'228
Québec		392'000	1'154'000	740'250	
Canada Atlantique	N.B.	St-Jean	67'000	219'000	126'522
	N.É.	Halifax	216'000	3'318'000	392'982
	T.N.L.	St-Jean	99'000	1'167'000	185'360

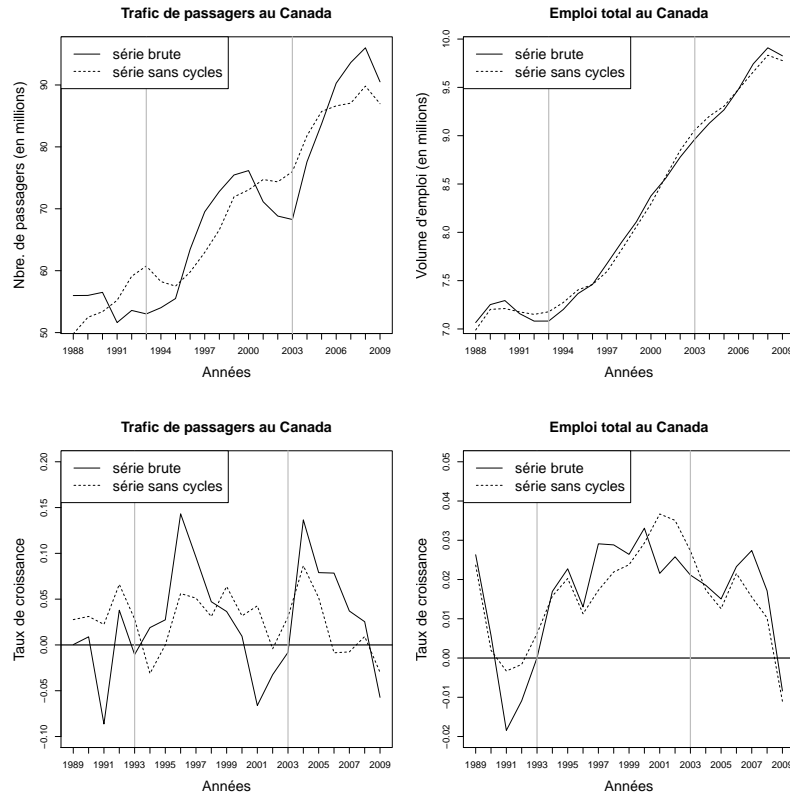
Notes : Les chiffres originaux proviennent de Statistique Canada. Les répartitions sont calculées par les auteurs. R.M.R. = Région Métropolitaine de Recensement. E/D = embarqués/débarqués. N.B. = Nouveau-Brunswick. N.É. = Nouvelle-Écosse. T.N.L. = Terre-Neuve-et-Labrador.

Le tableau 4.1 ci-dessus, montre la répartition de l'emploi total, du trafic de passagers et de la population totale dans les grandes régions du Canada en 2009. Il ressort de ce tableau qu'environ 51% du trafic de passagers, 62% de l'emploi total et 64% de la population totale de notre échantillon se trouvaient concentrés dans la région du Canada Central en 2009. Les Prairies généraient 25% du trafic de passagers, 20% de l'emploi total et 19% de la population totale alors que ces chiffres étaient respectivement de 18.8%, 14.4% et 14% pour la Côte Pacifique. Au niveau des grandes métropoles, on remarque que Toronto est la ville la plus importante (32% du trafic de passagers, 30% l'emploi total et 31% de la population totale), suivie de Montréal (13% du trafic de passagers, 19% de l'emploi total et 20% de la population totale) et de Vancouver (17% du trafic de passagers, 13% de l'emploi total et 12.2% de la population totale). À l'autre extrême, la ville de St-Jean de la province du Nouveau-Brunswick constitue la plus petite entité territoriale de l'échantillon avec 0.2% du trafic de passagers, 0.7% de l'emploi total et 0.67% de la population totale.

4.2 Séries chronologiques brutes ou sans cycles

La figure 4.1 permet de mieux juger l'aspect dynamique des séries. Nous nous concentrons ici sur les séries agrégées pour le Canada, étant donné que les graphiques pour les grandes régions et les RMR sont très similaires.

FIGURE 4.1: Emploi et trafic de passagers au Canada



La période couverte par les données a connu quatre chocs macro-économiques majeurs : la guerre du Golfe (1990-1991), l'éclatement de la bulle internet en avril 2000, les attentats du 11 septembre 2001 et le krach boursier lié à la crise des 'subprimes' d'octobre 2008. Ces chocs sont davantage perceptibles sur les séries du trafic de passagers que sur les séries de l'emploi. La série brute du trafic des passagers en niveau fait clairement ressortir la présence d'un cycle conjoncturel. Nous avons extrait cette saisonnalité cycle en supposant un cycle de 10 ans (barres verticales grisées). Les séries corrigées de leur variation cyclique figurent également sur les graphiques⁴. On remarque que la composante cyclique de la série de l'emploi est quasi nulle. On remarque également que nos séries sont clairement croissantes, donc que la stratégie simplifiée des tests de racine unitaire est pertinente.

4. La méthode utilisée pour extraire les cycles est brièvement décrite à la fin de la section 3.1.

Chapitre 5

Résultats d'estimations

La section 5.1 présente les résultats obtenus pour le Canada et ses grandes régions, avec des séries en niveau et en taux de croissance. Dans la section 5.2 nous nous concentrons sur les séries désagrégées au niveau des grands aéroports canadiens.

5.1 Causalité au Canada et dans ses grandes régions

La première étape de l'analyse consiste à tester la stationnarité des séries (voir la section 3.1). Nous ne reportons pas le détail des résultats mais la stratégie de tests conclus à la présence d'une tendance stochastique (racine unitaire) pour toutes les séries (emploi et trafic de passagers) mesurées en niveau. Par conséquent, ces dernières sont différenciées. D'autre part, tous les systèmes VAR estimés¹ ici possèdent des racines du polynôme caractéristique inférieures ou égales à l'unité en valeur absolue (voir l'équation 3.4). Par conséquent, toutes les dynamiques analysées dans le tableau 5.1 sont stables. Pour ce qui est des variables en taux de croissance (tableau 5.2), ces dernières ont été considérées comme stationnaires *a priori*². Notons cependant qu'un système VAR³ s'est révélé instable dans le tableau 5.2 lorsque le retard optimal était choisi. Dans ce cas, nous avons réduit le retard optimal de 1, et le système s'est avéré stable.

Intéressons-nous aux résultats des variables prises en niveau. On remarque tout d'abord que les hypothèses sur les erreurs (absence d'auto-corrélation, variance constante et normalité de la distribution) sont respectées pour la grande majorité des modèles es-

1. À titre d'illustration, les résultats complets pour le Canada figurent dans l'Annexe.

2. L'inverse aurait été peu vraisemblable.

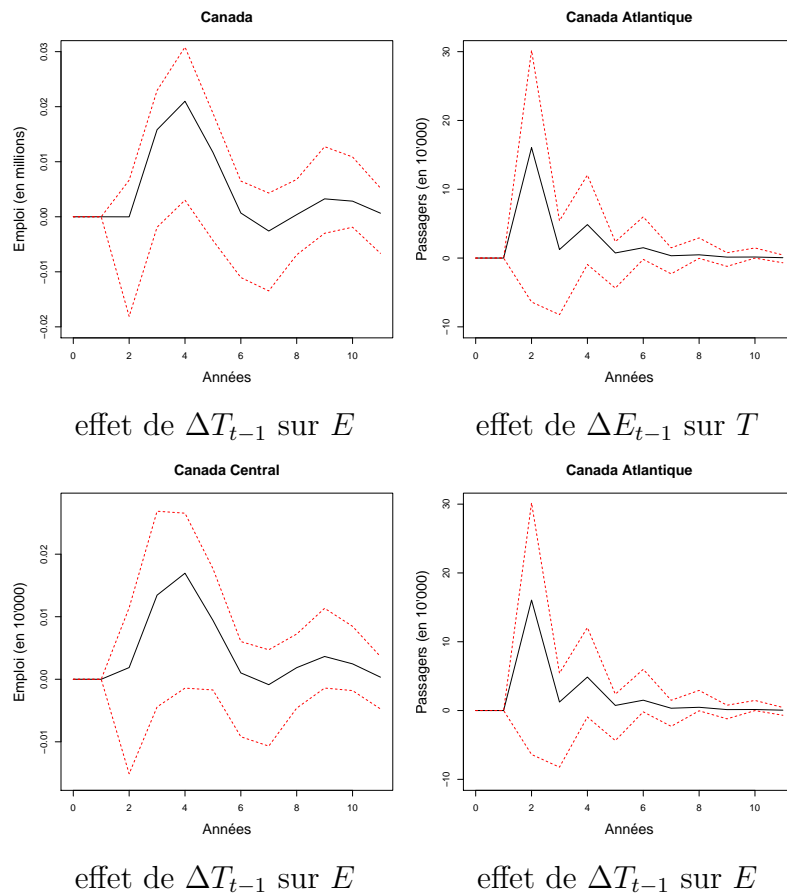
3. Il s'agissait de l'estimation obtenue pour la région de la Côte Pacifique.

timés. Le nombre optimal de retards de tous les modèles VAR est de 1 ou 2 alors que nous avons fixé l'ordre maximal à 3. Par conséquent, c'est essentiellement le passé immédiat des variables endogènes qui influence leur valeur présente et future.

L'analyse de causalité conclut à l'existence de causalité instantanée entre l'emploi total (noté E) et le trafic de passagers (noté T) pour le Canada, le Canada Central et le Canada Atlantique. Aucune causalité instantanée n'est décelée pour les régions de la Côte Pacifique et des Prairies. La causalité de Granger se révèle également présente pour le Canada, le Canada Central et le Canada Atlantique, sous une forme uni-directionnelle ($T \rightarrow E$) dans les deux premiers cas, et bi-directionnelle ($T \leftrightarrow E$) dans le dernier cas. Aucune causalité (instantanée ou de Granger) n'est détectée en Côte Pacifique ou dans les Prairies. Par conséquent, on conclut que seul le Canada Atlantique présente une forme de complémentarité entre le niveau de l'emploi total et le trafic de passagers, puisque ces deux variables s'influencent mutuellement. Les cas du Canada et du Canada Central révèlent un effet d'entraînement allant du trafic vers l'emploi.

Lorsque la présence de causalité de Granger est avérée, il est intéressant de quantifier l'effet d'une variation d'une unité des valeurs passées sur les niveaux présent et futur des variables endogènes. Les 'fonctions de réponse impulsionnelle' ('impulse response functions' en anglais) sont présentées dans la figure 5.1. L'effet d'une variation d'une unité (1 million) de passagers sur l'emploi total au Canada est présenté sur le graphique en haut à gauche. On constate que l'effet de la variation du trafic sur l'emploi se fait ressentir dès la deuxième année, qu'il atteint son pic la 4ème année (+ 21'000 emplois), puisque l'effet se dissipe en oscillant autour de 0. L'effet cumulé est de + 53'000 emplois sur une période de 10 ans, soit une variation relative de 0.5% par rapport au niveau national de 2009. On interprétera néanmoins ces chiffres avec précaution car : (i) ils représentent des estimations ponctuelles et les intervalles de confiance à 90% restent très larges, (ii) un système VAR plus complet (avec plus de variables) pourrait conduire à des effets très différents. La fonction de réponse du Canada Central est très similaire à celle du Canada dans son ensemble. Ce résultat n'est pas étonnant étant donné que cette région génère à elle seule la moitié du trafic de passagers et de l'emploi canadien. Quant aux effets cumulés bi-directionnels pour la Canada Atlantique, la variation d'une unité de chacune des variables (+ 10'000 emplois ou passagers) génère, toutes choses étant égales par ailleurs, + 255'000 passagers (+ 5.7% du trafic du Canada Atlantique en 2009) et + 287 emplois ($> +0.1\%$) sur 10 ans. On remarque que l'impact direct du trafic de passagers sur l'emploi total est relativement modeste, ce qui n'est pas étonnant.

FIGURE 5.1: Réponse des variables endogènes à une variation unitaire d'une variable passée (ceteris paribus)



Finalement, on peut vérifier dans le tableau 5.2 que l'analyse de causalité avec les variables en taux de croissance vient renforcer les résultats antérieurs. Ce qui prévaut pour les variables en niveau est encore plus vrai en termes de taux de croissance. La principale différence provient d'une certaine persistance de l'auto-corrélation et l'instabilité du VAR optimal estimé pour la région de la Côte Pacifique. Néanmoins, en retranchant un retard à ce modèle, le système redevient stable. De plus, on remarque que de la causalité de Granger allant de l'emploi vers le trafic de passagers est détectée au seuil de signification de 10% dans les Prairies.

5.2 Causalité pour les principaux aéroports canadiens

Passons maintenant à un niveau d'analyse plus locale. Les tableaux 5.3 et 5.4 contiennent l'ensemble des résultats des tests de causalité entre le trafic de passagers et l'emploi dans leur région métropolitaine, avec les variables en niveau et en taux de croissance respectivement.

Avant de nous intéresser à l'analyse de causalité avec les séries en niveau (tableau 5.3), signalons que la très grande majorité des variables possède une tendance stochastique⁴. Les séries ont donc été différenciées à l'ordre 1. Aucun des systèmes VAR ne présente d'instabilité lorsqu'il est estimé avec un nombre optimal de retards. On remarque dans le tableau 5.3 qu'il y a une certaine persistance de l'autocorrélation mais que le reste des hypothèses sur le terme d'erreur sont respectées (absence d'hétéroscédasticité et normalité). Rappelons que nous testons la causalité de Granger avec une technique bootstrap robuste à l'autocorrélation des erreurs. On notera également que l'ordre du système VAR pour certains aéroports⁵ atteint la borne maximale de 3.

Six aéroports (Calgary, Edmonton, Winnipeg, Toronto, Saint-Jean NB et Halifax) sur quinze présentent de la causalité instantanée entre l'emploi et le trafic de passagers et deux aéroports sont relativement proches du seuil de rejet à 10% de la non-causalité instantanée (London et Ottawa). Ces résultats confirment ceux obtenus pour les macro-régions : la causalité immédiate affecte plutôt les aéroports situés au Canada Central (plus particulièrement en Ontario) et au Canada Atlantique. De plus, l'analyse au niveau local permet de faire ressortir de la causalité instantanée dans les principaux aéroports des Prairies.

4. Les trois séries identifiées comme possédant plutôt une tendance déterministe ont été stationnarisées par différenciation pour conserver l'homogénéité de la méthodologie générale.

5. Régina, Ottawa, Montréal et St-Jean TNL.

TABLE 5.1: Test de causalité de Granger et modèles VAR pour les grandes régions du Canada - Variables en niveau.

Régions	Causalité		Ordre autorégressif (critère de Schwarz)	Diagnostic des modèles VAR			
	Effet causal	H0 : pas de causalité (test de Wald ajusté)		H0 : pas d'auto-corrélation (test portemanteau)	H0 : pas d'hétérosécédasticité (ARCH test)	H0 : erreurs normales (test JB multivarié)	
		Granger					instant.
Canada	T → E	2.19*	2	7.04	33.02	3.29	
	T ← E	0.33					4.10**
Côte Pacifique	T → E	0.00	1	11.26	39.24	1.85	
	T ← E	5.25					1.06
Les Prairies	T → E	0.32	1	16.35	39.66	1.61	
	T ← E	0.56					0.13
Canada Central	T → E	1.26*	2	10.73	40.14	1.82	
	T ← E	0.79					3.78**
Canada Atlantique	T → E	10.05***	1	20.36*	45.62	1.22	
	T ← E	3.28**					2.90*

***, ** et * dénotent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de signification de 1%, 5% et 10% respectivement. T = Trafic de passagers, E = Emploi total.

TABLE 5.2: Test de causalité de Granger et modèles VAR pour les grandes régions du Canada - Variables en taux de croissance.

Régions	Causalité		Ordre autorégressif (critère de Schwarz)	Diagnostic des modèles VAR		
	Effet causal	H0 : pas de causalité (test de Wald ajusté)		H0 : pas d'auto- corrélation (test portemanteau)	H0 : pas d'hété- roscedasticité (ARCH test)	H0 : erreurs normales (test JB multivarié)
		Granger instant.				
Canada	T → E	7.52*	3	8.38	39.84	1.88
	T ← E	0.41				
Côte Pacifique	T → E	1.49	2 ⁽¹⁾	22.38**	37.19	4.96
	T ← E	0.26				
Les Prairies	T → E	0.44	1	19.16*	46.62	2.63
	T ← E	7.45*				
Canada Central	T → E	1.72**	3	13.21**	41.29	5.63
	T ← E	2.29				
Canada Atlantique	T → E	4.46**	1	18.80*	45.04	1.72
	T ← E	9.21***				

***, ** et * dénotent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de signification de 1%, 5% et 10% respectivement. T = Trafic de passagers, E = Emploi total. (1) Retard optimal corrigé d'une période (en moins) pour assurer la stabilité du système.

Les aéroports du Canada Central (London, Ottawa, Toronto, Montréal) et du Canada Atlantique (St-Jean NB, St-Jean TNL, Halifax) sont également impliqués dans des relations de causalité de Granger. Dans deux cas, il s'agit de causalité bi-directionnelle (Halifax et Ottawa). Malgré l'absence de causalité de Granger dans les Prairies au niveau des séries agrégées, on trouve de la causalité uni-directionnelle de Granger, i.e. des effets d'entraînement, pour les aéroports de Edmonton ($T \rightarrow E$), Régina ($T \rightarrow E$), Saskatoon ($T \leftarrow E$) et Winnipeg ($T \leftarrow E$).

Finalement, le tableau 5.4 montre la causalité avec les variables en taux de croissance. On remarque ici que la causalité instantanée semble plus sensible à l'unité de mesure (niveau *versus* taux de croissance) que la causalité de Granger. Comparés aux résultats des variables en niveau, la causalité instantanée : disparaît à Calgary, Edmonton, Montréal, St-Jean NB et Halifax ; apparaît à Régina, Saskatoon, Québec et St-Jean TNL ; et elle reste inchangée à Vancouver, Victoria, Winnipeg, London, Ottawa et Toronto. La causalité de Granger semble plus résistante de ce point de vue puisque, sur les 30 relations analysées en niveau, huit régions⁶ conservent les mêmes résultats lorsque la causalité de Granger est mesurée en taux de croissance, et cela quelle que soit la direction de la relation. Sept régions⁷ voient une relation uni-directionnelle devenir Granger-causale alors qu'elle ne l'était pas en niveau et une seule causalité de Granger uni-directionnelle disparaît⁸.

Sans entrer dans trop de détails, on retiendra que lorsque les variables sont mesurées en taux de croissance et au niveau régional le plus désagrégé, on détecte de nombreux liens de causalité de Granger, dont cinq RMR pour lesquelles la causalité est de nature bi-directionnelle (Régina, Saskatoon, Ottawa, Montréal et Halifax), également cinq RMR pour lesquelles l'effet d'entraînement va de l'emploi vers le trafic des passagers (Calgary, Edmonton, Winnipeg, Québec et St-Jean NB), et quatre RMR dans lesquelles le trafic des passagers est créateur d'emplois (Victoria, London, Toronto et St-Jean TNL).

6. Vancouver, Winnipeg, London, Ottawa, Toronto, St-Jean NB, Halifax et St-Jean TNL.

7. Victoria, Calgary, Edmonton, Régina, Saskatoon, Montréal et Québec.

8. Edmonton.

TABLE 5.3: Test de causalité et modèles VAR pour les principaux aéroports du Canada. Variables en niveau.

Aéroports	Causalité		Diagnostic des modèles VAR				H0 : erreurs normales (test JB multivarié)
	Effet causal	H0 : pas de causalité (test de Wald ajusté)	Ordre autorégressif (critère de Schwarz)	H0 : pas d'auto-corrélation (test portemanteau)	H0 : pas d'hétéroscedasticité (ARCH test)		
		Granger instant.					
Vancouver	T → E	0.03	1	9.95	38.31	1.30	
	T ← E	3.36					
Victoria	T → E	0.01	1	18.14	38.64	0.22	
	T ← E	0.24					
Calgary	T → E	1.11	2	9.70	35.42	9.15*	
	T ← E	0.19					
Edmonton	T → E	3.16*	1	14.65	41.75	1.76	
	T ← E	1.19					
Régina	T → E	1.99**	3	15.63	44.36	5.01	
	T ← E	5.24					
Saskatoon	T → E	0.19	1	19.93*	43.89	1.55	
	T ← E	2.37*					
Winnipeg	T → E	0.33	2	18.67**	41.22	2.29	
	T ← E	2.97**					
London	T → E	5.72**	2	16.50**	38.26	1.41	
	T ← E	0.24					
Ottawa	T → E	1.62*	3	14.99***	41.72	0.48	
	T ← E	5.93**					
Toronto	T → E	3.97**	2	18.93**	41.52	1.33	
	T ← E	0.19					
Montréal	T → E	1.84	3	21.14***	38.39	2.19	
	T ← E	4.11**					
Québec	T → E	1.55	1	15.23	45.72	0.87	
	T ← E	0.22					
St-Jean (NB)	T → E	0.01	1	20.67*	45.34	1.20	
	T ← E	2.43*					
Halifax	T → E	4.29**	2	18.56**	38.44	5.32	
	T ← E	4.17*					
St-Jean (TNL)	T → E	17.57**	3	22.91**	41.12	2.05	
	T ← E	0.51					

***, ** et * dénotent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de signification de 1%, 5% et 10% respectivement. T = Trafic de passagers, E = Emploi total.

TABLE 5.4: Test de causalité et modèles VAR pour les principaux aéroports du Canada. Variables en taux de croissance.

Aéroports	Causalité		Diagnostic des modèles VAR			
	Effet causal	H0 : pas de causalité (test de Wald ajusté)	Ordre autorégressif (critère de Schwarz)	H0 : pas d'auto-corrélation (test portemanteau)	H0 : pas d'hétéroscédasticité (ARCH test)	H0 : erreurs normales (test JB multivarié)
		Granger instant.				
Vancouver	T → E	1.06	2	24.08**	36.54	3.91
	T ← E	1.14				
Victoria	T → E	3.59*	1	18.14	38.64	0.22
	T ← E	0.89				
Calgary	T → E	0.01	1 ⁽¹⁾	14.78	44.03	1.78
	T ← E	5.95*				
Edmonton	T → E	1.35	3	22.55***	40.59	8.22*
	T ← E	16.57**				
Régina	T → E	5.38**	3	18.63	38.07	0.51
	T ← E	6.56**				
Saskatoon	T → E	7.77***	3	19.96***	40.56	1.39
	T ← E	3.77**				
Winnipeg	T → E	0.23	2	17.41**	43.72	1.09
	T ← E	2.57*				
London	T → E	4.55**	2	19.86**	42.16	0.90
	T ← E	0.06				
Ottawa	T → E	4.45**	2	13.96*	43.96	1.56
	T ← E	2.01*				
Toronto	T → E	3.02*	2	15.38*	39.44	1.47
	T ← E	0.11				
Montréal	T → E	3.46*	3	21.65***	34.32	2.10
	T ← E	5.00**				
Québec	T → E	1.23	2	12.73	39.85	1.70
	T ← E	6.03*				
St-Jean (NB)	T → E	1.27	1	20.42***	39.95	7.16
	T ← E	7.16*				
Halifax	T → E	4.59**	2	13.10	34.97	1.05
	T ← E	7.51**				
St-Jean (TNL)	T → E	3.12**	1	22.74**	40.31	6.27
	T ← E	2.18				

***, ** et * dénotent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de signification de 1%, 5% et 10% respectivement. T = Trafic de passagers, E = Emploi total.

Chapitre 6

Conclusion

Ce travail de maîtrise cherchait à mesurer le degré d'interaction existant entre les infrastructures aéroportuaires et l'économie régionale au Canada. Pour ce faire, nous avons eu recours à deux notions de causalité bien connues des économistes : la causalité instantanée et celle dite de Granger. Ces concepts ne correspondent pas à la causalité expérimentale souvent utilisée en sciences naturelles. Ils se limitent à établir des corrélations (partielles) de valeurs présentes et passées entre des variables que le chercheur juge pertinentes a priori.

D'un point de vue méthodologique, notre étude montre que l'existence de ces deux formes de causalité peut dépendre du niveau d'agrégation des séries et de l'unité de mesure des variables (séries en niveau ou en taux de croissance). Au niveau des grandes régions canadiennes, nous détectons de la causalité de Granger uni-directionnelle pour le Canada dans son ensemble et le Canada Central. Dans les deux cas, ce sont les aéroports qui se révèlent créateurs d'emplois alors que la variation de l'emploi ne semble pas affecter directement le trafic de passagers au sens de Granger. Notons que l'impact sur l'emploi est mesuré puisque l'accroissement d'un million de passagers (10% du trafic de passagers au Canada en 2009) augmente l'emploi total canadien de 53'000 (+ 0.5%) sur 10 ans. Seul le Canada Atlantique présente de la causalité de Granger bi-directionnelle. L'activité aéroportuaire de passagers dans cette région influence l'emploi, qui vient à son tour stimuler directement l'activité aérienne. On détecte également de la causalité instantanée pour le Canada, le Canada Central et le Canada Atlantique. Par conséquent, l'emploi et le trafic de passagers dans ces régions s'influencent également mutuellement à court terme. Nous ne trouvons pas de causalité instantanée pour les régions de la Côte Pacifique et des Prairies. Les résultats avec les séries en taux de croissance aboutissent aux mêmes résultats.

À l'échelle des aéroports et de leurs Régions Métropolitaines de Recensement, notre analyse révèle deux éléments majeurs : (i) l'absence de causalité au niveau macroéconomique n'implique pas l'absence de causalité au niveau local, (ii) la causalité de Granger entre trafic de passagers et emploi est très présente au niveau des Régions Métropolitaines de Recensement, que ce soit avec les données en niveau ou en taux de croissance. C'est nettement moins le cas pour la causalité instantanée. On en déduit donc que les effets de moyen/long terme sont plus présents à l'échelle locale. Pour illustrer le point (i), notons que l'on identifie la présence de causalité de Granger (en niveau et en taux de croissance) dans les aéroports de Edmonton, Régina, Saskatoon et Winnipeg alors qu'il n'y en a quasiment pas pour les séries agrégées de la grande région des Prairies. Pour illustrer le point (ii), on notera la présence de causalité de Granger dans onze des quinze régions métropolitaines (dont deux cas bi-directionnels) avec les séries en niveau et dans quatorze cas sur quinze avec les séries en taux de croissance (donc cinq cas bi-directionnels).

L'activité aéroportuaire de passagers au Canada semble donc bien étroitement imbriquée avec l'économie régionale, qu'elle soit créatrice de postes de travail ou bénéficiaire de la dynamique de l'emploi. Puisque ces interactions sont particulièrement importantes au niveau local, nos résultats sont plutôt favorables à une politique nationale des aéroports décentralisée, qui promeut le partenariat entre les autorités publiques et aéroportuaires locales. D'autre part, la présence de causalité vient donner un certain fondement statistique aux nombreuses études économiques qui utilisent les multiplicateurs macroéconomiques pour évaluer les impacts de la présence des aéroports au niveau régional. Cela dit, notre étude ne constitue qu'une première analyse. Il est bien évident que des séries plus longues et un système plus complet d'équations dynamiques permettrait une analyse plus fine de notre problématique.

Bibliographie

- Bourbonnais, R. and Terraza, M. (2004). Analyse des séries temporelles. *Dunod*, Paris.
- Brueckner, J. K. (2003). Airline traffic and urban economic development. *Urban Studies*, 4(2) :125–136.
- Button, K., Doh, S., and Yuan, J. (2010). The role of small airports in economic development. *Journal of airport management*, 23 :218–242.
- Cheng, B. S. (1999). Causality between energy consumption and economic growth in India : An application of cointegration and error-correction modeling. *Indian Economic Review*, 34(1) :39–49.
- Cleveland, R. B., Cleveland, W. S., McRae, J. E., and Terpenning, I. (1990). STL : A seasonal-trend decomposition procedure based on loess. *Journal of Official Statistics*, 6 :3–73.
- Coondoo, D. and Dinda, S. (2002). Causality between income and emission : a country-group-specific econometric analysis. *Ecological Economics*, 40(3) :351–367.
- Coondoo, D. and Dinda, S. (2006). Income and emission : A panel data-based cointegration analysis. *Ecological Economics*, 57(1) :167–181.
- Elder, J. and Kennedy, E. (2001). Testing for unit roots : What should students be taught. *The Journal of Economic Education*, 32(2) :136–146.
- Goetz, A. (1992). Air passenger transportation and growth in the U.S. urban system, 1950-1987. *Growth and Change*, 23 :218–242.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 :424–438.
- Green, R. K. (2007). Airports and economic development. *Real Estate Economics*, 35(1) :91–112.
- Greene, W. (2007). *Econometric Analysis*. Pearson Education, New Jersey, 6th ed. edition.

- Hafner, C. M. and Herwatz, H. (2009). Testing for linear autoregressive dynamics under multivariate generalized autoregressive heteroscedasticity. *Statistica Neerlandica*, 63(3) :294–323.
- Holz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 50 :91–118.
- Lütkepohl, H. (2005). New introduction to multiple time series analysis. *Springer*, ISBN 978-3-540-40172-8.
- Percoco, M. (2010). Airport activity and local development : Evidence from Italy. *Urban Studies*, 47(11) :2427–2443.
- Pfaff, B. (2008). Analysis of integrated and cointegrated time series with R. *Springer*, ISBN 978-0-387-75966-1.
- Transport Québec (2002). Politique nationale de transport aérien : le Québec en piste. *Bibliothèque nationale du Québec*, ISBN 2-550-40092-5.
- Zhang, X.-P. and Cheng, X.-M. (2009). Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in China. *Ecological Economics*, 68(10) :2706–2712.

Annexe A

Résultats d'estimations pour le Canada : Sorties du logiciel R

VAR Estimation Results for Canada, package 'vars'

=====

Lag selection criteria : AIC(n) HQ(n) SC(n) FPE(n)
 2 2 2 2

Endogenous variables: Trafic, Emploi; Deterministic variables: const

Sample size: 19; Log Likelihood: -9.854

Roots of the characteristic polynomial: 0.7444 0.7444 0.6741 0.04145

Estimation results for equation Trafic:

=====

Passenger = Passenger.l1 + Emploi.l1 + Passenger.l2 + Emploi.l2 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Passenger.l1	0.3361	0.2885	1.165	0.263
Emploi.l1	-3.0329	8.7182	-0.348	0.733
Passenger.l2	-0.3534	0.2885	-1.225	0.241
Emploi.l2	6.4498	8.6066	0.749	0.466
const	1.3140	1.1931	1.101	0.289

Resid. standard error: 2.381 on 14 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.1908, Adjusted R-squared: -0.0404

F-statistic: 0.8253 on 4 and 14 DF, p-value: 0.5306

Estimation results for equation Emploi:

=====

Emploi = Passenger.l1 + Emploi.l1 + Passenger.l2 + Emploi.l2 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
Passenger.l1	-0.00001344	0.00797582	-0.002	0.99868
Emploi.l1	0.98987297	0.24100167	4.107	0.00107 **
Passenger.l2	0.01583504	0.00797458	1.986	0.06701 .
Emploi.l2	-0.33277358	0.23791773	-1.399	0.18367
const	0.01375487	0.03298172	0.417	0.68297

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.06582 on 14 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.6829, Adjusted R-squared: 0.5923

F-statistic: 7.538 on 4 and 14 DF, p-value: 0.001863