



HAL
open science

Comportement des estimateurs usuels dans les modèles dynamiques à erreurs composées avec autocorrélation

Serge-Alain Matondzi Ngouma

► **To cite this version:**

Serge-Alain Matondzi Ngouma. Comportement des estimateurs usuels dans les modèles dynamiques à erreurs composées avec autocorrélation. [Rapport de recherche] Laboratoire d'analyse et de techniques économiques(LATEC). 1997, 43 p., ref. bib. : 1 p. 1/2. hal-01526990

HAL Id: hal-01526990

<https://hal.science/hal-01526990>

Submitted on 23 May 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LATEC

LABORATOIRE D'ANALYSE ET DE TECHNIQUES ÉCONOMIQUES

U.R.A. 342 C.N.R.S.

DOCUMENT de TRAVAIL



UNIVERSITE DE BOURGOGNE

FACULTE DE SCIENCE ECONOMIQUE ET DE GESTION

4, boulevard Gabriel - 21000 DIJON - Tél. 80 39 54 30 - Fax 80 39 56 48

ISSN : 0292-2002

n° 9701

**Comportement des estimateurs usuels dans les modèles
dynamiques à erreurs composées avec autocorrélation**

Serge-Alain MATONDZI NGOUMA

janvier 1997

RESUME DE L'ARTICLE

Le but de cet article est de faire une présentation des propriétés de grands échantillons d'un ensemble d'estimateurs comprenant les estimateurs within, between, MCO, MCG et MCQG dans l'étude des modèles dynamiques à erreurs composées avec autocorrélation. Nous soulignons dans cette étude l'importance des hypothèses sur les observations initiales et de la structure de la variable x_{it} sur les biais asymptotiques des estimateurs lorsque seule la dimension individuelle N tend vers l'infini. Cette étude généralise les études précédentes faites sur ce sujet.

SUMMARY

The purpose of this paper is to make a presentation of the properties of a set of estimators comprising the within, between, OLS and GLS estimators in the study of dynamic error - components models with autocorrelated disturbances. We underline in this study the importance of the statistical distribution governing the initial values for the process and the structure of x_{it} variable for the limiting values of the estimators when the temporal dimension is fixed but the individual dimension N grows indefinitely.

MOTS CLES

Modèles dynamiques à erreurs composées, Autocorrélation, Conditions initiales, Propriétés asymptotiques, estimation convergente, Limites en probabilité

TABLE DES MATIERES

| | |
|--|-----------|
| INTRODUCTION | 3 |
| I - LE MODELE | 3 |
| II - HYPOTHESES, NOTATION ET TRANSFORMATION DU MODELE | 5 |
| 2.1 HYPOTHESES | 5 |
| 2.2 NOTATION | 6 |
| 2.3 TRANSFORMATION DU MODELE | 7 |
| III - ETUDE DU COMPORTEMENT DES ESTIMATEURS USUELS DU MODELE AR(1) A ERREURS COMPOSEES AVEC AUTOCORRELATION | 8 |
| 3.1 COMPORTEMENT ASYMPTOTIQUE DES ESTIMATEURS | 9 |
| 3.1.1 LES ESTIMATEURS WITHIN, MCG ET MCQG | 9 |
| 3.1.2 L'ESTIMATEUR DES MCO | 10 |
| 3.1.2.1 ANALYSE DU BIAIS LORSQUE X_{it} EST FIXE | 11 |
| 3.1.2.2 ANALYSE DU BIAIS LORSQUE X_{it} EST AR(1) | 12 |
| 3.1.3 L'ESTIMATEUR BETWEEN | 14 |
| 3.2 COMPORTEMENT SEMI-ASYMPTOTIQUE | 15 |
| 3.2.1 CARACTERISTIQUES DU BIAIS DES ESTIMATEURS WITHIN | 15 |
| 3.2.2 CARACTERISTIQUES DU BIAIS DES ESTIMATEURS BETWEEN | 16 |
| 3.2.3 CARACTERISTIQUES DU BIAIS DES ESTIMATEURS DES MCO | 16 |
| 3.2.4 CARACTERISTIQUES DU BIAIS DES ESTIMATEURS DES MCG | 16 |
| 3.2.5 CARACTERISTIQUES DU BIAIS DES ESTIMATEURS DES MCQG | 16 |
| 3.2.6 CLASSEMENT DES ESTIMATEURS | 17 |
| CONCLUSION | 17 |
| ANNEXE 1 | 18 |
| ANNEXE 2 | 21 |
| ANNEXE 3 | 26 |
| BIBLIOGRAPHIE | 42 |

INTRODUCTION

Les procédures d'estimation des modèles dynamiques à erreurs composées ont fait l'objet de plusieurs travaux. Ces travaux se sont intéressés d'une part à étudier le comportement asymptotique des estimateurs lorsque les dimensions individuelle N et temporelle T tendent vers l'infini ou lorsque seule la dimension individuelle N tend vers l'infini, d'autre à analyser lorsqu'ils existent les biais asymptotiques des estimateurs et à proposer des méthodes convergentes.

Les travaux de NICKELL.S (1981), SEVESTRE.P et TROGNON.A (1983 et 1985), KIVIET.J.F. (1995), entre autres, ont permis de connaître les propriétés de grands échantillons des estimateurs usuels (Between, Within, Moindres Carrés Ordinaires, Moindres Carrés Généralisés) et ceux de ANDERSON.T.W et HSIAO.C (1981 et 1982), HOLTZ-EAKIN.D, NEWEY.W et ROSEN.H (1988), AHN.S.C et SCHMIDT.P (1995), ARELLANO.M et BOVER.O (1995) ont développé les méthodes des variables instrumentales et des moments généralisés.

Ces travaux ont été étudiés sous diverses hypothèses sur les observations initiales, d'absence ou non de variables exogènes dans le modèle.

Malheureusement, sur le plan de la structure des résidus, ces travaux écartaient la possibilité d'une autocorrélation des erreurs. Or cette hypothèse est de plus en plus remise en cause. Récemment, BALTAGI.B.H et LI.Q (1991) ont introduit l'autocorrélation dans un modèle statique à erreurs composées et ont proposé une technique d'estimation de ce modèle.

Nous proposons dans ce travail d'introduire l'autocorrélation dans le modèle dynamique à erreurs composées et d'analyser à l'instar de SEVESTRE.P et TROGNON.A (1983 et 1985) les propriétés des grands échantillons des estimateurs usuels.

Nous nous intéresserons donc à une classe d'estimateurs des modèles dynamiques à erreurs composées avec autocorrélation comportant des variables exogènes. Nous analyserons deux cas sur la variable exogène x_{it} : le premier suppose que la variable exogène x_{it} est fixe et le deuxième suppose que cette variable est générée par un processus autorégressif d'ordre 1. Notre objectif est de comparer les résultats obtenus selon la structure de x_{it} et de voir si cela a une incidence sur les biais asymptotiques (lorsqu'ils existent des estimateurs) des estimateurs.

Cet article est tiré d'un travail plus important portant sur les modèles dynamiques à erreurs composées avec autocorrélation [MATONDZI (1997)]. Tous les résultats présentés ici sont démontrés dans ce travail.

I LE MODELE

Dans ce travail, nous allons considérer un modèle dynamique à erreurs composées avec autocorrélation contenant deux variables exogènes. La première x_{it} varie à la fois selon les individus et les périodes, et la deuxième z_i ne possède qu'une variabilité individuelle.

Ce modèle s'écrit :

$$\begin{cases} y_{it} = \delta y_{it-1} + \beta x_{it} + \phi z_i + \alpha_i + v_{it} \\ v_{it} = \rho v_{it-1} + \epsilon_{it} \end{cases} \quad (1.1)$$

Deux hypothèses seront faites sur la variable exogène x_{it} . Elle peut être soit fixe soit générée par un processus autorégressif d'ordre 1 c'est à dire :

$$x_{it} = b x_{it-1} + \omega_{it} \quad (1.2)$$

La descente par récurrence jusqu'à l'instant initial nous permet d'écrire encore ce modèle comme suit :

$$y_{it} = \delta^t y_{io} + \beta \sum_{j=0}^{t-1} \delta^j x_{it-j} + \frac{1-\delta^t}{1-\delta} \phi z_i + \frac{\rho}{\rho-\delta} (\rho^t - \delta^t) v_{io} + \frac{1-\delta^t}{1-\delta} \alpha_i + \frac{1}{\rho-\delta} \sum_{j=0}^{t-1} (\rho^{j+1} - \delta^{j+1}) \varepsilon_{it-j} \quad (1.3)$$

si la variable x_{it} est fixe et ;

$$y_{it} = \delta^t y_{io} + \frac{1-\delta^t}{1-\delta} \phi z_i + \frac{\rho}{\rho-\delta} (\rho^t - \delta^t) v_{io} + \beta \frac{b}{b-\delta} (b^t - \delta^t) x_{io} + \frac{1-\delta^t}{1-\delta} \alpha_i + \frac{1}{\rho-\delta} \sum_{j=0}^{t-1} (\rho^{j+1} - \delta^{j+1}) \varepsilon_{it-j} + \frac{1}{b-\delta} \sum_{j=0}^{t-1} (b^{j+1} - \delta^{j+1}) \omega_{it-j} \quad (1.4)$$

si x_{it} est générée par un AR(1).

Ainsi, nous pouvons écrire selon les cas :

$$y_{it} = f(y_{io}, x_{it}, z_i, v_{io}, \alpha_i, \varepsilon_{it}) \quad (1.5)$$

$$y_{it} = f(y_{io}, z_i, x_{io}, v_{io}, \omega_{it}, \alpha_i, \varepsilon_{it}) \quad (1.6)$$

Il apparaît de ces deux dernières écritures que les observations initiales influencent de façon non négligeable le comportement asymptotique des estimateurs notamment lorsque la dimension temporelle de l'échantillon est finie.

Le problème qui se pose alors est de savoir quel est le véritable statut de ces observations. Les hypothèses qui sont faites sur le statut de ces observations peuvent être regroupées en deux familles.

La première est composée des hypothèses qui supposent que les observations initiales sont exogènes c'est à dire que ces observations sont indépendantes du processus (1.1). Dans ce cadre, nous pouvons considérer que ces observations sont soit des constantes fixes, (hypothèse 1) soit engendrées par un processus aléatoire d'espérance nulle non corrélées avec les erreurs du modèle (1.1) (hypothèse 2) c'est à dire :

$$P \lim \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{io} (\alpha_i + v_{io}) = 0 \quad (1.7)$$

avec

$$H_2 \begin{cases} y_{io} = c + \pi_i \\ E(\pi_i) = 0 \\ E(\pi_i \pi_{i'}) = \begin{cases} \sigma_\pi^2 & \text{si } i = i' \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \end{cases}$$

La deuxième est celle des hypothèses qui acceptent l'existence d'une corrélation entre ces observations et les erreurs du modèle ou de façon générale entre le modèle et les observations initiales.

Dans cette situation, nous pouvons considérer que les observations initiales dépendent de l'effet individuel α_i , des valeurs passées de la variable exogène x_{it-j} , de la variable exogène z_i et de l'erreur initiale v_{io} .

$$y_{io} = f(\alpha_i, x_{it-j}, z_i, v_{io}) \quad (1.8)$$

Soit de façon générale :

$$P \lim \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{io} y_{it} \neq 0 \quad (1.9)$$

L'hypothèse générale qui regroupe tous les cas importants étudiés par les économètres est :

$$H_3 : y_{io} = c + k_1 \alpha_i + k_2 v_{io}$$

Cette hypothèse peut être élargie à :

$$H_4 : y_{io} = c + k_1 \alpha_i + k_2 v_{io} + k_3 x_{io} + k_4 z_i$$

Dans le cadre de ce travail, nous utiliserons les cas particuliers suivants pour étudier de façon numérique le comportement des biais asymptotiques des estimateurs lorsqu'ils existent :

$$H_5 : \begin{cases} c = k_3 = k_4 = 0; , k_1 = k_2 = 1 \\ y_{io} = \alpha_i + v_{io} \end{cases}$$

$$H_6 : \begin{cases} c = 0 , k_1 = k_2 = 1, k_3 = \beta, k_4 = \phi \\ y_{io} = \beta x_{io} + \phi z_i + \alpha_i + v_{io} \end{cases}$$

Une bonne présentation des hypothèses sous cette deuxième famille pour les différentes valeurs de k_1 et k_2 est faite par ANDERSON.T.W et HSIAO.C(1981 ET 1982) et SEVESTRE .P (1983).

II HYPOTHESES, NOTATION ET TRANSFORMATION DU MODELE

2.1 HYPOTHESES

Dans le cadre de ce travail, nous ferons les hypothèses suivantes sur les erreurs :

$$H_1 \quad |\delta| < 1, |\rho| < 1$$

Ces deux conditions ne sont pas nécessaires si T est fini.

$$H_2 \quad E(\alpha_i / y_{it-1}, x_{it}, z_i) = 0$$

$$H_3 \quad E(\alpha_i \alpha_{i'} / y_{it-1}, x_{it}, z_i) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & \text{si } i = i' \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$H_4 \quad E(\varepsilon_{it} / y_{it-1}, x_{it}, z_i) = 0$$

$$H_5 \quad E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{i't'} / y_{it-1}, x_{it}, z_i) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{si } i = i' \text{ et } t = t' \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$H_6 \quad E(\alpha_i \varepsilon_{it}) = E(\varepsilon_{it} \alpha_i) = E(\omega_{it} \alpha_i) = E(\varepsilon_{it} \omega_{it}) = 0$$

H_7 Nous supposons en outre que v_{io} suit un processus stationnaire :

$$v_{io} \rightarrow \text{iid} \left(0, \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \rho^2} \right)$$

Cette hypothèse peut être élargie comme le font BALTAGI, CHANG et LI (1992) qui posent :

$$v_{io} \rightarrow \text{iid} \left(0, \frac{\sigma_\varepsilon^2}{v} \right)$$

où v est un paramètre à estimer.

$$H_8 \quad E(\omega_{it} / y_{it-1}, x_{it-1}, z_i) = 0$$

$$\mathbf{H}, \quad E(\omega_{it}\omega_{i't'}) = \begin{cases} \sigma_\omega^2 & \text{si } i = i' \text{ et } t = t' \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

2.2 NOTATION

Dans ce paragraphe, nous allons donner quelques notations sans faire d'hypothèses sur la structure de la variable exogène x_{it} .

Sous forme matricielle le modèle étudié s'écrit :

$$\begin{cases} \mathbf{Y} = \delta\mathbf{Y}_{-1} + \beta\mathbf{X} + \phi(\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{S}_T)\mathbf{Z} + \mathbf{U} \\ \mathbf{U} = (\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{S}_T)\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{V} \end{cases} \quad (2.1)$$

soit de façon compacte :

$$\underset{(NTX1)}{\mathbf{Y}} = \underset{(NTX3)}{\mathbf{M}} \underset{(3X1)}{\boldsymbol{\phi}} + \underset{(NTX1)}{\mathbf{U}} \quad (2.2)$$

avec

$$\mathbf{M} = (\mathbf{Y}_{-1} \ \mathbf{X} \ \mathbf{Z}^*) \quad \boldsymbol{\phi}' = (\delta \ \beta \ \phi) \quad \mathbf{Z}^* = (\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{S}_T)\mathbf{Z}$$

$$\underset{(NTX1)}{\mathbf{Y}} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \mathbf{Y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_N \end{bmatrix} \quad \underset{(TX1)}{\mathbf{Y}_i} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_{i1} \\ \mathbf{Y}_{i2} \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_{iT} \end{bmatrix} \quad \underset{(NTX1)}{\mathbf{Y}_{-1}} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_{1-1} \\ \mathbf{Y}_{2-1} \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_{N-1} \end{bmatrix} \quad \underset{(TX1)}{\mathbf{Y}_{i-1}} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_{i0} \\ \mathbf{Y}_{i1} \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_{iT-1} \end{bmatrix} \quad \underset{(NTX1)}{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_N \end{bmatrix} \quad \underset{(TX1)}{\mathbf{X}_i} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_{i1} \\ \mathbf{X}_{i2} \\ \vdots \\ \mathbf{X}_{iT} \end{bmatrix}$$

$$\underset{(NX1)}{\mathbf{Z}} = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_1 \\ \mathbf{z}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{z}_N \end{bmatrix} \quad \underset{(NX1)}{\boldsymbol{\alpha}} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_N \end{bmatrix} \quad \underset{(TX1)}{\mathbf{S}_T} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} \quad \underset{(NTX1)}{\mathbf{V}} = \begin{bmatrix} \mathbf{V}_1 \\ \mathbf{V}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{V}_N \end{bmatrix} \quad \underset{(TX1)}{\mathbf{v}_i} = \begin{bmatrix} \mathbf{v}_{i1} \\ \mathbf{v}_{i2} \\ \vdots \\ \mathbf{v}_{iT} \end{bmatrix}$$

\mathbf{I}_N est la matrice unitaire d'ordre N.

La matrice des variances-covariances de ce modèle est définie par :

$$E(\mathbf{U}\mathbf{U}') = \boldsymbol{\Omega} = \mathbf{I}_N \otimes \boldsymbol{\Sigma} \quad (2.3)$$

avec

$$\boldsymbol{\Sigma} = \sigma_\alpha^2 \mathbf{S}_T \mathbf{S}_T' + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{V}_\rho \quad (2.4)$$

$$\mathbf{V}_\rho = \frac{1}{1-\rho^2} \begin{bmatrix} 1 & \rho & \dots & \rho^{T-1} \\ \rho & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \rho \\ \rho^{T-1} & \dots & \rho & 1 \end{bmatrix}$$

2.3 TRANSFORMATION DU MODELE

Nous supposons dans ce travail que le coefficient d'autocorrélation ρ est connu ou estimé de façon convergente dans une première étape¹. Nous pouvons donc transformer le modèle en le multipliant par la matrice de transformation C suivante :

$$C = \begin{bmatrix} (1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} & 0 & \dots & 0 \\ -\rho & 1 & \ddots & \vdots \\ 0 & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & -\rho & 1 \end{bmatrix} \quad (2.5)$$

Le modèle transformé s'écrit :

$$\begin{cases} Y_i^* = \delta Y_{i-1}^* + \beta X_i^* + \phi S_T^* \alpha_i + U_i^* \\ U_i^* = S_T^* \alpha_i + V_i^* \end{cases} \quad (2.6)$$

avec

$$\begin{aligned} Y_i^* &= \left[(1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} y_{i1}, y_{i2} - \rho y_{i1}, \dots, y_{iT} - \rho y_{iT-1} \right] & Y_{i-1}^* &= \left[(1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} y_{i0}, y_{i1} - \rho y_{i0}, \dots, y_{iT-1} - \rho y_{iT-2} \right] \\ X_i^* &= \left[(1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} x_{i1}, x_{i2} - \rho x_{i1}, \dots, x_{iT} - \rho x_{iT-1} \right] & S_T^* &= \left[(1-\rho^2)^{\frac{1}{2}}, 1-\rho, \dots, 1-\rho \right] \\ V_i^* &= \left[(1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} v_{i1}, \varepsilon_{i2}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT} \right] \end{aligned}$$

Le vecteur S_T^* peut encore s'écrire :

$$S_T^* = (1-\rho)S_T^a \quad \text{où } S_T^a = (a, 1, \dots, 1) \quad \text{et } a = \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)^{\frac{1}{2}}$$

REMARQUE

La matrice C est aussi qualifiée par certains auteurs de matrice de transformation PRAIS-WINSTEN (PW transformation matrix)

Sachant que :

$$U_i^* = S_T^* \alpha_i + V_i^* = (1-\rho)S_T^a \alpha_i + V_i^* \quad (2.7)$$

$$E(U_i^* U_i^{*\prime}) = (1-\rho)^2 (S_T^a) (S_T^a)' \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 I_T \quad (2.8)$$

Posons :

$$J_T^a = \frac{S_T^a S_T^{a\prime}}{d^2} = \frac{1}{d^2} \begin{bmatrix} a^2 & a & \dots & a \\ a & 1 & \dots & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad \text{où } d^2 = S_T^{a\prime} S_T^a = a^2 + (T-1) \quad (2.9)$$

D'où

$$\Sigma_i^* = E(U_i^* U_i^{*\prime}) = d^2 (1-\rho)^2 J_T^a \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 I_T \quad (2.10)$$

Nous pouvons aussi écrire :

$$\Sigma_i^* = [d^2 (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2] J_T^a + \sigma_\varepsilon^2 E_T^*$$

soit

¹ Voir Matondzi.(1996) pour avoir des méthodes d'estimation convergente de ce paramètre.

$$\Sigma_i^* = \sigma_a^2 J_T^a + \sigma_\varepsilon^2 E_T^a \quad (2.11)$$

avec

$$\sigma_a^2 = d^2(1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$E_T^a = I_T - J_T^a$$

Pour l'ensemble des individus, nous avons :

$$\Sigma^* = \sigma_a^2 B_a + \sigma_\varepsilon^2 W_a \quad (2.12)$$

où

$$B_a = I_N \otimes J_T^a \quad (2.13)$$

$$W_a = I_N \otimes E_T^a$$

B_a et W_a sont une autre manière de présenter les opérateurs between et within², ils ont donc les mêmes propriétés.

Nous les qualifierons d'opérateur a-between et a-within. Ils sont idempotentes d'ordre NT et de rang N et N(T-1) respectivement.

Utilisant ces propriétés, BALTAGI et LI (1991) montrent que :

$$\Sigma^{*p} = (\sigma_a^2)^p B_a + (\sigma_\varepsilon^2)^p W_a \quad (2.14)$$

p est un scalaire quelconque.

$$|\Sigma^*| = (\sigma_a^2)^N (\sigma_\varepsilon^2)^{N(T-1)} \quad (2.15)$$

$|\Sigma^*|$ désigne son déterminant.

Une autre décomposition de cette matrice peut être obtenue de la manière suivante :

$$\Sigma^* = \sigma_\varepsilon^2 [W_a + \theta^{-1} B_a] \quad (2.16)$$

où

$$\theta = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{(1-\rho)^2 d^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

III ETUDE DU COMPORTEMENT DES ESTIMATEURS USUELS DU MODELE AR(1) A ERREURS COMPOSEES AVEC AUTOCORRELATION

Nous travaillerons avec le modèle transformé donné en (2.6).

Nous allons ici présenter les propriétés des estimateurs usuels (intra, inter, MCO, MCG, MCQG) d'abord lorsque N et T tendent vers l'infini (comportement asymptotique), ensuite lorsque seule N tend vers l'infini (comportement semi-asymptotique). Nous nous sommes servi de la loi des grands nombres pour calculer les limites en probabilité nécessaires à l'étude du comportement asymptotique des estimateurs. Ces limites sont présentées dans Matondzi (1997). Sous la forme générale, les estimateurs usuels s'écrivent en utilisant la paramétrisation proposée par MADDALA :

$$\hat{\varphi}(\lambda_\rho) - \varphi = \left[\Delta^* \Delta^* + (\lambda_\rho - 1) \Delta^* B_a \Delta^* \right]^{-1} \left[\Delta^* U^* + (\lambda_\rho - 1) \Delta^* B_a U^* \right] \quad (3.1)$$

avec

$$\Delta^* = (Y_{-1}^* \ X^* \ Z^*) \quad \varphi = (\delta \ \beta \ \phi)'$$

² DORMONT. B donne une bonne présentation des propriétés de ces opérateurs.

Dans cette paramétrisation, on retrouve les estimateurs usuels : $\hat{\phi}(0)$ est l'estimateur intra-individuel ou within qui ne dépend que de la dimension intra des variables, $\hat{\phi}(\infty)$ est l'estimateur inter qui ne dépend que de la dimension inter des variables, $\hat{\phi}(1)$ est l'estimateur des MCO, $\hat{\phi}(\theta)$ est l'estimateur des MCG, $\hat{\phi}(\hat{\theta})$ est l'estimateur des MCQG. Ces trois derniers estimateurs dépendent de la dimension totale des variables.

3.1 COMPORTEMENT ASYMPTOTIQUE DES ESTIMATEURS

L'étude du comportement asymptotique des estimateurs sous la forme générale n'est pas possible pour l'ensemble des estimateurs [voir Matondzi (1997)]. Nous allons donc partager les estimateurs en trois groupes dont le comportement asymptotique est le même.

3.1.1 LES ESTIMATEURS WITHIN, MCG ET MCQG

Les estimateurs de ce groupe s'écrivent :

$$\begin{bmatrix} \hat{\delta}(\lambda_\rho) - \delta \\ \hat{\beta}(\lambda_\rho) - \beta \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N \left\{ Y_{i-1}^* \prime Y_{i-1}^* + (\lambda_\rho - 1)d^2 b_{i-1}^{2*} \right\} & \sum_{i=1}^N \left\{ Y_{i-1}^* \prime X_i^* + (\lambda_\rho - 1)d^2 b_i g_i \right\} \\ \sum_{i=1}^N \left\{ X_i^* \prime Y_{i-1}^* + (\lambda_\rho - 1)d^2 g_i b_i \right\} & \sum_{i=1}^N \left\{ X_i^* \prime X_i^* + (\lambda_\rho - 1)d^2 g_i^2 \right\} \end{bmatrix}^{-1} \quad (3.2)$$

$$\times \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N \left\{ Y_{i-1}^* \prime U_i^* + (\lambda_\rho - 1)d^2 b_i c_i \right\} \\ \sum_{i=1}^N \left\{ X_i^* \prime U_i^* + (\lambda_\rho - 1)d^2 g_i c_i \right\} \end{bmatrix}$$

$$\hat{\phi}(\lambda_\rho) = \frac{\sum_{i=1}^N (b_i - \hat{\delta}(\lambda_\rho)b_{i-1} - \hat{\beta}(\lambda_\rho)g_i)z_i}{(1-\rho)\sum_{i=1}^N z_i^2} \quad (3.3)$$

$$\hat{\sigma}_e^2(\lambda_\rho) = \frac{\sum_{i=1}^N [\hat{U}_i^* \prime \hat{U}_i^* + (\lambda_\rho - 1)\hat{U}_i^* \prime J_T^* \hat{U}_i^*]}{N(T-1) - 3} \quad (3.4)$$

$$\hat{\sigma}_a^2(\lambda_\rho) = \frac{\sum_{i=1}^N [b_i - \hat{\delta}(\lambda_\rho)b_{i-1} - \hat{\beta}(\lambda_\rho)g_i - \hat{\phi}(\lambda_\rho)h_i]^2}{N-3} \quad (3.5)$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2(\lambda_\rho) = \frac{1}{(1-\rho)^2} \hat{\sigma}_a^2(\lambda_\rho) - \frac{1}{d^2} \hat{\sigma}_e^2(\lambda_\rho) \quad (3.6)$$

avec

$$d^2 = a^2 + (T-1) \quad a = \left(\frac{1+\rho}{1-\rho} \right)^{\frac{1}{2}} \quad b_{i-1} = \frac{1}{d^2} \sum_{i=1}^N \left[a y_{i0}^* + \sum_{t=2}^T y_{it-1}^* \right]$$

$$g_i = \frac{1}{d^2} \sum_{i=1}^N \left[a x_{i1}^* + \sum_{t=2}^T x_{it}^* \right] \quad h_i = (1-\rho)z_i$$

$$y_{i0}^* = (1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} y_{i0} \quad y_{it}^* = y_{it} - \rho y_{it-1} \quad \forall t \geq 2 \quad x_{i1}^* = (1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} x_{i1} \quad x_{it}^* = x_{it} - \rho x_{it-1} \quad \forall t \geq 2$$

$$u_{i1}^* = (1-\rho^2)^{\frac{1}{2}} u_{i1} \quad u_{it}^* = u_{it} - \rho u_{it-1} \quad \forall t \geq 2$$

Les estimateurs de ce groupe asymptotiquement équivalents (puisque $\text{P} \lim_{N,T \rightarrow \infty} \theta = \text{P} \lim_{N,T \rightarrow \infty} \hat{\theta} = 0$) sont convergents, sauf pour l'estimateur de $\hat{\sigma}_a^2(\lambda_\rho)$ pour lequel nous avons :

$$\text{P} \lim_{N,T \rightarrow \infty} \hat{\sigma}_a^2(\lambda_\rho) = (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 \quad (3.7)$$

Nous avons aussi les distributions asymptotiques suivantes ¹:

$$\sqrt{Nd^2}(\hat{\psi} - \psi) \rightarrow N(0, \sigma_\epsilon^2 H^{-1}) \quad (3.8)$$

$$\sqrt{N}(\hat{\phi} - \phi) \rightarrow N\left(0, \begin{matrix} \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_z^2 \end{matrix}\right) \quad (3.9)$$

$$\sqrt{Nd^2}(\hat{\sigma}_\epsilon^2 - \sigma_\epsilon^2) \rightarrow N(0, 2(\sigma_\epsilon^2)^2) \quad (3.10)$$

$$\sqrt{N}(\hat{\sigma}_\alpha^2 - \sigma_\alpha^2) \rightarrow N(0, 2(\sigma_\alpha^2)^2) \quad (3.11)$$

où

$$\psi = (\delta \beta)'$$

$$H = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_\epsilon^2}{1-\delta^2} + \frac{\beta^2}{1-\delta^2}(1-2\delta\rho+\rho^2)\sigma_x^2 & \rho\beta\sigma_x^2 \\ \rho\beta\sigma_x^2 & (1+\rho^2)\sigma_x^2 \end{bmatrix} \text{ lorsque } x_{it} \text{ est fixe et}$$

$$H = \begin{bmatrix} \beta^2 \frac{(1+\rho^2)(1+b\delta)-2\rho(b+\delta)}{(1-b^2)(1-b\delta)(1-\delta^2)} \sigma_\omega^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{1-\delta^2} & \beta \frac{(b-\rho)(1-b\rho)}{(1-b^2)(1-b\delta)} \sigma_\omega^2 \\ \beta \frac{(b-\rho)(1-b\rho)}{(1-b^2)(1-b\delta)} \sigma_\omega^2 & \frac{1-2b\rho+\rho^2}{1-b^2} \sigma_\omega^2 \end{bmatrix} \text{ lorsque } x_{it} \text{ est AR(1)}$$

REMARQUE

$\sigma_a^2 = d^2(1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2$ où $d^2 = a^2 + (T-1)$. Lorsque $T \rightarrow \infty$, $\sigma_a^2 \rightarrow (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2$. Nous pouvons donc considérer que $\hat{\sigma}_a^2(\lambda_\rho)$ est un estimateur convergent de σ_a^2 .

3.1.2 L'ESTIMATEUR DES MC0

Son expression dérivée de l'expression générale est :

$$\begin{bmatrix} \hat{\delta}_{\text{MCO}} - \delta \\ \hat{\beta}_{\text{MCO}} - \beta \\ \hat{\phi}_{\text{MCO}} - \phi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}' Y_{i-1} & \sum_{i=1}^N Y_{i-1}' X_i & \sum_{i=1}^N Y_{i-1}' S_T z_i \\ \sum_{i=1}^N X_i' Y_{i-1} & \sum_{i=1}^N X_i' X_i & \sum_{i=1}^N X_i' S_T z_i \\ \sum_{i=1}^N z_i S_T' Y_{i-1} & \sum_{i=1}^N z_i S_T' X_i & \sum_{i=1}^N z_i^2 S_T' S_T \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}' U_i \\ \sum_{i=1}^N X_i' U_i \\ \sum_{i=1}^N z_i S_T' U_i \end{bmatrix} \quad (3.12)$$

¹ Pour plus de détails, voir MATONDZI (1997), Chap 5

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{NT-3} \sum_{i=1}^N \left(Y_i^* - \hat{\delta}_{MCO} Y_{i-1}^* - \hat{\beta}_{MCO} X_i^* - \hat{\phi}_{MCO} S_T^* z_i \right) \left(Y_i^* - \hat{\delta}_{MCO} Y_{i-1}^* - \hat{\beta}_{MCO} X_i^* - \hat{\phi}_{MCO} S_T^* z_i \right) \quad (3.13)$$

où $\hat{\sigma}^2 = (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$

Tous les estimateurs sont asymptotiquement biaisés.

3.1.2.1 ANALYSE DU BIAIS LORSQUE X_{IT} EST FIXE

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\delta}_{MCO} - \delta) = \Delta^{-1} \frac{\sigma_\alpha^2}{1-\delta} (1-\rho)^2 \quad (3.14)$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\beta}_{MCO} - \beta) = -\Delta^{-1} \frac{\sigma_\alpha^2 \beta \rho}{(1-\delta)(1+\rho^2)} (1-\rho)^2 \quad (3.15)$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\phi}_{MCO} - \phi) = -\Delta^{-1} \left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 \phi \sigma_\alpha^2 \quad (3.16)$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\sigma}^2 - \sigma^2) = \Delta \left[\frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \sigma_\alpha^2 \right] \left\{ -2 + \Delta \left[\left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 \sigma_\alpha^2 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\delta^2} + \beta^2 \left(\frac{1-2\delta\rho + \rho^2}{1-\delta^2} - \frac{\rho^2}{1+\rho^2} \right) \sigma_x^2 \right] \right\} \quad (3.17)$$

où $\Delta = \left[\left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 \sigma_\alpha^2 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\delta^2} + \beta^2 \sigma_x^2 \frac{(1-\delta\rho)^2}{1-\delta^2} \right]$

Les valeurs absolues de δ et ρ étant inférieures à 1, la quantité Δ est donc positive.

Par conséquent, le biais asymptotique de $\hat{\delta}_{MCO}$ est positif. Cet estimateur surestime la vraie valeur de ce paramètre. Toute chose égale par ailleurs, ce biais est une fonction croissante de σ_α^2 et décroissante de $\beta, \sigma_\varepsilon^2$ et σ_x^2 .

L'estimateur des MCO de β a un biais asymptotique dont le signe peut être positif ou négatif en fonction de β et ρ . Il est positif si β positif et ρ négatif ou l'inverse, et il est négatif lorsque β et ρ sont tous deux positifs ou négatifs.

Quant au biais de l'estimateur des MCO de ϕ , il est du signe contraire de ce paramètre.

Pour étudier le comportement de ces biais en fonction du paramètre d'autocorrélation ρ , nous allons procéder au calcul numérique de ces biais.

TABLEAU 3-1 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$ EN FONCTION DE δ ET ρ

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,3102248 | 0,8137496 | 0,4403961 | 0,0974897 |
| $\rho=-0,1$ | 0,0952224 | 0,3714029 | 0,3699834 | 0,0946595 |
| $\rho=0,1$ | 0,0604632 | 0,2620299 | 0,3323645 | 0,0927274 |
| $\rho=0,95$ | 0,0000918 | 0,0008092 | 0,00348381 | 0,00451196 |

Ce tableau montre que le biais de $\hat{\delta}_{MCO}$ est positif, ce qui confirme ce que nous avons théoriquement montré précédemment. Ce biais est en général faible surtout pour une valeur positivement élevée de ρ . Ce biais est une fonction décroissante de ce paramètre.

En ce qui concerne le comportement de ce biais en fonction de δ , le tableau ci-dessus montre que c'est pour δ élevé en valeur absolue que ce biais est le plus faible.

TABEAU 3-2 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ EN FONCTION DE δ ET ρ

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,774542 | 0,2031701 | 0,1099543 | 0,0243403 |
| $\rho=-0,1$ | 0,00471397 | 0,0183862 | 0,018316 | 0,0046861 |
| $\rho=0,1$ | -0,0029932 | -0,0133663 | -0,0822684 | -0,0045901 |
| $\rho=0,95$ | -0,00002294 | -0,0002081 | -0,0008698 | -0,0011265 |

TABEAU 3-3 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ EN FONCTION DE δ ET ρ

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0816381 | -0,2712499 | -0,4403962 | -0,4874489 |
| $\rho=-0,1$ | -0,0250585 | -0,123801 | -0,3699834 | -0,4732979 |
| $\rho=0,1$ | -0,0159113 | -0,0873433 | -0,3323645 | -0,0185454 |
| $\rho=0,95$ | -0,0000242 | -0,0002697 | -0,0034838 | -0,0225598 |

Le biais de l'estimateur des MCO de β est positif pour des valeurs négatives de ρ et négatif pour des valeurs positives de ce paramètre. En fait, c'est parce que β est positif que nous avons ces résultats comme nous l'avons montré précédemment. Ce biais est en général faible, mais nous observons cependant que cette faiblesse est plus marquée pour δ élevé en valeur absolue que pour des valeurs moyennes de ce paramètre.

Ce biais en valeur absolue décroît avec ρ .

Le biais de l'estimateur des MCO de ϕ est négatif car nous avons donné une valeur positive à ce paramètre, il est faible et décroît en valeur absolue avec ρ .

3.1.2.2 ANALYSE DU BIAIS LORSQUE X_{IT} EST AR(1)

Lorsque x_{it} est générée par un processus AR(1), les biais des MCO présentés ci-dessus sont considérablement modifiés et s'écrivent :

$$P\lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\delta}_{MCO} - \delta) = \Delta^{-1} (1 - 2b\rho + \rho^2) \frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \sigma_{\alpha}^2 \quad (3.18)$$

$$P\lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\beta}_{MCO} - \beta) = -\Delta^{-1} \beta \frac{(b-\rho)(1-b\rho)(1-\rho)^2}{(1-b\delta)(1-\delta)} \sigma_{\alpha}^2 \quad (3.19)$$

$$P\lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\phi}_{MCO} - \phi) = -\Delta^{-1} \phi (1 - 2b\rho + \rho^2) \frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \sigma_{\alpha}^2 \quad (3.20)$$

$$P\lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\sigma}_{MCO}^2 - \sigma^2) = \Delta^{-1} (1 - 2b\rho + \rho^2) \left(\frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \sigma_{\alpha}^2 \right) \left\{ -2 + \Delta^{-1} (1 - 2b\rho + \rho^2) \left[\left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 \sigma_{\alpha}^2 + \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{1-\delta^2} + \frac{\beta^2 \sigma_{\omega}^2}{(1-b^2)(1-b\delta)(1-\delta^2)} \left((1-\delta\rho)^2 - b^2(1+\rho^2) + (1-\delta^2) [-\rho^4(2+\rho^2) + b(6\rho^3 + 2\rho^5) - 8b^2\rho^2(1+\rho^2) + 2b^3\rho(2+7\rho^2+2\rho^4 - 5b^4\rho^2(1+\rho^2))] \right) \right] \right\} \quad (3.21)$$

avec

$$\Delta = (1 - 2b\rho + \rho^2) \left[\left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 \sigma_{\alpha}^2 + \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{1-\delta^2} \right] + \beta^2 \frac{\sigma_{\omega}^2}{(1-b\delta)^2(1-\delta^2)} \left[(1 - 2b\rho + \rho^2)(1 - 2\delta\rho + \rho^2) - \rho^2(1-b^2)(1-\delta^2) \right]$$

Les hypothèses faites sur les paramètres b , δ et ρ à savoir la stationnarité (ils sont tous inférieurs à 1 en valeur absolue) nous permettent de dire que la quantité Δ^{-1} est positive.

Ainsi, le biais asymptotique de $\hat{\delta}_{MCO}$ est positif. Cet estimateur surestime la vraie valeur de ce paramètre.

L'estimateur de β a un biais asymptotique dont le signe dépend des paramètres b , β et ρ .

Si $\beta > 0$ et $b > \rho$ le biais est positif.

Si $\beta > 0$ et $b < \rho$ le biais est négatif.

Si $\beta < 0$ et $b > \rho$ le biais est négatif.

Si $\beta < 0$ et $b < \rho$ le biais est positif.

Quant au biais de ϕ , il est du signe contraire de ce paramètre.

Pour pouvoir comparer ce biais avec celui obtenu dans la première partie, nous allons procéder à une étude numérique de ce biais. Les valeurs retenues pour les paramètres sont les suivantes :

$$\delta = -0,90; \sigma_{\omega}^2 = \sigma_{\epsilon}^2 = \sigma_{\alpha}^2 = \beta = \phi = 0,5$$

TABLEAU 3-4 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$

| | b=-0,91 | b=-0,51 | b=0,51 | b=0,91 |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| $\rho = -0,95$ | 0,2770207 | 0,3391457 | 0,3128883 | 0,3128883 |
| $\rho = -0,10$ | 0,0165055 | 0,0669327 | 0,1120807 | 0,1138477 |
| $\rho = 0,10$ | 0,0080028 | 0,0393582 | 0,0685158 | 0,0715222 |
| $\rho = 0,95$ | 0,000008 | 0,000062 | 0,000178 | 0,000198 |

Le biais de $\hat{\delta}_{MCO}$ est en général très faible surtout lorsque ρ est positivement élevé. Lorsqu'on compare ce biais avec celui du modèle sans erreur sur x_{it} , on se rend compte qu'il n'y a pas de grandes différences même si le biais de la nouvelle structure de x_{it} semble plus faible.

Ce résultat s'explique par le fait que nous avons donné la même valeur à σ_x^2 et σ_{ω}^2 et que le paramètre b est souvent éclipsé par ρ .

TABLEAU 3-5 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$

| | b=-0,91 | b=-0,51 | b=0,51 | b=0,91 |
|----------------|------------|------------|------------|------------|
| $\rho = -0,95$ | -0,0239057 | -0,2048696 | -0,0808013 | -0,0799248 |
| $\rho = -0,10$ | 0,010531 | 0,0265079 | -0,2214489 | -0,0289288 |
| $\rho = 0,10$ | 0,0204363 | 0,0209718 | -0,0100617 | -0,0174822 |
| $\rho = 0,95$ | 0,000023 | 0,000796 | 0,000015 | 0,000002 |

Le biais de $\hat{\beta}_{MCO}$ est très faible. Cependant, pour la même valeur de δ , ce biais est plus important que celui du modèle avec x_{it} fixe. Ici, le paramètre b intervient activement dans le biais surtout lorsqu'il est (en valeur absolue) supérieur à ρ .

TABLEAU 3-6 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$

| | b=-0,91 | b=-0,51 | b=0,51 | b=0,91 |
|----------------|------------|------------|------------|------------|
| $\rho = -0,95$ | -0,0729001 | -0,0416843 | -0,0822045 | -0,082339 |
| $\rho = -0,10$ | -0,001128 | -0,0176138 | -0,0294949 | -0,0299599 |
| $\rho = 0,10$ | -0,0021059 | -0,0103574 | -0,0180307 | -0,018216 |
| $\rho = 0,95$ | -0,000002 | -0,000016 | -0,000047 | -0,000052 |

Nous avons retenu comme précédemment 0,5 comme valeur pour les paramètres.

Le biais de $\hat{\phi}_{MCO}$ est négatif ce qui est logique car nous avons pris δ positif. Ce biais est très sensible aux valeurs de b et ρ . En général, il décroît lorsque ρ croît, mais son comportement en fonction de b est très erratique.

La comparaison des résultats obtenus avec ceux du modèle avec x_{it} fixe montre que le biais obtenu est plus faible pour des valeurs négatives de b et plus élevé pour des valeurs positives de b.

3.1.3 L'ESTIMATEUR BETWEEN

Il n'est pas possible à partir de l'expression générale de connaître le comportement asymptotique des estimateurs. Pour pallier à cette difficulté, nous avons estimé le modèle en utilisant le théorème de Frisch-Waugh qui permet de calculer l'estimation d'une partie seulement des composantes de ϕ sans faire la régression de y_{it} sur l'ensemble des variables explicatives. A partir des limites en probabilité obtenues pour T fixe, nous avons appliqué la règle du rapport des termes de plus haut degré pour avoir le comportement asymptotique des estimateurs. Nous avons ainsi obtenu les limites en probabilité suivantes :

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\delta}_B - \delta) = (1 - \delta) \quad (3.22)$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\beta}_B - \beta) = -\beta \quad (3.23)$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\phi}_B - \phi) = -\phi \quad (3.24)$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\sigma}_B^2 - \sigma_\epsilon^2) = \frac{1 - \delta}{1 - \delta} \sigma_\epsilon^2 + 2 \frac{\beta^2}{1 + \delta} [1 + \rho + \rho^2 - \delta\rho + \delta^2\rho] \sigma_x^2 \quad (3.25)$$

lorsque x_{it} est fixe et,

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} (\hat{\sigma}_B^2 - \sigma_\epsilon^2) = \frac{1}{1 + \delta} \left\{ (1 - \delta) \sigma_\epsilon^2 + \beta^2 \frac{\sigma_\omega^2}{(1 - b^2)(1 - b\delta)} [2(1 + \rho + \rho^2) - 2b(1 + \rho)^2 + 2\rho b^2 + 2\rho\delta(b^2 - 1)] \right\} \quad (3.26)$$

lorsque x_{it} est AR(1).

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \hat{\sigma}_B^2 = 0 \quad (3.27)$$

Les estimateurs between des paramètres considérés sont tous asymptotiquement biaisés.

Les biais des estimateurs $\hat{\delta}_B$, $\hat{\beta}_B$ et $\hat{\phi}_B$ sont identiques à ceux obtenus lorsque le modèle ne comporte pas d'autocorrélation. [cf. SEVESTRE.P (1983)].

Ainsi, le biais de $\hat{\delta}_B$ est positif et décroît avec δ . Quant aux biais de $\hat{\beta}_B$ et $\hat{\phi}_B$, ils sont du signe contraire de ces paramètres et croissent en valeur absolue avec ces paramètres.

Les estimateurs de σ_ε^2 et σ_α^2 sont également biaisés, ces biais sont la conséquence directe des biais des paramètres de base.

Nous pouvons au terme de cette analyse asymptotique des estimateurs usuels établir le classement suivant (les chiffres dans le tableau désignent le rang de l'estimateur) :

TABLEAU 3-7 CLASSEMENT ASYMPTOTIQUE DES ESTIMATEURS

| METHODE | δ | β | ϕ |
|---------|----------|---------|--------|
| WITHIN | 1 | 1 | 1 |
| MCG | 1 | 1 | 1 |
| MCQG | 1 | 1 | 1 |
| MCO | 4 | 4 | 4 |
| BETWEEN | 5 | 5 | 5 |

Ce classement est identique à celui obtenu par SEVESTRE et TROGNON (1983 et 1985) et montre que l'estimateur between est celui qui a le biais asymptotique le plus élevé dans cette classe d'estimateurs.

3.2 COMPORTEMENT SEMI-ASYMPTOTIQUE

Sous le semi-asymptotique, tous les estimateurs sont asymptotiquement biaisés et ceci quelle que soit l'hypothèse faite sur les observations initiales. Ce résultat est différent de celui obtenu lorsque l'autocorrélation est absente du modèle. En effet, dans ce dernier cas, l'estimateur des MCG est convergent sous les hypothèses où les observations initiales sont fixes ou indépendantes des erreurs du modèle.

La complexité des biais asymptotiques ne permet pas une étude analytique du comportement de ces biais en fonction des divers paramètres. Nous avons donc procédé à une étude numérique de ces biais sous les hypothèses H_1 , H_5 et H_6 . En effet, lorsque T tend vers l'infini, l'influence de y_{i0} est négligeable, en revanche, ces valeurs initiales influencent sensiblement les valeurs des biais asymptotiques des estimateurs.

Nous avons pris la valeur 0,5 pour les paramètres $\beta, \phi, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\alpha^2, \sigma_z^2$ et σ_x^2 et $T = 10$.

3.2.1 *Caractéristiques du biais des estimateurs within*

Le biais de $\hat{\delta}_w$ est général positif et particulièrement important pour des valeurs faibles de ρ et ce quelle que soit la valeur de δ . Ce biais est très sensible à la famille d'appartenance de l'hypothèse sur les observations initiales, mais reste stable à l'intérieur d'une même famille. Ainsi, sous H_1 (et aussi sous H_2), les biais sont plus faibles que sous les autres hypothèses. Ce résultat s'explique par le fait que dans l'expression du biais de cet estimateur, la corrélation entre les observations initiales et le modèle est non négligeable.

Le biais de $\hat{\beta}_w$ est faible pour des valeurs de ρ élevées en valeurs absolues et est soit négatif, soit positif. Sous H_1 , il est négatif lorsque ρ et δ sont négatif. Il est plus faible que celui de $\hat{\delta}_w$ et est influencé par la famille d'appartenance de l'hypothèse sur y_{i0} . Lorsque le nombre de périodes augmente, pour une valeur élevée de ρ , la valeur du biais augmente ce qui est en contradiction avec les résultats présentés précédemment, et inversement pour une valeur faible de ρ .

Le biais asymptotique de $\hat{\phi}_w$ peut se révéler important par rapport aux biais des deux premiers estimateurs pour des valeurs moyennes de ρ et δ . Il est positif si $\hat{\delta}_w$ est biaisé négativement et inversement. Ici aussi, l'hypothèse sur la première observation est capitale. Lorsque la corrélation entre y_{i0} est le modèle est élargie à z_i (H_6), ce biais est en général très important. Ce biais croît avec T ce qui est en contradiction avec les propriétés asymptotiques de cet estimateur. Lorsque la variable x_{it} est AR(1), les résultats que nous avons obtenu montrent pour l'ensemble des estimateurs, les biais sont plus faibles que lorsque cette variable est fixe.

3.2.2 Caractéristiques du biais des estimateurs between

Les biais des estimateurs between sont tous influencés par les observations initiales et ne se comportent pas de la même façon.

Le biais de $\hat{\delta}_B$ est important pour $\rho=-0,95$, mais il est difficile de donner une vue d'ensemble du comportement de ce biais en fonction de ce paramètre. Pour $\rho=0,10$ ce biais diminue jusqu'à $T=30$, mais augmente quand $T=40$. Par contre pour $\rho=0,95$, ce biais décroît avec T .

Qualitativement, le biais de $\hat{\beta}_B$ est négatif lorsque ρ est négativement élevée et inversement. Quand δ est négatif, ce biais croît puis décroît avec ρ , mais il nous est impossible de déterminer à quelle de ρ se situe le maximum. Le comportement inverse est observé lorsque δ est positif. De façon générale, ce biais croît avec T . Ce comportement est aussi observé pour le biais de $\hat{\phi}_B$ sauf pour $\rho=0,10$

3.2.3 Caractéristiques du biais des estimateurs des MCO

Lorsque ρ prend les valeurs $-0,95$, $-0,10$ et $0,10$, le biais de $\hat{\delta}_{MCO}$ est insensible à l'hypothèse sur les observations initiales sauf pour $\delta=0,90$. Le biais de ce paramètre est particulièrement important pour des valeurs moyennes de δ en valeur absolue. Le comportement de biais en fonction de T est très simple : lorsque ρ est élevé, ce biais est négligeable, positif et insensible à la famille d'appartenance de l'hypothèse sur les observations initiales, lorsque ρ est faible ce biais est à peu près le même pour l'ensemble des hypothèses retenues et croît avec T .

Le biais de $\hat{\beta}_{MCO}$ en revanche croît en valeur absolue avec T si ρ est faible et diminue si ce paramètre est élevé. Il est du signe du contraire de ρ et est peu sensible à l'hypothèse sur les observations sauf pour $\rho=0,95$.

Le biais de $\hat{\phi}_w$ est négatif, particulièrement important en valeur absolue pour des valeurs moyennes de ρ et peu sensible à l'hypothèse sur les observations initiales.

3.2.4 Caractéristiques du biais des estimateurs des MCG

Les biais des estimateurs des MCG sont en général très faibles et sensibles à la famille d'appartenance de l'hypothèse sur les observations initiales. Sous H_1 , ils sont plus faibles que les autres hypothèses.

3.2.5 Caractéristiques des estimateurs des MCQG

Les biais de ces estimateurs sont plus importants que ceux des estimateurs within et des MCG. Ces biais sont soit positifs, soit négatifs et sensibles à la l'hypothèse sur les observations initiales. D'une hypothèse à l'autre, ces biais peuvent croître ou décroître sans pourtant qu'une règle générale ne se dégage sauf pour $\hat{\delta}_{MCQG}$ où le biais est faible sous H_1 que sous les deux autres hypothèses. Cette faiblesse est plus marquée pour une valeur négative de δ que pour une valeur positive de ce paramètre.

En ce qui concerne le comportement de ce biais en fonction de ρ et δ , les résultats obtenus montrent que ce sont pour des valeurs moyennes de ces paramètres que les biais sont importants.

Pour l'ensemble des estimateurs, les biais sont en général plus faibles lorsque x_{it} est AR(1), que lorsque cette variable est fixe.

3.2.6 CLASSEMENT DES ESTIMATEURS

Nous donnerons le classement pour chaque hypothèse avant de donner le classement général en additionnant les différentes places et l'estimateur qui totalisera le plus de premières places, sera le meilleur estimateur à biais minimum.

TABLEAU 3-7 CLASSEMENT DES ESTIMATEUR DE δ

| ESTIMATEUR HYPOTHESE | WITHIN | MCG | MCQG | MCO | BET |
|-------------------------|--------|-----|------|-----|-----|
| H_1 | 3 | 1 | 5 | 2 | 4 |
| H_5 | 2 | 1 | 3 | 4 | 5 |
| H_6 | 2 | 1 | 4 | 3 | 5 |
| GENERAL | 2 | 1 | 4 | 3 | 5 |

TABLEAU 3-8 CLASSEMENT DES ESTIMATEUR DE β

| ESTIMATEUR HYPOTHESE | WITHIN | MCG | MCQG | MCO | BET |
|-------------------------|--------|-----|------|-----|-----|
| H_1 | 3 | 1 | 4 | 2 | 5 |
| H_5 | 2 | 1 | 4 | 3 | 5 |
| H_6 | 2 | 1 | 4 | 3 | 5 |
| GENERAL | 2 | 1 | 4 | 3 | 5 |

TABLEAU 3-9 CLASSEMENT DES ESTIMATEUR DE ϕ

| ESTIMATEUR HYPOTHESE | WITHIN | MCG | MCQG | MCO | BET |
|-------------------------|--------|-----|------|-----|-----|
| H_1 | 2 | 1 | 5 | 4 | 3 |
| H_5 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| H_6 | 1 | 2 | 4 | 3 | 5 |
| GENERAL | 1 | 2 | 3 | 5 | 4 |

En se basant sur le critère retenu, l'estimateur des MCG est celui qui a le biais le plus faible sauf pour ϕ où l'estimateur within.

CONCLUSION

Les estimateurs usuels du modèle dynamique à erreurs composées avec autocorrélation n'ont pas tous le même comportement. Nous avons mis en évidence cette variabilité des comportements d'abord lorsque N et T tendent vers l'infini, ensuite lorsque n seul tend vers l'infini, T fini.

Lorsque N et T tendent vers l'infini, les estimateurs within, MCG et MCG asymptotiquement équivalents sont convergents et efficaces, alors que les estimateurs des MCO et between sont asymptotiquement biaisés. Les valeurs numériques que nous avons obtenues montrent ce dernier estimateur est plus biaisé que celui des MCO.

Lorsque N seul tend vers l'infini, tous les estimateurs sont biaisés. Nous avons montré que l'hypothèse sur les observations initiales et la structure de la variable exogène x_{it} influencent l'ampleur du biais semi-asymptotique et le positionnement des estimateurs. Le biais est en général plus faible lorsque x_{it} est un AR(1) que lorsque cette variable est fixe.

ANNEXE 1

EXPRESSIONS DES BIAIS SEMI-ASYMPTOTIQUES DES ESTIMATEURS

A-EXPRESSION DES BIAIS DES ESTIMATEURS WITHIN(X_{IT} FIXE)

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} (\delta_w - \delta) = \frac{a_3 b_1}{a_1 a_3 - a_2^2}$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} (\hat{\beta}_w - \beta) = \frac{a_2 b_1}{a_1 a_3 - a_2^2}$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} (\hat{\phi}_w - \phi) = \frac{1}{(1 - \rho) \sigma_z^2} P \lim_{N \rightarrow \infty} (\hat{\delta}_w - \delta) D$$

où

$$D = P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1} z_i = \frac{1}{d^2} \left[(1 + \rho) + (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] E(y_{i0} z_i) \\ + \frac{1}{d^2} \left[(1 - \rho)(T - 1) - (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] \phi \sigma_z^2$$

$$b_1 = -\frac{1}{d^4} \left(\frac{1}{1 - \delta} \right) \left[\rho(1 - \delta^{T-1}) + \left(T - \frac{1 - \delta^T}{1 - \delta} \right) \right] \sigma_\epsilon^2 + \frac{1}{d^2} \rho(1 + \rho) \left[(1 - \rho) + \frac{1}{d^2} (1 + \rho) \right] E(y_{i0} v_{i0}) \\ a_1 = \frac{1}{d^2} \left\{ \left[(1 - \rho^2) + (\delta - \rho)^2 \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} \right] - \frac{1}{d^2} \left[(1 + \rho) + (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right]^2 \right\} E(y_{i0}^2) \\ + \frac{2}{d^2} \left(\frac{1}{1 - \delta} \right) \left\{ \left[(\delta - \rho - \delta\rho + \rho^2) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} - (\delta^2 - 4\delta\rho + \rho^2) \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} \right] \right. \\ \left. - \frac{1}{d^2} \left[(1 + \rho) + (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] \left[(1 - \rho)(T - 1) - (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] \right\} [E(y_{i0} \alpha_i) + \phi E(y_{i0} z_i)] \\ + \frac{2}{d^2} \left(\frac{\rho}{\rho - \delta} \right) \left\{ -(\delta - \rho)^2 \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} + \frac{1}{d^2} \left[(1 + \rho) + (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] \left[(\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] \right\} E(y_{i0} v_{i0}) \\ + \frac{1}{d^2} \left(\frac{1}{1 - \delta} \right)^2 \left\{ \left[(T - 1)(1 - \rho)^2 - 2(\delta - \rho - \delta\rho + \rho^2) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} + (\delta - \rho)^2 \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} \right] \right. \\ \left. - \frac{1}{d^2} \left[(T - 1)(1 - \rho) - (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] \right\} (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2) + \frac{1}{d^2} \left\{ \left(\frac{1}{\rho - \delta} \right)^2 \left[(T - 1) \left(\frac{\rho^2}{1 - \rho^2} - 2\delta\rho \right) \right. \right. \\ \left. \left. + \frac{\delta^2}{1 - \delta^2} \left((T - 1)(1 - \delta\rho)^2 + (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} \right) \right] - \frac{1}{d^2} \left(\frac{1}{1 - \delta} \right)^2 \left[T - 2 \frac{1 - \delta^T}{1 - \delta} + \frac{1 - \delta^{2T}}{1 - \delta^2} \right] \right\} \sigma_\epsilon^2 \\ + \left\{ \frac{1}{d^2} \frac{\beta^2}{1 - \delta^2} \left[(T - 1)(1 - 2\delta\rho + \rho^2) - (\delta - \rho)^2 \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} \right] - \frac{1}{d^4} \left(\frac{\beta}{1 - \delta} \right)^2 \left(\left[T - 2 \frac{1 - \delta^T}{1 - \delta} + \frac{1 - \delta^{2T}}{1 - \delta^2} \right] \right. \right. \\ \left. \left. - 2\rho \left[(T - 1) - (1 + \delta) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} + \delta \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} \right] + \rho^2 \left[(T - 1) - 2 \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} + \frac{1 - \delta^{2(T-1)}}{1 - \delta^2} \right] \right) \right\} \sigma_x^2 \\ - \frac{1}{d^4} \left(\frac{\rho}{\rho - \delta} \right)^2 \left[(\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right]^2 E(v_{i0}^2)$$

$$a_2 = \frac{\beta}{d^2} \left\{ \rho(T-1) - \frac{1}{1-\delta} \frac{1}{d^2} \left[(1-\rho) \left(\left[T - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right] - \rho \left[(T-1) - \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \right) \right] \right. \\ \left. - \frac{1}{1-\delta} \frac{1}{d^2} \left[(1-\delta^{T-1}) - \rho(1-\delta^{T-2}) \right] \right\} \sigma_x^2$$

$$a_3 = \frac{1}{d^2} \left\{ \left[T + \rho^2(T-1) \right] - \frac{1}{d^2} \left[2 + (T-2)(1-\rho)^2 \right] \right\} \sigma_x^2$$

B-EXPRESSIONS DES BIAIS DES ESTIMATEURS BETWEEN(X_{IT} FIXE)

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} (\hat{\delta}_B - \delta) = \frac{A}{B}$$

où

$$A = \left\{ \frac{1-\rho}{d^2} \left[(1+\rho) + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i0} \alpha_i) + \frac{1}{d^2} \rho(1+\rho)^2 E(y_{i0} v_{i0}) \right. \\ \left. + \frac{1}{d^4} \left(\frac{1}{1-\delta} \right) \left[\rho(1-\delta^{T-1}) + \left(T - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right) \right] \sigma_\varepsilon^2 + \frac{1}{d^2} \left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right) \left[(T-1)(1-\rho) - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \sigma_\alpha^2 \right\} \\ \times \left\{ \frac{1}{d^4} \left[(T-2)(1-\rho)^2 + 1 \right] \sigma_x^2 \right\} \\ B = \frac{1}{d^4} \left[(T-2)(1-\rho)^2 + 1 \right] \sigma_x^2 \left\{ \frac{1}{d^4} \left[(1+\rho) + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i0}^2) + \frac{2}{d^4} \left(\frac{1}{1-\delta} \right) \left[(1+\rho) \right. \right. \\ \left. \left. + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \left[(T-1)(1-\rho) - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \left(E(y_{i0} \alpha_i) + \phi E(y_{i0} z_i) \right) \right. \\ \left. - 2(\delta-\rho) \left(\frac{\rho}{\rho-\delta} \right) \left(\frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right) \left[(1+\rho) + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i0} v_{i0}) + \frac{1}{d^4} \left(\frac{\rho}{\rho-\delta} \right) \right. \\ \left. \times \left[(\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right]^2 E(v_{i0}^2) + \frac{1}{d^4} \left(\frac{1}{1-\delta} \right)^2 \left[(T-1)(1-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right]^2 (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2) \right. \\ \left. + \frac{1}{d^4} \left(\frac{1}{1-\delta} \right)^2 \left[T - 2 \frac{1-\delta^T}{1-\delta} + \frac{1-\delta^{2T}}{1-\delta^2} \right] \sigma_\varepsilon^2 + \frac{1}{d^4} \left(\frac{\beta}{1-\delta} \right)^2 \left(\left[T - 2 \frac{1-\delta^T}{1-\delta} + \frac{1-\delta^{2T}}{1-\delta^2} \right] \right. \right. \\ \left. \left. - 2\rho \left[(T-1) - (1+\delta) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} + \delta \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] + \rho^2 \left[(T-1) - 2 \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} + \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] \right) \sigma_x^2 \right. \\ \left. - \frac{1}{d^2 \sigma_z^2 (1-\rho)} \left(\left[1 + \rho + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i0} z_i) + \frac{1}{1-\delta} \left[(1-\rho)(T-1) - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \right. \right. \\ \left. \left. \times \phi \sigma_z^2 \right) \right\} - \left\{ \frac{1}{d^4} \left(\frac{\beta}{1-\delta} \right) \left((1-\rho) \left[\left(T - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right) - \rho \left((T-1) - \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right) \right] \right. \right. \\ \left. \left. + \rho \left[(1-\delta^{T-1}) - \rho(1-\delta^{T-2}) \right] \right) \sigma_x^2 \right\}^2$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} (\hat{\beta}_B - \beta) = \frac{A_1}{B_1}$$

où

$$A_1 = -P \lim_{N \rightarrow \infty} (\hat{\delta}_B - \delta) \left(\frac{\beta}{1-\delta} \right) \left\{ (1-\rho) \left[\left(T - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right) - \rho \left((T-1) - \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right) \right] \right\}$$

$$+\rho[(1-\delta^{T-1})-\rho(1-\delta^{T-2})]$$

$$B_1 = [(T-2)(1-\rho)^2 + 1]$$

$$P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\phi}_B - \phi) = \frac{A_2}{B_2}$$

où

$$A_2 = -P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\delta}_b - \delta) \frac{1}{d^2} \left\{ \left[1 + \rho + (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] E(y_{i0} z_i) \right. \\ \left. + \frac{1}{1 - \delta} \left[(T-1)(1-\rho) - (\delta - \rho) \frac{1 - \delta^{T-1}}{1 - \delta} \right] \phi \sigma_z^2 \right\}$$

$$B_2 = (1-\rho)^2 \sigma_z^2$$

C-EXPRESSIONS DES BIAIS DES MCO

$$P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\delta}_{MCO} - \delta) = \Delta^{*-1} a_4 a_5 b$$

$$P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\beta}_{MCO} - \beta) = -\Delta^{*-1} a_2 a_5 b$$

$$P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\phi}_{MCO} - \phi) = -\Delta^{*-1} a_3 a_4 b$$

où

$$b = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' U_i^* \quad a_1 = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' Y_{i-1}^*$$

$$a_2 = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' X_i^* \quad a_3 = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' S_T^* z_i$$

$$a_4 = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* ' X_i^* \quad a_5 = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N S_T^* ' S_T^* z_i^2$$

$$\Delta^* = a_1 a_4 a_5 - a_3^2 a_4 - a_2^2 a_5$$

D-EXPRESSIONS DES BIAIS DES MCG

$$P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\delta}_{MCG} - \delta) = \frac{a_4^* a_5^* b^*}{\Delta_1^*}$$

$$P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\beta}_{MCG} - \beta) = -\frac{a_2^* a_5^* b^*}{\Delta_1^*}$$

$$P\lim_{N \rightarrow \infty}(\hat{\phi}_{MCG} - \phi) = -\frac{a_3^* a_4^* b^*}{\Delta_1^*}$$

où

$$b^* = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N \left(Y_{i-1}^* ' U_i^* + (\hat{\theta} - 1) d^2 b_{i-1} g_i \right) \quad \Delta_1^* = a_1^* a_4^* a_5^* - a_2^{*2} a_5^* - a_3^{*2} a_4^*$$

$$a_1^* = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N \left(Y_{i-1}^* ' Y_{i-1}^* + (\hat{\theta} - 1) d^2 b_{i-1}^2 \right) \quad a_2^* = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N \left(Y_{i-1}^* ' X_i^* + (\hat{\theta} - 1) d^2 b_{i-1} g_i \right)$$

$$a_3^* = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N \left(Y_{i-1}^* ' S_T^* z_i + (\hat{\theta} - 1) d^2 b_{i-1} h_i \right) \quad a_4^* = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N \left(X_i^* ' X_i^* + (\hat{\theta} - 1) d^2 g_i^2 \right)$$

$$a_5^* = P\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N \left(z_i^2 S_T^* ' S_T^* + (\hat{\theta} - 1) d^2 h_i^2 \right)$$

ANNEXE2
LIMITES EN PROBABILITE

2.1 LORSQUE X_{IT} EST FIXE

2.1.1 LIMITES EN PROBABILITE LORSQUE N ET T $\rightarrow \infty$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' Y_{i-1}^* = \left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2) + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\delta^2} + \frac{\beta^2}{1-\delta^2} (1-2\delta\rho + \rho^2) \sigma_x^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1}^2 = \left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2)$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' X_i^* = \rho\beta\sigma_x^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1} g_i = 0$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' S_T^* z_i = \frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \phi \sigma_z^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1} h_i = \frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \phi \sigma_z^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* ' X_i^* = (1+\rho^2) \sigma_x^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i^2 = 0$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* ' S_T^* z_i = 0$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i h_i = 0$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N z_i^2 S_T^* ' S_T^* = (1-\rho)^2 \sigma_z^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i^2 = (1-\rho)^2 \sigma_z^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* ' U_i^* = \frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \sigma_\alpha^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1} c_i = \frac{(1-\rho)^2}{1-\delta} \sigma_\alpha^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N U_i^* ' U_i^* = (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N c_i^2 = (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* ' U_i^* = P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N z_i S_T^* ' U_i^* = 0$$

$$P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i c_i = P \lim_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i c_i = 0$$

2.1.2 LIMITES EN PROBABILITE LORSQUE $N \rightarrow \infty$, T FINI

$$\begin{aligned}
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* \dot{Y}_{i-1}^* &= \frac{1}{d^2} \left[(1-\rho^2) + (\delta-\rho)^2 \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta} \right] E(y_{i_0}^2) \\
&+ \frac{2}{d^2} \left(\frac{1}{1-\delta} \right) \left[(\delta-2\rho(1+\delta)+\rho^2) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} - (\delta^2-4\delta\rho-\rho^2) \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] [E(y_{i_0}\alpha_i) + \phi E(y_{i_0}z_i)] \\
&- \frac{2}{d^2} (\delta-\rho)^2 \left(\frac{\rho}{\rho-\delta} \right) \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta} E(y_{i_0}v_{i_0}) + \frac{1}{d^2} \left(\frac{1}{1-\delta} \right)^2 [(T-1)(1-\rho)^2 - 2(\delta-\rho(1+\delta)+\rho^2) \\
&\times \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2}] (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2) + \frac{1}{d^2} \left(\frac{\rho}{\rho-\delta} \right)^2 \left\{ (T-1) \left[\frac{1}{1-\rho^2} - 2 \frac{\delta}{\rho} \right] \right. \\
&+ \left. \frac{\delta^2}{1-\delta^2} \left[(T-1) \left(\frac{1}{\rho^2} - 2 \frac{\delta}{\rho} + \delta^2 \right) + \left(\frac{\delta^2}{\rho^2} - 2 \frac{\delta}{\rho} + 1 \right) \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] \right\} \sigma_\varepsilon^2 + \frac{1}{d^2} \left(\frac{\beta^2}{1-\delta^2} \right) \times \\
&\left[(T-1)(1-2\delta\rho+\rho^2) - (\delta-\rho)^2 \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta} \right] \sigma_x^2
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1} g_i &= \frac{1}{d^4} \left(\frac{\beta}{1-\delta} \right) \left\{ (1-\rho) \left[\left(T - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right) - \rho \left((T-1) - \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right) \right] \right. \\
&\left. + \rho [(1-\delta^{T-1}) - \rho(1-\delta^{T-2})] \right\} \sigma_x^2
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* \dot{S}_T^* z_i &= \frac{1}{d^2} (1-\rho) \left\{ \left[1 + \rho + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i_0}z_i) \right. \\
&\left. + \frac{1}{1-\delta} \left[(1-\rho)(T-1) - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \phi \sigma_z^2 \right\} \quad (3.43)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1} h_i &= \frac{1}{d^2} (1-\rho) \left\{ \left[1 + \rho + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i_0}z_i) \right. \\
&\left. + \frac{1}{1-\delta} \left[(1-\rho)(T-1) - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \phi \sigma_z^2 \right\}
\end{aligned}$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* \dot{X}_i^* = \frac{1}{d^2} [T + \rho^2(T-1)] \sigma_x^2$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i^2 = \frac{1}{d^4} [(T-2)(1-\rho)^2 + 1] \sigma_x^2$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* \dot{S}_T^* z_i = P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i h_i = 0$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N z_i^2 \dot{S}_T^* S_T^* = P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i^2 = (1-\rho)^2 \sigma_z^2$$

$$P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* \dot{U}_i^* = \frac{1}{d^2} \left[(1-\rho^2) + (1-\rho)(\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i_0}\alpha_i) + \frac{1}{d^2} \rho(1-\rho^2) E(y_{i_0}v_{i_0})$$

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{d^2} \frac{1}{1-\delta} \left[(T-1)(1-\rho)^2 - (\delta-\rho)(1-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \sigma_\alpha^2 \\
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N b_{i-1} c_i &= \frac{1}{d^2} \left[(1-\rho^2) + (1-\rho)(\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i0} \alpha_i) + \frac{1}{d^4} \rho(1+\rho) \\
& \times \left[(1+\rho) + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{i0} v_{i0}) + \frac{1}{d^2} \frac{1}{1-\delta} \left[(T-1)(1-\rho)^2 - (1-\rho)(\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \sigma_\alpha^2 \\
& + \frac{1}{d^4} \left[(1+\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} + \frac{1}{1-\delta} \left(T - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right) \right] \sigma_\varepsilon^2 \\
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* U_i^* &= P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i c_i = 0 \\
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N z_i S_T^* U_i^* &= P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N h_i c_i = 0 \\
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N U_i^* U_i^* &= (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 \\
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N c_i^2 &= (1-\rho)^2 \sigma_\alpha^2 + \frac{1}{d^2} \sigma_\varepsilon^2
\end{aligned}$$

2.2 LORSQUE X_{iT} EST AR(1)

Certaines limites sont modifiées sous cette structure de x_{it} .

$$\begin{aligned}
P \lim_{N, T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* U_{i-1}^* &= \left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2) + \beta^2 \frac{(1+\rho^2)(1+b\delta) - 2\rho(b+\delta)}{(1-b^2)(1-b\delta)(1-\delta^2)} \sigma_\omega^2 + \frac{1}{1-\delta^2} \sigma_\varepsilon^2 \\
P \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* U_{i-1}^* &= \frac{1}{d^2} \left[(1-\rho^2) + (\delta-\rho)^2 \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] E(y_{i0}^2) + \\
& 2 \frac{\beta}{d^2} \left(\frac{b}{b-\delta} \right) \left\{ [b\delta - \rho(b+\delta) + \rho^2] \frac{1-(b\delta)^{T-1}}{1-b\delta} - (b-\delta)^2 \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right\} E(y_{i0} x_{i0}) \\
& - \frac{1}{d^2} (\delta-\rho)^2 \left(\frac{\rho}{\rho-\delta} \right) \left[\frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] E(y_{i0} v_{i0}) + \frac{2}{1-\delta} \frac{1}{d^2} \left[\frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} (\delta-\rho(1+\delta) + \rho^2) \right. \\
& \left. - (\delta-\rho)^2 \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] [E(y_{i0} \alpha_i) + \phi E(y_{i0} z_i)] + \frac{1}{d^2} \left(\frac{\rho}{\rho-\delta} \right)^2 \left[(\delta-\rho)^2 \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] E(v_{i0}^2) \\
& \frac{1}{(1-\delta)^2} \frac{1}{d^2} \left[(T-1)(1-\rho)^2 - 2(\delta-\rho(1+\delta) + \rho^2) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} + (\delta-\rho)^2 \frac{1-\delta^{2(T-1)}}{1-\delta^2} \right] (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2) \\
& + \frac{1}{d^2} \frac{1}{1-\delta^2} \left[(T-1) - \frac{1-\delta^{2T}}{1-\delta^2} \right] \sigma_\varepsilon^2 + \frac{1}{d^2} \left(\frac{\beta}{b-\delta} \right)^2 \left\{ \frac{(b-\rho)^2}{1-b^2} \left[(T-1) - \frac{1-b^{2T}}{1-b^2} \right] \right. \\
& \left. - 2 \frac{(b-\rho)(\delta-\rho)}{1-b\delta} \left[(T-1) - \frac{1-(b\delta)^T}{1-b\delta} \right] + \frac{(\delta-\rho)^2}{1-\delta^2} \left[(T-1) - \frac{1-\delta^{2T}}{1-\delta^2} \right] \right\} \sigma_\omega^2 \\
& + \frac{1}{d^2} \left(\frac{\beta b}{b-\delta} \right)^2 \left\{ \frac{(b-\rho)^2}{1-b^2} \left[\frac{1-b^{2T}}{1-b^2} \right] - 2 \frac{(b-\rho)(\delta-\rho)}{1-b\delta} \left[\frac{1-(b\delta)^T}{1-b\delta} \right] + \frac{(\delta-\rho)^2}{1-\delta^2} \left[\frac{1-\delta^{2T}}{1-\delta^2} \right] \right\} E(x_{i0}^2)
\end{aligned}$$

$$\text{Plim}_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* X_i^* = \frac{\beta(b-\rho)(1-b\rho)}{(1-b^2)(1-b\delta)} \sigma_\omega^2$$

$$\begin{aligned} \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* X_i^* &= \frac{b}{d^2} \left[(1-\rho^2) + (b-\rho)(\delta-\rho) \frac{1-(b\delta)^{T-1}}{b\delta} \right] E(y_{i_0} x_{i_0}) + \frac{1}{d^2} \left[\frac{\beta(b-\rho)}{b-\delta} \right] \times \\ &\left[\left(\frac{1-b^{2T}}{1-b^2} - \frac{1-(b\delta)^T}{1-b\delta} \right) - b\rho \left(\frac{1-b^{2(T-1)}}{1-b^2} - \frac{1-(b\delta)^{T-1}}{1-b\delta} \right) \right] E(x_{i_0}^2) + \frac{1}{d^2} \left[\beta \frac{b(b-\rho)}{b-\delta} \right] \times \\ &\left\{ \left[\frac{1}{1-b^2} \left(T - \frac{1-b^{2T}}{1-b^2} \right) - \frac{\delta}{b} \frac{1}{1-b\delta} \left(T - \frac{1-(b\delta)^T}{1-b\delta} \right) \right] - b\rho \left[\frac{1}{1-b^2} \left((T-1) - \frac{1-b^{2(T-1)}}{1-b^2} \right) \right. \right. \\ &\left. \left. - \frac{\delta}{b} \frac{1}{1-b\delta} \left((T-1) - \frac{1-(b\delta)^{T-1}}{1-b\delta} \right) \right] \right\} \sigma_\omega^2 \end{aligned}$$

$$\text{Plim}_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* X_i^* = \frac{1-2b\rho+\rho^2}{1-b^2} \sigma_\omega^2$$

$$\begin{aligned} \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* X_i^* &= \frac{b^2}{d^2} \left[(1-\rho^2) + (b-\rho)^2 \frac{1-b^{2(T-1)}}{1-b^2} \right] E(x_{i_0}^2) + \\ &\frac{1}{d^2} \left\{ T - \rho^2 + \frac{(b-\rho)^2}{1-b^2} \left[T - \frac{1-b^{2T}}{1-b^2} \right] \right\} \sigma_\omega^2 \end{aligned}$$

$$\text{Plim}_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* B_a X_i^* = 0$$

$$\begin{aligned} \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N X_i^* B_a X_i^* &= \frac{b^2}{d^4} \left[(1+\rho) + (b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} \right]^2 E(x_{i_0}^2) + \frac{1}{d^4} \left\{ T + 2 \frac{b-\rho}{1-b} \left[T - \frac{1-b^T}{1-b} \right] \right. \\ &\left. + \left(\frac{b-\rho}{1-b} \right)^2 \left[T - 2 \frac{1-b^T}{1-b} + \frac{1-b^{2T}}{1-b^2} \right] + \left[\rho^2 + 2\rho \left(1+b-\rho \frac{1-b^{T-1}}{1-b} \right) \right] \right\} \sigma_\omega^2 \end{aligned}$$

$$\text{Plim}_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* B_a X_i^* = 0$$

$$\begin{aligned} \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^* B_a X_i^* &= \frac{1}{d^4} b \left[(1+\rho) + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \left[(1+\rho) + (b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} \right] E(y_{i_0} x_{i_0}) \\ &\frac{\beta b^2}{b-\delta} \left[(b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \left[(1+\rho) + (b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} \right] E(x_{i_0}^2) \\ &\frac{\beta}{b-\delta} \frac{1}{d^4} \left\{ \left[\frac{b-\rho}{1-b} \right] \left[T - \frac{1-b^T}{1-b} \right] + \left[\frac{b-\rho}{b-\delta} \right]^2 \left[T - 2 \frac{1-b^T}{1-b} + \frac{1-b^{2T}}{1-b^2} \right] - \left[\frac{\delta-\rho}{1-\delta} \right] \left[T - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} \right] \right. \\ &\left. - \frac{(\delta-\rho)(b-\rho)}{(1-\delta)(1-b)} \left[T - \frac{1-b^T}{1-b} - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} + \frac{1-(b\delta)^T}{1-b\delta} \right] + \rho \left[(b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \right\} \sigma_\omega^2 \end{aligned}$$

$$\text{Plim}_{N,T \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} \sum_{i=1}^N Y_{i-1}^*{}' B_a Y_i^* = \left(\frac{1-\rho}{1-\delta} \right)^2 (\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2)$$

$$\begin{aligned} \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{Nd^2} Y_{-1}^*{}' B_a Y_{-1}^* &= \frac{1}{d^4} \left[(1+\rho) + (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right]^2 E(y_{io}^2) + 2 \frac{\beta b}{b-\delta} \frac{1}{d^4} \left[(1+\rho) + (b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} \right] \\ &\times \left[(b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{io} x_{io}) - \frac{2(\delta-\rho)\rho}{\rho-\delta} \frac{1}{d^4} \left[(1+\rho) + (b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} \right] \left[\frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] E(y_{io}) \\ &+ \frac{2}{1-\delta} \frac{1}{d^4} \left[(1+\rho) + \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \left[(T-1)(1-\rho) - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right] \left[\phi E(y_{io} z_i) + E(y_{io} \alpha) \right] + \frac{1}{d^4} \left[\beta \frac{b}{b-\delta} \right]^2 \times \\ &\left[(b-\rho) \frac{1-b^{T-1}}{1-b} - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right]^2 E(x_{io}^2) + \frac{1}{d^4} \left[\rho \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right]^2 E(v_{io}^2) + \frac{1}{d^4} \left(\frac{\beta}{b-\delta} \right) \left\{ \left[\frac{b-\rho}{1-b} \right]^2 \left[T - 2 \frac{1-b^{T-1}}{1-b} \right] \right. \\ &\left. + \frac{1-b^{2T}}{1-b} \right\} - 2 \frac{(b-\rho)(\delta-\rho)}{(1-b)(1-\delta)} \left[T - \frac{1-b^T}{1-b} - \frac{1-\delta^T}{1-\delta} + \frac{1-(\delta b)^T}{1-\delta b} \right] + \left[\frac{\delta-\rho}{1-\delta} \right] \left[T - 2 \frac{1-\delta^T}{1-\delta} + \frac{1-\delta^{2T}}{1-\delta} \right] \left\} \sigma_\omega^2 \right. \\ &\left. + \frac{1}{d^4} \left[\frac{1}{1-\delta} \right]^2 \left[(T-1)(1-\rho) - (\delta-\rho) \frac{1-\delta^{T-1}}{1-\delta} \right]^2 \left[\phi^2 \sigma_z^2 + \sigma_\alpha^2 \right] + \frac{1}{d^4} \left[\frac{\delta-\rho}{(1-\delta)(\rho-\delta)} \right]^2 \left[T - 2 \frac{1-\delta^T}{1-\delta} + \frac{1-\delta^{2T}}{1-\delta} \right] \right\} \sigma_\omega^2 \end{aligned}$$

ANNEXE 3
VALEURS DES BIAIS SEMI-ASYMPTOTIQUES DES ESTIMATEURS

A- BIAIS LORSQUE X_{it} EST FIXE

A1 ESTIMATEUR WITHIN

TABLEAU III-1 BIAIS DE $\hat{\delta}_w$ SOUS H_1

| | $\delta = -0,90$ | $\delta = -0,50$ | $\delta = 0,50$ | $\delta = 0,90$ |
|----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| $\rho = -0,95$ | -0,00001575 | -0,00142000 | -0,0059416 | -0,0047049 |
| $\rho = -0,10$ | -0,0147706 | -0,0750068 | -0,0309849 | -0,0141808 |
| $\rho = 0,10$ | -0,0127934 | -0,0348018 | -0,034732 | -0,0192707 |
| $\rho = 0,95$ | -0,0078464 | -0,012492 | -0,0048598 | -0,0002070 |

TABLEAU III-2 BIAIS DE $\hat{\delta}_w$ SOUS H_5

| | $\delta = -0,90$ | $\delta = -0,50$ | $\delta = 0,50$ | $\delta = 0,90$ |
|----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| $\rho = -0,95$ | -0,000497 | -0,0039099 | -0,0105903 | -0,0055571 |
| $\rho = -0,10$ | -0,016017 | -0,4475283 | -0,0348064 | -0,0161539 |
| $\rho = 0,10$ | -0,0127934 | -0,0278009 | -0,0332272 | -0,0177778 |
| $\rho = 0,95$ | -0,0078464 | -0,116295 | 0,0079855 | -0,0000886 |

TABLEAU III-3 BIAIS DE $\hat{\delta}_w$ SOUS H_6

| | $\delta = -0,90$ | $\delta = -0,50$ | $\delta = 0,50$ | $\delta = 0,90$ |
|----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| $\rho = -0,95$ | -0,0000498 | -0,003815 | -0,0106973 | -0,0054307 |
| $\rho = -0,10$ | -0,0142636 | -0,0805044 | -0,0354374 | -0,0165959 |
| $\rho = 0,10$ | -0,0137232 | -0,028063 | -0,0336249 | -0,017772 |
| $\rho = 0,95$ | 0,0003139 | 0,0610337 | 0,0079656 | -0,000886 |

TABLEAU III-4 BIAIS DE $\hat{\delta}_w$ EN FONCTION DE T POUR $\delta = 0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | -0,0192707 | -0,0000207 | -0,017778 | -0,0000886 | -0,017772 | -0,0000886 |
| T=20 | -0,0181284 | -0,0002090 | -0,0145629 | -0,0001279 | -0,0138468 | -0,0001278 |
| T=30 | -0,0144313 | -0,0002427 | -0,0078719 | -0,0001894 | -0,0082872 | -0,0001893 |
| T=40 | -0,0002556 | -0,0141318 | -0,0001613 | -0,0113569 | -0,0001614 | -0,0113520 |

TABLEAU III-5 BIAIS ASYMPTOTIQUES DE $\hat{\beta}_w$ SOUS H_1

| | $\delta = -0,90$ | $\delta = -0,50$ | $\delta = 0,50$ | $\delta = 0,90$ |
|----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| $\rho = -0,95$ | -0,00001105 | -0,000021 | -0,0029257 | -0,0034507 |
| $\rho = -0,10$ | -0,0013221 | -0,0072258 | -0,0052684 | -0,0045466 |
| $\rho = 0,10$ | 0,0002194 | 0,000621 | -0,00111608 | -0,0026429 |
| $\rho = 0,95$ | 0,0009743 | 0,0029771 | 0,0011561 | 0,0000431 |

TABEAU III-6 BIAIS ASYMPTOTIQUES DE $\hat{\beta}_w$ SOUS H_5

| | $\delta = -0,90$ | $\delta = -0,50$ | $\delta = 0,50$ | $\delta = 0,90$ |
|----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| $\rho = -0,95$ | 0,0000349 | -0,0014349 | -0,0052148 | -0,0040757 |
| $\rho = -0,10$ | 0,0014337 | -0,0043113 | -0,0059182 | -0,0051792 |
| $\rho = 0,10$ | -0,0002418 | 0,0004960 | -0,0010677 | -0,0026429 |
| $\rho = 0,95$ | 0,0000395 | -0,0277152 | -0,0018997 | 0,0000206 |

TABEAU III-7 BIAIS ASYMPTOTIQUES DE $\hat{\beta}_w$ SOUS H_6

| | $\delta = -0,90$ | $\delta = -0,50$ | $\delta = 0,50$ | $\delta = 0,90$ |
|----------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| $\rho = -0,95$ | -0,000035 | -0,0014001 | -0,0052674 | -0,0039830 |
| $\rho = -0,10$ | -0,0012768 | -0,0077555 | -0,0060254 | -0,005321 |
| $\rho = 0,10$ | -0,0002358 | 0,0000500 | -0,0010805 | -0,0024374 |
| $\rho = 0,95$ | -0,0000389 | -0,0145454 | -0,0018949 | 0,0000206 |

TABEAU III-8 BIAIS DE $\hat{\beta}_w$ EN FONCTION DE T

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | -0,0026429 | 0,0000481 | -0,0024382 | 0,0000206 | -0,0024374 | 0,0000206 |
| T=20 | -0,0039337 | 0,0000507 | -0,0031600 | 0,0000310 | -0,0030042 | 0,0000310 |
| T=30 | -0,0037832 | 0,0000563 | -0,0020637 | 0,0000439 | -0,0021725 | 0,0000439 |
| T=40 | -0,000074 | 0,0001381 | -0,0000467 | 0,0028265 | -0,0000468 | 0,0027755 |

TABEAU III-9 BIAIS DE $\hat{\phi}_w$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,5$ | $\delta=0,5$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0000071 | 0,000628 | 0,0022328 | 0,0007500 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0070389 | 0,034664 | 0,0122564 | 0,00243279 |
| $\rho=0,10$ | 0,0260787 | 0,0149415 | 0,0140887 | 0,0034252 |
| $\rho=0,95$ | 0,0141306 | 0,0017721 | 0,0065521 | 0,0001565 |

TABEAU III-10 BIAIS DE $\hat{\phi}_w$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,5$ | $\delta=0,5$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0002231 | 0,0017294 | 0,0039797 | 0,0008859 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0076329 | 0,2068228 | 0,013768 | 0,0027713 |
| $\rho=0,10$ | 0,0063548 | 0,0131294 | 0,0134783 | 0,0031599 |
| $\rho=0,95$ | 0,0248697 | -0,1649705 | -0,0107664 | 0,0000670 |

TABEAU III-11 BIAIS DE $\hat{\phi}_w$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,5$ | $\delta=0,5$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0000225 | 0,00172166 | 0,0048275 | 0,0024508 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0070021 | 0,0395203 | 0,0187604 | 0,0081471 |
| $\rho=0,10$ | 0,0069729 | 0,0142591 | 0,017186 | 0,0090835 |
| $\rho=0,95$ | -0,0007534 | -0,1464809 | -0,0191174 | 0,0002127 |

TABLEAU III-12 BIAIS DE $\hat{\phi}_w$ EN FONCTION DE T

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | 0,0034252 | 0,0001565 | 0,0031599 | 0,0000670 | 0,0090835 | 0,0002127 |
| T=20 | 0,0102533 | 0,0002889 | 0,0082366 | 0,0001768 | 0,0140006 | 0,000370 |
| T=30 | 0,0148136 | 0,0004675 | 0,0080805 | 0,0003649 | 0,0125229 | 0,0006437 |
| T=40 | 0,0003867 | 0,034069 | 0,0002440 | 0,0277312 | 0,0003247 | 0,0043493 |

A2 ESTIMATEUR BETWEEN

TABLEAU III-13 BIAIS DE $\hat{\delta}_b$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,5$ | $\delta=0,5$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,613838 | 1,7616038 | 0,5785823 | 0,2305031 |
| $\rho=-0,10$ | -8,1096874 | -0,0063275 | 0,8277939 | 0,281714 |
| $\rho=0,10$ | -5,722383 | -3,1857984 | 1,1048158 | 0,2992668 |
| $\rho=0,95$ | -0,0356991 | -0,00414169 | -0,0398502 | -0,0352428 |

TABLEAU III-14 BIAIS DE $\hat{\delta}_b$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,5$ | $\delta=0,5$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,5799776 | 1,1242914 | 0,5827628 | 0,2365203 |
| $\rho=-0,10$ | -17,572962 | -0,0070706 | 0,793274 | 0,3275096 |
| $\rho=0,10$ | -6,0517533 | -7,4434009 | 0,8512141 | 0,3207741 |
| $\rho=0,95$ | -0,4449521 | -0,1290932 | -0,1338314 | -0,0805523 |

TABLEAU III-15 BIAIS DE $\hat{\delta}_b$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,5840785 | 1,7120937 | 0,567946 | 0,2256406 |
| $\rho=-0,1$ | -0,7075833 | -0,0070687 | 0,8198772 | 0,3402799 |
| $\rho=0,1$ | -0,5942900 | -0,9183684 | 0,8819917 | 0,3338134 |
| $\rho=0,95$ | -0,2018286 | -0,1293623 | -0,089732 | -0,061251 |

TABLEAU III-16 BIAIS DE $\hat{\delta}_b$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|-------------|-----------|------------|-----------|------------|------------|------------|
| | $\rho=10$ | $\rho=95$ | $\rho=10$ | $\rho=95$ | $\rho=10$ | $\rho=95$ |
| T=10 | 0,2992668 | -0,0352428 | 0,3207741 | -0,0805523 | 0,00008134 | -0,061251 |
| T=20 | 0,0827107 | -0,0735573 | 0,0780855 | -0,1166385 | 0,0763476 | -0,0955850 |
| T=30 | 0,0092283 | -0,1287256 | 0,0102953 | -0,1880019 | 0,01013369 | -0,1563678 |
| T=40 | 0,0298458 | -0,2116267 | 0,0291665 | -0,2226361 | 0,0288330 | -0,2518274 |

TABLEAU III-17 BIAIS DE $\hat{\beta}_B$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,1661594 | -0,5940325 | -0,4922447 | -0,4045081 |
| $\rho=-0,10$ | 2,2756348 | 0,0021869 | -0,7334514 | -0,5387217 |
| $\rho=0,10$ | 1,626732 | 0,9628921 | -0,9838842 | -0,5871291 |
| $\rho=0,95$ | 0,0082348 | 0,0016757 | 0,0045548 | 0,0182712 |

TABLEAU III-18 BIAIS DE $\hat{\beta}_B$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,1569938 | -0,3791236 | -0,4958014 | -0,4150676 |
| $\rho=-0,10$ | 4,9310956 | 0,0024438 | -0,7028656 | -0,6262966 |
| $\rho=0,10$ | 1,7203644 | 2,2497318 | -0,7580415 | -0,6293242 |
| $\rho=0,95$ | 0,1026387 | 0,0052233 | 0,0152966 | 0,0417615 |

TABLEAU III-19 BIAIS DE $\hat{\beta}_B$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,1581039 | -0,5773371 | -0,4831956 | -0,3959748 |
| $\rho=-0,10$ | 0,1985528 | 0,0024431 | -0,7264369 | -0,6507171 |
| $\rho=0,10$ | 0,1760925 | 0,2775724 | -0,7854501 | -0,6549058 |
| $\rho=0,95$ | 0,0465565 | 0,0052340 | 0,0102561 | 0,0317549 |

TABLEAU III-20 BIAIS DE $\hat{\beta}_B$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|
| | $\rho=010$ | $\rho=0,95$ | $\rho=010$ | $\rho=0,95$ | $\rho=010$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | -0,5871291 | 0,0182712 | -0,6293242 | 0,417615 | -0,6549058 | 0,0317549 |
| T=20 | -0,242816 | 0,0435544 | -0,2315652 | 0,0690635 | -0,2264117 | 0,0565977 |
| T=30 | -0,0325883 | 0,0880077 | -0,0363564 | 0,1285341 | -0,0357971 | 0,1069063 |
| T=40 | -0,1154991 | 0,1647173 | -0,1128701 | 0,1732863 | -0,1115794 | 0,1960070 |

TABLEAU III-21 BIAIS DE $\hat{\phi}_B$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0744000 | -0,2663741 | -0,2229982 | -0,1884421 |
| $\rho=-0,10$ | 18,491383 | 0,0017723 | -0,5953508 | -0,4393579 |
| $\rho=0,10$ | 16,426471 | 1,1144757 | -0,9959112 | -0,5910267 |
| $\rho=0,95$ | 0,6767435 | 0,0783342 | 2,1491085 | 5,3307526 |

TABLEAU III-22 BIAIS DE $\hat{\phi}_B$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,070296 | -0,1700054 | -0,2246094 | -0,1933613 |
| $\rho=-0,10$ | 40,069162 | 0,0019804 | -0,5705241 | -0,5107802 |
| $\rho=0,10$ | 17,361374 | 2,6038964 | -0,7673077 | -0,6335018 |
| $\rho=0,95$ | 8,4349036 | 2,4417634 | 7,2174864 | 12,184182 |

TABLEAU III-23 BIAIS DE $\hat{\phi}_B$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0714575 | -0,2667802 | -0,2408872 | -0,2182394 |
| $\rho=-0,10$ | 1,6226374 | 0,0021647 | -0,6607241 | -0,6294875 |
| $\rho=0,10$ | 1,7164953 | 0,3609074 | -0,8984098 | -0,782901 |
| $\rho=0,95$ | 0,6244302 | 4,9859962 | 6,7267435 | 11,278282 |

TABLEAU III-24 BIAIS DE $\hat{\phi}_B$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|
| | $\rho=010$ | $\rho=0,95$ | $\rho=010$ | $\rho=0,95$ | $\rho=010$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | -0,5910267 | 5,3307526 | -0,6335018 | 12,184182 | -0,782901 | 11,278282 |
| T=20 | -0,5197847 | 19,455279 | -0,4907184 | 30,849885 | -0,5175902 | 28,182674 |
| T=30 | -0,1052532 | 49,596666 | -0,1174228 | 72,435222 | -0,1210757 | 64,855234 |
| T=40 | -0,5016929 | 103,34952 | -0,4902742 | 115,2190 | -0,5006321 | 130,32618 |

A3 BIAIS DES ESTIMATEURS DES MCG

TABLEAU III-25 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCG}$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0000019 | -0,0015604 | 0,0014545 | 0,0045022 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0010669 | -0,0000803 | 0,0007906 | -0,0000199 |
| $\rho=0,10$ | 0,0014787 | 0,0021261 | -0,0000497 | 0,0000308 |
| $\rho=0,95$ | -0,0030431 | 0,0006076 | -0,0006896 | -0,0000943 |

TABLEAU III-26 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCG}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0006604 | -0,0033709 | 0,0731319 | 0,0073445 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0210215 | -0,0002403 | 0,0004069 | -0,0020510 |
| $\rho=0,10$ | -0,0587161 | -0,0018350 | -0,0009769 | 0,0037516 |
| $\rho=0,95$ | -0,0183669 | -0,0063674 | -0,0071790 | -0,0001491 |

TABLEAU III-27 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCG}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0006603 | -0,003449 | 0,0724509 | 0,0076722 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0235096 | -0,0002408 | 0,0048715 | -0,0018893 |
| $\rho=0,10$ | -0,0583945 | 0,081607 | -0,0009717 | 0,0035993 |
| $\rho=0,95$ | -0,0189788 | -0,0011601 | -0,0070537 | -0,0001491 |

TABLEAU III-28 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCG}$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | 0,0000308 | -0,000942 | 0,0037516 | -0,0001491 | 0,0035993 | -0,0001491 |
| T=20 | -0,0000168 | -0,0001346 | -0,0018219 | -0,0001587 | -0,0017641 | -0,0001587 |
| T=30 | -0,0000362 | -0,0001572 | -0,0004098 | -0,0001843 | -0,0003985 | -0,0001844 |
| T=40 | 0,0000017 | -0,0001709 | -0,0001608 | -0,0001839 | -0,0001580 | -0,0001839 |

TABLEAU III-29 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCG}$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0000006 | -0,0004964 | 0,0006643 | 0,0034134 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0000867 | -0,0000069 | 0,0001909 | -0,0000511 |
| $\rho=0,10$ | -0,0000409 | -0,0000501 | 0,0000008 | 0,0000013 |
| $\rho=0,95$ | 0,0006951 | -0,0001438 | 0,0000007 | 0,0000221 |

TABLEAU III-30 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCG}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0002224 | -0,0010724 | 0,0334055 | 0,0047046 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0019129 | -0,0000209 | 0,0009826 | -0,0005264 |
| $\rho=0,10$ | 0,0016248 | 0,0000432 | 0,0000148 | 0,0001601 |
| $\rho=0,95$ | 0,0041953 | 0,0015067 | 0,0017024 | 0,0000350 |

TABLEAU III-31 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCG}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0002223 | -0,0010974 | 0,0330944 | 0,0049145 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0019162 | -0,0000209 | 0,0011762 | -0,0004849 |
| $\rho=0,10$ | 0,0016155 | -0,0019209 | 0,0000147 | 0,0001536 |
| $\rho=0,95$ | 0,0043350 | 0,0002745 | 0,0016727 | 0,0000350 |

TABLEAU III-32 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCG}$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | 0,0000013 | 0,0000221 | 0,0001601 | 0,0000350 | 0,0001536 | 0,0000350 |
| T=20 | -0,0000064 | 0,0000326 | -0,0006990 | 0,0000384 | -0,0006768 | 0,0000384 |
| T=30 | -0,0000007 | 0,0000385 | -0,0000828 | 0,0000451 | -0,0001287 | 0,0000541 |
| T=40 | 0,0000004 | 0,0000413 | -0,0000364 | 0,0000444 | -0,0000358 | 0,0000444 |

TABLEAU III-33 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCG}$ SOUS H_1

dan

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0000039 | 0,0004601 | -0,0010932 | -0,0076221 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0259294 | -0,0023973 | -0,0006254 | 0,0004047 |
| $\rho=0,10$ | 0,0056220 | 0,0527007 | 0,0004073 | -0,0000060 |
| $\rho=0,95$ | -0,0155915 | 0,2281334 | 0,0000084 | 0,0019952 |

TABLEAU III-34 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCG}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0001561 | 0,0009939 | -0,0549639 | -0,0117085 |
| $\rho=-0,10$ | 0,5703864 | -0,0071752 | -0,0032195 | 0,0418375 |
| $\rho=0,10$ | -0,2232947 | -0,0455717 | 0,0080047 | 0,0007342 |
| $\rho=0,95$ | -0,0941034 | -2,3905859 | 0,0193581 | 0,0031564 |

TABEAU III-35 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCG}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0001575 | 0,0119402 | -0,0599219 | -0,0144700 |
| $\rho=-0,10$ | 0,5710457 | -0,0071823 | -0,0431841 | 0,0391418 |
| $\rho=0,10$ | 0,221543 | -0,0896394 | 0,0079344 | -0,0008366 |
| $\rho=0,95$ | -0,0975455 | 1,0062127 | 0,0264388 | 0,0031583 |

TABEAU III-36 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCG}$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | -0,0000060 | 0,0019952 | 0,0007342 | 0,0031564 | -0,0008366 | 0,0031583 |
| T=20 | 0,0000890 | 0,0017799 | 0,0096378 | 0,0020986 | 0,0095636 | 0,0023394 |
| T=30 | 0,0000372 | 0,0030292 | 0,0042067 | 0,0035497 | 0,0042834 | 0,0035515 |
| T=40 | 0,0000256 | 0,0116893 | 0,0024326 | 0,0125716 | 0,0024695 | 0,0128448 |

A4 BIAIS DES ESTIMATEURS DES MCQG

TABEAU III-37 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCQG}$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0001389 | 0,0118466 | 0,1514483 | -0,0399612 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0513422 | 0,0411668 | 0,2800249 | 0,1350594 |
| $\rho=0,10$ | 0,0540743 | 0,3298064 | 0,5208791 | 0,0828218 |
| $\rho=0,95$ | -0,6066948 | -0,0014184 | 0,0676339 | 0,0012468 |

TABEAU III-38 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCQG}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0003903 | 0,0142192 | 0,1345925 | 0,3097261 |
| $\rho=-0,10$ | -0,0038113 | 0,2426785 | 0,8799919 | 0,1293339 |
| $\rho=0,10$ | 0,0562890 | 0,3086078 | 0,4436828 | 0,096243 |
| $\rho=0,95$ | -0,0956303 | -0,0028647 | 0,1576182 | 0,0450727 |

TABEAU III-39 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCQG}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0003901 | 0,0142523 | 0,1897949 | 0,0848338 |
| $\rho=-0,10$ | 0,568763 | 0,0444771 | 0,2776853 | 0,1365256 |
| $\rho=0,10$ | -0,0199821 | 0,6488787 | 0,4141595 | 0,1054428 |
| $\rho=0,95$ | -0,01040934 | -0,0081210 | 0,1333286 | 0,00235881 |

TABEAU III-40 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCQG}$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0000434 | 0,0039790 | 0,0607309 | -0,0218213 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0028877 | 0,0023605 | 0,0339383 | 0,0453839 |
| $\rho=0,10$ | -0,0024414 | -0,0143807 | -0,0190251 | -0,0024093 |
| $\rho=0,95$ | 0,0195051 | 0,0003236 | -0,0153173 | -0,0003088 |

TABLEAU III-41 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0001227 | 0,0042408 | 0,0543944 | 0,1695316 |
| $\rho=-0,10$ | -0,0409188 | 0,0017083 | 1,1033957 | 0,0170192 |
| $\rho=0,10$ | -0,0024803 | -0,0134646 | -0,0151898 | -0,0027322 |
| $\rho=0,95$ | 0,0356371 | 0,0006952 | -0,0352854 | -0,0011655 |

TABLEAU III-42 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0001219 | 0,0042507 | 0,0769149 | 0,0458663 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0032359 | 0,0024992 | 0,0346346 | 0,0140614 |
| $\rho=0,10$ | -0,1095518 | -0,0283082 | -0,0184037 | -0,0049916 |
| $\rho=0,95$ | 0,0407807 | 0,0018559 | -0,0305552 | -0,0005846 |

TABLEAU III-43 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0000328 | -0,0034931 | 0,1471939 | 0,0637051 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0344518 | 0,0310353 | -0,2215339 | -0,3543006 |
| $\rho=0,10$ | -0,0107109 | -0,0783475 | -0,9051951 | -0,1460654 |
| $\rho=0,95$ | 0,505744 | 0,2361987 | -0,1823743 | -0,0019131 |

TABLEAU III-44 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0000842 | -0,0041927 | -0,1011559 | -0,4937573 |
| $\rho=-0,10$ | -0,0028413 | -0,3781753 | -0,6961811 | -0,3561809 |
| $\rho=0,10$ | -0,0106175 | -0,0592113 | -0,790128 | -0,1710647 |
| $\rho=0,95$ | 0,9698193 | 0,6507707 | -0,4042874 | -0,0052671 |

TABLEAU III-45 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0000849 | -0,0093510 | -0,1569733 | -0,1599997 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0415457 | 0,0351501 | -0,1992041 | -0,3572763 |
| $\rho=0,10$ | 0,0041401 | 0,7720308 | -0,4753238 | -0,2238210 |
| $\rho=0,95$ | 1,0496327 | 1,3519198 | -0,4997472 | -0,0091948 |

A5 BIAIS DES ESTIMATEURS DES MCO

TABLEAU III-46 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$ SOUS H_1 POUR T=10

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0006529 | 0,0602277 | 0,3647226 | -1,0570979 |
| $\rho=-0,1$ | 0,0765609 | 0,0581975 | 0,3596208 | 0,1511079 |
| $\rho=0,1$ | 0,0554917 | 0,3398839 | 0,5143782 | 0,0951236 |
| $\rho=0,95$ | 0,0004444 | 0,0008955 | 0,0003616 | 0,0000137 |

TABLEAU III-47 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$ SOUS H_5 POUR T=10

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0006205 | 0,0645682 | 0,3657689 | 9,424856 |
| $\rho=-0,1$ | 0,07441179 | 0,0641799 | 0,3556136 | 0,1456992 |
| $\rho=0,1$ | 0,0582891 | 0,3164368 | 0,3302055 | 0,1023876 |
| $\rho=0,95$ | -0,0012764 | 0,2499241 | -0,0032573 | 0,0000514 |

TABLEAU III-48 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$ SOUS H_6 POUR T=10

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0006237 | 0,0648503 | 0,3644524 | 0,3380022 |
| $\rho=-0,1$ | 0,0742742 | 0,0642917 | 0,3589884 | 0,1457023 |
| $\rho=0,1$ | 0,0585003 | 0,3397567 | 0,5326424 | 0,1034972 |
| $\rho=0,95$ | 0,0000126 | 0,2549408 | 0,0029571 | 0,0000509 |

TABLEAU III-49 BIAIS DE $\hat{\delta}_B$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | 0,0951236 | 0,0000137 | 0,1023876 | 0,0000514 | 0,1034972 | 0,0000509 |
| T=20 | 0,1143816 | 0,0000114 | 0,1066127 | 0,0000292 | 0,1206973 | 0,0000292 |
| T=30 | 0,1519286 | 0,0000108 | 0,1506211 | 0,0000128 | 0,1620223 | 0,0000128 |
| T=40 | 0,2196297 | 0,0000102 | 0,0044374 | 0,0000189 | 0,2278534 | 0,0000189 |

TABLEAU III-50 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0001540 | 0,01420730 | 0,0860361 | -0,2493636 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0034145 | 0,0025955 | 0,0160385 | 0,0067392 |
| $\rho=0,10$ | -0,0024748 | -0,0151583 | -0,0229405 | -0,0042423 |
| $\rho=0,95$ | -0,0001048 | -0,0002114 | -0,0000853 | -0,0000032 |

TABLEAU III-51 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0001471 | 0,0152313 | 0,0862829 | 2,2232727 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0033189 | 0,0028623 | 0,0158598 | 0,0064979 |
| $\rho=0,10$ | -0,0025996 | -0,0141126 | -0,0147267 | -0,0045663 |
| $\rho=0,95$ | 0,0003011 | -0,0236354 | 0,0007684 | -0,0000121 |

TABLEAU III-52 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | 0,0001471 | 0,0152978 | 0,0859723 | 0,4804612 |
| $\rho=-0,10$ | 0,0033125 | 0,0028673 | 0,0160103 | 0,0064981 |
| $\rho=0,10$ | -0,0026090 | -0,0151526 | -0,0237551 | -0,0046158 |
| $\rho=0,95$ | -0,0000003 | -0,0601391 | -0,0006976 | -0,0000120 |

TABLEAU III-53 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | -0,0042423 | -0,000032 | -0,0045663 | -0,000121 | -0,0046158 | -0,0000120 |
| T=20 | -0,0053820 | -0,0000028 | -0,0050165 | -0,0000071 | -0,0056787 | -0,0000071 |
| T=30 | -0,0072729 | -0,0000027 | -0,0072103 | -0,0000031 | -0,0077561 | -0,0000031 |
| T=40 | -0,0106036 | -0,0000025 | -0,0103499 | -0,0000025 | -0,0110005 | -0,0000046 |

TABLEAU III-54 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_1

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0001543 | -0,00191987 | -0,2741154 | 1,6761317 |
| $\rho=-0,10$ | -0,0192028 | -0,0179304 | -0,284504 | -0,2592328 |
| $\rho=0,10$ | -0,0024748 | -0,1307903 | -0,8346143 | -0,1690751 |
| $\rho=0,95$ | -0,0842573 | -0,0008469 | -0,0009750 | -0,0001040 |

TABLEAU III-55 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_5

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0001474 | -0,0190403 | -0,2749018 | -15,024862 |
| $\rho=-0,10$ | -0,186652 | -0,0197735 | -0,2813338 | -0,249954 |
| $\rho=0,10$ | -0,0150498 | -0,1217677 | -0,5357813 | -0,1819862 |
| $\rho=0,95$ | 0,02419696 | -0,02363354 | 0,0087833 | -0,0003889 |

TABLEAU III-56 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_6

| | $\delta=-0,90$ | $\delta=-0,50$ | $\delta=0,50$ | $\delta=0,90$ |
|--------------|----------------|----------------|---------------|---------------|
| $\rho=-0,95$ | -0,0001488 | -0,0249515 | -0,3014271 | -3,8414129 |
| $\rho=-0,10$ | -0,0196955 | -0,0216573 | -0,3182324 | -0,2964899 |
| $\rho=0,10$ | -0,0163062 | -0,1439394 | -0,9125815 | -0,2184612 |
| $\rho=0,95$ | -0,0023964 | -0,4913084 | -0,0110839 | -0,0004685 |

TABLEAU III-57 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ EN FONCTION DE T POUR $\delta=0,90$

| | H_1 | | H_5 | | H_6 | |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
| T=10 | -0,1690751 | -0,0001040 | -0,1819862 | -0,0003889 | -0,2184612 | -0,0004685 |
| T=20 | -0,646935 | -0,0001678 | -0,6029945 | -0,0004294 | -0,7363682 | -0,0004298 |
| T=30 | -1,5595314 | -0,0002095 | -1,4755597 | -0,0002461 | -1,741664 | -0,0002651 |
| T=40 | -3,3226798 | -0,0002503 | -3,2432128 | -0,0004881 | -3,560621 | -0,0004881 |

B-VALEURS POUR X_{IT} AR(1)

B1-BIAIS DES ESTIMATEURS WITIN

TABLEAU III-58 BIAIS DE $\hat{\delta}_w$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000008 | 0,0000091 | -0,0000191 | -0,0000852 |
| b=-0,51 | -0,0000226 | -0,0078557 | -0,0053887 | -0,0039480 |
| b=0,51 | -0,0000226 | -0,0142193 | -0,0080189 | 0,0002028 |
| b=0,91 | -0,0000226 | 0,0061869 | -0,0083199 | 0,0002475 |

TABLEAU III-59 BIAIS DE $\hat{\delta}_w$ SOUS H_5

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000018 | 0,0000106 | -0,0000160 | -0,0001098 |
| b=-0,51 | -0,0000532 | -0,0090867 | -0,0035022 | -0,0046594 |
| b=0,51 | -0,0000533 | -0,0163061 | -0,0065188 | 0,0002615 |
| b=0,91 | -0,0000533 | 0,0072963 | -0,0067564 | 0,0003192 |

TABLEAU III-60 BIAIS DE $\hat{\delta}_w$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000018 | 0,0000106 | -0,0000160 | -0,0001097 |
| b=-0,51 | -0,0000532 | -0,0084793 | -0,0041910 | -0,0042723 |
| b=0,51 | -0,0000533 | -0,0152932 | -0,0063535 | 0,0002626 |
| b=0,91 | -0,0000533 | 0,0070917 | -0,0066531 | 0,0003216 |

TABLEAU III-61 BIAIS DE $\hat{\beta}_w$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000008 | 0,0000139 | 0,0000002 | -0,0001722 |
| b=-0,51 | -0,0000061 | 0,0117757 | -0,0024507 | 0,0024873 |
| b=0,51 | 0,0000063 | 0,0103200 | 0,0008615 | 0,0042493 |
| b=0,91 | 0,0000064 | -0,0248399 | 0,0025631 | 0,0050410 |

TABLEAU III-62 BIAIS DE $\hat{\beta}_w$ SOUS H_5

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000018 | 0,0000163 | 0,0000002 | -0,0002221 |
| b=-0,51 | -0,0000145 | 0,0136210 | -0,0020103 | -0,0029354 |
| b=0,51 | 0,0000148 | 0,0118345 | 0,0007003 | 0,0054798 |
| b=0,91 | 0,0000152 | -0,0292929 | 0,0020814 | 0,0065009 |

TABLEAU III-63 BIAIS DE $\hat{\beta}_w$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000019 | 0,0000141 | -0,0000034 | -0,0002635 |
| b=-0,51 | 0,0000142 | 0,0124561 | -0,0021192 | -0,0028595 |
| b=0,51 | 0,0000150 | 0,0114905 | 0,0008435 | 0,0054967 |
| b=0,91 | 0,0000148 | -0,0290224 | 0,0022836 | 0,0065315 |

TABLEAU III-64 BIAIS DE $\hat{\phi}_w$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000004 | -0,0000043 | 0,0000094 | 0,0000085 |
| b=-0,51 | 0,0000101 | 0,0037437 | 0,00224504 | -0,0071100 |
| b=0,51 | 0,0000101 | 0,0067763 | 0,0039338 | 0,0000203 |
| b=0,91 | 0,0000101 | -0,0029484 | 0,0040815 | 0,0004457 |

TABLEAU III-65 BIAIS DE $\hat{\phi}_w$ SOUS H_5

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000008 | -0,0000051 | 0,0000079 | 0,0001978 |
| b=-0,51 | 0,0000239 | 0,0043303 | 0,0171806 | 0,0083912 |
| b=0,51 | 0,0000239 | 0,007708 | 0,0031979 | 0,0004709 |
| b=0,91 | 0,0000239 | -0,0034769 | 0,0033145 | 0,0005748 |

TABLEAU III-66 BIAIS DE $\hat{\phi}_w$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000008 | 0,0000052 | 0,0000081 | 0,0002633 |
| b=-0,51 | 0,0000240 | 0,0041626 | 0,0021295 | 0,0102536 |
| b=0,51 | 0,0000240 | 0,0075076 | 0,0032283 | -0,0006303 |
| b=0,91 | 0,0000241 | -0,0034814 | 0,0033805 | -0,0007718 |

B2-VALEURS DES BIAIS DES ESTIMATEURS BETWEEN**TABLEAU III-67 BIAIS DE $\hat{\delta}_B$ SOUS H_1**

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0032905 | 0,0082469 | 0,0043395 | 0,0003681 |
| b=-0,51 | 0,0040073 | 1,6368675 | 1,727722 | -0,0924555 |
| b=0,51 | 0,0040078 | 0,2097755 | 1,8632018 | -0,0883547 |
| b=0,91 | 0,0040041 | 1,8688674 | 1,2986763 | -0,0000769 |

TABLEAU III-68 BIAIS DE $\hat{\delta}_B$ SOUS H_5

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0032454 | 0,0086701 | 0,0045997 | -0,0009840 |
| b=-0,51 | 0,0039520 | 1,5766747 | 1,6148626 | 0,2499452 |
| b=0,51 | 0,0039527 | 0,2180728 | 1,7286769 | -0,2266122 |
| b=0,91 | 0,0039491 | 1,7789099 | 1,2523038 | -0,0002058 |

TABLEAU III-69 BIAIS DE $\hat{\delta}_B$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0032751 | 0,0086503 | 0,0046007 | -0,0009642 |
| b=-0,51 | 0,0039888 | 1,6116279 | -19,017808 | -0,2341995 |
| b=0,51 | 0,0039893 | 0,2186562 | 1,7661366 | -0,2257362 |
| b=0,91 | 0,0039860 | 1,6656043 | 6,324667 | -0,0002058 |

TABLEAU III-70 BIAIS DE $\hat{\beta}_B$ SOUS H_1

| | $\rho=-0,95$ | $\rho=-0,1$ | $\rho=0,1$ | $\rho=0,95$ |
|---------|--------------|-------------|------------|-------------|
| b=-0,91 | -0,0287464 | -0,1999681 | -0,0052222 | -0,0236892 |
| b=-0,51 | -0,0002856 | 2,7666069 | -0,2834047 | -0,0874808 |
| b=0,51 | -0,0008836 | -0,0516716 | -0,461896 | 0,0447063 |
| b=0,91 | -0,0009456 | -0,3490374 | -0,1231224 | 0,0058273 |

TABLEAU III-71 BIAIS DE $\hat{\beta}_B$ SOUS H_5

| | $\rho=-0,95$ | $\rho=-0,1$ | $\rho=0,1$ | $\rho=0,95$ |
|---------|--------------|-------------|------------|-------------|
| b=-0,91 | -0,0283525 | -0,21023 | -0,0553534 | -0,0633228 |
| b=-0,51 | -0,0002797 | 0,0009776 | -0,264892 | 0,2364964 |
| b=0,51 | -0,0008714 | -0,0537154 | -0,4285467 | 0,1146624 |
| b=0,91 | -0,0009328 | -0,3322367 | -0,118726 | 0,0136799 |

TABLEAU III-72 BIAIS DE $\hat{\beta}_B$ SOUS H_6

| | $\rho=-0,95$ | $\rho=-0,1$ | $\rho=0,1$ | $\rho=0,95$ |
|---------|--------------|-------------|------------|-------------|
| b=-0,91 | -0,0285066 | -0,2090159 | -0,0054218 | -0,0624454 |
| b=-0,51 | -0,0002631 | 0,3025401 | 3,3598145 | -0,2479996 |
| b=0,51 | -0,0008906 | -0,0554791 | -0,4477483 | 0,1273985 |
| b=0,91 | -0,0009997 | -0,3439431 | -0,125308 | 0,0136817 |

TABLEAU III-73 BIAIS DE $\hat{\phi}_B$ SOUS H_1

| | $\rho=-0,95$ | $\rho=-0,10$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
|---------|--------------|--------------|-------------|-------------|
| b=-0,91 | -0,0007777 | -0,0020685 | -0,0011204 | 0,0003489 |
| b=-0,51 | -0,0009471 | -4,1054715 | -0,4460867 | 0,0876337 |
| b=0,51 | -0,0009472 | -0,0526153 | -0,4810667 | 0,0837468 |
| b=0,91 | -0,0009464 | -0,4687447 | -0,335310 | 0,0000831 |

TABLEAU III-74 BIAIS DE $\hat{\phi}_B$ SOUS H_5

| | $\rho=-0,95$ | $\rho=-0,10$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
|---------|--------------|--------------|-------------|-------------|
| b=-0,91 | -0,0007671 | -0,0021746 | -0,0011876 | 0,0009327 |
| b=-0,51 | -0,0009341 | -0,3954576 | -0,4169471 | -0,0283966 |
| b=0,51 | -0,0009342 | -0,0546964 | -0,0063332 | 0,214793 |
| b=0,91 | -0,0009334 | -0,4461818 | -0,323369 | 0,0001950 |

TABLEAU III-75 BIAIS DE $\hat{\phi}_B$ SOUS H_6

| | $\rho=-0,95$ | $\rho=-0,10$ | $\rho=0,10$ | $\rho=0,95$ |
|---------|--------------|--------------|-------------|-------------|
| b=-0,91 | -0,0007813 | -0,0022983 | -0,0012686 | 0,0014916 |
| b=-0,51 | -0,0009516 | -0,4273603 | -0,017808 | 0,3622921 |
| b=0,51 | -0,0009517 | -0,0579817 | -0,4869932 | 0,3491998 |
| b=0,91 | -0,0009509 | -0,4416734 | -0,3306185 | 0,0003184 |

B3- VALEURS DES BIAIS DES ESTIMATEURS DES MCO

TABLEAU III-76 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000275 | -0,0000977 | 0,0001314 | -0,000034 |
| b=-0,51 | 0,0006589 | 0,0777675 | 0,037296 | 0,0002748 |
| b=0,51 | 0,0006594 | 0,0835294 | 0,0550319 | -0,0000157 |
| b=0,91 | 0,0006585 | -0,3865772 | 0,0556865 | 0,0003351 |

TABLEAU III-77 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$ SOUS H_9

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000263 | -0,0001017 | 0,0001434 | 0,0001203 |
| b=-0,51 | 0,0006287 | 0,0797437 | 0,0398497 | 0,0059583 |
| b=0,51 | 0,0006297 | 0,085559 | 0,0582069 | 0,0003357 |
| b=0,91 | 0,0006299 | -0,4345182 | 0,0588773 | 0,0072647 |

TABLEAU III-78 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCO}$ SOUS H_{17}

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000263 | -0,0000137 | 0,0001432 | 0,0011576 |
| b=-0,51 | 0,0006289 | 0,0100569 | 0,038919 | 0,0054522 |
| b=0,51 | 0,0006297 | 0,0081274 | 0,05683 | -0,0003374 |
| b=0,91 | 0,0006299 | -0,0581618 | 0,0577701 | 0,0070627 |

TABLEAU III-79 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000027 | -0,0001249 | -0,0000028 | -0,0000083 |
| b=-0,51 | -0,0001604 | -0,1119991 | 0,0162973 | 0,00017705 |
| b=0,51 | -0,0001674 | -0,0461958 | -0,0078352 | -0,0003098 |
| b=0,91 | -0,0001745 | 0,2539019 | -0,0093555 | 0,0000059 |

TABLEAU III-80 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_9

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000028 | -0,0001300 | -0,0000031 | 0,0002923 |
| b=-0,51 | -0,0001531 | 0,1148452 | 0,0174132 | 0,0036964 |
| b=0,51 | -0,0001601 | -0,0473181 | -0,0082873 | -0,0067157 |
| b=0,91 | -0,0001669 | 0,2853893 | -0,0098916 | 0,0001221 |

TABLEAU III-81 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCO}$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000019 | -0,0000147 | 0,0000283 | 0,0001902 |
| b=-0,51 | -0,0001503 | -0,0140367 | 0,0189177 | 0,0036622 |
| b=0,51 | -0,0001616 | -0,0063849 | -0,0089399 | -0,0067385 |
| b=0,91 | -0,0001683 | 0,0397609 | -0,0159295 | -0,0001910 |

TABLEAU III-82 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000065 | 0,0000245 | -0,0000339 | 0,0000032 |
| b=-0,51 | -0,0001558 | -0,0195054 | -0,0096296 | -0,0002605 |
| b=0,51 | -0,0001556 | -0,0209506 | -0,0014208 | 0,0000147 |
| b=0,91 | -0,0001557 | 0,0969603 | -0,0143778 | -0,0003176 |

TABLEAU III-83 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_2

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000062 | 0,0000255 | -0,0000370 | -0,0004024 |
| b=-0,51 | -0,0001486 | -0,0200011 | -0,0102889 | -0,0199258 |
| b=0,51 | -0,0001488 | -0,0021460 | -0,0150286 | 0,0011229 |
| b=0,91 | -0,0001489 | 0,1089847 | -0,0152017 | -0,0242949 |

TABLEAU III-84 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCO}$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000063 | 0,0000036 | -0,0000395 | -0,001791 |
| b=-0,51 | -0,0001500 | -0,0026668 | -0,0107314 | -0,0084343 |
| b=0,51 | -0,0001508 | -0,0029596 | -0,0156702 | 0,0005219 |
| b=0,91 | -0,0001503 | 0,0154229 | -0,0159295 | -0,0109255 |

B4 VALEURS DES BIAIS DES ESTIMATEURS MCG**TABLEAU III-85 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCG}$ SOUS H_1**

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000015 | 0,0000011 | -0,0000021 | -0,0000225 |
| b=-0,51 | 0,0000306 | -0,0009136 | -0,0005861 | -0,0010590 |
| b=0,51 | 0,0004264 | -0,0015595 | -0,0008723 | 0,0000596 |
| b=0,91 | 0,0000427 | 0,0010619 | -0,0009011 | 0,0016358 |

TABLEAU III-86 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCG}$ SOUS H_2

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000009 | 0,0000022 | 0,0000021 | 0,0000482 |
| b=-0,51 | -0,0000251 | -0,0018668 | 0,0005716 | -0,0000129 |
| b=0,51 | -0,0000251 | -0,0033931 | 0,0000840 | -0,0001304 |
| b=0,91 | -0,0000251 | 0,0024546 | 0,0008689 | -0,0035884 |

TABLEAU III-87 BIAIS DE $\hat{\delta}_{MCG}$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000011 | 0,0000887 | 0,0000018 | 0,0000474 |
| b=-0,51 | -0,0000323 | -0,070364 | 0,0005437 | 0,0021209 |
| b=0,51 | -0,0000323 | -0,1206988 | 0,0008207 | -0,0001310 |
| b=0,91 | -0,0000324 | 0,0877304 | 0,0008550 | -0,0038668 |

TABLEAU III-88 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCG}$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000014 | -0,0000016 | 0,0000002 | -0,0000516 |
| b=-0,51 | -0,0000083 | 0,0013824 | 0,0002603 | -0,0006563 |
| b=0,51 | -0,0000118 | 0,0011010 | 0,0000980 | 0,0012109 |
| b=0,91 | -0,0000121 | -0,0028293 | 0,0002442 | 0,0092444 |

TABLEAU III-89 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCG}$ SOUS H_5

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000008 | 0,0000033 | 0,0000002 | 0,0001128 |
| b=-0,51 | 0,0000068 | 0,0028165 | 0,0002588 | -0,0192862 |
| b=0,51 | 0,0000069 | 0,0023956 | -0,0000094 | -0,0026486 |
| b=0,91 | 0,0000071 | -0,0065389 | -0,0002355 | -0,0202786 |

TABLEAU III-90 BIAIS DE $\hat{\beta}_{MCG}$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000011 | 0,0001157 | 0,0000004 | 0,0000740 |
| b=-0,51 | 0,0000086 | 0,1029547 | 0,0002737 | 0,0014229 |
| b=0,51 | 0,0000090 | 0,0882114 | -0,0001076 | -0,0026572 |
| b=0,91 | 0,0000090 | -0,2387206 | -0,0002580 | -0,0216652 |

TABLEAU III-91 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCG}$ SOUS H_1

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | 0,0000003 | -0,0033406 | 0,0000005 | 0,0000213 |
| b=-0,51 | -0,0000072 | 0,0002298 | 0,0001513 | 0,0010038 |
| b=0,51 | -0,0000101 | 0,0003911 | 0,0002252 | -0,0000565 |
| b=0,91 | -0,0000101 | -0,0002664 | 0,0002326 | -0,0015505 |

TABLEAU III-92 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCG}$ SOUS H_5

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000002 | -0,0000005 | 0,0000005 | -0,0000466 |
| b=-0,51 | 0,0000059 | 0,0004683 | -0,0001476 | 0,0000122 |
| b=0,51 | 0,0000059 | 0,0008511 | -0,0000217 | 0,0001236 |
| b=0,91 | 0,0000059 | -0,0006147 | -0,0002244 | 0,0034013 |

TABLEAU III-93 BIAIS DE $\hat{\phi}_{MCG}$ SOUS H_6

| | $\rho = -0,95$ | $\rho = -0,1$ | $\rho = 0,1$ | $\rho = 0,95$ |
|---------|----------------|---------------|--------------|---------------|
| b=-0,91 | -0,0000003 | -0,0000235 | -0,0000005 | -0,0000733 |
| b=-0,51 | 0,0000077 | 0,0018657 | -0,0001499 | -0,0032809 |
| b=0,51 | 0,0000077 | 0,032006 | -0,0002263 | 0,0002027 |
| b=0,91 | 0,0000077 | -0,0232636 | -0,0023577 | 0,0059817 |

BIBLIOGRAPHIE

- AHN, S.C. and SCHMIDT, P., 1995**, Efficient Estimation of models for dynamics Panel data, *Journal of Econometrics* 68, 5-27
- ANDERSON, T.W. and HSIAO, C., 1981**, Estimation of Dynamic Models with Error Components Models, *Journal of the American Statistical Association* 76, 598-606
- ANDERSON, T.W. and HSIAO, C., 1982**, Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel data, *Journal of Econometrics* 18, 47-82
- ARELLANO, M., 1989**, A Note on the Anderson-Hsiao Estimation for Panel Data, *Economics Letters* 31, 337-341
- ARELLANO, M. and BOVER, O., 1995**, Another look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component models, *Journal of econometrics* 68, 29-51
- BALESTRA, P. and NERLOVE, M., 1966**, Pooling Cross-Section and Time-series data in the Estimation of a dynamic model, *Econometrica* 34, 585-612
- BALTAGI, B.H., 1995**, Econometrics Analysis of Panel data, John WILEY and SONS
- BALTAGI, B.H. and LI, Q., 1991**, A transformation that will Circumvent the Problem of Autocorrelation in an Error Component Model, *Journal of Econometrics* 48, 385-393
- BALTAGI, B.H. and LI, Q., 1991b**, A joint Test for Serial Correlation and Random Individual Effect, *Statistics and Probability letters* 11, 277-280
- BALTAGI, B.H. and LI, Q., 1992**, Prediction in the One Way Error Component Model with Serial Correlation, *Journal of Forecasting* 11, 561-567
- BLUNDELL, R. and SMITH, R.S., 1991**, Conditions Initiales et Estimation Efficaces dans les Modèles Dynamiques sur Données de Panel, *Annales d'Economie et de Statistique* 20-21, 109-123
- DORMONT, B., 1989**, Introduction à l'Econometrie des Données de Panel: Théorie et Application à des Echantillons d'Entreprise, Editions du CNRS, Paris
- HATANAKA, M., 1974**, An Efficient Two-Step Estimation for the Dynamic Adjustment Model with Autoregressive Errors, *Journal of Econometrics* 2, 199-220
- HOLTZ-EAKIN, D., NEWEY, W and ROSEN, H.S., 1988**, Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, *Econometrica* 56, 1371-1395
- HSIAO, C., 1986**, Analysis of Panel Data, Cambridge University Press
- KEANE, M.P and RUNKLE, D.E., 1992**, On the Estimation of Panel Data Models with Serial Correlation when the Instruments are not Strictly exogenous, *Journal of Business and Economics Statistics* 10, 1-9
- KIVIET, J.K., 1995**, On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamics Panel Data Models, *Journal of Econometric* 68, 53-78
- MATONDZI NGOUMA, S.A., 1991**, Estimation des Modèles Dynamiques à Erreurs Composées, Mémoire de D.E.A., Université de Dijon

- MATONDZI NGOUMA, S.A.,1996**, Estimation des Modèles Dynamiques à Erreurs Composées avec Autocorrélation par la Méthode des Variables Instrumentales
LATEC, Document de Travail n° 9608 Université de Dijon
- MATONDZI NGOUMA, S.A.,1997**, Modèles Dynamiques à Erreurs Composées avec Autocorrélation : Etude et Application à la Demande de Travail, *Thèse de doctorat Université de Dijon*
- MATYAS, L. and SEVESTRE, P.,1992**, The Econometrics of Panel Data
Kluwer Academic publishers
- MAZODIER,P ., 1971**, L'Estimation des Modeles à Erreurs Composées, *Annales de l'INSEE 7, 43-72*
- NERLOVE, M., 1972**, Lags in Economic Behaviour, *Econometrica 49, 1417-1426*
- NICKELL, S., 1981**, Biases in Dynamic Models with Fixed Effects,
Econometrica 49, 1417-1426
- SEVESTRE,P., 1983**, Modèles Dynamiques à Erreurs Composées, Thèse de Doctorat 3^{me} Cycle, Paris I
- SEVESTRE,P. et TROGNON,A., 1983**, Propriétés des Grands Echantillons d'une Classe d'Estimateurs des modèles Autoregressifs à Erreurs Composées, *Annales de l'INSEE 50, 25-47*
- SEVESTRE,P. et TROGNON,A., 1985**, A Note on Autoregressive Error Components Models, *Journal of Econometrics 28, 231-245*