SÉMINAIRE D2E



Institut national de la statistique et des études économiques

Mesurer pour comprendre

Estimation en temps réel de la tendance-cycle : Apport de l'utilisation des filtres asymétriques dans la détection des points de retournement

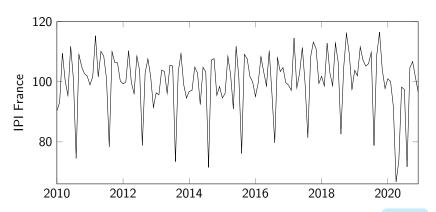
ALAIN QUARTIER-LA-TENTE Division Études macroéconomiques 20 septembre 2022

Sommaire

- 1. Introduction
- 2. Méthodes étudiées
- 3. Comparaison des méthodes
- 4. Extensions
- 5. Conclusion

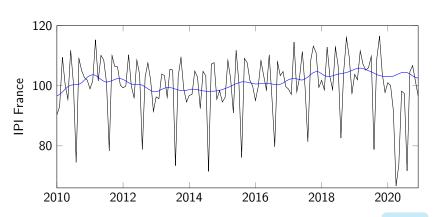
 $X_{\rm t}$ (ex : IPI France) se décompose en plusieurs composantes inobservées :

 $X_t =$ (décomposition additive)



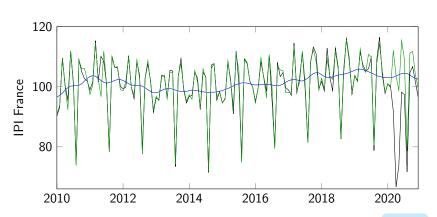
 $X_{\rm t}$ (ex : IPI France) se décompose en plusieurs composantes inobservées :

$$X_t = \underbrace{\mathcal{T}C_t}_{ ext{tendance-cycle}}$$
 (décomposition additive)



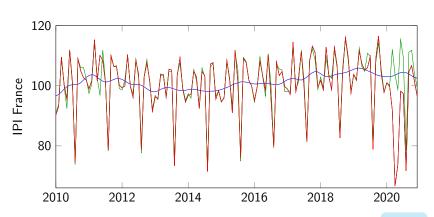
 X_t (ex : IPI France) se décompose en plusieurs composantes inobservées :

$$X_t = \underbrace{\mathcal{T}C_t}_{\text{tendance-cycle}} + \underbrace{\mathcal{S}_t}_{\text{saisonnalit\'e}}$$
 (décomposition additive)



 X_t (ex : IPI France) se décompose en plusieurs composantes inobservées :

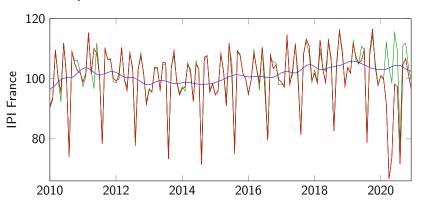
$$X_t = \underbrace{TC_t}_{\text{tendance-cycle}} + \underbrace{S_t}_{\text{saisonnalit\'e}} + \underbrace{I_t}_{\text{irr\'egulier}}$$
 (décomposition additive)



 X_t (ex : IPI France) se décompose en plusieurs composantes inobservées :

$$X_t = \underbrace{\mathcal{T}C_t}_{\text{tendance-cycle}} + \underbrace{\mathcal{S}_t}_{\text{saisonnalit\'e}} + \underbrace{\mathcal{I}_t}_{\text{irr\'egulier}}$$
 (décomposition additive)

tendance et cycle ici estimés simultanément



Pour l'analyse conjoncturelle, on étudie généralement des séries désaisonnalisées

$$X_t - S_t = TC_t + I_t$$

Pour l'analyse conjoncturelle, on étudie généralement des séries désaisonnalisées

$$X_t - S_t = TC_t + I_t$$

La présence de l'irrégulier peut rendre l'interprétation difficile, un lissage supplémentaire peut être utilisé :

$$(X_t - S_t) - I_t = TC_t$$

Pour l'analyse conjoncturelle, on étudie généralement des séries désaisonnalisées

$$X_t - S_t = TC_t + I_t$$

La présence de l'irrégulier peut rendre l'interprétation difficile, un lissage supplémentaire peut être utilisé :

$$(X_t - S_t) - I_t = TC_t$$

Tendance-cycle publiée par peu d'instituts (Insee, ONS, Statistics Canada, ABS) mais volonté de faire des bonnes pratiques au niveau européen (Destatis).

Pour l'analyse conjoncturelle, on étudie généralement des séries désaisonnalisées

$$X_t - S_t = TC_t + I_t$$

La présence de l'irrégulier peut rendre l'interprétation difficile, un lissage supplémentaire peut être utilisé :

$$(X_t - S_t) - I_t = TC_t$$

Tendance-cycle publiée par peu d'instituts (Insee, ONS, Statistics Canada, ABS) mais volonté de faire des bonnes pratiques au niveau européen (Destatis).

Critères importants de la tendance-cycle :

- 1. minimiser les révisions
- 2. minimiser le nombre de faux points de retournement
- 3. détecter correctement et rapidement les (bons) points de retournement



Objectif différent de celui des méthodes d'analyse des cycles économiques

Objectif différent de celui des méthodes d'analyse des cycles économiques

TC_t généralement estimée sur une série sans saisonnalité

Objectif différent de celui des méthodes d'analyse des cycles économiques

TC_t généralement estimée sur une série sans saisonnalité

Méthode de décomposition X-13ARIMA une des plus utilisées : études de méthodes non-paramétriques pour estimer TC_t

Objectif différent de celui des méthodes d'analyse des cycles économiques

TC_t généralement estimée sur une série sans saisonnalité

Méthode de décomposition X-13ARIMA une des plus utilisées : études de méthodes non-paramétriques pour estimer TC_t

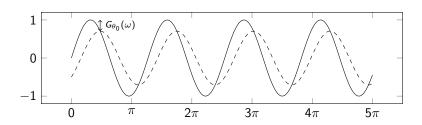
Moyennes mobiles (ou *filtres linéaires*) omniprésents dans l'extraction de la tendance-cycle et la désaisonnalisation (e.g. : X-13ARIMA) :

$$M_{\theta}(X_t) = \sum_{k=-p}^{+f} \theta_k X_{t+k}$$

Appliquer M_{θ} sur $X_t = e^{-i\omega t}$ va avoir deux effets :

$$M_{\theta}X_{t} = \sum_{k=-p}^{+f} \theta_{k} e^{-i\omega(t+k)} = \left(\sum_{k=-p}^{+f} \theta_{k} e^{-i\omega k}\right) \cdot X_{t} = G_{\theta}(\omega) e^{-i\Phi_{\theta}(\omega)} X_{t}$$

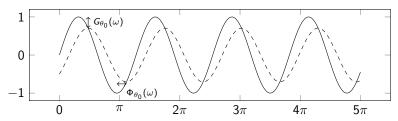
1. Multiplier le niveau par $G_{\theta}(\omega)$ (gain)



Appliquer M_{θ} sur $X_t = e^{-i\omega t}$ va avoir deux effets :

$$M_{\theta}X_{t} = \sum_{k=-p}^{+f} \theta_{k} e^{-i\omega(t+k)} = \left(\sum_{k=-p}^{+f} \theta_{k} e^{-i\omega k}\right) \cdot X_{t} = G_{\theta}(\omega) e^{-i\Phi_{\theta}(\omega)} X_{t}$$

- 1. Multiplier le niveau par $G_{\theta}(\omega)$ (gain)
- 2. Créer un déphasage $\Phi_{\theta}(\omega)/\omega$: affecte détection des points de retournement



igoplus Généralement, utilisation de filtres symétriques (p=f et $\theta_{-i}=\theta_i$)

$$M_{ heta}(X_t) = \sum_{k=-p}^{+p} \theta_k X_{t+k}, \quad \text{avec } \theta_{-i} = \theta_i$$

igoplus Généralement, utilisation de filtres symétriques (p=f et $heta_{-i}= heta_i$)

$$M_{ heta}(X_t) = \sum_{k=-p}^{+p} \theta_k X_{t+k}, \quad \text{avec } \theta_{-i} = \theta_i$$

 $oldsymbol{\circ}$ Pour l'estimation en **temps réel**, utilisation de filtres *asymétriques* $(f < p) \implies$ révision et détection avec retard des points de retournement (déphasage)

$$ex: M_{\theta}(X_t) = \sum_{k=-p}^{0} \theta_k X_{t+k}$$

 $oldsymbol{\odot}$ Généralement, utilisation de filtres symétriques (p=f et $\theta_{-i}=\theta_i$)

$$M_{ heta}(X_t) = \sum_{k=-p}^{+p} \theta_k X_{t+k}, \quad \text{avec } \theta_{-i} = \theta_i$$

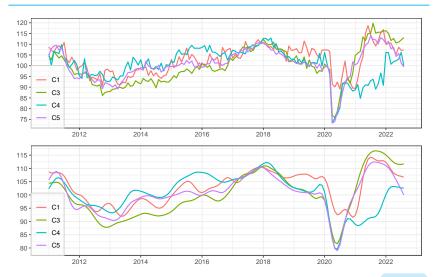
igoplus Pour l'estimation en **temps réel**, utilisation de filtres *asymétriques* $(f < p) \implies$ révision et détection avec retard des points de retournement (déphasage)

$$ex: M_{\theta}(X_t) = \sum_{k=-p}^{0} \theta_k X_{t+k}$$

Solution classique : prolonger la série par prévision et utiliser filtre symétrique

- revient à utiliser des filtres asymétriques optimisés avec certains critères
- sous-optimal pour séries très variables

Illustration avec climats des affaires dans l'industrie manufacturière



Objectifs

Objectifs de cette étude :

• Étudier et comparer des approches récentes pour l'extraction de la tendance-cycle en temps réel : Régression polynomiale locale (Proietti et Luati 2008); RKHS (Dagum et Bianconcini 2016); Optimisation sous contrainte d'une somme pondérée de critères (Grun-Rehomme *et ali* 2018, Wildi et McElroy, 2019)

Objectifs

Objectifs de cette étude :

- Étudier et comparer des approches récentes pour l'extraction de la tendance-cycle en temps réel: Régression polynomiale locale (Proietti et Luati 2008); RKHS (Dagum et Bianconcini 2016); Optimisation sous contrainte d'une somme pondérée de critères (Grun-Rehomme et ali 2018, Wildi et McElroy, 2019)
- Montrer qu'il est possible d'établir une théorie générale englobant toutes ces méthodes

Objectifs

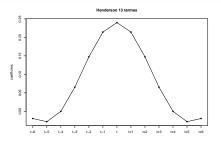
Objectifs de cette étude :

- Étudier et comparer des approches récentes pour l'extraction de la tendance-cycle en temps réel : Régression polynomiale locale (Proietti et Luati 2008); RKHS (Dagum et Bianconcini 2016); Optimisation sous contrainte d'une somme pondérée de critères (Grun-Rehomme et ali 2018, Wildi et McElroy, 2019)
- Montrer qu'il est possible d'établir une théorie générale englobant toutes ces méthodes
- Présenter le package rjdfilters https://github.com/palatej/rjdfilters

Sommaire

- 1. Introduction
- 2. Méthodes étudiées
- 2.1 Filtre symétrique
- 2.2 Polynômes Locaux
- 2.3 Filtres et Reproducing Kernel Hilbert Space (RKHS)
- 2.4 Minimisation sous contrainte : FST et ATS
- 3. Comparaison des méthodes
- 4. Extensions
- 5. Conclusion

Moyenne mobile symétrique d'Henderson



MM Henderson (utilisé dans X-13ARIMA) largement répandue pour estimer TC_t

MM Henderson préserve les tendances polynomiales de degré 3 et minimise le critère de "lissage" $(\sum (\nabla^3 \theta_i)^2)$

Sur séries mensuelles : MM de 13 termes généralement

Polynômes Locaux : rjdfilters::lp_filter()

Hypothèse :
$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$
 avec $\varepsilon_t \overset{i.i.d}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

 μ_t localement approchée par un polynôme de degré d :

$$\forall j \in \llbracket -h, h \rrbracket : y_{t+j} = m_{t+j} + \varepsilon_{t+j}, \quad m_{t+j} = \sum_{i=0}^{d} \beta_i j^i$$

Polynômes Locaux : rjdfilters::lp_filter()

Hypothèse :
$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$
 avec $\varepsilon_t \overset{i.i.d}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

 μ_t localement approchée par un polynôme de degré d :

$$\forall j \in \llbracket -h, h \rrbracket : y_{t+j} = m_{t+j} + \varepsilon_{t+j}, \quad m_{t+j} = \sum_{i=0}^{d} \beta_i j^i$$

Estimation en utilisant les WLS avec noyaux : $\hat{\beta} = (X'KX)^1X'Ky$ et

$$\hat{m}_t = \hat{\beta}_0 = w'y = \sum_{j=-h}^n w_j y_{t-j}$$
 equivalent à une moyenne mobile symétrique

 \bullet Filtre de Henderson avec d=3 et noyau spécifique.

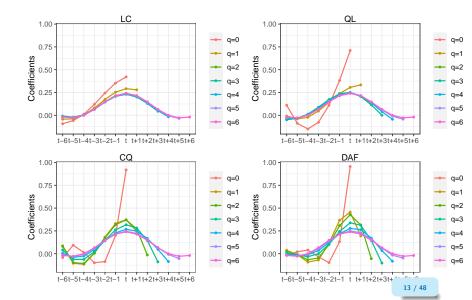
- Même méthode mais moins de données (DAF) ← minimiser les révisions sous mêmes contraintes polynomiales
- sans biais mais beaucoup de variance
- utilisé dans STL

- Même méthode mais moins de données (DAF) ← minimiser les révisions sous mêmes contraintes polynomiales
- sans biais mais beaucoup de variance
- utilisé dans STL
- 2. Minimisation des révisions sous contraintes polynomiales :
 - 2.1 Linear-Constant (LC) : y_t linéaire and v reproduit les constantes (Musgrave)
 - 2.2 Quadratic-Linear (QL): y_t quadratique et v reproduit droites
 - 2.3 Cubic-Quadratic (CQ): y_t cubique et v reproduit tendances quadratiques
 - Filtres asymétriques v dépendent de "IC-Ratio"

- Même méthode mais moins de données (DAF) ← minimiser les révisions sous mêmes contraintes polynomiales
- sans biais mais beaucoup de variance
- utilisé dans STL
- 2. Minimisation des révisions sous contraintes polynomiales :
 - 2.1 Linear-Constant (LC) : y_t linéaire and v reproduit les constantes (Musgrave)
 - 2.2 Quadratic-Linear (QL): y_t quadratique et v reproduit droites
 - 2.3 Cubic-Quadratic (CQ): y_t cubique et v reproduit tendances quadratiques
 - Filtres asymétriques v dépendent de "IC-Ratio"
- modèles simples facilement interprétables
- Déphasage non contrôlé 🌓 méthode étendue dans rjdfilters::lp_filter()

- 1. Même méthode mais moins de données (DAF) ← minimiser les révisions sous mêmes contraintes polynomiales
- sans biais mais beaucoup de variance
- utilisé dans STL
- 2. Minimisation des révisions sous contraintes polynomiales :
 - 2.1 Linear-Constant (LC) : y_t linéaire and v reproduit les constantes (Musgrave)
 - 2.2 Quadratic-Linear (QL): y_t quadratique et v reproduit droites
 - 2.3 Cubic-Quadratic (CQ): y_t cubique et v reproduit tendances quadratiques
 - Filtres asymétriques v dépendent de "IC-Ratio"
- modèles simples facilement interprétables
- Déphasage non contrôlé méthode étendue dans rjdfilters::lp_filter()
- ☐ Visualisation https://aqlt.shinyapps.io/FiltersProperties/

Coefficients



Filtres RKHS: rjdfilters::rkhs_filter()

- Utilisation de la théorie des RKHS pour approcher le filtre d'Henderson
- Avec K_p une **fonction de noyau** définie sur [-1,1], le filtre symétrique :

$$\forall j \in \llbracket -h, h \rrbracket : w_j = \frac{K_p(j/b)}{\sum_{i=-h}^h K_p(i/b)}$$

Filtres RKHS:rjdfilters::rkhs_filter()

- Utilisation de la théorie des RKHS pour approcher le filtre d'Henderson
- Avec K_p une **fonction de noyau** définie sur [-1,1], le filtre symétrique :

$$\forall j \in \llbracket -h, h \rrbracket : w_j = \frac{K_p(j/b)}{\sum_{i=-h}^h K_p(i/b)}$$

Pour les filtres asymétriques :

$$\forall j \in \llbracket -h, q \rrbracket : w_{a,j} = \frac{K_p(j/b)}{\sum_{i=-h}^q K_p(i/b)}$$

Filtres RKHS: rjdfilters::rkhs_filter()

- Utilisation de la théorie des RKHS pour approcher le filtre d'Henderson
- Avec K_p une **fonction de noyau** définie sur [-1,1], le filtre symétrique :

$$\forall j \in \llbracket -h, h \rrbracket : w_j = \frac{K_p(j/b)}{\sum_{i=-h}^h K_p(i/b)}$$

- $oldsymbol{\Theta}$ avec b=h+1 et \mathcal{K}_p spécifique on retrouve le filtre d'Henderson
 - Pour les filtres asymétriques :

$$\forall j \in \llbracket -h, q \rrbracket : w_{a,j} = \frac{K_p(j/b)}{\sum_{i=-h}^q K_p(i/b)}$$

Filtres RKHS: rjdfilters::rkhs_filter()

- Utilisation de la théorie des RKHS pour approcher le filtre d'Henderson
- Avec K_p une **fonction de noyau** définie sur [-1,1], le filtre symétrique :

$$\forall j \in \llbracket -h, h \rrbracket : w_j = \frac{K_p(j/b)}{\sum_{i=-h}^h K_p(i/b)}$$

- $oldsymbol{\Theta}$ avec b=h+1 et \mathcal{K}_p spécifique on retrouve le filtre d'Henderson
 - Pour les filtres asymétriques :

$$\forall j \in \llbracket -h, q \rrbracket : w_{\mathsf{a},j} = \frac{K_{\mathsf{p}}(j/b)}{\sum_{i=-h}^{q} K_{\mathsf{p}}(i/b)}$$

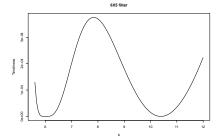
 $oldsymbol{\Theta}$ b choisit par optimisation, e.g. minimisant les révisions $(b_{q,\Gamma})$, les révisions liées à la fonction de gain $(b_{q,G})$ et celles liées au déphasage $(b_{q,\varphi})$

Filtres asymétriques



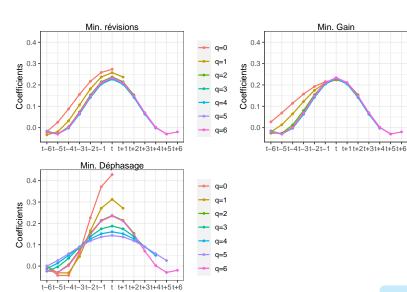
Plusieurs extremum





```
rkhs_optimal_bw()
## q=0 q=1 q=2 q=3 q=4 q=5
## 6.0000 6.0000 6.3875 8.1500 9.3500 6.0000
```

Coefficients



q=0

q=1

q=2

q=3 q=4

q=5

q=6

Approche FST : rjdfilters::fst_filter()

Minimisation sous contrainte d'une somme pondérée de 3 critères :

$$\begin{cases} \min_{\theta} & J(\theta) = \alpha F_g(\theta) + \beta S_g(\theta) + \gamma T_g(\theta) \\ s.c. & C\theta = a \end{cases}$$

 F_g fidélité (*fidelity*, réduction de variance $\sum_{k=-p}^{+f} \theta_k^2$), S_g lissage (*smoothness*, critère d'Henderson $\sum_j (\nabla^3 \theta_j)^2$), T_g temporalité (*timeliness*, déphasage $\int_0^{2\pi/12} \rho_{\theta}(\omega) \sin(\varphi_{\theta}(\omega))^2 \, \mathrm{d}\omega$)

Approche FST : rjdfilters::fst_filter()

Minimisation sous contrainte d'une somme pondérée de 3 critères :

$$\begin{cases} \min_{\theta} & J(\theta) = \alpha F_g(\theta) + \beta S_g(\theta) + \gamma T_g(\theta) \\ s.c. & C\theta = a \end{cases}$$

 F_g fidélité (*fidelity*, réduction de variance $\sum_{k=-p}^{+f} \theta_k^2$), S_g lissage (*smoothness*, critère d'Henderson $\sum_j (\nabla^3 \theta_j)^2$), T_g temporalité (*timeliness*, déphasage $\int_0^{2\pi/12} \rho_{\theta}(\omega) \sin(\varphi_{\theta}(\omega))^2 d\omega$)

- Solution unique
- Filtres asymétriques indépendants des données et du filtre symétrique
- Poids non normalisés

Approche ATS rjdfilters::dfa_filter() (1)

Décomposition de l'EQM:

$$\mathbb{E}\left[(y_t - \hat{y}_t)^2\right] = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} |\Gamma_s(\omega) - \Gamma_{\theta}(\omega)|^2 h(\omega) d\omega$$
$$= \frac{1}{2\pi} \times 2 \times \int_{0}^{\pi} |\Gamma_s(\omega) - \Gamma_{\theta}(\omega)|^2 h(\omega) d\omega$$

et

$$|\Gamma_{s}(\omega) - \Gamma_{\theta}(\omega)|^{2} = \rho_{s}(\omega)^{2} + \rho_{\theta}(\omega)^{2} + 2\rho_{s}(\lambda)\rho_{\theta}(\lambda)\left(1 - \cos(\varphi_{s}(\omega) - \varphi_{\theta}(\omega)\right)$$
$$= (\rho_{s}(\omega) - \rho_{\theta}(\omega))^{2} + 4\rho_{s}(\lambda)\rho_{\theta}(\lambda)\sin^{2}\left(\frac{\varphi_{s}(\omega) - \varphi_{\theta}(\omega)}{2}\right)$$

Ce qui conduit à

$$A_{w} = 2 \int_{0}^{\omega_{1}} (\rho_{s}(\omega) - \rho_{\theta}(\omega))^{2} h(\omega) d\omega$$

$$T_{w} = 8 \int_{0}^{\omega_{1}} \rho_{s}(\lambda) \rho_{\theta}(\lambda) \sin^{2}\left(\frac{\varphi_{\theta}(\omega)}{2}\right) h(\omega) d\omega$$

$$S_{w} = 2 \int_{\omega_{1}}^{\pi} (\rho_{s}(\omega)^{2} - \rho_{\theta}(\omega))^{2} h(\omega) d\omega$$

$$R_{w} = 8 \int_{\omega_{1}}^{\pi} \rho_{s}(\lambda) \rho_{\theta}(\lambda) \sin^{2}\left(\frac{\varphi_{\theta}(\omega)}{2}\right) h(\omega) d\omega$$

Minimisation d'une somme pondérée de 3 critères :

$$\mathcal{M}(\vartheta_1,\vartheta_2) = \vartheta_1 T_w(\theta) + \vartheta_2 S_w(\theta) + (1 - \vartheta_1 - \vartheta_2) A_w(\theta)$$

minimisation sous contraintes linéaires avec $h(\omega) = 1$

Approche ATS rjdfilters::dfa_filter() (3)

- Poids ont un sens
- Résidus pas toujours négligeables
- Pas unicité de la solution

Comment choisir les poids dans FST et AST (DFA)?

• Minimiser que la timeliness? introduit trop de variance

Comment choisir les poids dans FST et AST (DFA)?

- Minimiser que la timeliness? introduit trop de variance
- Minimiser les révisions? on néglige le déphasage

Comment choisir les poids dans FST et AST (DFA)?

- Minimiser que la timeliness? introduit trop de variance
- Minimiser les révisions? on néglige le déphasage
- Garder les poids qui donnent des MM de meilleure qualité que les autres selon tous les critères? Rien de satisfaisant

Comment choisir les poids dans FST et AST (DFA)?

- Minimiser que la timeliness? introduit trop de variance
- Minimiser les révisions? on néglige le déphasage
- Garder les poids qui donnent des MM de meilleure qualité que les autres selon tous les critères? Rien de satisfaisant
- Faire quadrillage du plan et une analyse empirique du déphasage?
 Difficile à analyser -> utiliser des méthodes de réduction de dimension?

Sommaire

- 1. Introduction
- 2. Méthodes étudiées
- 3. Comparaison des méthodes
- 3.1 Méthodologie
- 3.2 Application sur séries simulées
- 3.3 Un exemple : série des ventes au détail des États-Unis (en log)
- 4. Extensions
- 5. Conclusion

Méthodologie

Comparaison des différentes méthodes sur séries simulées (avec 3 niveaux de variabilité) et séries réelles :

1. Estimation de la tendance-cycle à chaque date en utilisant les différentes méthodes et un filtre symétrique de 13 termes

Méthodologie

Comparaison des différentes méthodes sur séries simulées (avec 3 niveaux de variabilité) et séries réelles :

- 1. Estimation de la tendance-cycle à chaque date en utilisant les différentes méthodes et un filtre symétrique de 13 termes
- 2. À chaque date, estimation des points de retournement :
 - redressements : $y_{t-3} \ge y_{t-2} \ge y_{t-1} < y_t \le y_{t+1}$
 - ralentissements : $y_{t-3} \le y_{t-2} \le y_{t-1} > y_t \ge y_{t+1}$

Déphasage = temps nécessaire pour détecter le bon point de retournement sans révision

Méthodologie

Comparaison des différentes méthodes sur séries simulées (avec 3 niveaux de variabilité) et séries réelles :

- 1. Estimation de la tendance-cycle à chaque date en utilisant les différentes méthodes et un filtre symétrique de 13 termes
- 2. À chaque date, estimation des points de retournement :
 - redressements : $y_{t-3} \ge y_{t-2} \ge y_{t-1} < y_t \le y_{t+1}$
 - ralentissements : $y_{t-3} \le y_{t-2} \le y_{t-1} > y_t \ge y_{t+1}$

Déphasage = temps nécessaire pour détecter le bon point de retournement sans révision

3. Calcul des révisions avec deux critères :

$$\mathbb{E}\left[\left|\frac{y_{t|t+q}-y_{t|last}}{y_{t|last}}\right|\right] \quad \text{ et } \quad \mathbb{E}\left[\left|\frac{y_{t|t+q}-y_{t|t+q+1}}{y_{t|t+q+1}}\right|\right]$$

Séries simulées (1)

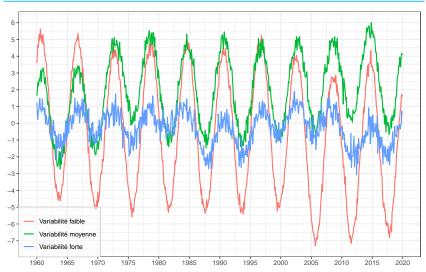
De façon similaire à Darne et Dagum (2009), on simule $y_t = C_t + T_t + I_t$ entre janvier 1960 et décembre 2020 :

- $C_t = \rho[\cos(2\pi t/\lambda) + \sin(2\pi t/\lambda)], \ \lambda = 72$ (cycles de 6 ans, 19 points de retournement détectables)
- $T_t = T_{t-1} + \nu_t$ avec $\nu_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{\nu}^2)$, $\sigma_{\nu} = 0,08$
- $I_t = e_t$ avec $e_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_e^2)$

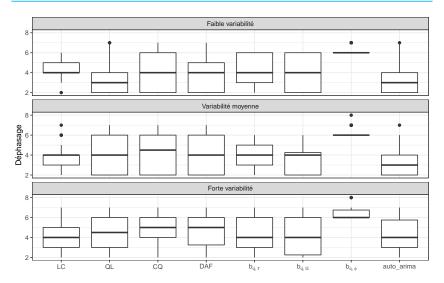
Niveau de variabilité :

- variabilité faible (rapport signal/bruit fort) : $\sigma_e^2=0,2$ et $\rho=3,0,3,5$ ou 4,0 (0,9 \geq I-C ratio \geq 0,7)
- variabilité moyenne (rapport signal/bruit moyen) : $\sigma_e^2=0,3$ et $\rho=1,5,\,2,0$ ou 3,0 (2,3 \geq I-C ratio $\geq 1,4$)
- variabilité forte (rapport signal/bruit élevé) : $\sigma_e^2=0,4$ et $\rho=0,5,\,0,7$ ou 1,0 (8,9 \geq I-C ratio \geq 5,2)

Séries simulées (2)



Résultats sur le déphasage (séries simulées)



Méthode	q = 0	q = 1	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5		
MAE entre q^e et la dernière estimation								
LC	0,21	0,10	0,03	0,03	0,03	0,01		
QL (rel)	1,6	1,0	1,3	1,5	1,3	1,1		
CQ (rel)	2,2	1,3	4,2	3,3	2,1	1,6		
DAF (rel)	2,3	1,5	4,9	3,5	2,2	1,5		
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	3,1	2,3	1,1	3,6	3,5	3,9		
$b_{q,G}$ (rel)	4,1	4,0	1,1	3,6	3,5	4,0		
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,5	1,1	1,0	1,8	2,7	8,7		
ARIMA (rel)	1,0	1,0	1,1	1,1	1,1	1,0		
MAE entre qe e	t la $q+1$	e estimat	tion					
LC	0,19	0,10	0,02	0,01	0,07	0,01		
QL (rel)	1,6	43,2	0,1	3,1	0,9	1,1		
CQ (rel)	2,3	0,2	4,3	7,3	1,4	1,6		
DAF (rel)	3,5	2,6	4,6	12,9	1,3	1,5		
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	2,1	2,9	3,7	0,3	16,2	3,9		
$b_{q,G}$ (rel)	3,7	4,7	4,3	0,5	17,0	4,0		
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,2	1,4	3,5	5,3	0,7	8,7		
ARIMA (rel)	1,1	1,3	0,8	1,8	2,3	1,0		

Méthode	q = 0	q = 1	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	
MAE entre qe et la dernière estimation							
LC	0,21	0,10	0,03	0,03	0,03	0,01	
QL (rel)	1,6	1,0	1,3	1,5	1,3	1,1	
CQ (rel)	2,2	1,3	4,2	3,3	2,1	1,6	
DAF (rel)	2,3	1,5	4,9	3,5	2,2	1,5	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	3,1	2,3	1,1	3,6	3,5	3,9	
$b_{q,G}$ (rel)	4,1	4,0	1,1	3,6	3,5	4,0	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,5	1,1	1,0	1,8	2,7	8,7	
ARIMA (rel)	1,0	1,0	1,1	1,1	1,1	1,0	
MAE entre qe et	t la q + 1	e estimat	tion				
LC	0,19	0,10	0,02	0,01	0,07	0,01	
QL (rel)	1,6	43,2	0,1	3,1	0,9	1,1	
CQ (rel)	2,3	0,2	4,3	7,3	1,4	1,6	
DAF (rel)	3,5	2,6	4,6	12,9	1,3	1,5	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	2,1	2,9	3,7	0,3	16,2	3,9	
$b_{q,G}$ (rel)	3,7	4,7	4,3	0,5	17,0	4,0	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,2	1,4	3,5	5,3	0,7	8,7	
ARIMA (rel)	1,1	1,3	0,8	1,8	2,3	1,0	

Méthode	q = 0	q = 1	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	
MAE entre q^e et la dernière estimation							
LC	0,21	0,10	0,03	0,03	0,03	0,01	
QL (rel)	1,6	1,0	1,3	1,5	1,3	1,1	
CQ (rel)	2,2	1,3	4,2	3,3	2,1	1,6	
DAF (rel)	2,3	1,5	4,9	3,5	2,2	1,5	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	3,1	2,3	1,1	3,6	3,5	3,9	
$b_{q,G}$ (rel)	4,1	4,0	1,1	3,6	3,5	4,0	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,5	1,1	1,0	1,8	2,7	8,7	
ARIMA (rel)	1,0	1,0	1,1	1,1	1,1	1,0	
MAE entre qe e	t la $q+1$	e estimat	tion				
LC	0,19	0,10	0,02	0,01	0,07	0,01	
QL (rel)	1,6	43,2	0,1	3,1	0,9	1,1	
CQ (rel)	2,3	0,2	4,3	7,3	1,4	1,6	
DAF (rel)	3,5	2,6	4,6	12,9	1,3	1,5	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	2,1	2,9	3,7	0,3	16,2	3,9	
$b_{q,G}$ (rel)	3,7	4,7	4,3	0,5	17,0	4,0	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,2	1,4	3,5	5,3	0,7	8,7	
ARIMA (rel)	1,1	1,3	0,8	1,8	2,3	1,0	

Méthode	q = 0	q = 1	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	
MAE entre q ^e et la dernière estimation							
LC	0,21	0,10	0,03	0,03	0,03	0,01	
QL (rel)	1,6	1,0	1,3	1,5	1,3	1,1	
CQ (rel)	2,2	1,3	4,2	3,3	2,1	1,6	
DAF (rel)	2,3	1,5	4,9	3,5	2,2	1,5	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	3,1	2,3	1,1	3,6	3,5	3,9	
$b_{q,G}$ (rel)	4,1	4,0	1,1	3,6	3,5	4,0	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,5	1,1	1,0	1,8	2,7	8,7	
ARIMA (rel)	1,0	1,0	1,1	1,1	1,1	1,0	
MAE entre qe e	t la $q+1$	e estimat	tion				
LC	0,19	0,10	0,02	0,01	0,07	0,01	
QL (rel)	1,6	43,2	0,1	3,1	0,9	1,1	
CQ (rel)	2,3	0,2	4,3	7,3	1,4	1,6	
DAF (rel)	3,5	2,6	4,6	12,9	1,3	1,5	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	2,1	2,9	3,7	0,3	16,2	3,9	
$b_{q,G}$ (rel)	3,7	4,7	4,3	0,5	17,0	4,0	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,2	1,4	3,5	5,3	0,7	8,7	
ARIMA (rel)	1,1	1,3	0,8	1,8	2,3	1,0	

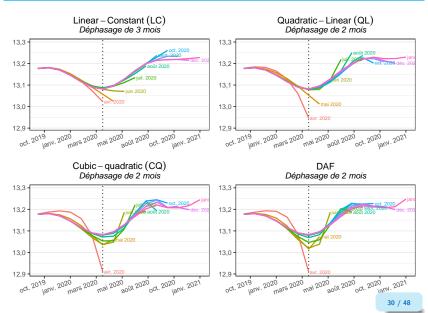
Pour les séries à variabilité faible :

Méthode	q = 0	q = 1	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5		
MAE entre q ^e et la dernière estimation								
LC	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0		
QL (rel)	1,7	1,1	1,2	1,1	1,0	0,9		
CQ (rel)	2,1	1,7	4,9	3,1	1,8	1,1		
DAF (rel)	2,2	2,0	5,8	3,6	2,0	1,3		
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	6,6	5,0	1,3	6,1	7,3	7,5		
$b_{q,G}(rel)$	8,8	8,9	1,1	6,2	7,3	7,5		
$b_{q,arphi}$ (rel)	2,6	1,9	1,3	1,7	3,3	9,8		
ARIMA (rel)	1,4	1,2	1,6	1,6	1,3	1,0		
MAE entre qe e	MAE entre q^e et la $q + 1^e$ estimation							
LC	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0		
QL (rel)	1,4	1,3	0,0	1,8	1,5	0,9		
CQ (rel)	2,3	0,3	5,4	5,2	2,0	1,1		
DAF (rel)	1,6	0,7	5,8	7,8	2,2	1,3		
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	3,4	22,8	8,7	0,5	12,8	7,5		
$b_{q,G}(rel)$	13,7	10,2	11,6	0,8	9,1	7,5		
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,5	3,0	2,3	2,8	1,7	9,8		
ARIMA (rel)	2,5	1,2	0,3	2,1	1,7	1,0		

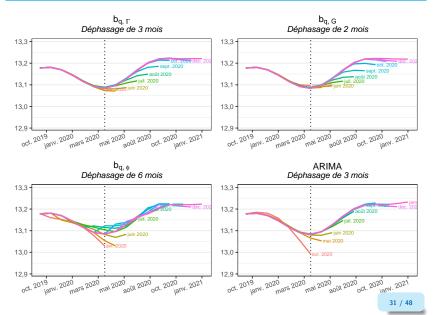
Pour les séries à variabilité forte :

Méthode	q = 0	q = 1	q = 2	q = 3	q = 4	q = 5	
MAE entre q^e et la dernière estimation							
LC	1,6	0,6	0,3	0,2	0,3	0,1	
QL (rel)	1,8	1,2	1,1	1,5	1,4	1,4	
CQ (rel)	2,1	2,2	5,0	4,1	2,7	2,1	
DAF (rel)	2,4	2,3	4,6	4,3	2,5	2,3	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	1,0	1,1	1,2	1,0	1,1	1,4	
$b_{q,G}(rel)$	1,2	1,2	1,1	1,0	1,1	1,4	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,2	1,2	1,2	1,9	3,4	10,7	
ARIMA (rel)	1,0	1,2	1,0	1,1	0,8	0,9	
MAE entre qe es	t la q + 1	e estimat	tion				
LC	0,7	0,4	0,1	0,0	0,2	0,1	
QL (rel)	2,0	1,5	0,1	3,5	2,5	1,4	
CQ (rel)	1,7	0,2	19,1	9,2	1,4	2,1	
DAF (rel)	11,0	1,4	4,2	9,3	1,6	2,3	
$b_{q,\Gamma}$ (rel)	1,0	1,3	1,3	0,2	0,9	1,4	
$b_{q,G}(rel)$	0,9	1,5	8,5	0,2	0,8	1,4	
$b_{q,arphi}$ (rel)	1,2	1,6	3,3	4,3	1,0	10,7	
ARIMA (rel)	32,8	1,4	0,8	1,6	0,9	0,9	

Estimations successives de la tendance-cycle (1)



Estimations successives de la tendance-cycle (2)



lissage par v de la série prolongée lissage par w^q de la série prolongée

Prévisions implicites

Fonction rjdfilters::implicit_forecast

$$\forall q, \quad \underbrace{\sum_{i=-h}^{0} v_i y_i + \sum_{i=1}^{h} v_i y_i *}_{i=1} = \underbrace{\sum_{i=-h}^{0} w_i^q y_i + \sum_{i=1}^{h} w_i^q y_i *}_{i=1} \quad \text{avec } \forall i > q, w_i^q = 0$$

Ce qui est équivalent à :

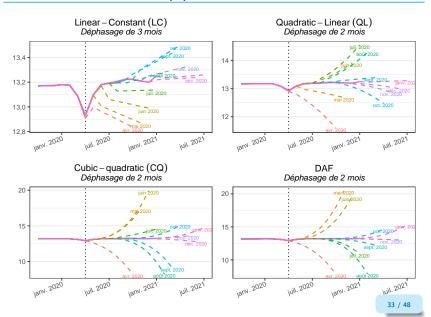
$$\forall q, \quad \sum_{i=1}^{h} (v_i - w_i^q) y_i^* = \sum_{i=-h}^{0} (w_i^q - v_i) y_i.$$

Matriciellement :

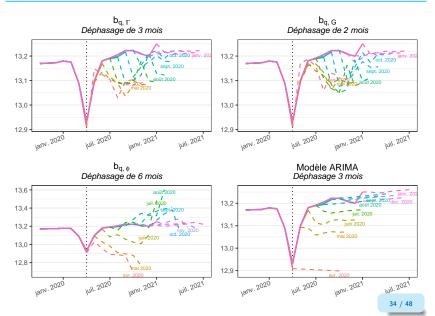
$$\begin{pmatrix} v_1 & v_2 & \cdots & v_h \\ v_1 - w_1^1 & v_2 & \cdots & v_h \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ v_1 - w_1^{h-1} & v_2 - w_2^{h-1} & \cdots & v_h \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1^* \\ \vdots \\ y_h^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} w_{-h}^0 - v_{-h} & w_{-(h-1)}^0 - v_{-(h-1)} & \cdots & w_0^0 - v_0 \\ w_{-h}^1 - v_{-h} & w_{-(h-1)}^1 - v_{-(h-1)} & \cdots & w_0^1 - v_0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{-h}^{h-1} - v_{-h} & w_{-(h-1)}^{h-1} - v_{-(h-1)} & \cdots & w_0^{h-1} - v_0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{-h} \\ \vdots \\ y_0 \end{pmatrix}.$$

$$32 / 48$$

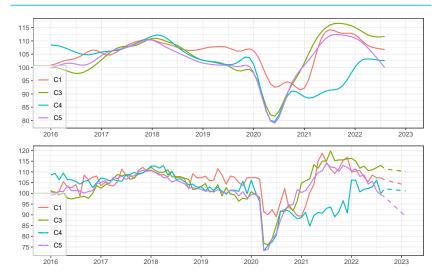
Prévisions implicites (1)



Prévisions implicites (2)



Retour sur les climats des affaires dans l'industrie



Méthode utilisée : LC avec IC-Ratio fixé

Sommaire

- 1. Introduction
- 2. Méthodes étudiées
- Comparaison des méthodes
- 4. Extensions
- 4.1 Choix de la fenêtre
- 4.2 Paramétrisation locale des méthodes polynomiales
- 5. Conclusion

Combien de termes utiliser les MM asymétriques? (1)

Actuellement on utilise toujours autant de points dans le passé (6) que la MM symétriques pour les estimations intermédiaires : hypothèse raisonnable? Faudrait-il utiliser plus ou moins de points dans le passé?

Critères classiques : validation croisée, CP-Mallow, AIC, Rice-T :

$$CV(\hat{\mu}) = \frac{1}{n-2h} \sum_{t=h+1}^{n-h} \frac{(y_t - \hat{\mu}_t)^2}{(1-w_0)^2}$$

$$CP(\hat{\mu}) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=h+1}^{n-h} (y_t - \hat{\mu}_t)^2 - (n-2h)(1-2w_0)$$

Mais en général leur minimisation ne donne pas de bon résultats (critères peu discriminants)

Pistes à explorer :

Combien de termes utiliser les MM asymétriques? (2)

- 1. Méthodes plus complexes de sélection de la fenêtre (e.g. Fan et Gijbels 1992)
- 2. Méthode des plus proches voisins : utiliser toujours le même nombre de points (e.g. toujours 13 points)

Estimation de la pente (1)

Régression non paramétrique : $y_i = \mu(x_i) + \varepsilon_i$ avec ε_i un terme d'erreur.

Avec Taylor, pour tout point x_0 , si μ est différentiable d fois, alors :

$$\forall x : \mu(x) = \mu(x_0) + \mu'(x_0)(x - x_0) + \cdots + \frac{\mu^{(d)}(x_0)}{d!}(x - a)^d + R_d(x),$$

Régression polynomiale

Hypothèse : $y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ avec $\varepsilon_t \stackrel{i.i.d}{\sim} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

 μ_t localement approchée par un polynôme de degré d :

$$\forall j \in \llbracket -h, h \rrbracket : y_{t+j} = \sum_{i=0}^{d} \beta_i j^i + \varepsilon_{t+j}$$

Estimation de la pente (2)

Estimation en utilisant les WLS avec *noyaux* : $\hat{\beta} = (X'KX)^1X'Ky$ et

$$\hat{m}_t = \hat{eta}_0 = e_1'\hat{eta} = w'y = \sum_{j=-h}^h w_j y_{t-j} \text{ avec } e_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

Et de la même façon :

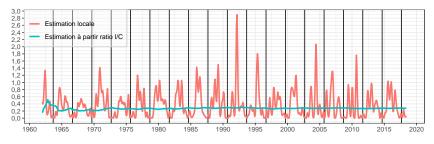
$$\begin{cases} \hat{\beta}_1 = \widehat{\mu'(t)} = e_2' \hat{\beta} & (\neq \widehat{\mu(t)}') \\ \hat{\beta}_2 = \widehat{\mu''(t)} = e_3' \hat{\beta} & \end{cases}$$

Dans la méthode LC, en fin de période on suppose :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t$$
 avec $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

Estimation de la pente (3)

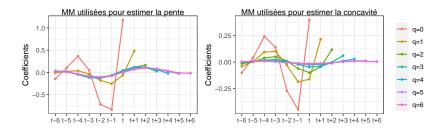
Filtres asymétriques dépendent du ratio $|\beta_1/\sigma|$ qui est toujours supposé constant : peu de sens au niveau global, notamment dans les périodes de points de retournement ($\beta_1 \simeq 0$)



Idée : paramétrisation locale

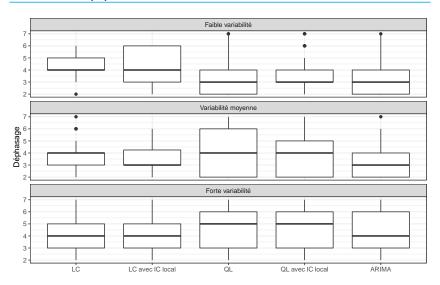
$$\begin{cases} \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2h} \sum_{t=h+1}^{n-h} \frac{(y_t - \hat{\mu}_t)^2}{1 - 2w_0^2 + \sum w_i^2} \\ \beta_1 \text{ et } \beta_2 \text{ estimés par MM (DAF par simplification)} \end{cases}$$

Estimation de la pente (4)



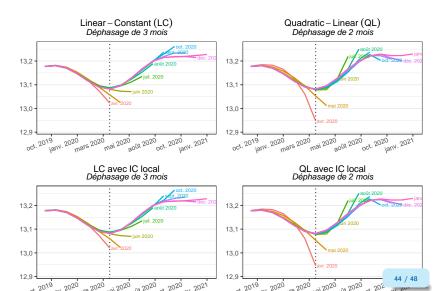
Rmq : il y a (encore) de fortes révisions entre la première et deuxième estimation, on pourrait utiliser méthode QL pour avoir les estimateurs de la pente

Résultats (1)

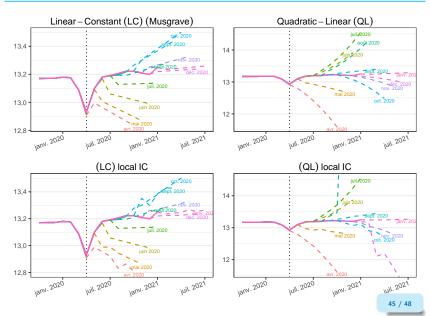


Résultats (2)

Sur la série étudiée, les résultats sont très proches :



Résultats (3)



Sommaire

- 1. Introduction
- 2. Méthodes étudiées
- 3. Comparaison des méthodes
- 4. Extensions
- 5. Conclusion
- 5.1 Conclusion

Conclusion

- Dans la construction des filtres asymétriques :
- on peut se restreindre à ceux qui conservent les polynômes de degré au plus 1 (et exclure les filtres QL, CQ et DAF)

Conclusion

- Dans la construction des filtres asymétriques :
- on peut se restreindre à ceux qui conservent les polynômes de degré au plus 1 (et exclure les filtres QL, CQ et DAF)
- on peut utiliser le filtre LC pour les estimations proches de l'estimation finale

Conclusion

- Dans la construction des filtres asymétriques :
- on peut se restreindre à ceux qui conservent les polynômes de degré au plus 1 (et exclure les filtres QL, CQ et DAF)
- on peut utiliser le filtre LC pour les estimations proches de l'estimation finale

What next?

• Etudes sur d'autres méthodes comme Vasyechko et Grun-Rehomme (2014) ou Feng et Schäfer (2021) ou l'extension des méthodes polynomiales avec $T_{\rm g}$

What next?

- Etudes sur d'autres méthodes comme Vasyechko et Grun-Rehomme (2014) ou Feng et Schäfer (2021) ou l'extension des méthodes polynomiales avec T_g
- Impact des points atypiques? quid des méthodes robustes?

Merci pour votre attention

Package **Q** :

nalatej/rjdfilters

Plus d'exemples sur le package, voir SAPW 2022 : https://community.amstat.org/governmentstatisticssection/conferences/pastconference210/seasonal-adjustment-practitioners-workshop-2022