UFR Droit Economie et Gestion
Master Economie Appliquée
Parcours Ingénierie et Evaluation Economique

Intitulé de la matière : Économétries des données de panel

Étude du PIB à l'optique des dépenses

Préparé par :
Alpha Tirera
Bède MASSALLA

Professeur :
M. Philippe COMPAIRE

M2 EA IEE
2020-2021

Table des matières

Introduction **3**

I Présentation de la base **4**

I.1 Description des variables et codage des pays 4

I.1.1 Variable Endogène 4

I.1.2 Variables Exogènes 4

I.1.3 Codage des pays 4

I.2 Équation 5

II Étude sur TSP **6**

II.1 Choix du meilleur modèle 6

II.1.1 Estimation des variables 6

II.2 Estimation 7

II.2.1 MCO 7

II.2.2 Estimation BETWEEN 7

II.2.3 Estimation WITHIN 8

II.2.4 Estimation GLS 9

II.2.5 Test de Hausman 9

III Etude sur SAS **10**

III.1 Description des variables 10

III.2 Estimations 10

III.2.1 MCO 10

III.2.2 Estimation 2 effets fixes 11

III.2.3 ESTIMATION SANS EFFET TEMPS WITHIN 12

III.2.4 ESTIMATION EFFET TEMPS seulement 12

III.2.5 ESTIMATION EFFETS ALEATOIRES 13

III.2.6 ESTIMATION EFFETS ALEATOIRE SANS EFFETS TEMPS 13

III.2.7 ESTIMATION RESIDUS AUTOREGRESSIFS ORDRE 1 gls 14

III.2.8 ESTIMATION BETWEEN GROUPE 14

III.2.9 ESTIMATION BETWEEN PERIODE 15

III.2.10 ESTIMATION BETWEEN 15

III.2.11 ESTIMATION WITHIN . . . 16
III.2.12 Test Hausman . . . 16

IV Étude sur STATA **17**
IV.1 Type de Panel . . . 17
IV.2 Statistiques descriptives des variables en logarithmes . . . 17
IV.2.1 Statistiques globales . . . 17
IV.2.2 Statistiques par type de variables (Années et Individus . . . 18
IV.3 Évolution du log PIB par pays . . . 18
IV.3.1 Graphique hétérogénéité entre les Pays . . . 19
IV.3.2 Graphique hétérogénéité entre les années . . . 19
IV.4 Estimation . . . 20
IV.5 Equation . . . 20
IV.5.1 MCO . . . 20
IV.5.2 Test de vif . . . 20
IV.5.3 Matrice de corrélation . . . 21
IV.5.4 Estimation Two-way fixed whitin . . . 21
IV.5.5 Estimation whitin (fe) . . . 22
IV.5.6 Estimation whitin avec effet temporel . . . 24
IV.5.7 Estimation effets aléatoires (re) . . . 25
IV.5.8 Estimation between (be) . . . 26
IV.5.9 Test d'Hausman fe et re . . . 26
IV.5.10 Test Hausman entre be et re . . . 27
IV.5.11 Test Hausman entre fe et be . . . 27

Introduction

Le produit intérieur brut est un indicateur de mesure de la richesse d'un pays pour une année bien précise. Il peut être appréhendé sous trois angles à savoir le PIB à l'approche de la production, le PIB à l'approche du revenu et le PIB à l'approche des dépenses. Ce dernier fera l'objet d'études de notre dossier.

Notre étude porte sur l'évolution du produit intérieur brut (PIB) à l'optique des dépenses dans la zone de l'OCDE pendant 24 ans, c'est-à-dire sur la période allant de 1996-2019 de 28 pays membres de la zone.

Le PIB à l'approche des dépenses prend en compte l'ensemble des biens et services finaux dans une économie pendant une période donnée. Les dépenses effectuées pour ces biens et services sont diverses, on peut observer les dépenses de consommation, l'ensemble des dépenses publiques dans le système économique, les investissements effectués par les entreprises mais le solde de la balance commerciale.

L'objectif de ce travail est de montrer comment se comportent les variables exogènes sur la variable endogène sous la dimension individuelle (Pays) mais aussi temporelle. La prise en compte de ces deux dimensions (individuelle et temporelle) nécessite une modélisation de données avec l'application des méthodes économétriques spécifiques aux données de panel.

De ce fait nous nous posions la question suivante : quel modèle doit-on privilégier pour effectuer nos prévisions ?

Pour répondre à notre question d'étude, nous allons effectuer ce travail sous trois parties :
Premièrement, nous allons effectuer une étude avec l'application TSP.
En second lieu nous effectuerons une application sur stata.
Enfin nous allons effectuer une application sous SAS.

Chapitre I

Présentation de la base

I.1 Description des variables et codage des pays

I.1.1 Variable Endogène

PIB : Produit intérieur brut - optique des dépenses

I.1.2 Variables Exogènes

CFPR : Dépense de consommation finale privée
CFPU : Dépense de consommation finale des administrations publiques
FBCF : Formation brute de capital fixe
VS : Variation des stocks et acquisitions moins cessions d'objets de valeur
X : Exportations de biens et de services
M : Importations de biens et de services
D : Demande totale intérieure.

I.1.3 Codage des pays

Autiche	: 1
Belgique	: 2
Chili	: 3
République tchèque	: 4
Danemark	: 5
Estonie	: 6
Finlande	: 7
France	: 8
Allemagne	: 9
Grèce	: 10
Hongrie	: 11
Islande	: 12
Irlande	: 13
Italie	: 14
Japon	: 15
Corée	: 16
Lettonie	: 17
Luxembourg	: 18

Pays-Bas	: 19
Pologne	: 20
Portugal	: 21
République slovaque	: 22
Slovénie	: 23
Espagne	: 24
Suède	: 25
Suisse	: 26
Royaume-Uni	: 27
États-Unis	: 28

I.2 Équation

Pour notre étude nous avons l'équation du PIB à l'approche des dépenses qui est comme ainsi :

$$PIB_{it} = \alpha + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 FBCF_{it} + \beta_3 VS_{it} + \beta_4 X_{it} + \beta_5 M_{it} + \varepsilon_{it}$$

Chapitre II

Étude sur TSP

II.1 Choix du meilleur modèle

II.1.1 Estimation des variables

Nous allons effectuer une première estimation sur tsp pour déterminer le modèle qui est le meilleur.

```
       Mean of dep. var. = .477056E+08
  Std. dev. of dep. var. = .217162E+09
Sum of squared residuals = .966031E+14
   Variance of residuals = .119263E+12
Std. error of regression = 345345.
               R-squared = .999997
      Adjusted R-squared = .999997
            LM het. test = .668604 [.414]
           Durbin-Watson = .472008 ** [.000,.000]
          Schwarz B.I.C. = 11580.8
Akaike Information Crit. = 11566.7
          Log likelihood = -11560.7

           Estimated    Standard
Variable  Coefficient     Error       t-statistic       P-value
CF        1.00424       .636396E-03   1578.02       **  [.000]
FBCF      .987274       .185015E-02   533.619       **  [.000]
X         1.00433       .283413E-02   354.371       **  [.000]
M         -1.00249      .326843E-02   -306.719      **  [.000]
VS        1.01019       .721071E-02   140.095       **  [.000]
C         24374.1       12424.9       1.96171           [.050]

                 Variance Covariance of estimated coefficients

                     CF          FBCF             X             M
CF         4.05000D-07
FBCF      -1.01185D-06   3.42304D-06
X          1.41013D-06  -3.24227D-06   8.03231D-06
M         -1.51338D-06   2.76130D-06  -8.99074D-06   0.000010683
VS         2.28136D-06  -4.49301D-06   0.000012594  -0.000015672
C             -0.42098       0.35200       0.50761      -0.45580
```

FIGURE II.1 –

Après une première estimation par les mco, on peut observer que toutes les variables sont significatives et le coefficient R^2 est très bon car ici il est de 99.99%.

Cependant les t-statistiques sont très élevées ce qui paraît anormal. Pour résoudre ce problème nous allons travailler avec les logarithmes des variables pour tous le restant du dossier.

La variable vs ayant des valeurs négatives ne sera pas considérée dans notre équation, car logarithme d'une valeur négative n'existe pas.

$$lpib_{it} = \alpha + \beta_1 lcf_{it} + \beta_2 lfbcf_{it} + \beta_3 lx_{it} + \beta_4 lm_{it} + \varepsilon_{it}$$

Après avoir transformé notre équation en log-log nous allons refaire l'estimation.

II.2 Estimation

II.2.1 MCO

```
Dependent variable: LPIB

       Mean of dep. var. = 13.5405
  Std. dev. of dep. var. = 2.55527
Sum of squared residuals = 1.77152
   Variance of residuals = .218437E-02
Std. error of regression = .046737
               R-squared = .999667
      Adjusted R-squared = .999665
            LM het. test = 14.5078 ** [.000]
          Durbin-Watson = .075705 ** [.000,.000]
         Schwarz B.I.C. = -1327.48
Akaike Information Crit. = -1339.24
         Log likelihood = 1344.24

           Estimated    Standard
Variable  Coefficient     Error       t-statistic       P-value
LCF       .720367       .722888E-02   99.6513       **  [.000]
LFBCF     .217702       .802186E-02   27.1386       **  [.000]
LX        .313557       .011617       26.9919       **  [.000]
LM        -.247472      .013819       -17.9087      **  [.000]
C         .544066       .013937       39.0369       **  [.000]
```

FIGURE II.2 –

Ce tableau nous donne les résultats à la suite de l'estimation par les mco, on peut constater que R^2 ajusté est de 99.97% est parfait et toutes les variables sont significatives à tous les seuils. Ce modèle est bon.

On peut interpréter quelques résultats.
Si les exportations des pays augmentent d'un million de dollars, leurs PIB augmentent de 31.36 millions de dollars. Toutes choses égales par ailleurs.

Si la consommation finale des pays augmente d'un million de dollars, leurs PIB augmentent de 72.04 millions de dollars. Toutes choses égales par ailleurs.

II.2.2 Estimation BETWEEN

```
OLS on individual means (BETWEEN)
=================================

Dependent variable: LPIB

       Mean of dep. var. = 13.5405
  Std. dev. of dep. var. = 2.54626
Sum of squared residuals = .058428
   Variance of residuals = .201475E-02
Std. error of regression = .044886
               R-squared = .999727
      Adjusted R-squared = .999689
            LM het. test = 1.07546 [.300]

           Estimated    Standard
Variable  Coefficient     Error       t-statistic       P-value
LCF       .721617       .051039       14.1385       **  [.000]
LFBCF     .216863       .056983       3.80573       **  [.001]
LX        .312836       .073240       4.27137       **  [.000]
LM        -.246844      .082309       -2.99898      **  [.006]
C         .538788       .088459       6.09081       **  [.000]
```

FIGURE II.3 –

Toutes nos variables sont significatives.
R^2 est de 99.97%, c'est parfait.
La constante est significative.
Donc ce modèle est bon.

Ce modèle examine comment l'individu influence la variance des résidus. L'effet individuel est aléatoire.

Dans ce modèle, l'unité d'analyse n'est pas l'individu mais le groupe, représenté par sa moyenne.

Les différences du niveau du PIB entre les différents individus avec les niveaux de nos variables exogènes différents jouent un rôle.

La constante représente une moyenne.

II.2.3 Estimation WITHIN

```
Dependent variable: LPIB

       Mean of dep. var. = 13.5405
  Std. dev. of dep. var. = 2.55527
Sum of squared residuals = .322298
   Variance of residuals = .414264E-03
Std. error of regression = .020353
               R-squared = .999939
      Adjusted R-squared = .999937
            LM het. test = 4.36226 * [.037]
           Durbin-Watson = .432969 ** [.000,.000]
          Schwarz B.I.C. = -1912.13
Akaike Information Crit. = -2001.52
          Log likelihood = 2039.52

           Estimated    Standard
Variable  Coefficient     Error       t-statistic       P-value
LCF       .647767       .897071E-02   72.2091       **  [.000]
LFBCF     .222807       .611017E-02   36.4649       **  [.000]
LX        .324004       .010162       31.8824       **  [.000]
LM        -.210467      .012447       -16.9093      **  [.000]

                 Variance Covariance of estimated coefficients
```

FIGURE II.4 –

Toutes nos variables sont significatives.
Signe attendu pour nos variables
R^2 = 99.99%, c'est parfait.

Il n'y a pas de constante dans l'estimation mais autant de constante que d'individu, ce qui fait que l'effet propre à chaque individu est pris en compte. La constante est appelée effet fixe.

Les coefficients estimés dépendent uniquement des variations au sein de chaque individu dans le temps.

Quand on estime les effets de nos variables exogènes sur le PIB, la variation de nos variables exogènes et du PIB dans le temps pour chaque individu qui contribue aux coefficients estimés. Les différences de niveau du PIB entre les individus avec des niveaux de variables exogènes différents ne jouent aucun rôle.

II.2.4 Estimation GLS

```
Random Effects - Individual - GLS
=================================

VWITH (variance of Uit)    =  0.41426E-03
VBET  (variance of Ai)     =  0.17701E-02
(computed from small sample formula)
THETA (0=WITHIN, 1=TOTAL) =  0.96572E-02

Dependent variable: LPIB

       Mean of dep. var. = 13.5405
  Std. dev. of dep. var. = 2.55527
Sum of squared residuals = 2.93957
   Variance of residuals = .362462E-02
Std. error of regression = .060205
               R-squared = .999632
      Adjusted R-squared = .999630
            LM het. test = 7.17101 ** [.007]
           Durbin-Watson = .045762 ** [.000,.000]

           Estimated     Standard
Variable  Coefficient      Error       t-statistic       P-value
LCF       .679530       .764991E-02   88.8285       **  [.000]
LFBCF     .221135       .599676E-02   36.8757       **  [.000]
LX        .320434       .994547E-02   32.2191       **  [.000]
LM        -.228288      .011991       -19.0384      **  [.000]
C         .714499       .023916       29.8750       **  [.000]
```

FIGURE II.5 –

Pour l'estimation par la méthode des moindres carrés généralisés toutes les variables sont significatives à tous les seuils.
La constante est significative.
R^2 est de 99.97%, c'est parfait.
$Theta^2$ = 0.000093280 tend vers 0, donc vers les estimateurs Within.

Les différences de niveau du PIB entre les individus avec le niveau de nos variables exogènes différentes jouent un rôle.

Nous allons maintenant effectuer le test de Hausman pour voir le meilleur modèle. Sur tsp le test de Hausman nous est directement donné.

II.2.5 Test de Hausman

```
Hausman test of H0:RE vs. FE:  CHISQ(4) = 49.540,  P-value = [.0000]

Summary of estimated Panel models (* = best SBIC)
 LOGL        SBIC         Model
 1344.2     -1327.5       Plain OLS (TOTAL)
 2859.2     -2289.3     * Varying slopes and intercepts (BYID)
 2039.5     -1912.1       Fixed Effects - Individual (WITHIN)
```

FIGURE II.6 –

Le test de Hausman indique que le meilleur modèle est le modèle à effet fixe individuel.

Chapitre III

Etude sur SAS

III.1 Description des variables

Le Système SAS

La procédure CONTENTS

Nom de la table	WORK.ETUDE1	Observations	816
Type de membre	DATA	Variables	8
Moteur	V9	Index	0
Créée	18/01/2021 22:24:03	Longueur d'observation	64
Dernière modification	18/01/2021 22:24:03	Observations supprimées	0
Protection		Compressée	NON
Type de table		Triée	NON
Libellé			
Représentation des données	WINDOWS_64		
Codage	wlatin1 Western (Windows)		

Figure III.1 –

Avec proc contents on a les détails de notre base de données, cette dernière est constituée de 816 observations et 8 variables.
Nous allons maintenant effectuer les estimations.

III.2 Estimations

III.2.1 MCO

Analyse de variance

Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Modèle	4	5319.67381	1329.91845	608835	<.0001
Erreur	811	1.77152	0.00218		
Total sommes corrigées	815	5321.44533			

Root MSE	0.04674	R carré	0.9997
Moyenne dépendante	13.54052	R car. ajust.	0.9997
Coeff Var	0.34517		

Résultats estimés des paramètres

Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|
Intercept	1	0.54407	0.01394	39.04	<.0001
lcf	1	0.72037	0.00723	99.65	<.0001
lfbcf	1	0.21770	0.00802	27.14	<.0001
lx	1	0.31356	0.01162	26.99	<.0001
lm	1	-0.24747	0.01382	-17.91	<.0001

Figure III.2 –

On observe les mêmes valeurs avec les résultats obtenues sous TSP.
Toutes les variables sont significatives.
R^2 ajusté est de 99.97%.
Ce modèle est bon.

III.2.2 Estimation 2 effets fixes

modele avec deux effets fixes

La procédure PANEL
Estimations bidirectionnelles fixes
Modèle : FIXETWO
Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	FIXETWO
Méthode d'estimation	FixTwo
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	0.3061	DFE	755
MSE	0.0004	Racine MSE	0.0201
R carré	0.9999		

Test F d'absence d'effets fixes			
DDL num.	DDL den.	Valeur F	Pr > F
56	755	64.55	<.0001

Résultats estimés des paramètres						
Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|	Libellé
CS1	1	-0.14068	0.0108	-13.03	<.0001	Cross Sectional Effect 1
CS2	1	-0.24596	0.0161	-15.32	<.0001	Cross Sectional Effect 2
CS3	1	-0.29134	0.0174	-16.76	<.0001	Cross Sectional Effect 3
CS4	1	-0.19075	0.0113	-16.95	<.0001	Cross Sectional Effect 4
CS5	1	0.011512	0.0115	1.00	0.3166	Cross Sectional Effect 5
CS6	1	-0.22978	0.0138	-16.66	<.0001	Cross Sectional Effect 6
CS7	1	-0.20277	0.0125	-16.25	<.0001	Cross Sectional Effect 7
CS8	1	-0.36019	0.0250	-14.40	<.0001	Cross Sectional Effect 8
CS9	1	-0.23088	0.0163	-14.16	<.0001	Cross Sectional Effect 9
CS10	1	-0.16395	0.00996	-16.47	<.0001	Cross Sectional Effect 10
CS11	1	-0.17591	0.0107	-16.51	<.0001	Cross Sectional Effect 11
CS12	1	-0.14885	0.0142	-10.51	<.0001	Cross Sectional Effect 12
CS13	1	-0.21528	0.0131	-16.49	<.0001	Cross Sectional Effect 13
CS14	1	-0.20747	0.0120	-17.24	<.0001	Cross Sectional Effect 14
CS15	1	-0.23245	0.0213	-10.93	<.0001	Cross Sectional Effect 15
CS16	1	-0.15577	0.00993	-15.69	<.0001	Cross Sectional Effect 16
CS17	1	-0.08217	0.0151	-5.43	<.0001	Cross Sectional Effect 17
CS18	1	-0.31179	0.0225	-13.83	<.0001	Cross Sectional Effect 18
CS19	1	-0.32786	0.0214	-15.32	<.0001	Cross Sectional Effect 19
CS21	1	-0.12062	0.00817	-14.76	<.0001	Cross Sectional Effect 21
CS22	1	-0.24586	0.0161	-15.24	<.0001	Cross Sectional Effect 22
CS23	1	-0.2072	0.0153	-13.53	<.0001	Cross Sectional Effect 23
CS24	1	-0.15252	0.0126	-12.15	<.0001	Cross Sectional Effect 24
CS25	1	-0.19194	0.0116	-16.50	<.0001	Cross Sectional Effect 25
CS26	1	-0.22298	0.0153	-14.55	<.0001	Cross Sectional Effect 26
CS27	1	-0.33354	0.0212	-15.70	<.0001	Cross Sectional Effect 27
CS28	1	-0.3069	0.0220	-13.96	<.0001	Cross Sectional Effect 28
CS29	1	-0.17499	0.0115	-15.18	<.0001	Cross Sectional Effect 29
CS30	1	-0.19294	0.0113	-17.01	<.0001	Cross Sectional Effect 30
CS31	1	-0.23078	0.0158	-14.56	<.0001	Cross Sectional Effect 31
CS32	1	-0.15821	0.0125	-12.70	<.0001	Cross Sectional Effect 32
CS33	1	-0.14841	0.00969	-15.32	<.0001	Cross Sectional Effect 33
TS1	1	0.00836	0.00687	1.22	0.2238	Time Series Effect 1
TS2	1	0.001821	0.00663	0.27	0.7838	Time Series Effect 2
TS3	1	-0.00225	0.00634	-0.35	0.7227	Time Series Effect 3
TS4	1	-0.00649	0.00618	-1.05	0.2939	Time Series Effect 4
TS5	1	-0.00425	0.00609	-0.70	0.4852	Time Series Effect 5
TS6	1	-0.00766	0.00574	-1.33	0.1824	Time Series Effect 6
TS7	1	-0.0086	0.00568	-1.51	0.1306	Time Series Effect 7
TS8	1	-0.00153	0.00568	-0.27	0.7878	Time Series Effect 8
TS9	1	0.00029	0.00564	0.05	0.9591	Time Series Effect 9
TS10	1	-0.00333	0.00546	-0.61	0.5423	Time Series Effect 10
TS11	1	-0.00602	0.00534	-1.13	0.2598	Time Series Effect 11
TS12	1	-0.00743	0.00522	-1.42	0.1548	Time Series Effect 12
TS13	1	-0.00507	0.00517	-0.98	0.3269	Time Series Effect 13
TS14	1	-0.01249	0.00507	-2.46	0.0140	Time Series Effect 14
TS15	1	-0.00625	0.00527	-1.19	0.2360	Time Series Effect 15
TS16	1	0.001303	0.00507	0.26	0.7974	Time Series Effect 16
TS17	1	-0.00375	0.00497	-0.76	0.4501	Time Series Effect 17
TS18	1	-0.00931	0.00495	-1.88	0.0604	Time Series Effect 18
TS19	1	-0.0065	0.00495	-1.31	0.1894	Time Series Effect 19
TS20	1	-0.00282	0.00493	-0.57	0.5679	Time Series Effect 20
TS21	1	0.001288	0.00491	0.26	0.7932	Time Series Effect 21
TS22	1	0.003065	0.00491	0.62	0.5329	Time Series Effect 22
TS23	1	0.000186	0.00489	0.04	0.9697	Time Series Effect 23
Intercept	1	1.054635	0.0517	20.39	<.0001	Intercept
lcf	1	0.638299	0.00967	65.99	<.0001	
lfbcf	1	0.227179	0.00672	33.83	<.0001	
lx	1	0.320944	0.0102	31.58	<.0001	
lm	1	-0.20221	0.0133	-15.21	<.0001	

FIGURE III.3 –

La probabilité F est inférieure à 5%, donc les individus sont hétérogènes.
Ici soit il y a un effet temps, soit un effet individuel ou on a les deux à la fois. Pour savoir quel est le choix, nous allons effectuer un test dans l'estimation avec effet individuel sans effet temps.

Ici on ne commente pas les CS mais on peut les regrouper suivant leurs signes. Une analyse de ce tableau, a permis de constater qu'ils sont tous négatifs sauf CS5.

Les TS représentent les temps, on peut voir qu'ils ne sont pas significatifs. Donc les effets temps ne sont pas adéquats pour expliquer le PIB.

Toutes nos variables sont significatives à tous les seuils ainsi que la constante.

III.2.3 ESTIMATION SANS EFFET TEMPS WITHIN

modele avec deux effets fixes

La procédure PANEL
Estimations unidirectionnelles fixes
Modèle : FIXEONE
Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	FIXEONE
Méthode d'estimation	FixOne
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	0.3223	DFE	778
MSE	0.0004	Racine MSE	0.0204
R carré	0.9999		

Test F d'absence d'effets fixes			
DDL num.	DDL den.	Valeur F	Pr > F
33	778	106.01	<.0001

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|	Libellé
CS1	1	-0.13791	0.00981	-14.06	<.0001	Cross Sectional Effect 1
CS2	1	-0.23988	0.0151	-15.87	<.0001	Cross Sectional Effect 2
CS3	1	-0.28324	0.0167	-16.94	<.0001	Cross Sectional Effect 3
CS4	1	-0.18671	0.0109	-17.13	<.0001	Cross Sectional Effect 4
CS5	1	0.013484	0.00811	1.66	0.0967	Cross Sectional Effect 5
CS6	1	-0.22063	0.0131	-16.82	<.0001	Cross Sectional Effect 6
CS7	1	-0.1977	0.0121	-16.28	<.0001	Cross Sectional Effect 7
CS8	1	-0.35097	0.0227	-15.48	<.0001	Cross Sectional Effect 8
CS9	1	-0.22665	0.0149	-15.23	<.0001	Cross Sectional Effect 9
CS10	1	-0.16114	0.00963	-16.74	<.0001	Cross Sectional Effect 10
CS11	1	-0.17217	0.0104	-16.52	<.0001	Cross Sectional Effect 11
CS12	1	-0.14659	0.0128	-11.45	<.0001	Cross Sectional Effect 12
CS13	1	-0.20686	0.0109	-19.03	<.0001	Cross Sectional Effect 13
CS14	1	-0.20266	0.0117	-17.35	<.0001	Cross Sectional Effect 14
CS15	1	-0.22209	0.0203	-10.95	<.0001	Cross Sectional Effect 15
CS16	1	-0.15421	0.00951	-16.21	<.0001	Cross Sectional Effect 16
CS17	1	-0.0742	0.00992	-7.48	<.0001	Cross Sectional Effect 17
CS18	1	-0.30542	0.0200	-15.23	<.0001	Cross Sectional Effect 18
CS19	1	-0.32183	0.0195	-16.49	<.0001	Cross Sectional Effect 19
CS18	1	-0.30542	0.0200	-15.23	<.0001	Cross Sectional Effect 18
CS19	1	-0.32183	0.0195	-16.49	<.0001	Cross Sectional Effect 19
CS20	1	-0.17571	0.0264	-6.65	<.0001	Cross Sectional Effect 20
CS21	1	-0.11714	0.00780	-15.03	<.0001	Cross Sectional Effect 21
CS22	1	-0.23864	0.0156	-15.32	<.0001	Cross Sectional Effect 22
CS23	1	-0.20416	0.0136	-14.99	<.0001	Cross Sectional Effect 23
CS24	1	-0.14822	0.0122	-12.14	<.0001	Cross Sectional Effect 24
CS25	1	-0.18792	0.0113	-16.68	<.0001	Cross Sectional Effect 25
CS26	1	-0.21897	0.0140	-15.63	<.0001	Cross Sectional Effect 26
CS27	1	-0.32486	0.0199	-16.36	<.0001	Cross Sectional Effect 27
CS28	1	-0.29961	0.0201	-14.90	<.0001	Cross Sectional Effect 28
CS29	1	-0.17154	0.0109	-15.81	<.0001	Cross Sectional Effect 29
CS30	1	-0.18781	0.0110	-17.02	<.0001	Cross Sectional Effect 30
CS31	1	-0.22376	0.0152	-14.75	<.0001	Cross Sectional Effect 31
CS32	1	-0.15488	0.0112	-13.84	<.0001	Cross Sectional Effect 32
CS33	1	-0.14695	0.00942	-15.59	<.0001	Cross Sectional Effect 33
Intercept	1	1.038985	0.0402	25.85	<.0001	Intercept
lcf	1	0.647767	0.00897	72.21	<.0001	
lfbcf	1	0.222807	0.00611	36.46	<.0001	
lx	1	0.324004	0.0102	31.88	<.0001	
lm	1	-0.21047	0.0124	-16.91	<.0001	

FIGURE III.4 –

La probabilité F est inférieure à 5%, l'effet individuel le remporte sur l'effet temps.
Donc il y a un effet individuel.

Nous pouvons faire un test dans l'estimation avec effet de temps pour confirmer effectivement qu'il y a absence d'effet de temps.

Tout CS sont significatifs sauf CS5.
Toutes les variables sont significatives .
la constante est significative.

III.2.4 ESTIMATION EFFET TEMPS seulement

modele avec deux effets fixes

La procédure PANEL
Estimations temporelles fixes unidirectionnelles
Modèle : FIXEONETIME
Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	FIXEONETIME
Méthode d'estimation	FixOneTm
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	1.7514	DFE	788
MSE	0.0022	Racine MSE	0.0471
R carré	0.9997		

Test F d'absence d'effets fixes			
DDL num.	DDL den.	Valeur F	Pr > F
23	788	0.39	0.9955

Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|	Libellé
TS1	1	0.013084	0.0117	1.12	0.2627	Time Series Effect 1
TS2	1	0.006016	0.0117	0.52	0.6058	Time Series Effect 2
TS3	1	0.003347	0.0116	0.29	0.7734	Time Series Effect 3
TS4	1	-0.00103	0.0116	-0.09	0.9291	Time Series Effect 4
TS5	1	-0.00142	0.0116	-0.12	0.9026	Time Series Effect 5
TS6	1	-0.00141	0.0115	-0.12	0.9026	Time Series Effect 6
TS7	1	-0.00455	0.0115	-0.39	0.6934	Time Series Effect 7
TS8	1	-0.00143	0.0115	-0.12	0.9017	Time Series Effect 8
TS9	1	-0.00151	0.0115	-0.13	0.8959	Time Series Effect 9
TS10	1	-0.00293	0.0115	-0.25	0.7997	Time Series Effect 10
TS11	1	-0.00446	0.0115	-0.39	0.6986	Time Series Effect 11
TS12	1	-0.00354	0.0115	-0.31	0.7595	Time Series Effect 12
TS13	1	-0.00118	0.0116	-0.10	0.9191	Time Series Effect 13
TS14	1	-0.00926	0.0115	-0.80	0.4214	Time Series Effect 14
TS15	1	-0.01315	0.0115	-1.15	0.2524	Time Series Effect 15
TS16	1	-0.00152	0.0115	-0.13	0.8942	Time Series Effect 16
TS17	1	-0.00286	0.0114	-0.25	0.8025	Time Series Effect 17
TS18	1	-0.00868	0.0114	-0.76	0.4484	Time Series Effect 18
TS19	1	-0.00689	0.0115	-0.60	0.5477	Time Series Effect 19
TS20	1	-0.0031	0.0114	-0.27	0.7866	Time Series Effect 20
TS21	1	0.001069	0.0114	0.09	0.9256	Time Series Effect 21
TS22	1	0.00135	0.0114	0.12	0.9061	Time Series Effect 22
TS23	1	-0.00017	0.0114	-0.02	0.9878	Time Series Effect 23
Intercept	1	0.540806	0.0178	30.39	<.0001	Intercept
lcf	1	0.720109	0.00763	94.43	<.0001	
lfbcf	1	0.216205	0.00865	24.99	<.0001	
lx	1	0.311695	0.0119	26.24	<.0001	
lm	1	-0.24351	0.0142	-17.15	<.0001	

FIGURE III.5 –

La probabilité F est supérieure 5%, donc y a pas effet fixe, le test vient de confirmer effectivement qu'il y a absence d'effet de temps.

Les effets temps ne sont pas significatifs.
Toutes les variables sont significatives.
La constante est significative.

En conclusion, le modèle WITHIN avec effet individuel est meilleur que le modèle WITHIN avec effet temps seul et le modèle WITHIN avec les deux effets.

III.2.5 ESTIMATION EFFETS ALEATOIRES

modele avec deux effets fixes

La procédure PANEL
Composants de la variance Fuller et Battese (RanTwo)
Modèle : RANTWO
Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	RANTWO
Méthode d'estimation	RanTwo
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	0.3461	DFE	811
MSE	0.0004	Racine MSE	0.0207
R carré	0.9980		

Estimations des composants de la variance	
Composant de la variance pour sections croisées	0.001999
Composant de la variance pour séries chronologiques	9.275E-6
Composant de la variance pour l'erreur	0.000405

Test de Hausman pour effets aléatoires			
Coefficients	DDL	Valeur m	Pr > m
4	4	43.33	<.0001

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|
Intercept	1	0.719582	0.0264	27.26	<.0001
lcf	1	0.67486	0.00814	82.96	<.0001
lfbcf	1	0.222056	0.00630	35.26	<.0001
lx	1	0.319287	0.0102	31.41	<.0001
lm	1	-0.22352	0.0124	-17.97	<.0001

FIGURE III.6 –

Toutes nos variables sont significatives.
R^2 est de 99.80%, c'est parfait.
La probabilité du test de Hausman est inférieure à 5%, donc on accepte le modèle à effets fixes.

III.2.6 ESTIMATION EFFETS ALEATOIRE SANS EFFETS TEMPS

modele avec deux effets fixes

La procédure PANEL
Composants de la variance Fuller et Battese (RanOne)
Modèle : RANONE
Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	RANONE
Méthode d'estimation	RanOne
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	0.3535	DFE	811
MSE	0.0004	Racine MSE	0.0209
R carré	0.9985		

Estimations des composants de la variance	
Composant de la variance pour sections croisées	0.001991
Composant de la variance pour l'erreur	0.000414

Test de Hausman pour effets aléatoires			
Coefficients	DDL	Valeur m	Pr > m
4	4	50.14	<.0001

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|
Intercept	1	0.723065	0.0252	28.75	<.0001
lcf	1	0.677446	0.00795	85.24	<.0001
lfbcf	1	0.221246	0.00616	35.90	<.0001
lx	1	0.320672	0.0102	31.36	<.0001
lm	1	-0.22712	0.0123	-18.41	<.0001

FIGURE III.7 –

Toutes les variables sont significatives.
La probabilité de Hausman est inférieure 5%.
Ce modèle est bon.

III.2.7 ESTIMATION RESIDUS AUTOREGRESSIFS ORDRE 1 gls

La procédure PANEL
Estimation de la méthode Parks
Modèle : PARKS
Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	PARKS
Méthode d'estimation	Parks
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	454.8137	DFE	811
MSE	0.5608	Racine MSE	0.7489
R carré	0.9999		

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|
Intercept	1	0.514796	0.00716	71.85	<.0001
lcf	1	0.748926	0.00356	210.33	<.0001
lfbcf	1	0.193891	0.00383	50.65	<.0001
lx	1	0.285796	0.00516	55.37	<.0001
lm	1	-0.22466	0.00621	-36.20	<.0001

FIGURE III.8 –

Les variables sont significatives.
R^2 est de 99.99%, c'est parfait.

III.2.8 ESTIMATION BETWEEN GROUPE

La procédure PANEL
Estimations entre les groupes
Modèle : BTWNG
Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	BTWNG
Méthode d'estimation	BtwGrps
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	0.0584	DFE	29
MSE	0.0020	Racine MSE	0.0449
R carré	0.9997		

Résultats estimés des paramètres						
Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|	Libellé
Intercept	1	0.538788	0.0885	6.09	<.0001	Intercept
lcf	1	0.721618	0.0510	14.14	<.0001	
lfbcf	1	0.216863	0.0570	3.81	0.0007	
lx	1	0.312837	0.0732	4.27	0.0002	
lm	1	-0.24684	0.0823	-3.00	0.0055	

FIGURE III.9 –

Toutes nos variables sont significatives.
R^2 est 99.97%, ce qui est parfait.

III.2.9 ESTIMATION BETWEEN PERIODE

Description du modèle	
Libellé de l'instruction MODEL	BTWNT
Méthode d'estimation	BtwTime
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	0.0003	DFE	19
MSE	0.0000	Racine MSE	0.0042
R carré	0.9999		

Résultats estimés des paramètres						
Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|	Libellé
Intercept	1	0.847984	0.1126	7.53	<.0001	Intercept
lcf	1	0.650719	0.0360	18.05	<.0001	
lfbcf	1	0.241906	0.0336	7.21	<.0001	
lx	1	0.458618	0.0860	5.33	<.0001	
lm	1	-0.36667	0.0957	-3.83	0.0011	

FIGURE III.10 –

Toutes les variables sont significatives.
R^2 est 99.99%

III.2.10 ESTIMATION BETWEEN

Nb d'observations lues	34
Nb d'obs. utilisées	34

Analyse de variance					
Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Modèle	4	213.89480	53.47370	26541.1	<.0001
Erreur	29	0.05843	0.00201		
Total sommes corrigées	33	213.95323			

Root MSE	0.04489	R carré	0.9997
Moyenne dépendante	13.54052	R car. ajust.	0.9997
Coeff Var	0.33149		

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|
Intercept	1	0.53879	0.08846	6.09	<.0001
lcf	1	0.72162	0.05104	14.14	<.0001
lfbcf	1	0.21686	0.05698	3.81	0.0007
lx	1	0.31284	0.07324	4.27	0.0002
lm	1	-0.24684	0.08231	-3.00	0.0055

FIGURE III.11 –

Toutes les variables sont significatives.
R^2 est 99.97%

III.2.11 ESTIMATION WITHIN

Nb d'obs. utilisées	816

Note: No intercept in model. R-Square is redefined.

Analyse de variance					
Source	DDL	Somme des carrés	Moyenne quadratique	Valeur F	Pr > F
Modèle	4	186.24552	46.56138	117307	<.0001
Erreur	812	0.32230	0.00039692		
Total sommes non corrigées	816	186.56782			

Root MSE	0.01992	R carré	0.9983
Moyenne dépendante	-7.4886E-16	R car. ajust.	0.9983
Coeff Var	-2.66043E15		

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Valeur estimée des paramètres	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|
lcf	1	0.64777	0.00878	73.77	<.0001
lfbcf	1	0.22281	0.00598	37.25	<.0001
lx	1	0.32400	0.00995	32.57	<.0001
lm	1	-0.21047	0.01218	-17.27	<.0001

FIGURE III.12 –

Toutes les variables sont significatives.
R^2 est 99.83%

III.2.12 Test Hausman

La procédure PANEL
Composants de la variance Fuller et Battese (RanTwo)

Variable dépendante : lpib

Description du modèle	
Méthode d'estimation	RanTwo
Nombre de sections croisées	34
Longueur des séries chronologiques	24

Tests d'ajustement			
SSE	0.3461	DFE	811
MSE	0.0004	Racine MSE	0.0207
R carré	0.9980		

Estimations des composants de la variance	
Composant de la variance pour sections croisées	0.001999
Composant de la variance pour séries chronologiques	9.275E-6
Composant de la variance pour l'erreur	0.000405

Test de Hausman pour effets aléatoires			
Coefficients	DDL	Valeur m	Pr > m
4	4	43.33	<.0001

Résultats estimés des paramètres					
Variable	DDL	Estimation	Erreur type	Valeur du test t	Pr > |t|
Intercept	1	0.719582	0.0264	27.26	<.0001
lcf	1	0.67486	0.00814	82.96	<.0001
lfbcf	1	0.222056	0.00630	35.26	<.0001
lx	1	0.319287	0.0102	31.41	<.0001
lm	1	-0.22352	0.0124	-17.97	<.0001

FIGURE III.13 –

La probabilité de Hausman est inférieure 5%, donc le meilleur modèle est le modèle à effets fixes. Tout en sachant que dans le modèle à effet fixe, les effets individuels le remportent sur les effets de temps.

Donc le meilleur modèle pour notre étude est le modèle à effet fixe individuel.

Chapitre IV

Étude sur STATA

IV.1 Type de Panel

```
tsset Pays Annees
     panel variable:  Pays (strongly balanced)
      time variable:  Annees, 1995 to 2018
              delta:  1 year
```

FIGURE IV.1 –

L'individu est représenté par les pays et l'année est la période.

Le panel est fortement cylindré (strongly balanced) car toutes les variables sont renseignées.

Le panel ne comporte pas de données manquantes.

IV.2 Statistiques descriptives des variables en logarithmes

IV.2.1 Statistiques globales

En résumé sur le tableau ci-après on peut voir que les variables principales ont le même nombre d'observations.

```
. summarize Pays  Annees  lpib    lcf     lfbcf   lx      lm
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Pays	816	17.5	9.816725	1	34
Annees	816	2006.5	6.926432	1995	2018
lpib	816	13.54052	2.555265	7.958006	21.36417
lcf	816	13.24286	2.560013	7.740597	20.91905
lfbcf	816	12.04052	2.570463	6.355585	20.17587
lx	816	12.62828	2.38727	7.246375	20.48982
lm	816	12.62446	2.374221	7.374945	20.42176

FIGURE IV.2 –

IV.2.2 Statistiques par type de variables (Années et Individus

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations	
lpib	overall	13.54052	2.555265	7.958006	21.36417	N =	816
	between		2.546258	9.310816	20.72004	n =	34
	within		.4784533	9.675369	15.53746	T =	24
lcf	overall	13.24286	2.560013	7.740597	20.91905	N =	816
	between		2.553306	8.994127	20.28661	n =	34
	within		.4672055	9.364897	15.17716	T =	24
lfbcf	overall	12.04052	2.570463	6.355585	20.17587	N =	816
	between		2.558408	8.033123	19.55153	n =	34
	within		.4965375	8.079	14.20685	T =	24
lx	overall	12.62828	2.38727	7.246375	20.48982	N =	816
	between		2.344119	8.704016	19.75427	n =	34
	within		.5993618	8.466477	14.9426	T =	24
lm	overall	12.62446	2.374221	7.374945	20.42176	N =	816
	between		2.335513	8.878021	19.68207	n =	34
	within		.579862	8.406513	14.8677	T =	24

FIGURE IV.3 –

IV.3 Évolution du log PIB par pays

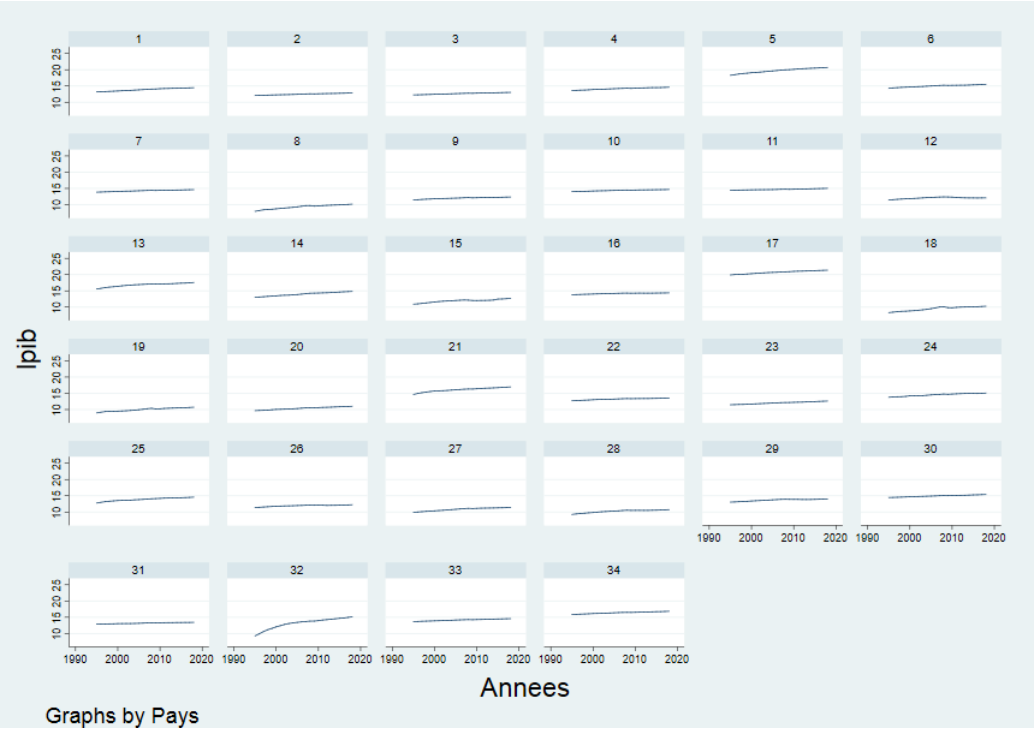

FIGURE IV.4 –

IV.3.1 Graphique hétérogénéité entre les Pays

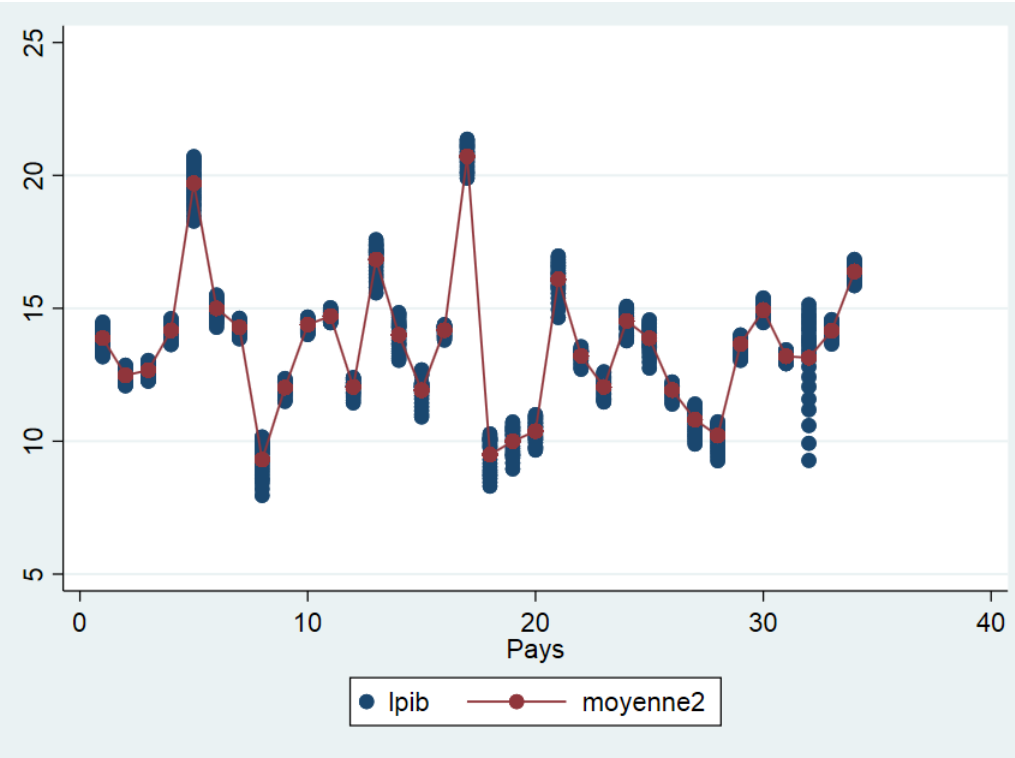

FIGURE IV.5 –

La figure IV.5 met en évidence une représentation de série stationnaire qui fluctue autour de sa moyenne.

IV.3.2 Graphique hétérogénéité entre les années

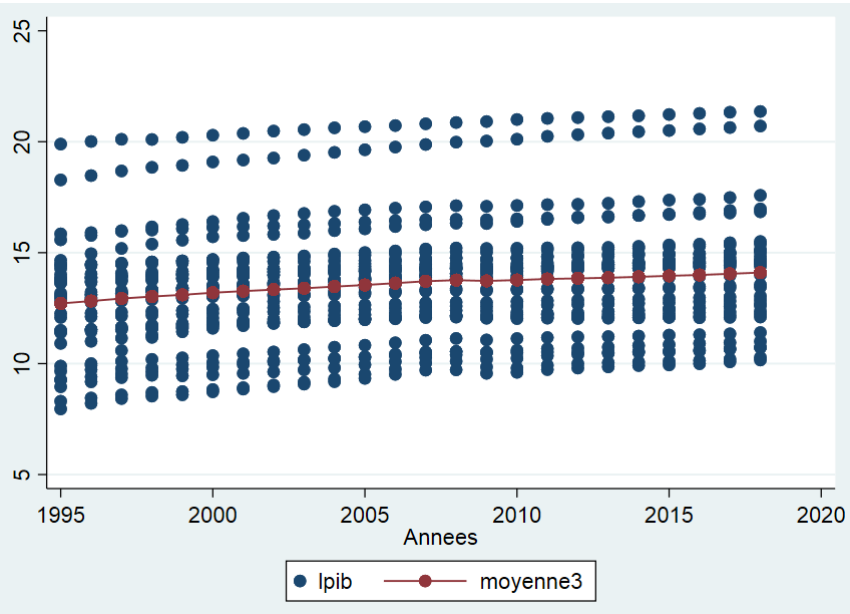

FIGURE IV.6 –

IV.4 Estimation

IV.5 Equation

$lpib_{it} = \alpha + \beta_1 lcf_{it} + \beta_2 lfbcf_{it} + \beta_3 lx_{it} + \beta_4 lm_{it} + \varepsilon_{it}$

α est la constante.

β_1 à β_4 les paramètres des variables exogènes.

IV.5.1 MCO

Source	SS	df	MS
Model	5319.67375	4	1329.91844
Residual	1.77152319	811	.002184369
Total	5321.44527	815	6.5293807

Number of obs	=	816
F(4, 811)	>	99999.00
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.9997
Adj R-squared	=	0.9997
Root MSE	=	.04674

lpib	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
lcf	.7203673	.0072289	99.65	0.000	.7061778	.7345569
lfbcf	.2177022	.0080219	27.14	0.000	.2019561	.2334483
lx	.3135569	.0116167	26.99	0.000	.2907545	.3363592
lm	-.2474718	.0138185	-17.91	0.000	-.2745962	-.2203475
_cons	.5440656	.0139372	39.04	0.000	.5167084	.5714229

FIGURE IV.7 –

Toutes nos variables sont significatives.
La constante est significative.
La probabilité de Fisher est nulle, le modèle est globalement significatif.

R^2 est de 99.97%, ce qui est parfait.

On peut interpréter la variable CF :

Si la consommation finale des pays augmente d'un million de dollars, leurs PIB augmentent de 72.84 millions de dollars.
Toutes choses égales par ailleurs

IV.5.2 Test de vif

Le test nous permet de vérifier la multicolinéarité entre les individus.

Variable	VIF	1/VIF
lm	401.60	0.002490
lx	286.95	0.003485
lfbcf	158.64	0.006304
lcf	127.78	0.007826
Mean VIF	243.74	

FIGURE IV.8 –

Dans notre exemple les vifs sont très éloignés de 1, donc il y multicolinéarité.

Pour essayer de comprendre d'où vient ce problème de multicolinéarité on peut afficher la matrice de corrélation pour voir s'il n'y a pas de variable redondante.

IV.5.3 Matrice de corrélation

```
. corr lpib lcf lfbcf lx lm
(obs=816)
```

	lpib	lcf	lfbcf	lx	lm
lpib	1.0000				
lcf	0.9991	1.0000			
lfbcf	0.9976	0.9959	1.0000		
lx	0.9774	0.9701	0.9760	1.0000	
lm	0.9836	0.9782	0.9830	0.9978	1.0000

FIGURE IV.9 –

Toutes nos variables sont fortement corrélées entre, ce qui peut expliquer ce problème de multicolinéarité.

Pour corriger ce problème de multicolinéarité la logique voudrait qu'on supprime de notre régression la variable redondante c'est-à-dire celles qui sont fortement corrélées, mais ici c'est le cas pour toutes nos variables.

IV.5.4 Estimation Two-way fixed whitin

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs     =        816
Group variable: Pays                            Number of groups  =         34

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.9984                                         min =         24
     between = 0.9996                                         avg =       24.0
     overall = 0.9995                                         max =         24

                                                F(27,755)         =   17017.49
corr(u_i, Xb)  = 0.7694                         Prob > F          =     0.0000
```

lpib	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
lcf	.6382995	.009672	65.99	0.000	.6193123	.6572867
lfbcf	.2271785	.0067158	33.83	0.000	.2139947	.2403623
lx	.3209435	.010163	31.58	0.000	.3009924	.3408946
lm	-.2022057	.0132938	-15.21	0.000	-.2283029	-.1761084

Annees						
1996	-.0065386	.0048987	-1.33	0.182	-.0161554	.0030781
1997	-.0106097	.0049601	-2.14	0.033	-.020347	-.0008724
1998	-.0148531	.0050291	-2.95	0.003	-.0247257	-.0049805
1999	-.0126123	.0050454	-2.50	0.013	-.0225171	-.0027076
2000	-.0160243	.0052422	-3.06	0.002	-.0263153	-.0057333
2001	-.016957	.0052648	-3.22	0.001	-.0272924	-.0066216
2002	-.0098878	.0052687	-1.88	0.061	-.0202308	.0004552
2003	-.0080701	.0053215	-1.52	0.130	-.0185168	.0023766
2004	-.0116879	.0054668	-2.14	0.033	-.0224198	-.000956
2005	-.0143794	.0056201	-2.56	0.011	-.0254123	-.0033465
2006	-.0157894	.0058625	-2.69	0.007	-.0272982	-.0042805
2007	-.0134339	.0059983	-2.24	0.025	-.0252092	-.0016586
2008	-.0208489	.0061233	-3.40	0.001	-.0328696	-.0088281
2009	-.0146116	.0058141	-2.51	0.012	-.0260253	-.003198
2010	-.0070571	.0061112	-1.15	0.249	-.0190541	.0049399
2011	-.0121142	.0063583	-1.91	0.057	-.0245963	.0003679
2012	-.0176704	.0064166	-2.75	0.006	-.0302669	-.0050738
2013	-.0148577	.0064317	-2.31	0.021	-.0274838	-.0022315
2014	-.0111755	.0064893	-1.72	0.085	-.0239147	.0015638
2015	-.0070721	.006524	-1.08	0.279	-.0198794	.0057352
2016	-.0052947	.006545	-0.81	0.419	-.0181434	.0075539
2017	-.0081739	.0067119	-1.22	0.224	-.0213501	.0050023
2018	-.0083598	.0068665	-1.22	0.224	-.0218394	.0051198

Pays		
2	0	(omitted)
3	0	(omitted)
4	0	(omitted)
5	0	(omitted)
6	0	(omitted)
7	0	(omitted)
8	0	(omitted)
9	0	(omitted)
10	0	(omitted)
11	0	(omitted)
12	0	(omitted)
13	0	(omitted)
14	0	(omitted)
15	0	(omitted)
16	0	(omitted)
17	0	(omitted)
18	0	(omitted)
19	0	(omitted)
20	0	(omitted)
21	0	(omitted)
22	0	(omitted)
23	0	(omitted)
24	0	(omitted)
25	0	(omitted)
26	0	(omitted)
27	0	(omitted)
28	0	(omitted)
29	0	(omitted)
30	0	(omitted)
31	0	(omitted)
32	0	(omitted)
33	0	(omitted)
34	0	(omitted)
_cons	.8636238	.0385241	22.42	0.000	.7879967	.939251
sigma_u	.082301					
sigma_e	.0201341					
rho	.94353096	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(33, 755) = 108.04 Prob > F = 0.0000

FIGURE IV.10 –

Toutes nos variables sont significatives.
La probabilité F est nulle, ce modèle est un bon candidat.

Nous allons effectuer les estimations avec effets temporel seul et effet individuel pour voir le meilleur modèle.

IV.5.5 Estimation whitin (fe)

```
. xtreg lpib lcf lfbcf lx lm , fe  /* whitin avec effet individuel */

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       816
Group variable: Pays                            Number of groups   =        34

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.9983                                         min =        24
     between = 0.9996                                         avg =      24.0
     overall = 0.9996                                         max =        24

                                                F(4,778)           =  112395.42
corr(u_i, Xb)  = 0.7742                         Prob > F           =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
        lpib |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         lcf |    .647767   .0089707    72.21   0.000     .6301573    .6653767
       lfbcf |   .2228069   .0061102    36.46   0.000     .2108125    .2348013
          lx |   .3240043   .0101625    31.88   0.000     .3040552    .3439535
          lm |  -.2104669   .0124468   -16.91   0.000    -.2349002   -.1860337
       _cons |   .8449378   .0293993    28.74   0.000     .7872266    .9026491
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  .08061233
     sigma_e |  .02035348
         rho |  .94007127   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0: F(33, 778) = 106.01                   Prob > F = 0.0000
```

FIGURE IV.11 –

La probabilité F est nulle.
Le signe est attendu pour les importations.

Rhô qui est la corrélation intra-classe est égal à 0.9401, ce qui se traduit par : 94.01% de la variance est due à la différence entre les pays.

Corr = 0.7742, ce qui veut dire que les résidus sont corrélés positivement avec les variables exogènes dans le modèle à effets fixes.

Ce modèle est un bon candidat.

Les résultats d'estimation montrent que tous les coefficients associés aux variables explicatives sont significatifs compte tenu des probabilités critiques associées à ces variables.

La probabilité de Fisher est nulle, ce qui confirme bien l'hétérogénéité des individus.

On peut interpréter la variable CF :
Si la consommation finale des pays augmente d'un million, leurs PIB augmentent de 64.78%.
Toutes choses égales par ailleurs.

Pour le modèle à effets fixes, le R^2 le plus pertinent est le R^2 within, car il donne une idée de la part de la variabilité intra-individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives.

Le R^2 between quant à lui donne une idée de la contribution des effets fixes.

R^2 within =99.83%.

Test Pasaran : test d'indépendance/corrélation entre les individus

```
. xtcsd, pesaran

Pesaran's test of cross sectional independence =     8.043, Pr = 0.0000
```

FIGURE IV.12 –

La probabilité est nulle, il y a une indépendance en coupe transversale ie les résidus sont corrélés avec les individus.

Test d'hétéroscédasticité

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (34)  =    9849.49
Prob>chi2 =      0.0000
```

FIGURE IV.13 –

la probabilité chi2 est nulle, donc il y a hétéroscédasticité.

Le test Breusch-Pagan LM : test d'indépendance/corrélation entre les individus

Une fois l'estimation du modèle à effets fixes effectué on exécute la commande xttest2.

Étant donné que nos variables sont fortement interdépendantes, notre matrice est singulière il est impossible d'avoir des résultats avec xttest2 comme l'atteste la sortie de stata.

```
Correlation matrix of residuals is singular.
not possible with test
r(131);
```

FIGURE IV.14 –

Test l'autocorrélation entre les données

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
    F(  1,      33) =    191.066
          Prob > F =      0.0000
```

FIGURE IV.15 –

La probabilité est nulle, il n'y a pas d'autocorrélation.

IV.5.6 Estimation whitin avec effet temporel

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs     =        816
Group variable: Pays                            Number of groups  =         34

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.9984                                         min =         24
     between = 0.9996                                         avg =       24.0
     overall = 0.9995                                         max =         24

                                                F(27,755)         =   17017.49
corr(u_i, Xb)  = 0.7694                         Prob > F          =     0.0000
```

lpib	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
lcf	.6382995	.009672	65.99	0.000	.6193123	.6572867
lfbcf	.2271785	.0067158	33.83	0.000	.2139947	.2403623
lx	.3209435	.010163	31.58	0.000	.3009924	.3408946
lm	-.2022057	.0132938	-15.21	0.000	-.2283029	-.1761084
2000	-.0160243	.0052422	-3.06	0.002	-.0263153	-.0057333
2001	-.016957	.0052648	-3.22	0.001	-.0272924	-.0066216
2002	-.0098878	.0052687	-1.88	0.061	-.0202308	.0004552
2003	-.0080701	.0053215	-1.52	0.130	-.0185168	.0023766
2004	-.0116879	.0054668	-2.14	0.033	-.0224198	-.000956
2005	-.0143794	.0056201	-2.56	0.011	-.0254123	-.0033465
2006	-.0157894	.0058625	-2.69	0.007	-.0272982	-.0042805
2007	-.0134339	.0059983	-2.24	0.025	-.0252092	-.0016586
2008	-.0208489	.0061233	-3.40	0.001	-.0328696	-.0088281
2009	-.0146116	.0058141	-2.51	0.012	-.0260253	-.003198
2010	-.0070571	.0061112	-1.15	0.249	-.0190541	.0049399
2011	-.0121142	.0063583	-1.91	0.057	-.0245963	.0003679
2012	-.0176704	.0064166	-2.75	0.006	-.0302669	-.0050738
2013	-.0148577	.0064317	-2.31	0.021	-.0274838	-.0022315
2014	-.0111755	.0064893	-1.72	0.085	-.0239147	.0015638
2015	-.0070721	.006524	-1.08	0.279	-.0198794	.0057352
2016	-.0052947	.006545	-0.81	0.419	-.0181434	.0075539
2017	-.0081739	.0067119	-1.22	0.224	-.0213501	.0050023
2018	-.0083598	.0068665	-1.22	0.224	-.0218394	.0051198
_cons	.8636238	.0385241	22.42	0.000	.7879967	.939251
sigma_u	.082301					
sigma_e	.0201341					
rho	.94353096	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(33, 755) = 108.04 Prob > F = 0.0000

FIGURE IV.16 –

Toutes nos variables sont significatives
La probabilité F est nulle, ce modèle est un bon candidat.

Interprétation de la variable CF :
Si la consommation finale des pays augmente d'un million, leurs PIB augmente de 63.82%.
Toutes choses égales par ailleurs.

Le test TESTPARM : effets fixes temporels

```
F( 23,   755) =    1.74
     Prob > F =    0.0172
```

FIGURE IV.17 –

La probabilité est inférieure à 5%, l'effet fixe temporel n'est pas nécessaire dans le modèle.

IV.5.7 Estimation effets aléatoires (re)

```
Random-effects GLS regression                   Number of obs     =        816
Group variable: Pays                            Number of groups  =         34

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.9982                                         min =         24
     between = 0.9997                                         avg =       24.0
     overall = 0.9996                                         max =         24

                                                Wald chi2(4)      =  528212.31
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2       =     0.0000
```

lpib	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lcf	.6773918	.007949	85.22	0.000	.6618121	.6929715
lfbcf	.2212492	.0061632	35.90	0.000	.2091695	.2333289
lx	.320678	.0102246	31.36	0.000	.3006381	.340718
lm	-.2270938	.0123392	-18.40	0.000	-.2512781	-.2029095
_cons	.7232874	.0251645	28.74	0.000	.6739658	.772609
sigma_u	.0446933					
sigma_e	.02035348					
rho	.82823129	(fraction of variance due to u_i)				

FIGURE IV.18 –

La probabilité chi2 est nulle.
Par hypothèse la corr est nulle.
Rhô (0.8282), 82.82% de la variance est due à la différence entre les pays.

Ce modèle est un bon candidat.

Pour le modèle à effets aléatoires, le R^2 le plus pertinent est le R^2 between, c'est la mesure de la variabilité inter-individuelle de la variable dépendante expliquée par celles variables explicatives.

Le R^2 within quant à lui donne une idée de la contribution des efftes aléatoires du modèle.

R^2 between = 99.97%.

On effectue le test de Breusch-Pagam pour le choix entre le modèle à effets aléatoires et modèle simple (OLS).

Le test Breusch-Pagan LM : test des effets aléatoires

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

        lpib[Pays,t] = Xb + u[Pays] + e[Pays,t]

        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                ---------+-----------------------------
                    lpib |   6.529381       2.555265
                       e |   .0004143       .0203535
                       u |   .0019975       .0446933

        Test:   Var(u) = 0
                             chibar2(01) =  5751.18
                          Prob > chibar2 =   0.0000
```

FIGURE IV.19 –

La probabilité est nulle, donc on choisit le modèle aléatoire.

IV.5.8 Estimation between (be)

```
Between regression (regression on group means)  Number of obs     =        816
Group variable: Pays                            Number of groups  =         34

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.9981                                         min =         24
     between = 0.9997                                         avg =       24.0
     overall = 0.9997                                         max =         24

                                                F(4,29)           =   26541.08
sd(u_i + avg(e_i.))=   .044886                  Prob > F          =     0.0000
```

lpib	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
lcf	.7216175	.0510394	14.14	0.000	.6172303	.8260047
lfbcf	.2168628	.0569833	3.81	0.001	.1003189	.3334067
lx	.3128365	.0732404	4.27	0.000	.1630431	.4626299
lm	-.2468441	.0823094	-3.00	0.006	-.4151857	-.0785025
_cons	.5387881	.0884593	6.09	0.000	.3578686	.7197077

FIGURE IV.20 –

Toutes les variables sont significatives.

La probabilité F est nulle, ce modèle est un bon candidat.

IV.5.9 Test d'Hausman fe et re

	Coefficients (b) within	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lcf	.647767	.6773918	-.0296248	.0046341
lfbcf	.2228069	.2212492	.0015577	.0011365
lx	.3240043	.320678	.0033263	.0020266
lm	-.2104669	-.2270938	.0166269	.0032756

```
                    b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
     B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

              chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                      =       43.92
            Prob>chi2 =      0.0000
```

FIGURE IV.21 –

La probabilité chi2 est nulle, ici les effets fixes sont meilleurs.

IV.5.10 Test Hausman entre be et re

	Coefficients (b) between	(B) random	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lcf	.7216175	.6773918	.0442257	.0504166
lfbcf	.2168628	.2212492	-.0043864	.056649
lx	.3128365	.320678	-.0078415	.0725231
lm	-.2468441	-.2270938	-.0197503	.0813792

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 47.89
Prob>chi2 = 0.0000

FIGURE IV.22 –

La probabilité est nulle, ici le modèle between est meilleur.

IV.5.11 Test Hausman entre fe et be

	Coefficients (b) within	(B) between	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lcf	.647767	.7216175	-.0738505	.
lfbcf	.2228069	.2168628	.0059441	.
lx	.3240043	.3128365	.0111678	.
lm	-.2104669	-.2468441	.0363771	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 33.83
Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)

FIGURE IV.23 –

La probabilité est nulle, donc le modèle à effet fixe est le meilleur modèle.

Sachant que les effets fixes individuels le remportent sur les effets fixes temporels, donc meilleur modèle est le modèle à effet fixe individuels sans effet temps.

CONCLUSION

Ce travail avait pour but d'appliquer la méthode de données de panel dans le but de comprendre entre le modèle à effet fixe et le modèle à effet aléatoire le quel pouvait mieux expliquer le modèle que nous avons sélectionné dans le cadre de notre étude.

Les trois logiciels ont été mis en évidence, le premier TSP qui nous a permis de savoir dès le départ qu'on avait affaire à un modèle à effet individuel, ensuite nous avons éffectués l'étude sur le logiciel SAS nous à permis d'aboutir également au même modèle, et enfin le logiciel STATA qui nous confirme les résultats obtenus par les deux logiciels.

Ce travail nous a également permis de comprendre comment les données de panel permettent de contrôler les limites des données de séries temporelles et de données transversales, et ce sont ces limites qui sont à l'origine des données de panel.