

Analyse Économétrique des Transactions et des Salaires aux Niveaux Territoriaux



Table des matières

1

Revue littéraire

2

Statistiques descriptives

3

Dimension temporelle



4

Panel

5

Modélisation Spatial

6

Conclusion

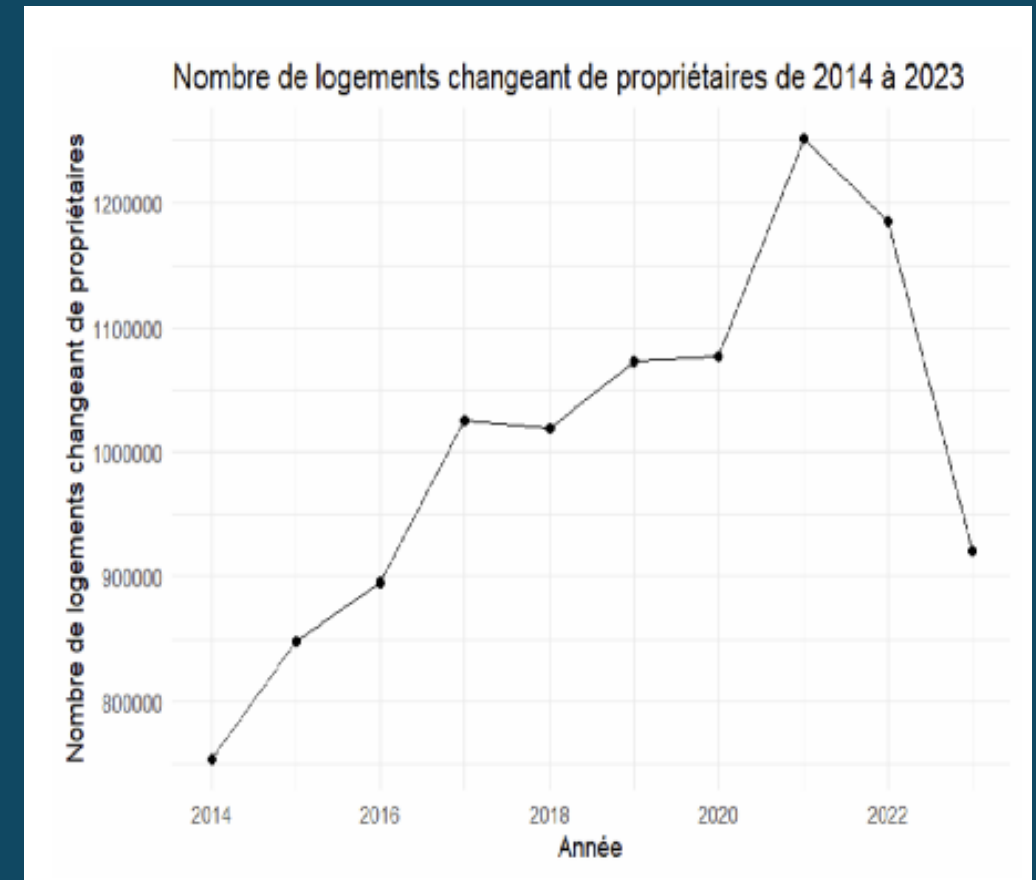
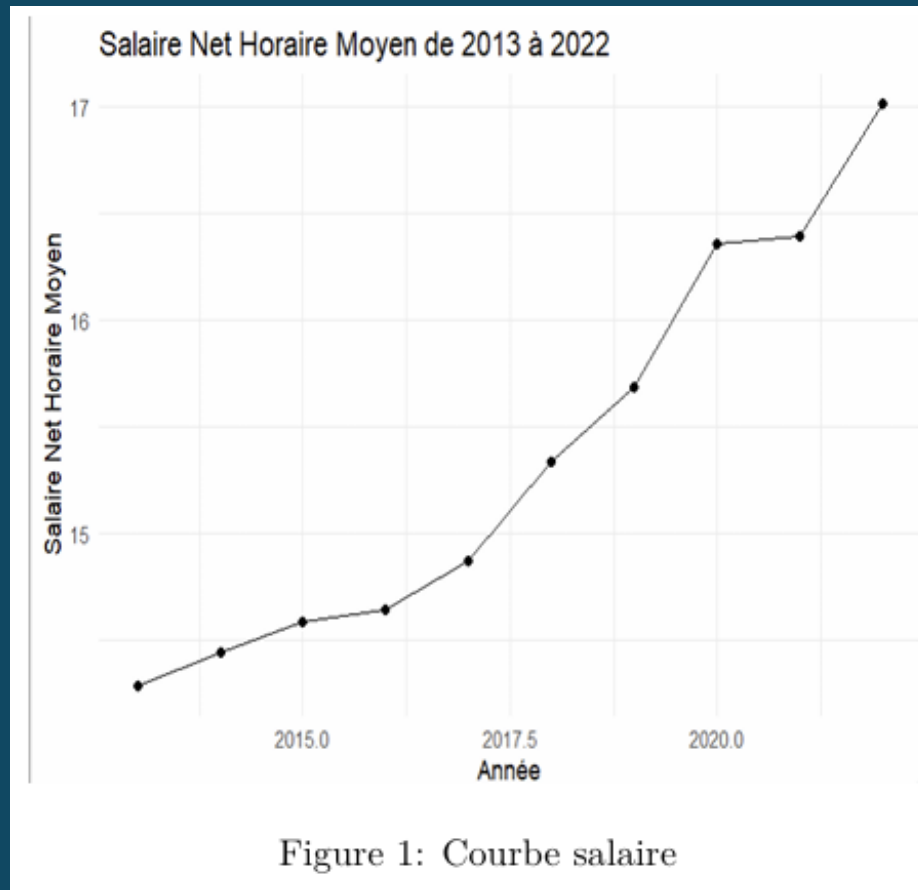
Appuis théoriques

Notre réflexion s'appuie sur plusieurs travaux qui éclairent le lien entre immobilier et salaires :

- Le marché immobilier comme miroir de l'attractivité territoriale
(*Glaeser & Gyourko, 2005*)
- Les mutations résidentielles comme révélateur des dynamiques économiques locales
(*Doeringer & Piore, 2020*)
- Lien entre salaires, proximité géographique et structure urbaine
(*Andersson & Klaesson*)

Statistique descriptive

Comportement des séries a échelle nationale :



Statistique descriptive

Comportement des séries a échelle nationale :

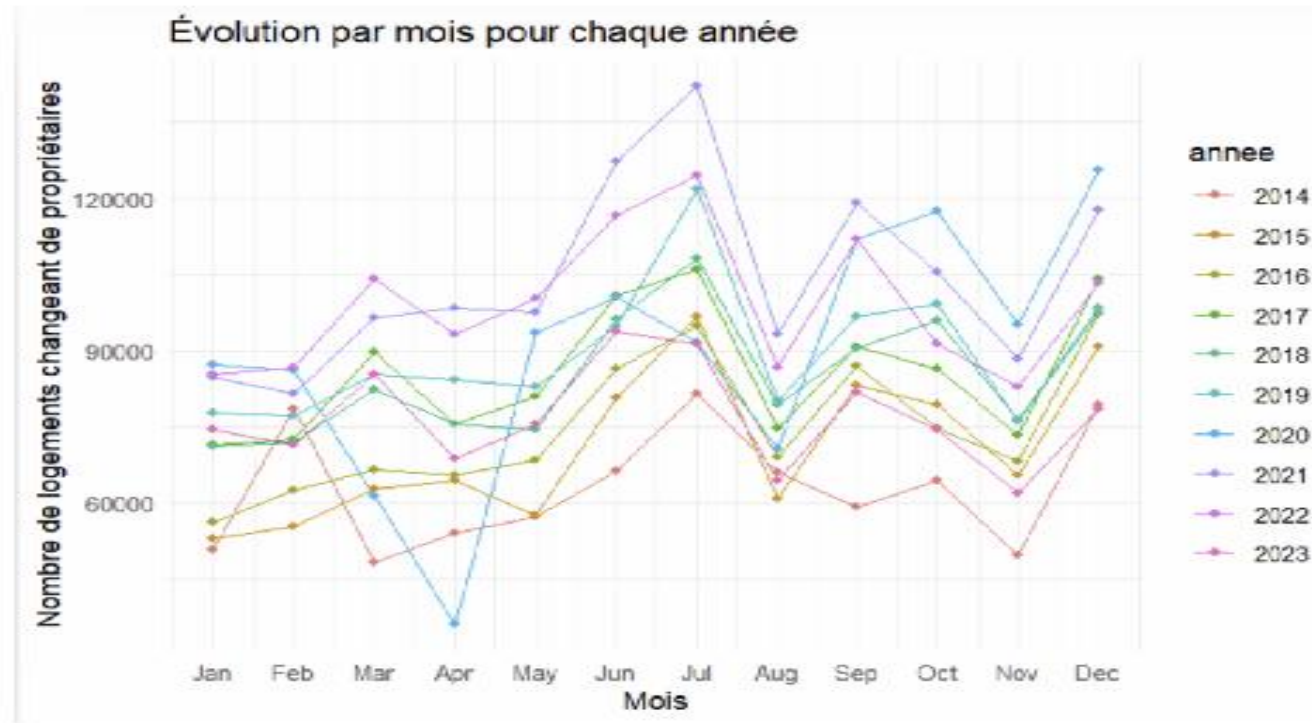
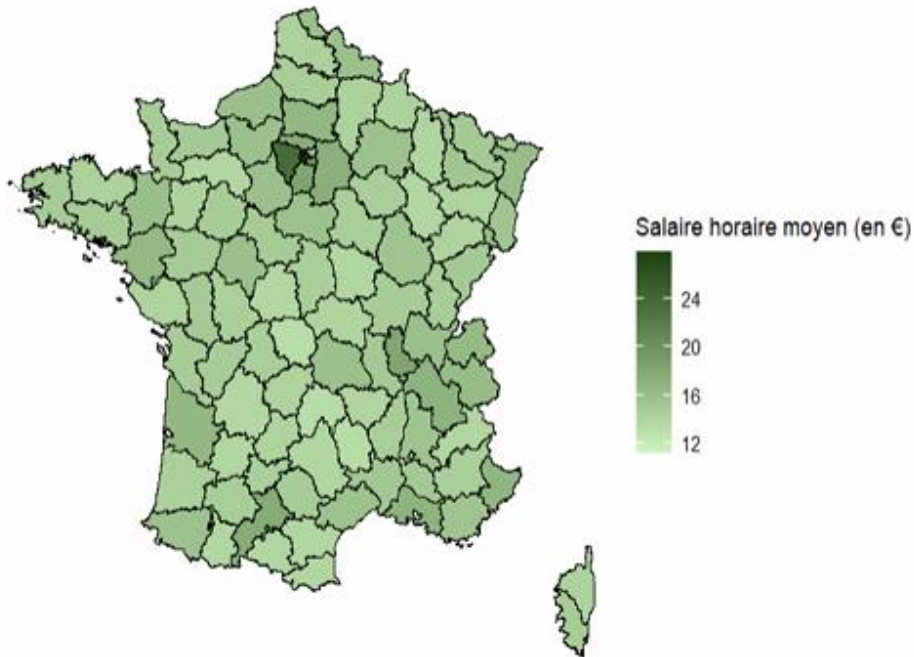


Figure 3: Courbes transactions

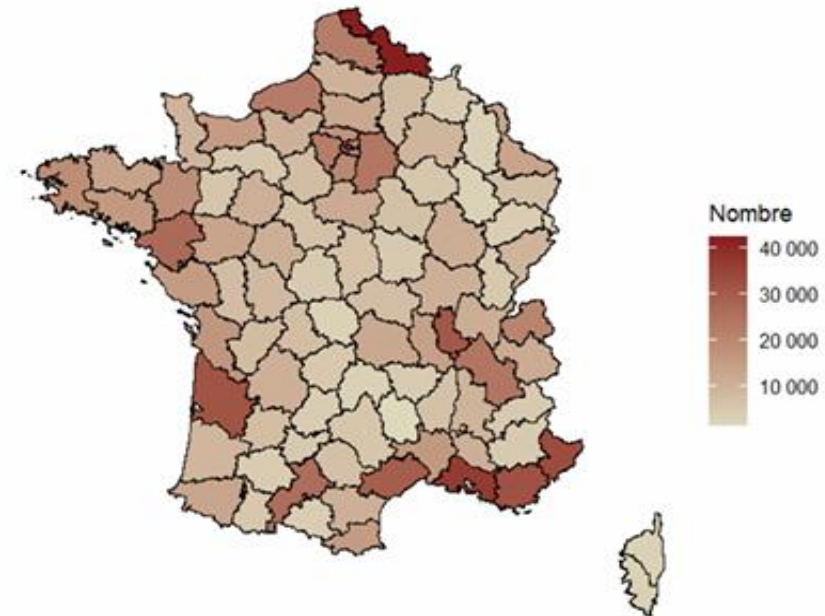
Statistique descriptive

Comportement des séries par département :

Salaire horaire moyen par département en 2022



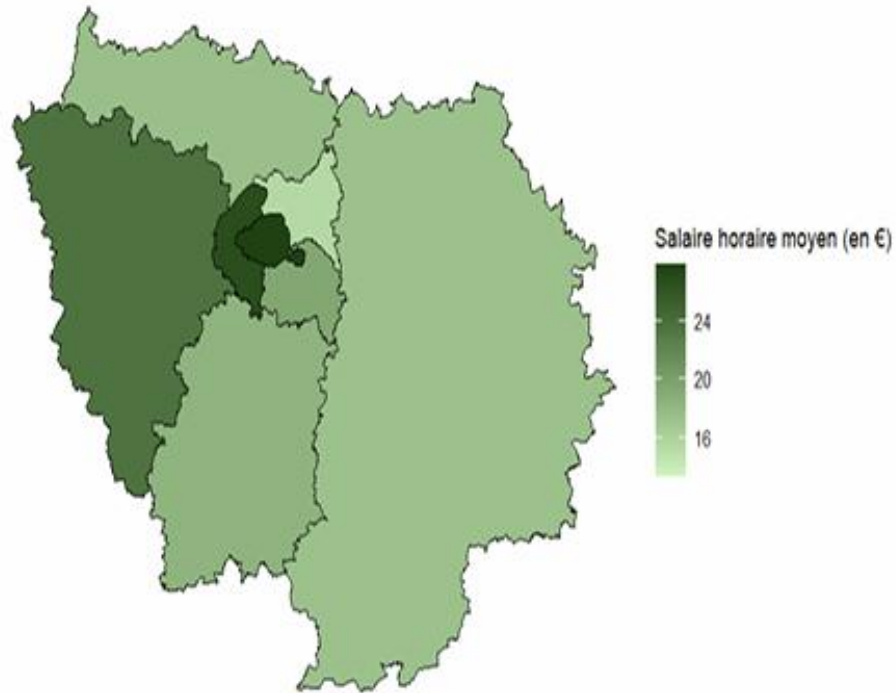
Nombre total de transactions immobilières par département en 2022



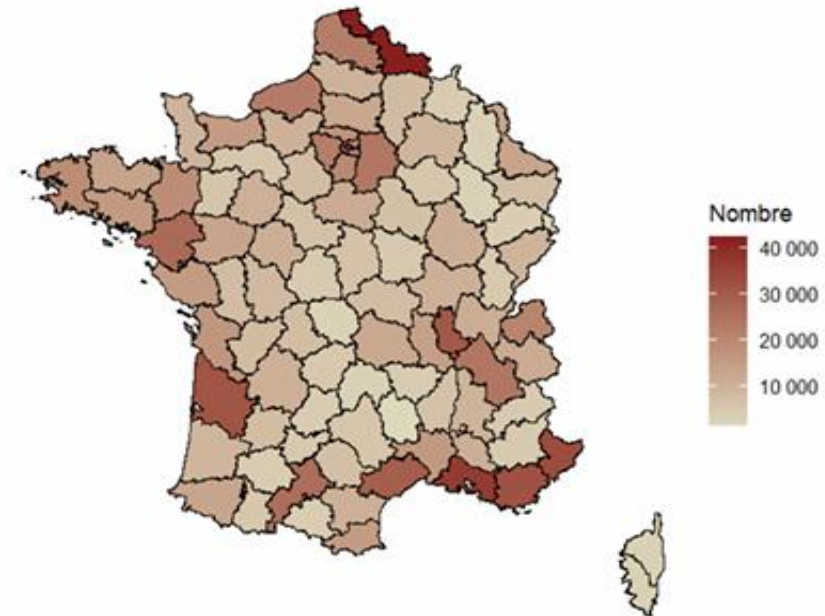
Statistique descriptive

Comportement des séries par département :

Salaire horaire moyen en Ile de France en 2022

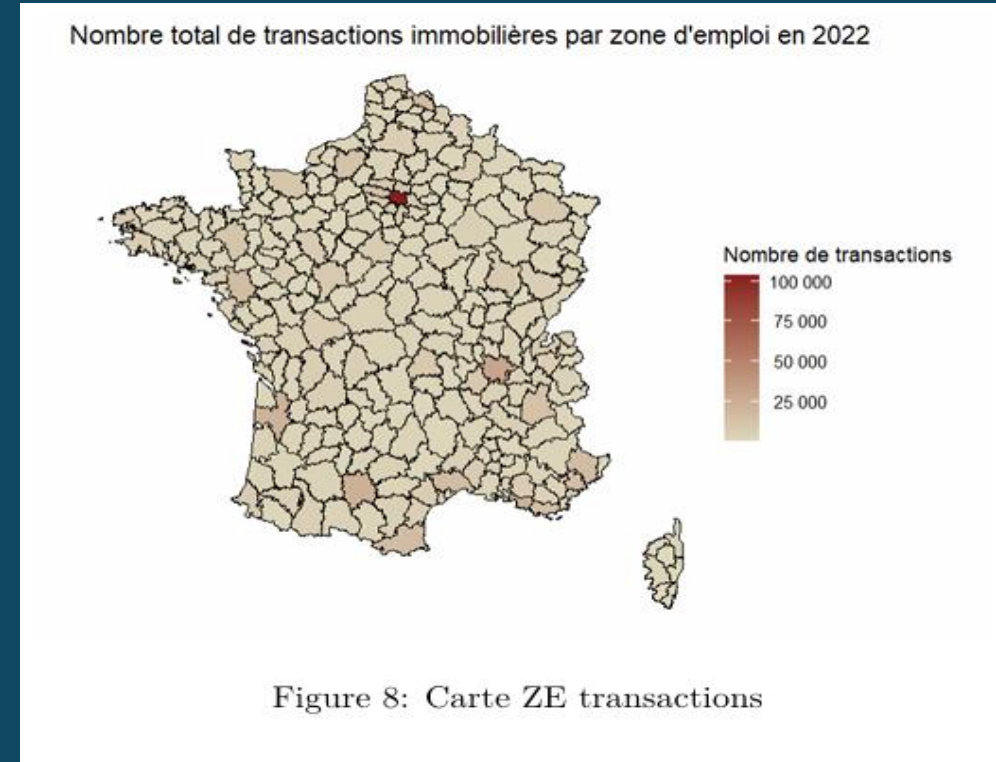
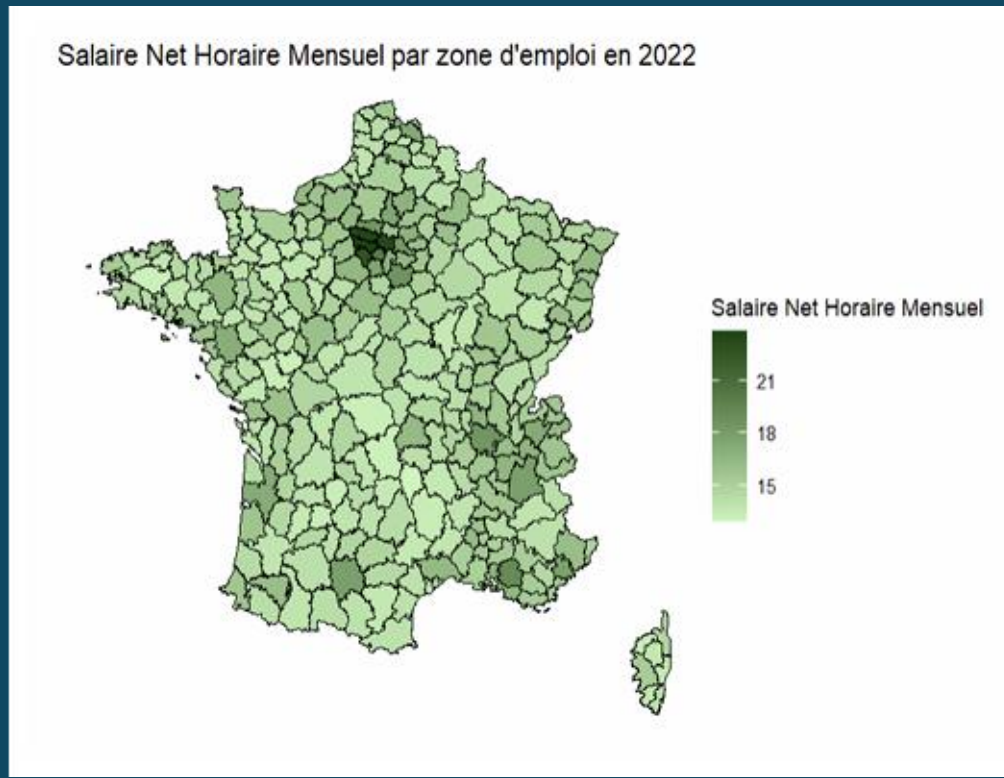


Nombre total de transactions immobilières par département en 2022



Statistique descriptive

Comportement des séries par zone d'emploi :





Dimension temporelle

1

Analyse individuelle des séries

2

Analyse de la cointégration

3

Modélisation VECM

4

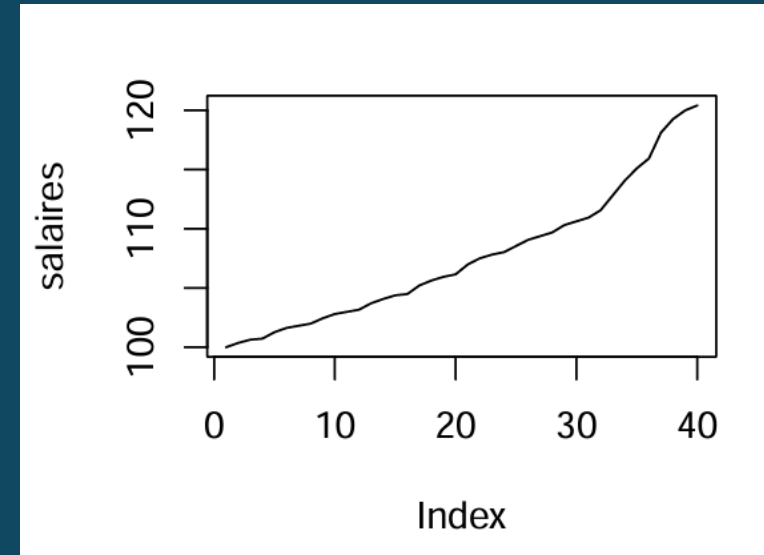
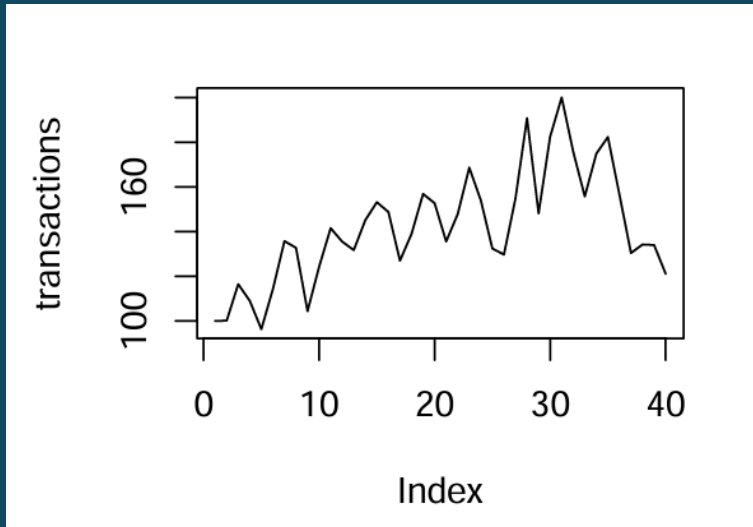
Analyse des résidus

5

Fonctions de Réponse Impulsionnelle

Analyse individuelle des séries

- 40 observations trimestrielles
- 2 séries en base 100 2014
- Tendance haussière visible



- Tests de stationnarité sur les séries en niveau puis en différences premières
 - Séries intégrées d'ordre 1 : $I(1)$

1

2

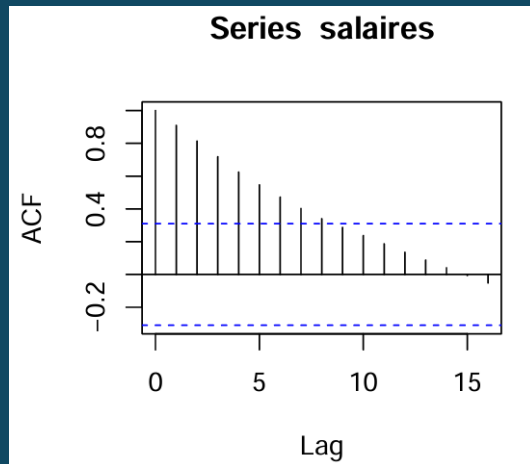
3

4

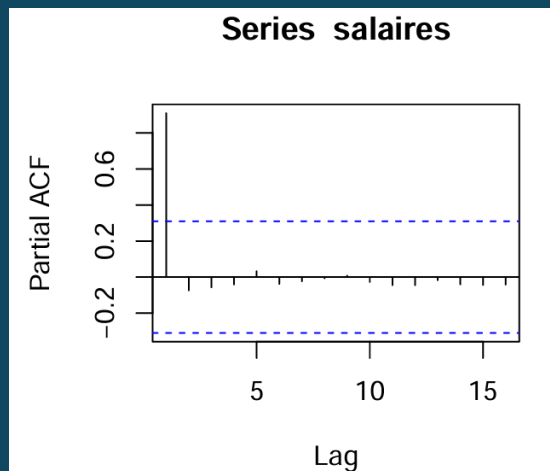
5

Comportements propres à chaque série

Salaires

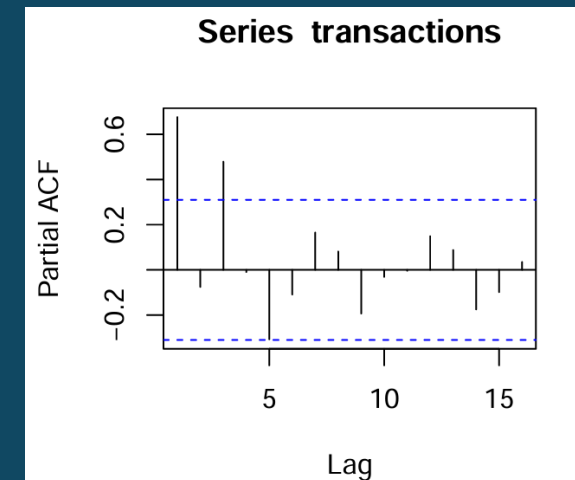
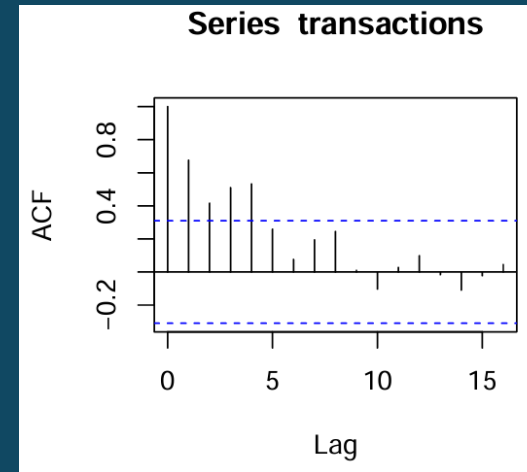


- Évolution progressive des salaires
- Dynamique plus irrégulières pour les mutations



- Influence des salaires par le premier retard
- Plusieurs retards jouent un rôle pour les mutations

Mutations



1

2

3

4

5

Analyse de la cointégration

- $r \leq 1$: L'hypothèse nulle est qu'il existe au plus une relation de cointégration.
- $r = 0$: L'hypothèse nulle est qu'il n'existe aucune relation de cointégration.

Table 2: Test de cointégration de Johansen (test de trace au seuil de 5%)

Hypothèses	Test sans constante ni trend	Test avec constante	Test avec trend
$H_0 : r \leq 1$	0	4.18	4.27
$H_0 : r = 0$	15.68	27.17*	42.8*

* Signifie un rejet de H_0 au seuil de 5%

➤ 1 relation de cointégration détectée entre nos 2 séries

1

2

3

4

5

Modélisation VECM

- Modèle VECM

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Theta D_t + \epsilon_t$$

- Relation de cointégration

$$\beta = \begin{pmatrix} 1.00 \\ -0.4697 \\ -57.3551 \end{pmatrix}$$

$$\text{salaires} = 0.4697 \times \text{transactions} + 57.3551$$

- Résultats

$$\begin{aligned} \Delta \text{salaires}_t = & -0.0158^* \cdot \text{ECT} + 0.1981 \cdot \Delta \text{salaires}_{t-1} \\ & - 0.0129^* \cdot \Delta \text{transactions}_{t-1} + 0.3459 \cdot \Delta \text{salaires}_{t-2} - 0.000043 \cdot \Delta \text{transactions}_{t-2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{transactions}_t = & -0.1556 \cdot \text{ECT} + 0.5289 \cdot \Delta \text{salaires}_{t-1} \\ & - 0.1706 \cdot \Delta \text{transactions}_{t-1} - 6.7337 \cdot \Delta \text{salaires}_{t-2} - 0.6846^* \cdot \Delta \text{transactions}_{t-2} \end{aligned}$$

* Signifie coefficient significatif au seuil de 5%

1

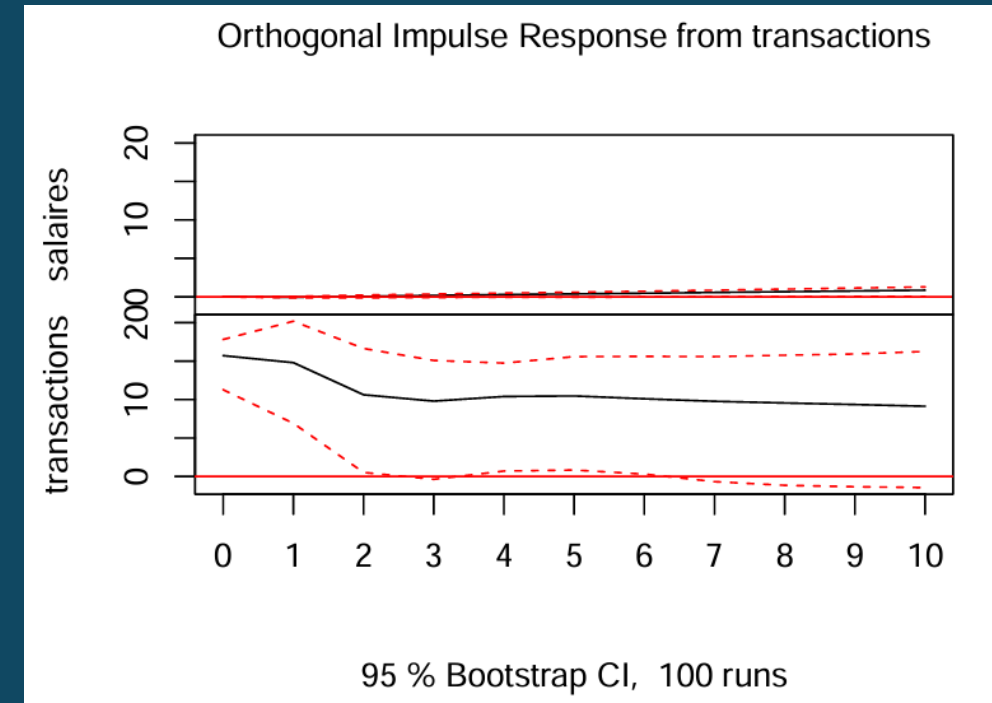
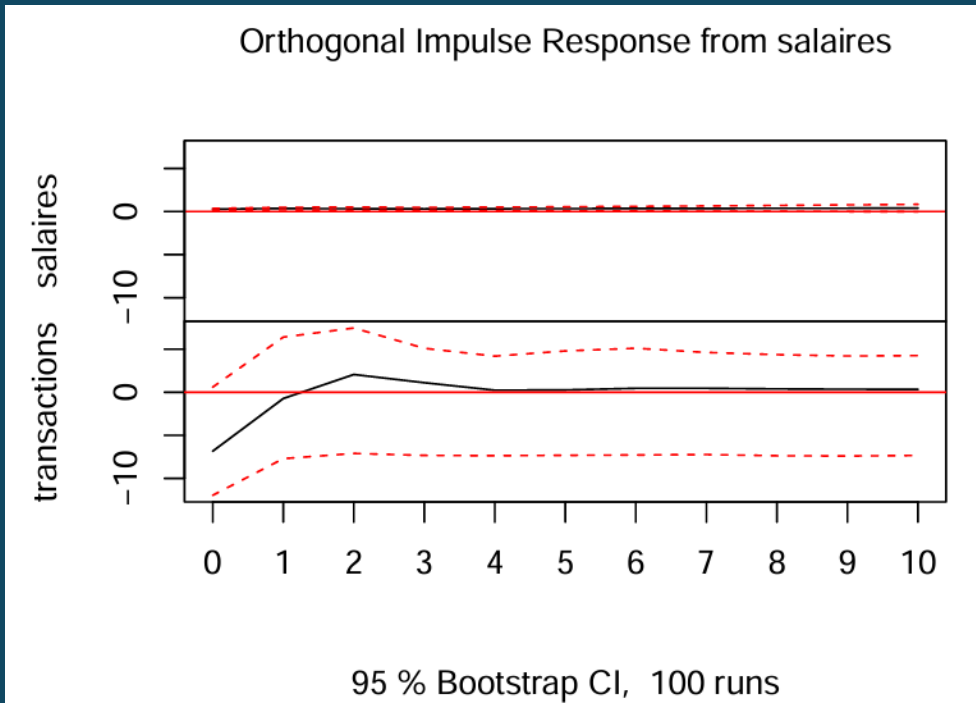
2

3

4

5

Fonctions de Réponse Impulsionnelle



- Un choc sur les salaires n'impacte aucune variable
- Effet positif seulement sur les mutations d'un choc sur eux même

1

2

3

4

5

Conclusion

- L'analyse temporelle a permis de détecter une relation de long terme entre les 2 séries.
- Résultats peu concluants, complexes et parfois contre-intuitifs.
- Limites de cette analyse temporelle : nombre limité d'observations, manque de variables supplémentaires pour mieux capter la dynamique.

1

2

3

4

5

Panel

1

Choix du panel

2

Spécification du modèle

3

Variables de contrôle

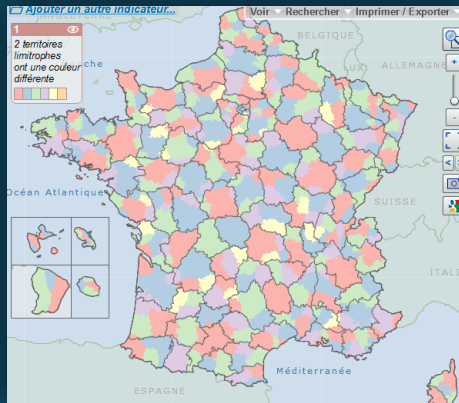
4

Salaires comme variable d'intérêt

5

Mutations comme variable d'intérêt

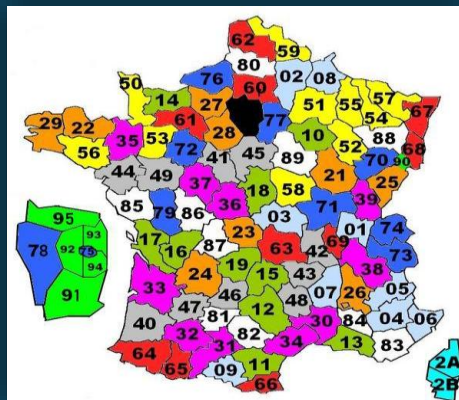
Choix du Panel



2010



2020



Départements

- Approche Dynamique 2014-2022
- $93 \text{ départements} \times 9 = 837$ observations (manque Alsace)
- Bénéfice effets individuels et temporels
- Approche Spatiale

1

2

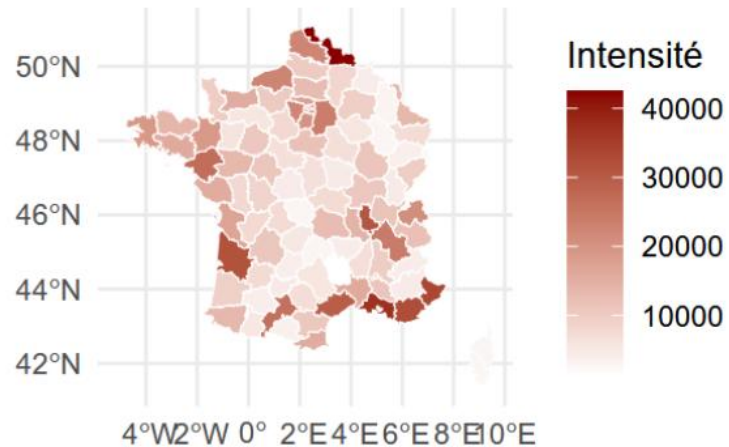
3

4

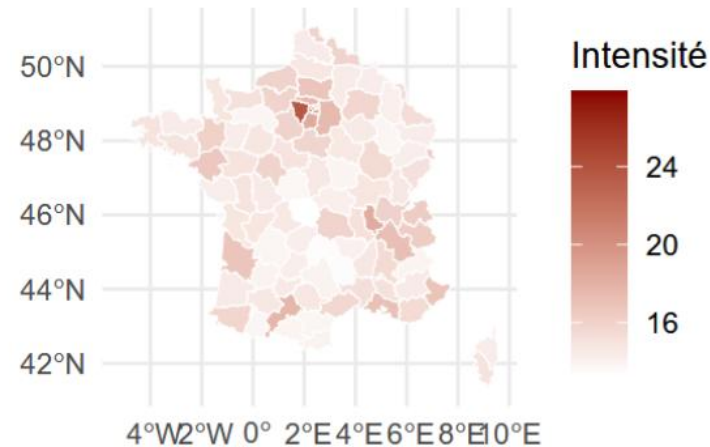
5

Choix du Panel

Mutations par départements 2022



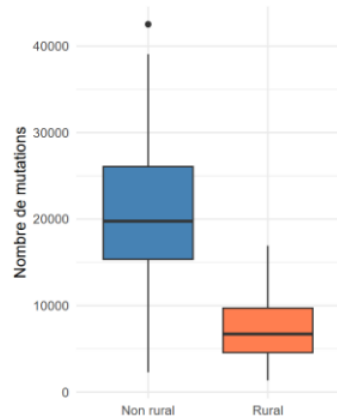
Salaires par départements 2022



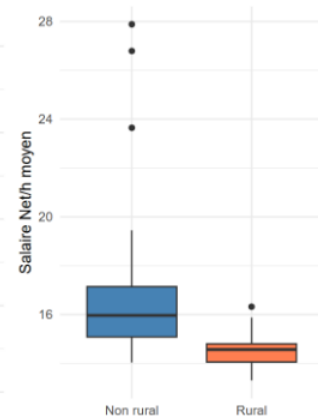
Corrélation salaire - mutations

annee	corr
2014	0.6480573
2015	0.6417096
2016	0.6157390
2017	0.6310054
2018	0.6317443
2019	0.6260169
2020	0.6028587
2021	0.6033588
2022	0.6091275

Distribution des mutations en 2022



Distribution des salaires en 2022



- Différences rurales non-rurales
- Lien année après année
- Des évolutions spatiales au fil du temps

1

2

3

4

5

Spécification du modèle

$$s_{i,t} = a + \beta m_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{i,t}$$

Modele de base



FEM, REM, Simple ?

Test de Fisher :

$$\begin{cases} H_0: \sigma_\alpha^2 = 0 & \text{Il n'y a pas d'effet individuel} \\ H_1: \sigma_\alpha^2 > 0 & \text{Il y a de l'effet individuel} \end{cases}$$



Stat.F	P.Value
85.735	0
17.890	0

Test de Hausman :

$$\begin{cases} H_0: Plim \frac{1}{NT} X' \alpha = 0 & \text{Effet individuel corrélé aux explicatives} \\ H_1: Plim \frac{1}{NT} X' \alpha \neq 0 & \text{Non corrélé} \end{cases}$$



Stat.H	P.Value
385	0

1

2

3

4

5

Spécification du modèle

Test sur la dépendance transversale des erreurs

$$S_{i,t} = \beta m_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + u_{i,t}$$

Modèle FEM retenu

Test de Pesaran :

$$\begin{cases} H_0: \text{Cor}(u_{i,t}, u_{j,t}) = 0 & \text{Erreurs I.I.D} \\ H_1: \text{Cor}(u_{i,t}, u_{j,t}) \neq 0 & \text{Erreurs corrélées} \end{cases}$$



P-Value = 0.65

Test de Wooldridge :

$$\begin{cases} H_0: \text{Cor}(u_{i,t}, u_{i,j}) = 0 & \text{Pas d'autocorrelation} \\ H_1: \text{Cor}(u_{i,t}, u_{i,j}) \neq 0 & \text{Autocorrelation} \end{cases}$$



P-Value $\simeq 0$

Si l'hypothèse n'est pas respectée alors notre estimateur sera toujours convergent mais ne sera plus efficace.

Nos inférences seront impactées donc nous choisissons de corriger nos SE via la méthode Driscoll and Kraay

1

2

3

4

5

Variables de contrôle

Marché du travail :

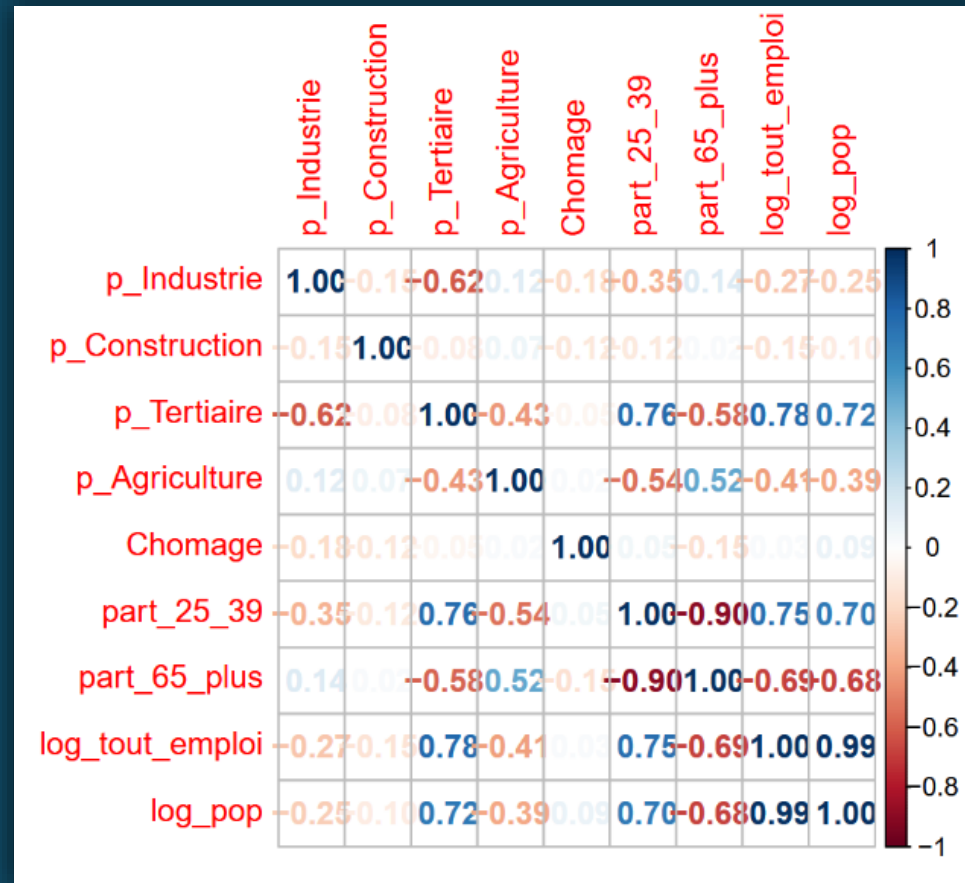
- Taux de chômage
- Total d'emplois

Démographie :

- Part de la population jeune
- Part de la population « Agée »
- Variable Dichotomique Ruralité

Composition Sectorielle :

- Part d'emplois salariés dans le secteur Agricole
- Tertiaire
- Industrie
- Construction



1

2

3

4

5

Variables de contrôle

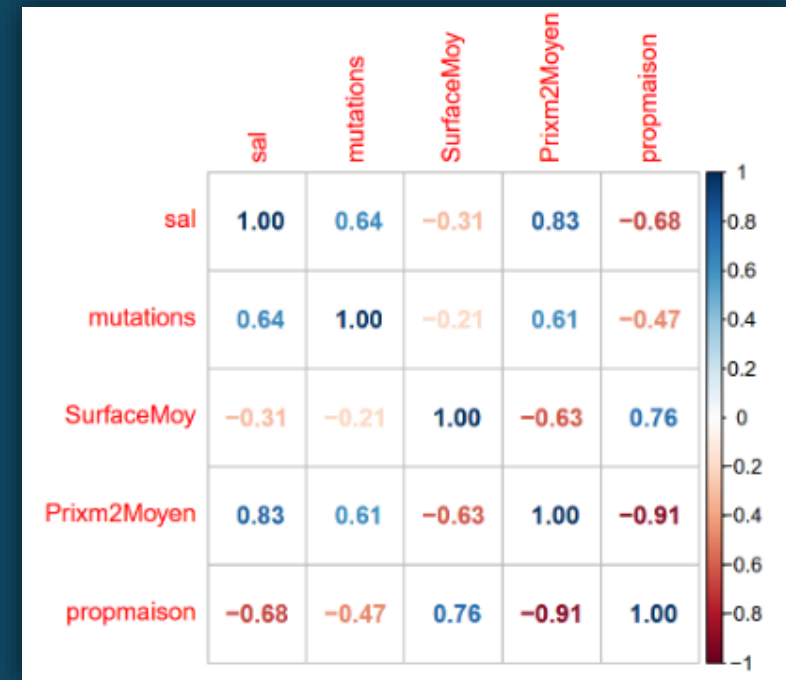
Bloc immobilier :

- Surface Moyenne des logements
- Le prix au m² moyen
- La proportion de logement étant des maisons

Manque de données
« Base tous salariés »
sur l'ensemble des
années couvrant notre
panel.

	x
log_sal	5.529090
p_Industrie	2.620452
p_Tertiaire	9.955771
p_Agriculture	1.509477
p_Construction	1.782141
Chomage	2.113665
part_25_39	4.210680
propmaison	6.603258
log_prixm2	9.476971
log_pop	78.352840
log_tout_emploi	97.091487

Vérification multi-colinéarité



1

2

3

4

5

Salaires comme variable d'intérêt

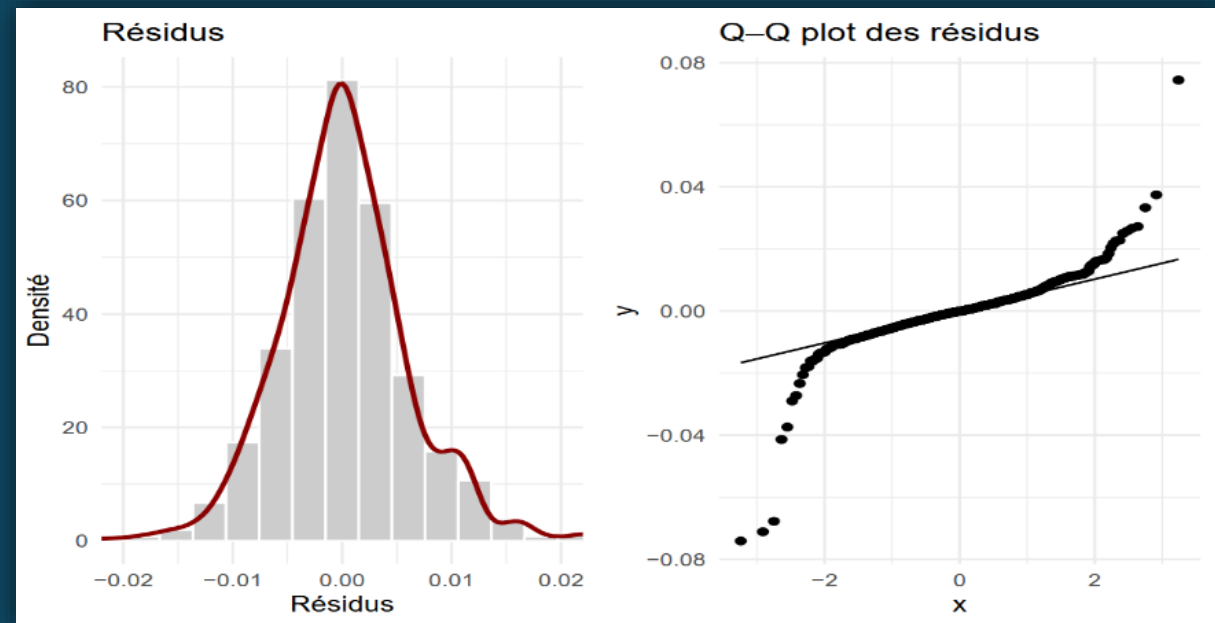
Coefficient	Estimate	Std. Error	p-value	Modele
log_mutations	-0.0251437	0.0126071	0.0464766	FE simple
log_mutations	0.0041954	0.0046018	0.3622786	FE diff

Estimations

Des résultats surprenants

Quel effet domine ?

- Effet d'accommodation
- La pression de l'offre



1

2

3

4

5

Salaires comme variable d'intérêt

Variable	FEM1	FEM2	FEM3	FEM4
log_mutations	-0.014 (0.189)	-0.015 (0.147)	-0.016 (0.095)	-0.019 (0.048)
Chomage	0.004 (0.059)	0.004 (0.059)	0.003 (0.036)	0.001 (0.543)
log_tout_emploi	0.139 (0.000)	0.139 (0.000)	0.147 (0.000)	NA
part_25_39	NA	-0.063 (0.892)	-0.133 (0.777)	-0.266 (0.584)
part_65_plus	NA	0.003 (0.988)	-0.088 (0.673)	-0.464 (0.028)
log_pop	NA	-0.000 (0.973)	-0.000 (0.988)	NA
p_Industrie	NA	NA	0.002 (0.132)	0.003 (0.002)
p_Construction	NA	NA	-0.007 (0.066)	-0.005 (0.158)
p_Agriculture	NA	NA	-0.009 (0.046)	-0.010 (0.022)
p_Tertiaire	NA	NA	-0.001 (0.628)	NA

$$S_{i,t} = \beta X_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + u_{i,t}$$

Modèle en Niveau

Modèle en différence

Variable	FEM1	FEM2	FEM3	FEM4
log_mutations	0.005 (0.265)	0.006 (0.183)	0.006 (0.243)	0.006 (0.241)
Chomage	0.003 (0.055)	0.003 (0.026)	0.003 (0.027)	0.003 (0.035)
log_tout_emploi	-0.019 (0.561)	-0.018 (0.563)	0.049 (0.500)	NA
part_25_39	NA	-0.577 (0.062)	-0.581 (0.060)	-0.572 (0.065)
part_65_plus	NA	0.433 (0.508)	0.467 (0.477)	0.456 (0.477)
log_pop	NA	0.001 (0.268)	0.001 (0.272)	NA
p_Industrie	NA	NA	0.001 (0.875)	0.002 (0.525)
p_Construction	NA	NA	0.001 (0.806)	0.003 (0.241)
p_Agriculture	NA	NA	-0.001 (0.936)	0.000 (0.962)
p_Tertiaire	NA	NA	-0.002 (0.549)	NA

1

2

3

4

5

Salaires comme variable d'intérêt

	Parameter Estimates					
	Parameter	Std. Err.	T-stat	P-value	Lower CI	Upper CI
equilibre_LT	-0.7633	0.1194	-6.3917	0.0000	-0.9978	-0.5288
d_log_mut	-0.0110	0.0037	-2.9628	0.0032	-0.0182	-0.0037

Estimation Panel ECM simple

$$\Delta S_{i,t} = \gamma(S_{i,t} - \beta'X_{i,t-1}) + \phi'X_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + u_{i,t}$$

	empirical	standardized
nipanel	6.620158	-15.598354
rhopanel	-105.240056	3.728268
tpanelnonpar	-38.512807	-15.621773
tpanelpar	-5305.192173	-6355.958658
rhogroup	-113.101739	6.664652
tgrouppar	-43.481086	-21.187754
tgrouppar	-41.931063	-19.107140

Test de cointégration

Table 7: Estimation Panel ECM R² = 0.4538		
Variables	Coefficient	P_value
equilibre_LT	-0.8833	0.0000
d_log_mutations	-0.0012	0.6826
d_Chomage	0.0031	0.0182
d_log_prixm2	0.0401	0.0008
d_part_25_39	-0.8715	0.0246
d_part_65_plus	-0.2482	0.6613
d_p_Agriculture	-0.0058	0.5077
d_p_Industrie	0.0034	0.0683
d_p_Construction	-0.0090	0.0085

Estimation du modèle

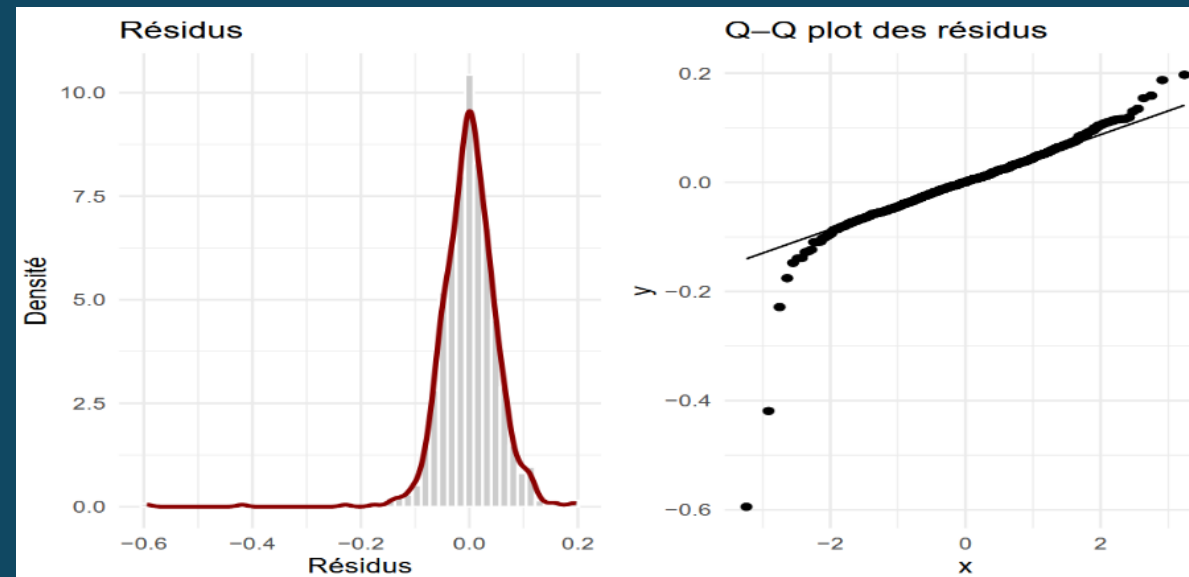
Mutations comme variable d'intérêt

Coefficient	Estimate	Std. Error	p-value	Modele
log_sal	-1.2412644	0.5540661	0.0253706	FE simple
log_sal	0.1464592	0.1768917	0.4080005	FE diff

$$m_{i,t} = \beta S_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + u_{i,t}$$

Un effet négatif des salaires sur les mutations dans le modèle des variables en niveau.

Un résultat tout aussi surprenant.



1

2

3

4

5

Mutations comme variable d'intérêt

$$m_{i,t} = \beta X_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + u_{i,t}$$

Modèle en Niveau

Variable	FEM1	FEM2	FEM3	FEM4
log_sal	-0.718 (0.152)	-0.666 (0.101)	-0.726 (0.049)	-0.591 (0.111)
Chomage	-0.033 (0.029)	-0.008 (0.569)	-0.010 (0.481)	NA
log_tout_emploi	-0.789 (0.000)	-0.290 (0.077)	-0.245 (0.098)	NA
part_25_39	NA	-1.916 (0.404)	-3.509 (0.089)	-2.774 (0.155)
part_65_plus	NA	7.091 (0.000)	5.471 (0.000)	5.663 (0.000)
p_Industrie	NA	NA	0.020 (0.039)	0.021 (0.020)
p_Construction	NA	NA	-0.040 (0.061)	-0.036 (0.057)
p_Agriculture	NA	NA	0.069 (0.248)	NA
log_prixm2	NA	NA	NA	-0.214 (0.011)
log(SurfaceMoy)	NA	NA	NA	0.388 (0.004)

Modèle en différence

Variable	FEM1	FEM2	FEM3	FEM4
log_sal	0.173 (0.341)	0.210 (0.263)	0.198 (0.320)	0.114 (0.465)
Chomage	-0.029 (0.155)	-0.033 (0.112)	-0.034 (0.078)	NA
log_tout_emploi	0.188 (0.551)	0.182 (0.534)	0.335 (0.234)	NA
part_25_39	NA	1.978 (0.579)	2.102 (0.547)	-2.587 (0.337)
part_65_plus	NA	-8.137 (0.070)	-8.172 (0.067)	-3.616 (0.218)
p_Industrie	NA	NA	0.026 (0.143)	0.016 (0.372)
p_Construction	NA	NA	-0.012 (0.676)	-0.015 (0.683)
p_Agriculture	NA	NA	0.108 (0.067)	NA
log_prixm2	NA	NA	NA	0.218 (0.129)
log(SurfaceMoy)	NA	NA	NA	0.002 (0.701)

1

2

3

4

5

Mutations comme variable d'intérêt

Parameter Estimates						
Parameter	Std. Err.	T-stat	P-value	Lower CI	Upper CI	
equilibre_LT	-0.5340	0.1229	-4.3460	0.0000	-0.7752	-0.2927
d_log_sal	-0.1554	0.1554	-1.0000	0.3177	-0.4606	0.1498

Estimation Panel ECM simple

	empirical	standardized
nipanel	1.641074	-10.925464
tpanelnonpar	-35.668767	-14.946034
tpanelpar	-4360.954809	-4420.254429
rhogroup	-93.898108	4.302249
tgroupnonpar	-37.438752	-17.532573
tgrouppar	-35.960682	-15.652387

Test de cointégration

$$\Delta m_{i,t} = \gamma(m_{i,t} - \beta'X_{i,t-1}) + \phi'X_{i,t} + \alpha_i + \delta_t + u_{i,t}$$

Table 11: Estimation Panel ECM $R^2 = 0.3779$

Parameter	Estimate	P_value
equilibre_LT	-0.6899	0.0000
d_log_sal	-0.0440	0.7709
d_Chomage	-0.0170	0.1058
d_log_prixm2	0.1801	0.0432
d_part_25_39	0.3665	0.8911
d_part_65_plus	-4.7035	0.0688
d_p_Agriculture	0.0864	0.2094
d_p_Industrie	-0.0002	0.9892
d_p_Construction	0.0088	0.6986
d_log_pop	-0.0022	0.3766

Estimation du modèle

1

2

3

4

5

A satellite map of the African continent, showing the outlines of the major landmasses and surrounding oceans. The map is oriented vertically, with the Atlantic Ocean on the left and the Indian Ocean on the right. The colors are naturalistic, with greens for vegetation and browns/tans for arid or semi-arid regions.

Modélisation Spatiale

1

Matrice de Pondération Spatiale

2

L'indice de Moran

3

Choix du modèle

4

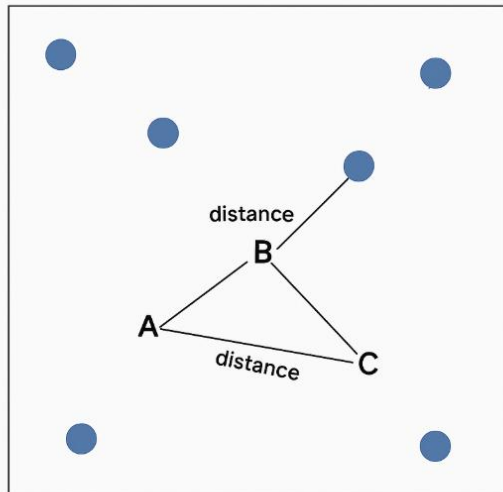
Résultats

5

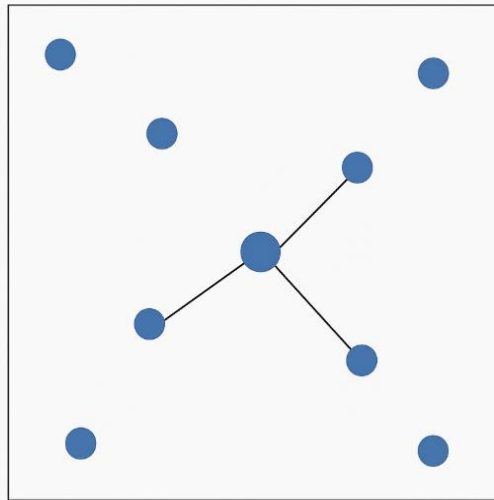
Analyse des Résidus

Matrice de Pondération Spatiale

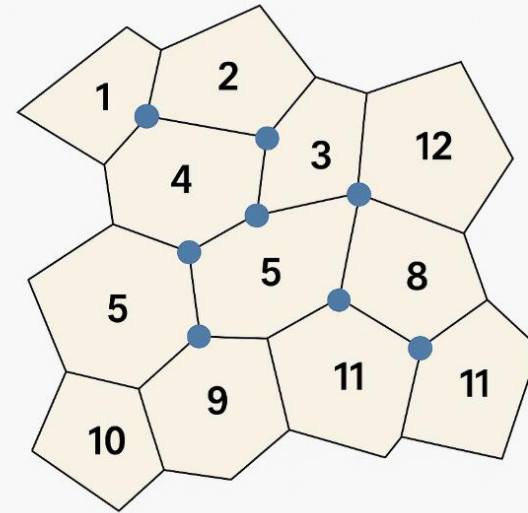
Matrice de distances



Matrice des KNN



Matrice de contiguïté



1

2

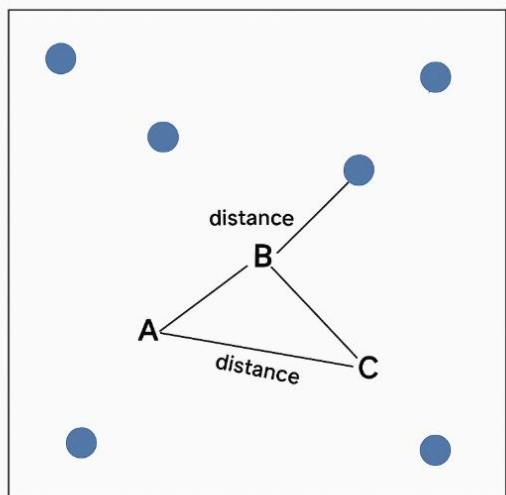
3

4

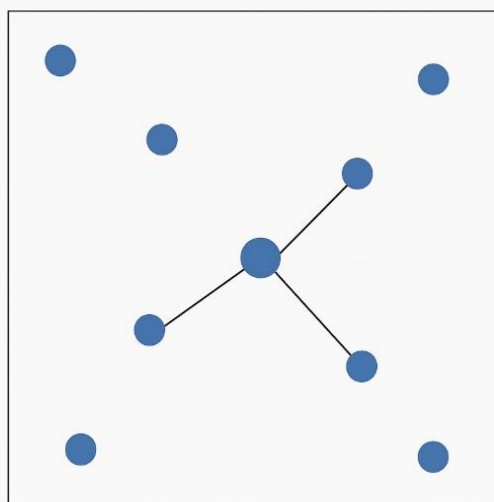
5

Matrice de Pondération Spatiale

Matrice de distances



Matrice des KNN



Matrice de contiguïté



1

2

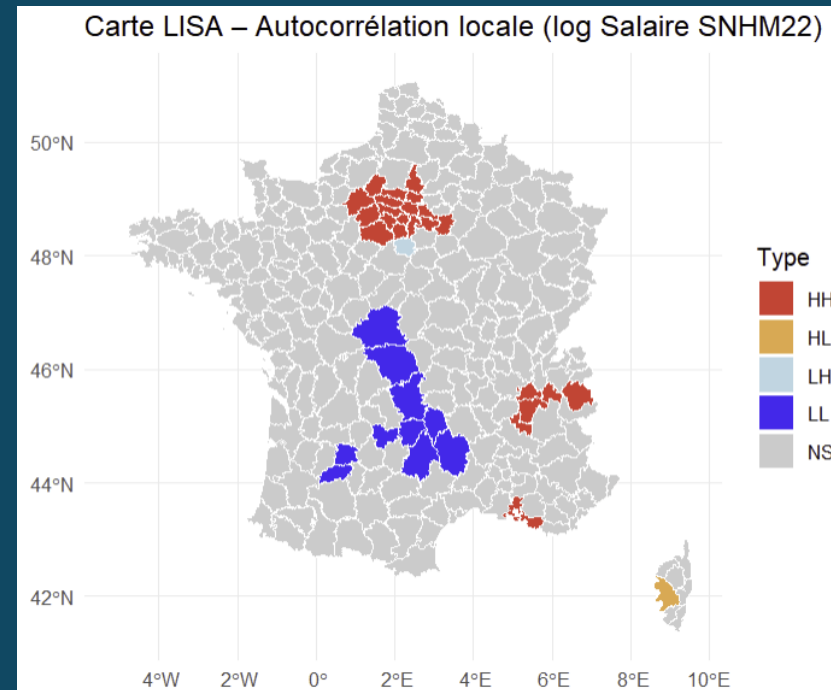
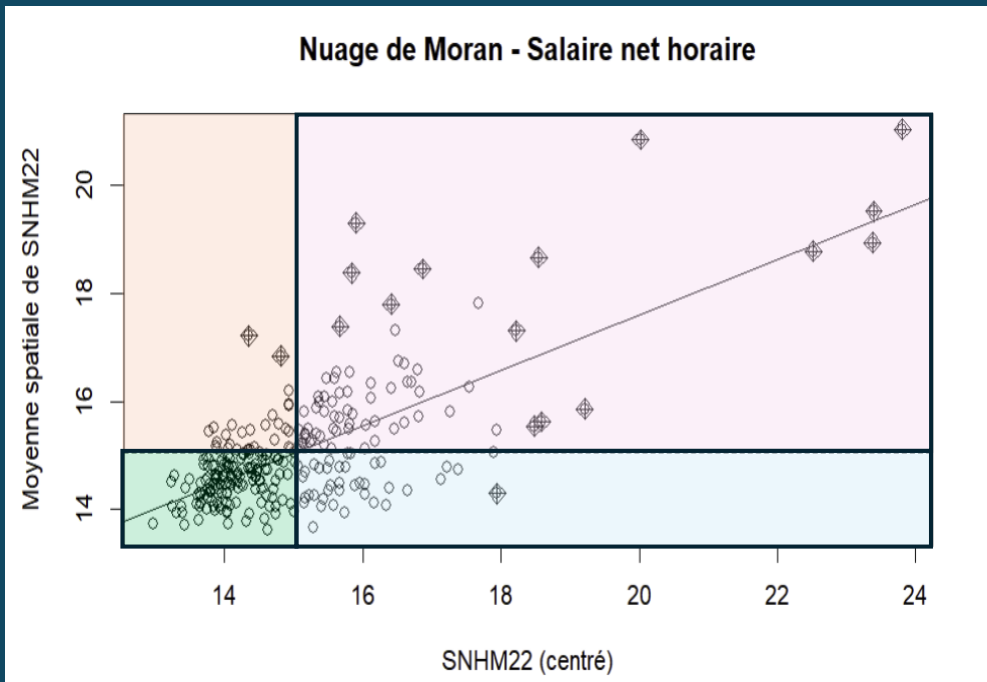
3

4

5

L'indice de Moran

$\begin{cases} H_0: \text{Absence d'autocorrélation spatiale} \\ H_1: \text{Présence d'autocorrélation spatiale} \end{cases}$



1

2

3

4

5

Choix du modèle

OLS

SAR

SDM

SEM

Table 2: Coefficient, R^2 et AIC pour chaque modèle

Statistique	OLS	SAR	SEM	SDM
Coefficient	0.0616	0.0476	0.0521	0.0528
R.	0.3030	0.6042	0.6428	0.6430
AIC	-636.8000	-763.6700	-778.7800	-778.1700

- Test de Moran sur les résidus des OLS
- Rejet de H_0
- Violation de l'hypothèse classique d'indépendance des erreurs.

1

2

3

4

5

Choix du modèle

OLS

SAR

SDM

SEM

1

2

3

4

5

Table 2: Coefficient, R^2 et AIC pour chaque modèle

Statistique	OLS	SAR	SEM	SDM
Coefficient	0.0616	0.0476	0.0521	0.0528
R.	0.3030	0.6042	0.6428	0.6430
AIC	-636.8000	-763.6700	-778.7800	-778.1700

- Test LM
 - H_0 : Le modèle restreint est vrai
 - H_1 : Le modèle non restreint est vrai
- Rejet de H_0
- Conserver le modèle SDM

Choix du modèle

OLS

SAR

SDM

SEM

1

2

3

4

5

Table 2: Coefficient, R^2 et AIC pour chaque modèle

Statistique	OLS	SAR	SEM	SDM
Coefficient	0.0616	0.0476	0.0521	0.0528
R.	0.3030	0.6042	0.6428	0.6430
AIC	-636.8000	-763.6700	-778.7800	-778.1700

- Comparaison des résidus SDM et SEM
- $\rho = 0,9975$
- AIC et R^2 presque similaire
- SDM plus adapté

Choix du modèle

OLS

SAR

SDM

SEM

1

2

3

4

5

Table 2: Coefficient, R^2 et AIC pour chaque modèle

Statistique	OLS	SAR	SEM	SDM
Coefficient	0.0616	0.0476	0.0521	0.0528
R.	0.3030	0.6042	0.6428	0.6430
AIC	-636.8000	-763.6700	-778.7800	-778.1700

- Comparaison des résidus SDM et SEM
- $\rho = 0,9975$
- AIC et R^2 presque similaire
- SDM plus adapté

Résultats

$$\text{Log}(\text{salaire}) \sim \gamma + \log(\text{transaction})$$

Table 1: Coefficients estimés du modèle SDM

Variable	Matrice de voisinage			
	KNN 5	KNN 8	Contiguïté	Distance
Constante	0.5487***(7.1e-07)	0.4891***(0.00018)	0.5427***(1.2e-06)	0.5766***(2.3e-06)
log(Trans)	0.0498***(0)	0.0516***(0)	0.0528***(0)	0.0528***(0)
W log(Trans)	-0.0196*(0.016)	-0.0243*(0.012)	-0.0314***(1.8e-05)	-0.0201*(0.025)
Rho	0.7077	0.7379	0.737	0.6908
R^2	0.6559	0.6229	0.643	0.5954
AIC	-795.44	-779.12	-778.17	-754.32

***($\alpha = 0,1\%$)

** ($\alpha = 1\%$)

* ($\alpha = 5\%$)

1

2

3

4

5

Résultats

$$\text{Log}(\text{salaire}) \sim \gamma + \log(\text{transaction}) + \log(\text{emploi}) + \text{chomage}$$

Table 4: Coefficients estimés et diagnostics du modèle SDM

Variable	Matrice de voisinage			
	KNN 5	KNN 8	Contiguïté	Distance
(Intercept)	0.4238***(1e-04)	0.3765**(0.003)	0.3897***(0.00034)	0.3826**(0.0016)
log_trans	0.001(0.93)	0(1)	0.0086(0.49)	-0.001(0.93)
log_emploi	0.0477***(1.2e-06)	0.0504***(7.4e-07)	0.0434***(3.9e-05)	0.0528***(8.5e-08)
Chomage	-0.0114***(7.7e-06)	-0.0126***(4.4e-06)	-0.0139***(3.2e-08)	-0.0122***(7.9e-06)
W.log_trans	-0.0047(0.8)	0.007(0.75)	-0.0152(0.45)	-0.0076(0.68)
W.log_emplo	-0.0073(0.67)	-0.018(0.36)	-0.0087(0.64)	-0.0011(0.95)
W.Chomage	0.0085*(0.014)	0.0094*(0.017)	0.0125***(0.00029)	0.0084*(0.027)
Rho	0.698	0.7168	0.7391	0.6845
\$R^2\$	0.7201	0.6942	0.7153	0.677
AIC	-846.04	-831.26	-832.8	-809.6

***($\alpha = 0,1\%$)

** ($\alpha = 1\%$)

* ($\alpha = 5\%$)

1

2

3

4

5

Résultats

$$\text{Log}(\text{salaire}) \sim \gamma + \log(\text{transaction}) + \log(\text{emploi}) + \text{chomage}$$

Table 1: Effets directs, indirects et totaux du modèle SDM

Variable	Effet direct	Effet indirect	Effet total
log(Transaction)	0.0002	-0.0122	-0.0120
log(Emploi)	0.0534	0.0803	0.1337
Chômage	-0.0113	0.0016	-0.0097

- Effet direct :Reflète son impact au sein d'un territoire sur ses propres niveaux de salaires
- Effet indirect: les effets de débordement spatial qui influencent les salaires des territoires voisins.
- Effet total: Représente l'impact global en intégrant les effets locaux et diffusés.

1

2

3

4

5

Résultats

$$\log(transaction) \sim \gamma + \text{Log}(salaire)$$

Table 5: Coefficients estimés et diagnostics du modèle SDM

Variable	Matrice de voisinage			
	KNN 5	KNN 8	Contiguïté	Distance
(Intercept)	-0.8646(0.54)	-0.3533(0.82)	-0.0222(0.99)	-0.1978(0.9)
log_salaire	6.5913***(0)	6.3773***(0)	6.6672***(0)	6.3161***(0)
W.log_salaire	-4.6098***(9.1e-09)	-4.7752***(4.6e-09)	-4.9993***(2.2e-09)	-4.3852***(3.4e-07)
Rho	0.4356	0.5011	0.4325	0.3679
\$R^2\$	0.432	0.4191	0.4277	0.3938
AIC	538.84	543.79	541.89	553.27

***($\alpha = 0,1\%$)

** ($\alpha = 1\%$)

* ($\alpha = 5\%$)

1

2

3

4

5

Résultats

$$\log(transaction) \sim \gamma + \text{Log}(salaire) + \log(emploi) + \text{chomage}$$

Table 3: Coefficients estimés et diagnostics du modèle SDM

Variable	Matrice de voisinage			
	KNN 5	KNN 8	Contiguïté	Distance
(Intercept)	-0.6233(0.31)	-0.5174(0.42)	-0.3477(0.57)	-1.0781(0.14)
log_salaire	-0.0084(0.98)	0.0636(0.84)	0.1715(0.58)	-0.0739(0.82)
log_emploi	0.8016***(0)	0.8016***(0)	0.7942***(0)	0.8055***(0)
Chomage	0.0609***(8.3e-06)	0.0689***(9.6e-07)	0.064***(4.6e-07)	0.0656***(5.7e-06)
lag.log_salaire	0.091(0.82)	-0.2921(0.49)	-0.1537(0.72)	0.1519(0.74)
W.log_emploi	-0.4994***(1.6e-15)	-0.4788***(1.2e-10)	-0.5473***(0)	-0.3803***(7.2e-07)
W.Chomage	-0.0442*(0.017)	-0.0637**(0.0016)	-0.0533**(0.002)	-0.0544**(0.0065)
Rho	0.6206	0.6946	0.6886	0.5148
\$R^2\$	0.8999	0.8982	0.9106	0.8869
AIC	77.74	79.2	56.32	102.11

***($\alpha = 0,1\%$)

** ($\alpha = 1\%$)

* ($\alpha = 5\%$)

1

2

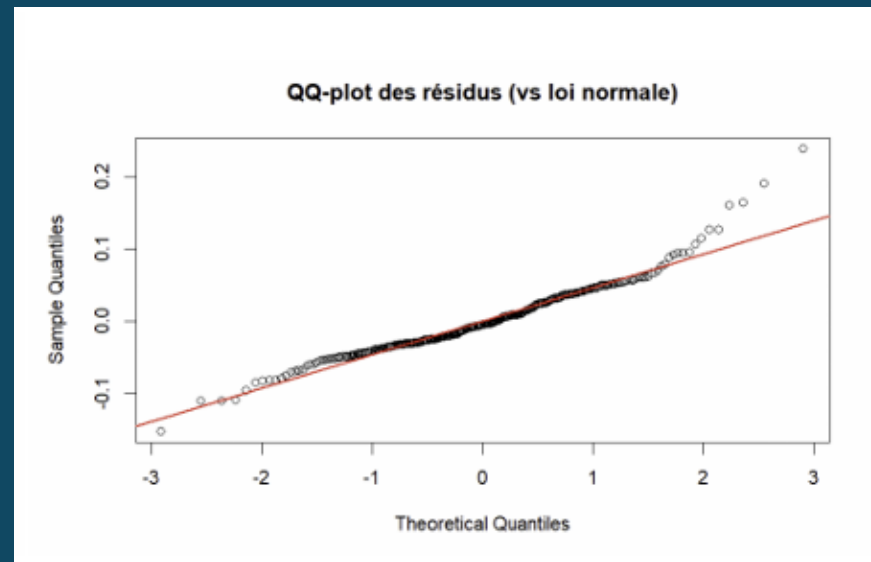
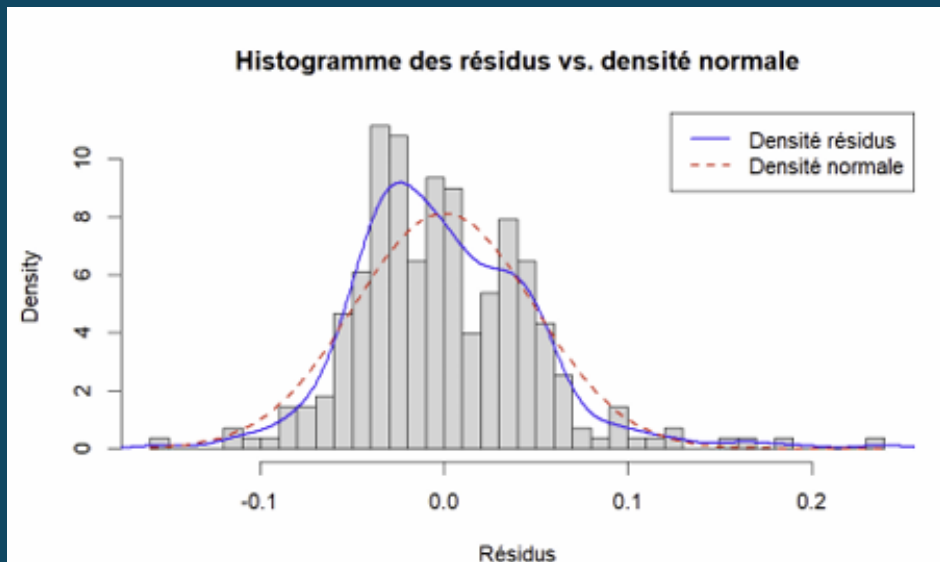
3

4

5

Analyse des Résidus

Les résidus sont-ils normaux ?



Test de normalité de Shapiro-Wilk

$\begin{cases} H_0: \text{Les données suivent une loi normale} \\ H_1: \text{Les données ne suivent pas une loi normale} \end{cases}$

1

2

3

4

5

Analyse des Résidus

Les résidus sont-ils hétéroscédastique ?

Test de Breusch--Pagan

$\begin{cases} H_0: \text{Homoscédasticité des résidus} \\ H_1: \text{Hétéroscédasticité des résidus} \end{cases}$

Modèle	Statistique	Degrés de liberté	p-value	Conclusion
SDM (KNN = 5)	6.0408	3	0.1096	Pas d'hétéroscédasticité significative

1

2

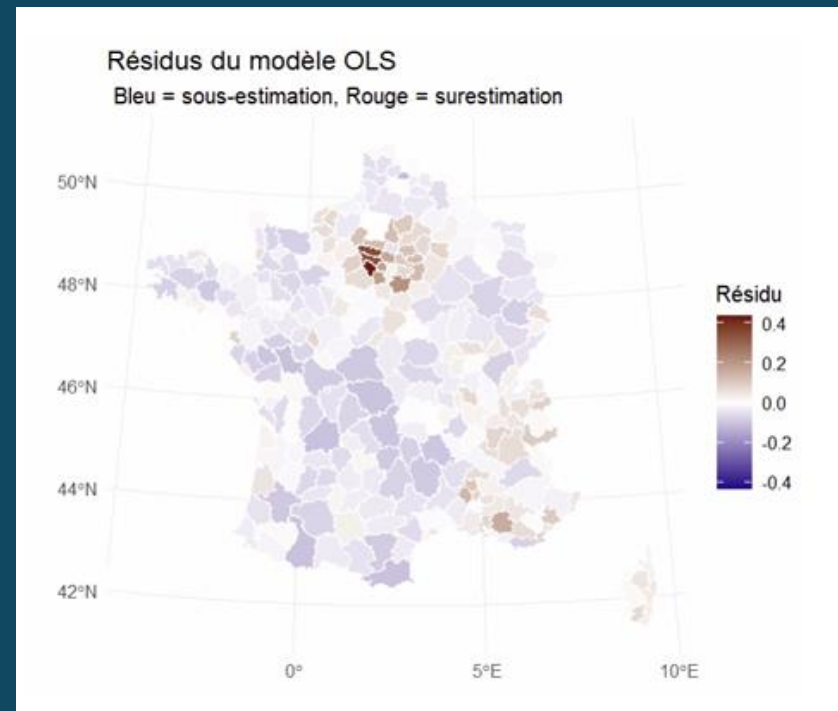
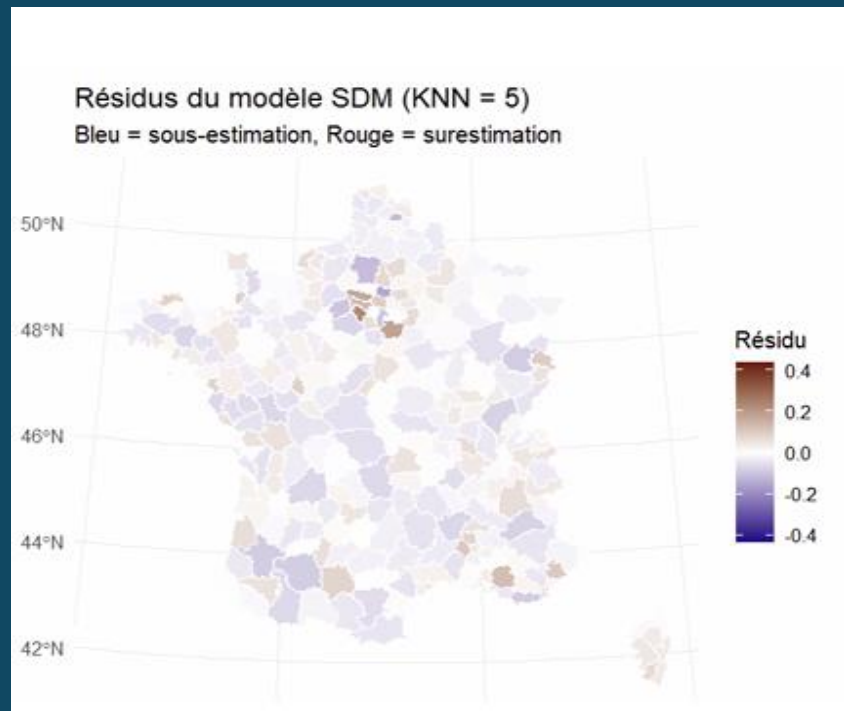
3

4

5

Analyse des Résidus

Cartographie des résidus et qualité du modèle



1

2

3

4

5

Conclusion

- La modélisation spatiale permet d'identifier les disparités salariales en tenant compte des effets locaux et de voisinage.
- Nos résultats confirment l'existence d'un lien structurel à long terme, mais une faible sensibilité à court terme.
- La relation entre mutations immobilières et salaires reste complexe et dépend fortement du contexte territorial.