

Filtres linéaires minimisant le déphasage pour l'ajustement saisonnier

Fabien Guggemos, Dominique Ladiray,
INSEE

Michel Grun-Rehomme,
ENSAE



Journées de Méthodologie Statistique 2012 - Paris



Contexte (1)

Méthodes de désaisonnalisation, d'extraction de cycle... Reposent essentiellement sur des filtres linéaires:

Filtre de Wiener-Kolmogorov (Tramo-Seats), moyennes mobiles (X12)

Problème des fins de séries... → Impossibilité d'utiliser "formellement" des filtres symétriques sur les points les plus récents

- Filtres asymétriques
- Filtres symétriques sur séries prolongées dans le futur par des modèles de prévision \approx Filtres asymétriques

Beaucoup d'études dans la littérature pour générer des filtres asymétriques "optimaux" (minimisation des révisions...)

Musgrave, 1964; Dagum, 1975; Wallis, 1981; Ladiray, Grun-Rehomme, 1994; Gray, Thompson, 1996, Dagum et al, 2008 ; Proietti, Luati, 2007

...

Contexte (2)

Problème : les filtres asymétriques introduisent des déphasages...

Objectif : produire des moyennes asymétriques minimisant le déphasage (pour X12 notamment, recherche pour Eurostat)

→ *Pour mieux estimer en temps réel les points de retournement de l'économie par ex.*

En réalité, 2 approches développées simultanément avec objectifs similaires (déphasage):

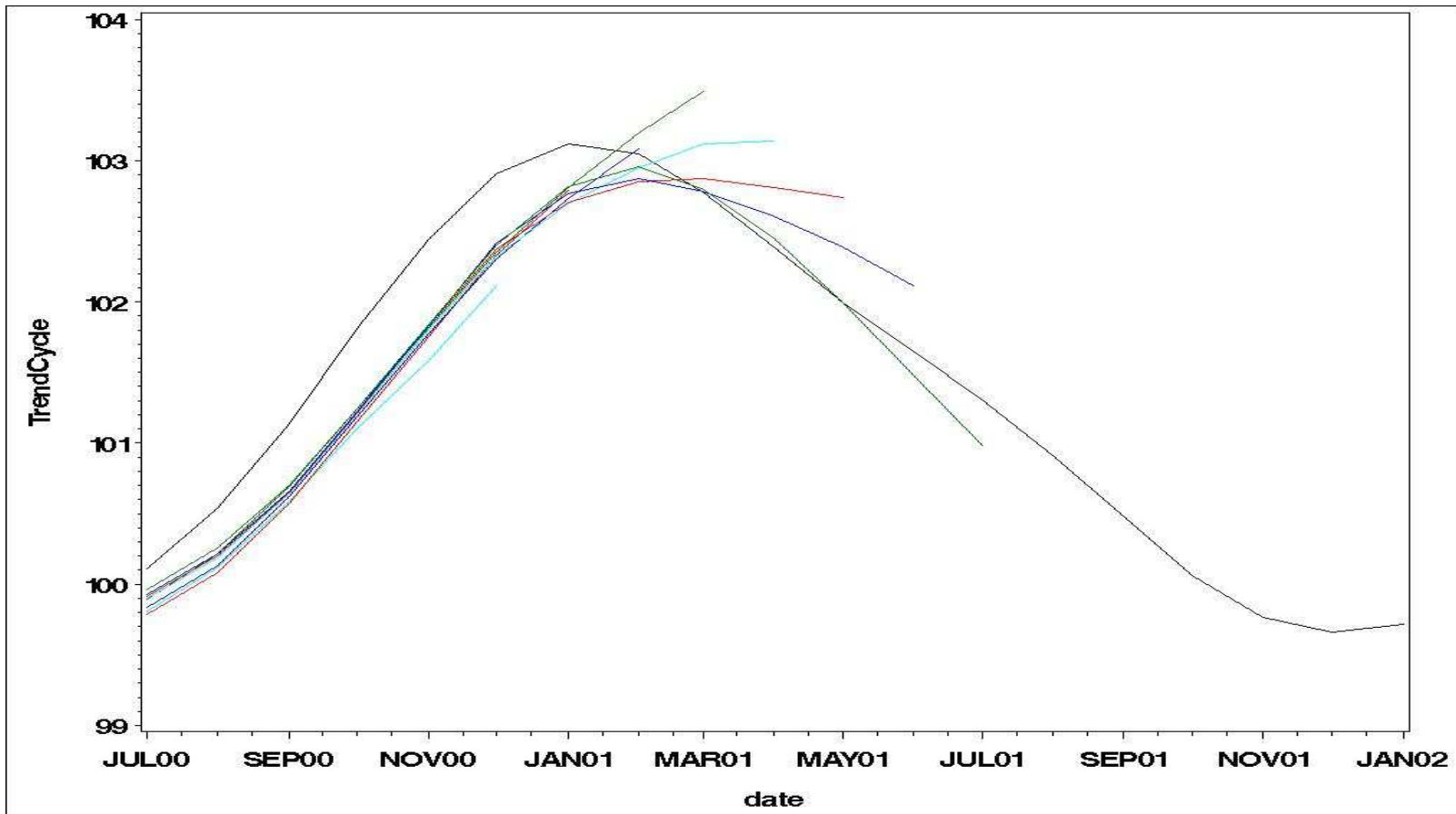
→ Filtres paramétriques indépendants des données,
(*Grun-Rehomme M., Guggemos F., Ladiray D.*)

→ Filtres non-paramétriques dépendants des données,
(DFA Généralisé, *Wildi M.*)

Comparaison des 2 approches \Rightarrow Lien théorique \Rightarrow Cadre général théorique unifié, englobe aussi filtres classiques (Musgrave, Henderson, Hodrick-Prescott,...)

Un exemple concret...

Tendance-cycle de l'IPI français obtenu avec X11



Fonctions de gains et de phases

Pour Y_t série temporelle de fréquence ω , d'amplitude a ,

$$Y_t = ae^{i\omega t} = a[\cos(\omega t) + i \sin(\omega t)]$$

$$Y_t^* = M(Y_t) = \sum_{k=-p}^{k=+f} \theta_k [ae^{i\omega(t+k)}] = ae^{i\omega t} \sum_{k=-p}^{k=+f} \theta_k e^{i\omega k} = Y_t \underbrace{[\rho_\theta(\omega) e^{i\varphi_\theta(\omega)}]}_{=M_\theta(e^{i\omega})}$$

$\rho_\theta(\omega)$ module

de la fonction de transfert $M_\theta(e^{i\omega})$

$\varphi_\theta(\omega)$ phase

Choisir une “bonne” moyenne mobile

Décomposition simple de série temporelle

$$X_t = TC_t + S_t + \varepsilon_t$$

Des MM préservant la tendance, supprimant la saisonnalité et les composantes irrégulières ?

$$\begin{aligned} MX_t &= M[TC_t + S_t + \varepsilon_t] \\ &= M[TC_t] + M[S_t] + M[\varepsilon_t] \approx TC_t + 0 + 0 \end{aligned}$$

Quels critères pour déterminer des MM préservant des tendances linéaires, polynômiales..., supprimant des saisonnalités mensuelles, trimestrielles..., et réduisant au maximum le bruit résiduel ?

Préservation des tendances

Exemple très simple : préservation des constantes

Si on considère une série $X_t = a$ et une moyenne mobile M :

$$M[X_t] = \sum_{i=-p}^{i=+f} \theta_i X_{t+i} = a \sum_{i=-p}^{i=+f} \theta_i \quad \text{et} \quad M[X_t] = X_t \Leftrightarrow a \sum_{i=-p}^{i=+f} \theta_i = a \Leftrightarrow \sum_{i=-p}^{i=+f} \theta_i = 1$$

Les coefficients doivent simplement se sommer à 1

Plus généralement, pour préserver des polynômes de degré d , les coefficients de la moyenne mobile doivent satisfaire des contraintes *linéaires* :

$$\sum_{i=-p}^{i=+f} \theta_i = 1 \quad \text{and} \quad \forall k \in \{1, 2, \dots, d\} \quad \sum_{i=-p}^{i=+f} i^k \theta_i = 0$$

Supprimer la saisonnalité

Encore un petit exemple ... Une moyenne mobile d'ordre k (coeffs tous égaux à $1/k$) supprime les saisonnalités fixes de période k

→ Fonction de gain valant 0 à la fréquence $2\pi/k$.

Plus généralement, il est possible de traiter le cas de saisonnalités fixes ou variant linéairement (et même polynômialement) avec le temps. Il suffit d'imposer des contraintes spécifiques *linéaires* sur les coeffs des MM
(cf Ladiray, Grun-Rehomme (1994))

Réduire la composante irrégulière

Pour une composante résiduelle irrégulière modélisée simplement par un bruit blanc, ε_t , (moyenne nulle, variance σ^2 , décorrélé)...

Transformation par une moyenne mobile en un processus stationnaire (autocorrélé), (ε_t^*) , de variance

$$\sigma^{*2} = \sigma^2 \sum_{i=-p}^{i=+f} \theta_i^2$$

→ Pour réduire la composante irrégulière / sa variance, idée : Minimiser la somme des carrés des coeffs .

Critère de Fidélité de Bongard : F (Fidelity)

Les moyennes mobiles de Henderson

Henderson propose un autre critère,

Critère de lissage de Henderson : S (Smoothness)

$$S = \sum (\nabla^3 \theta_i)^2$$

Les moyennes mobiles de Henderson sont les solutions du programme :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Min}_{\theta} \sum (\nabla^3 \theta_i)^2 \\ \sum_{i=-p}^{i=+f} \theta_i = 1, \quad \sum_{i=-p}^{i=+f} i \theta_i = 0 \quad \text{and} \quad \sum_{i=-p}^{i=+f} i^2 \theta_i = 0 \end{array} \right.$$

Elles préservent les tendances polynômiales de degré 0,1 et 2 (et 3 pour les moyennes symétriques ($p=f$))

Les moyennes mobiles de Musgrave

Minimiser l'espérance des révisions, écart entre...

- Signal "réel" filtré par une MM asymétrique M_θ , vecteur de coeffs θ

la MM s'applique aux seuls points présent et passés de la série.

- Signal prolongé dans le futur par un modèle, filtré par une MM symétrique M_w , vecteur de coeffs w

la MM s'applique aux points présent et passés de la série mais aussi à des prédictions des points futurs.

... sous des modélisations de fins de séries standards
(tendance linéaire, bruit blanc)

(aisément généralisables; tendance polynômiale, composante saisonnière...)

Un cadre général théorique unifié (1)

Une première généralisation : tous les problèmes mentionnés jusqu'ici sont de la forme...

$$\begin{cases} \underset{\theta}{\text{Min}} (\theta - w)' \Omega (\theta - w) \\ \text{with } C\theta = a \end{cases}$$

On connaît la solution analytique ! (*Optim quadratique sous contraintes linéaires*)

$$\theta = \Omega^{-1} C' (C \Omega^{-1} C')^{-1} (a - Cw) + w$$

Exemple :

Pour le critère "Fidelity", $\Omega =$ matrice identité, $w=0$

Pour Musgrave, $\Omega =$ Matrice de variance du bruit résiduel

...

Un cadre général théorique unifié (2)

Plus généralement ...

$$\begin{cases} \text{Min}_{\theta} E\left(\nabla^k (\theta' X_t - u_t)\right)^2 \\ \text{with } C\theta = a \end{cases}$$

Sous les modèles usuels et des contraintes adéquates (saisonnalité, etc), on retrouve les critères précédents

$$u_t = E(\theta' X_t) \rightarrow \text{Fidelity (k=0), Smoothness (k=3)}$$

$$u_t = w' X_t \rightarrow \text{Musgrave (k=0)}$$

Quand on relâche certaines hypothèses de modélisation, on obtient **une classe plus large de filtres linéaires**, pouvant éventuellement dépendre des données à analyser

→ Approche de *Wildi* : DFA (Direct Filter Approach) généralisé

Vers l'approche "DFA généralisé" (Wildi) (1)

Généralisation du cas Musgrave : $u_t = w' X_t$, $k=0$, avec une hypothèse plus faible : l'écart mesurant les révisions est un processus stationnaire.

"Traduction" du critère à minimiser dans le domaine fréquentiel :

$$E(\theta' X_t - w' X_t)^2 = \int_0^{2\pi} |M_\theta(e^{i\omega}) - M_w(e^{i\omega})|^2 dH_X(\omega)$$

→ L'approche DFA (M. Wildi) consiste précisément à chercher le filtre linéaire dont la fonction de transfert $M_\theta(e^{i\omega})$ minimise (une estimation non-paramétrique de) cette intégrale.

Le filtre dépend des données à travers de la densité spectrale H_X de la série X_t

Vers l'approche "DFA généralisé" (Wildi) (2)

→ Permet d'isoler les effets de gains des effets de phase...

$$\left| M_{\theta}(e^{i\omega}) - M_w(e^{i\omega}) \right|^2 = \underbrace{(\rho_{\theta}(\omega) - \rho_w(\omega))^2}_{\text{Effet de Gain}} + \underbrace{4\rho_w(\omega)\rho_{\theta}(\omega)\sin^2(\varphi_w(\omega)/2)}_{\text{Effet de Phase}}$$

→ DFA généralisé : pondérer différemment l'effet de phase par rapport à l'effet de gain dans le critère de minimisation. Pondérations suggérées par M. wildi conduisent au critère "amélioré" :

$$E(\theta' X_t - w' X_t)^2 + \lambda \cdot \int_0^{2\pi} \rho_w(\omega) \cdot \Im m^2(M_{\theta}(e^{i\omega})) dH_X(\omega)$$

Moyennes Mobiles : un critère pertinent pour le déphasage ? (1)

Première idée : minimiser “brutalement” la fonction de phase (en fait sa valeur absolue)

$$\varphi_{\theta}(\omega) = \text{Arg} \left\{ \sum_{k=-p}^{k=+f} \theta_k e^{i\omega k} \right\} = 2 * \text{Arctg} \left(\frac{\sum_{k=-p}^{k=+f} \theta_k \sin(k\omega)}{\rho_{\theta}(\omega) + \sum_{k=-p}^{k=+f} \theta_k \cos(k\omega)} \right)$$

Mais...

À minimiser sur une bande de fréquence (celle du cycle des affaires)

Le critère n'est pas convexe...

... a une expression complexe (problèmes de résolution numérique)

Et ... pas nécessairement de solution unique !

Moyennes Mobiles : un critère pertinent pour le déphasage ? (2)

Deuxième idée : Minimiser une fonction en apparence plus complexe...

$$\int_{\omega_1}^{\omega_2} f[\rho_\theta(\omega), \varphi_\theta(\omega)] d\omega$$

Où f (fonction de pénalisation) satisfait des contraintes garantissant l'optimalité des solutions... et même plus...

$$f \geq 0 \quad f[\rho, 0] = 0 \quad f[0, \varphi] = 0 \quad f[\rho, \varphi] = f[\rho, -\varphi]$$
$$\partial f / \partial \rho \geq 0 \quad \varphi \times (\partial f / \partial \varphi) \geq 0 \text{ près de } 0.$$

Malheureusement, le seul critère de déphasage ne fournira jamais de solution unique (si $p \geq f$, les MM “symétriques” admissibles ($\theta_{-p} = \theta_{-p+1} = \dots = \theta_{-f-1} = 0$ et $\theta_{-i} = \theta_i$ pour $|i| \leq f$) ne produisent aucun déphasage)

Un premier critère “Timeliness”

Un premier critère intéressant

$$T(\theta) = \int_{\omega_1}^{\omega_2} \rho_{\theta}(\omega) \sin^2[\varphi_{\theta}(\omega) / 2] d\omega$$

Le critère est convexe à présent (mais pas strictement)

Son gradient est calculable

→ Problème d’optim. convexe : On sait résoudre à l’aide d’algorithmes numériques convergents (méthode du gradient, Newton...)

Mais... pas de solution analytique

Un second critère “Timeliness”

Un critère adéquat et très pratique (testé lors de simulations)

$$\begin{aligned} T(\theta) &= \int_{\omega_1}^{\omega_2} \rho_{\theta}^2(\omega) \sin^2[\varphi_{\theta}(\omega)] d\omega \\ &= \sum_{k=-p}^{+f} \sum_{l=-p}^{+f} \theta_k \theta_l \int_{\omega_1}^{\omega_2} \sin(k\omega) \sin(l\omega) d\omega \end{aligned}$$

Le critère est désormais une forme quadratique ! ... mais, comme prévu, singulière (pas de solution unique, forme d'ordre $p+f+1$, de rang p)

Un critère composite pour concilier les objectifs

Concilier les objectifs “Fidelity”, “Smoothness”, “Timeliness” (on pourrait inclure les révisions) en prenant une combin. convexe des trois critères

→ Critère FST, cette fois-ci strict. Convexe (D’où unicité de la solution)

$$\left\{ \begin{array}{l} \underset{\theta}{\text{Min}} \theta' [\alpha F + \beta S + \gamma T] \theta \\ \text{with } C\theta = a \end{array} \right.$$

Pour $\beta=0$, on retrouve l’analogie - pour des filtres ne dépendant pas des données - du DFA généralisé.

Quelques résultats empiriques

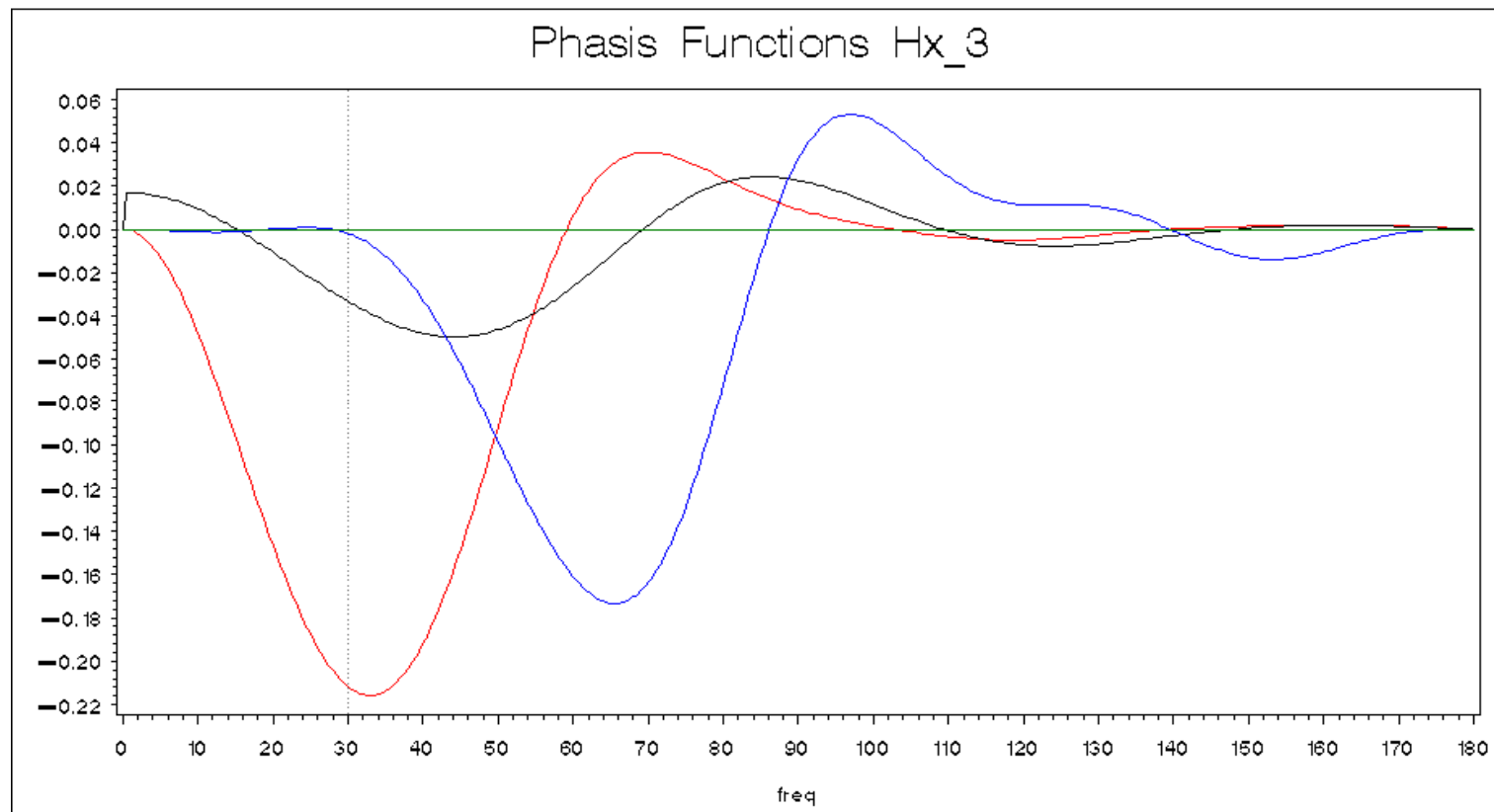
Lissage – Timeliness / Fort poids sur le critère « Timeliness »

Hx_i: MM asymétrique avec i points dans le futur (ordre 13)

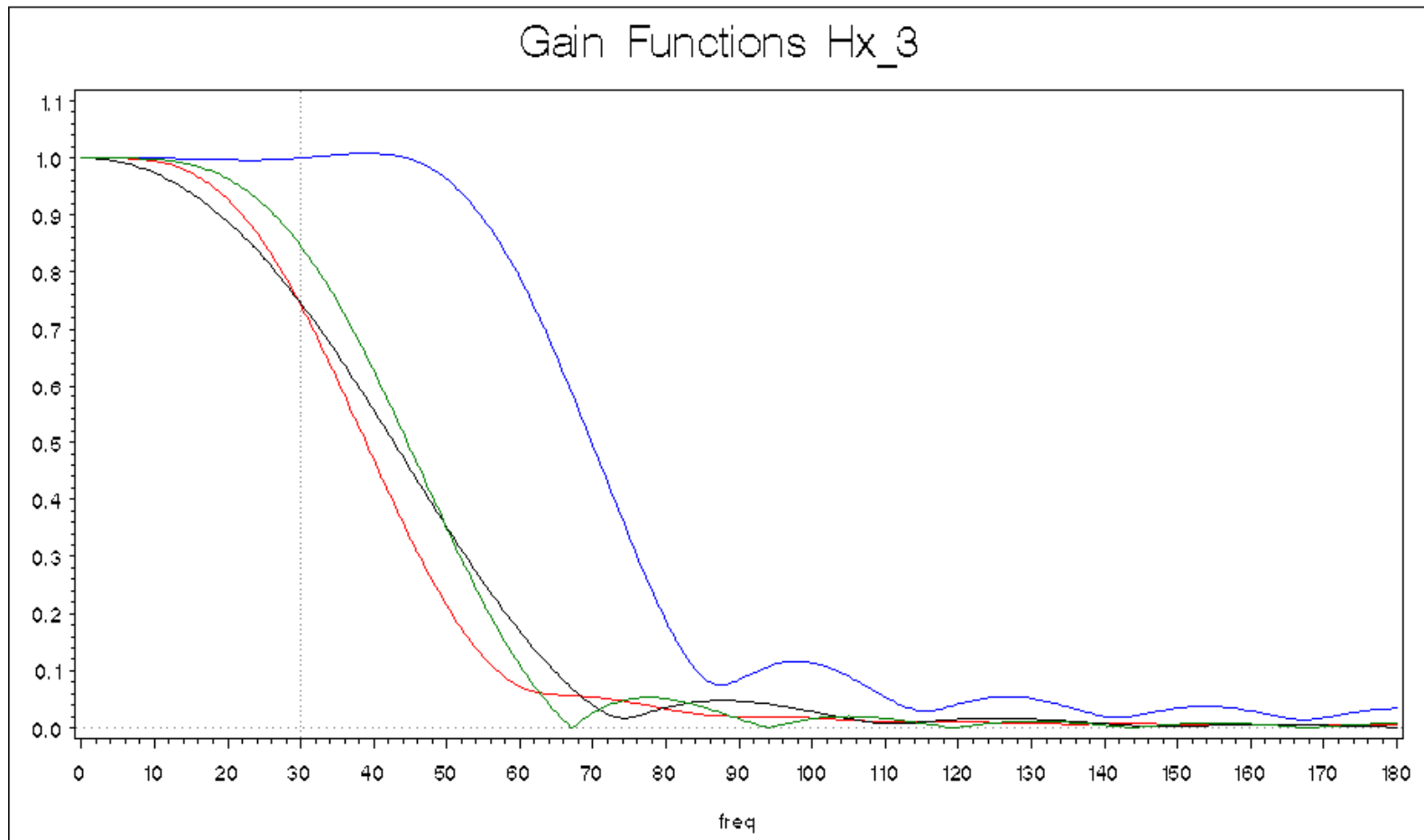
TypeMA	Criteria	Hx_0	Hx_1	Hx_2	Hx_3	Hx_4	Hx_5	H_6_6
Henderson	Fidelity	0,985	0,494	0,258	0,176	0,173	0,193	0,204
Musgrave	Fidelity	0,388	0,268	0,201	0,181	0,188	0,199	
Phase-Shift	Fidelity	1,047	0,416	0,407	0,354	0,272	0,230	
Henderson	Smoothness	0,169	0,071	0,023	0,005	0,003	0,007	0,008
Musgrave	Smoothness	1,272	0,433	0,080	0,010	0,021	0,017	
Phase-Shift	Smoothness	2,403	0,229	0,166	0,134	0,053	0,018	
Henderson	Timeliness	0,116	0,015	0,003	0,005	0,007	0,003	0
Musgrave	Timeliness	0,260	0,286	0,263	0,198	0,121	0,039	
Phase-Shift	Timeliness	2 ^{E-5}	0	1 ^{E-6}	0	0	0	

Moyennes Mobiles Hx_3 : Fonctions de Phase

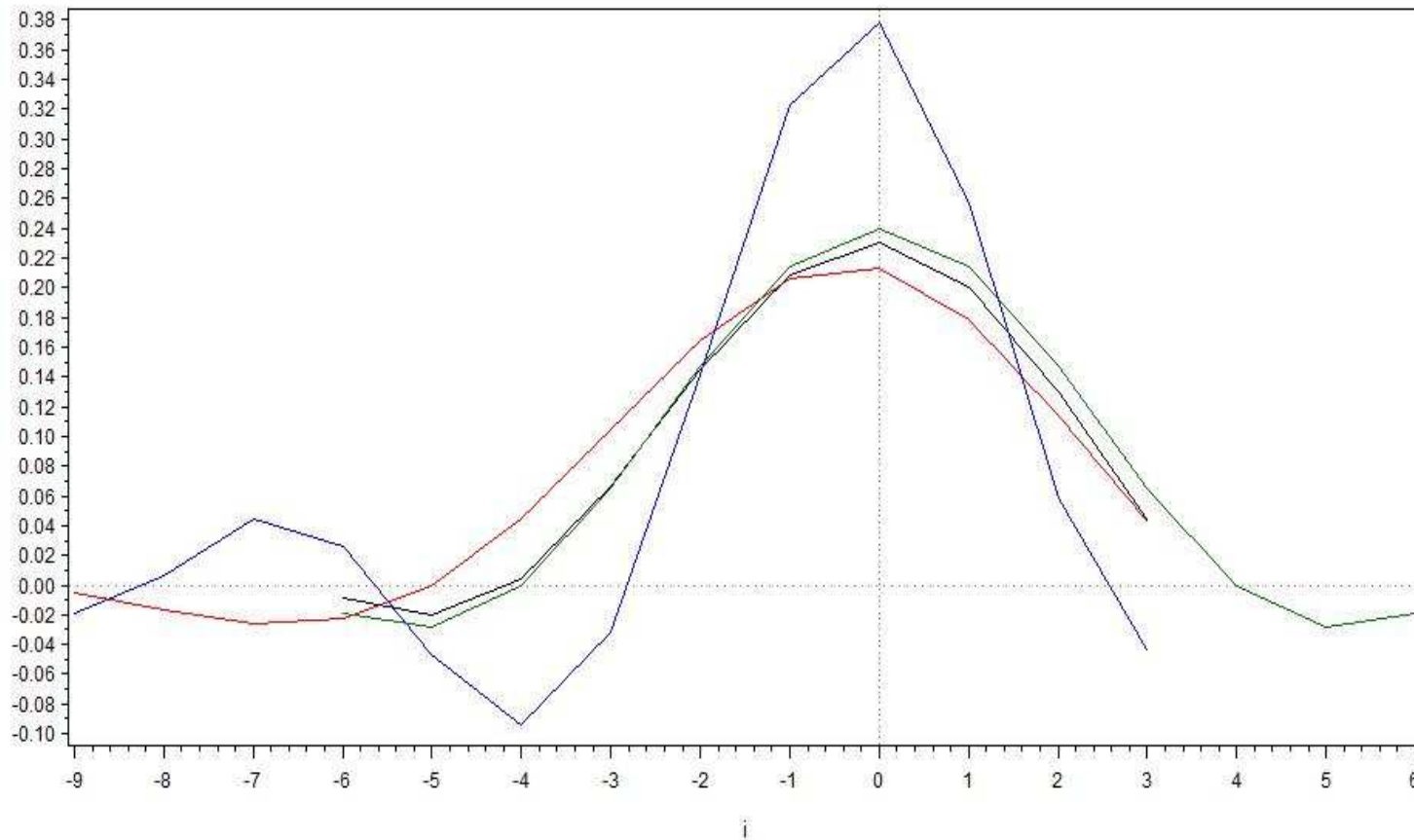
Vert: Henderson symétrique, Rouge: Henderson asymétrique, Noir: Musgrave, Bleu: Timeliness



Moyennes Mobiles Hx_3 : Fonctions de Gain

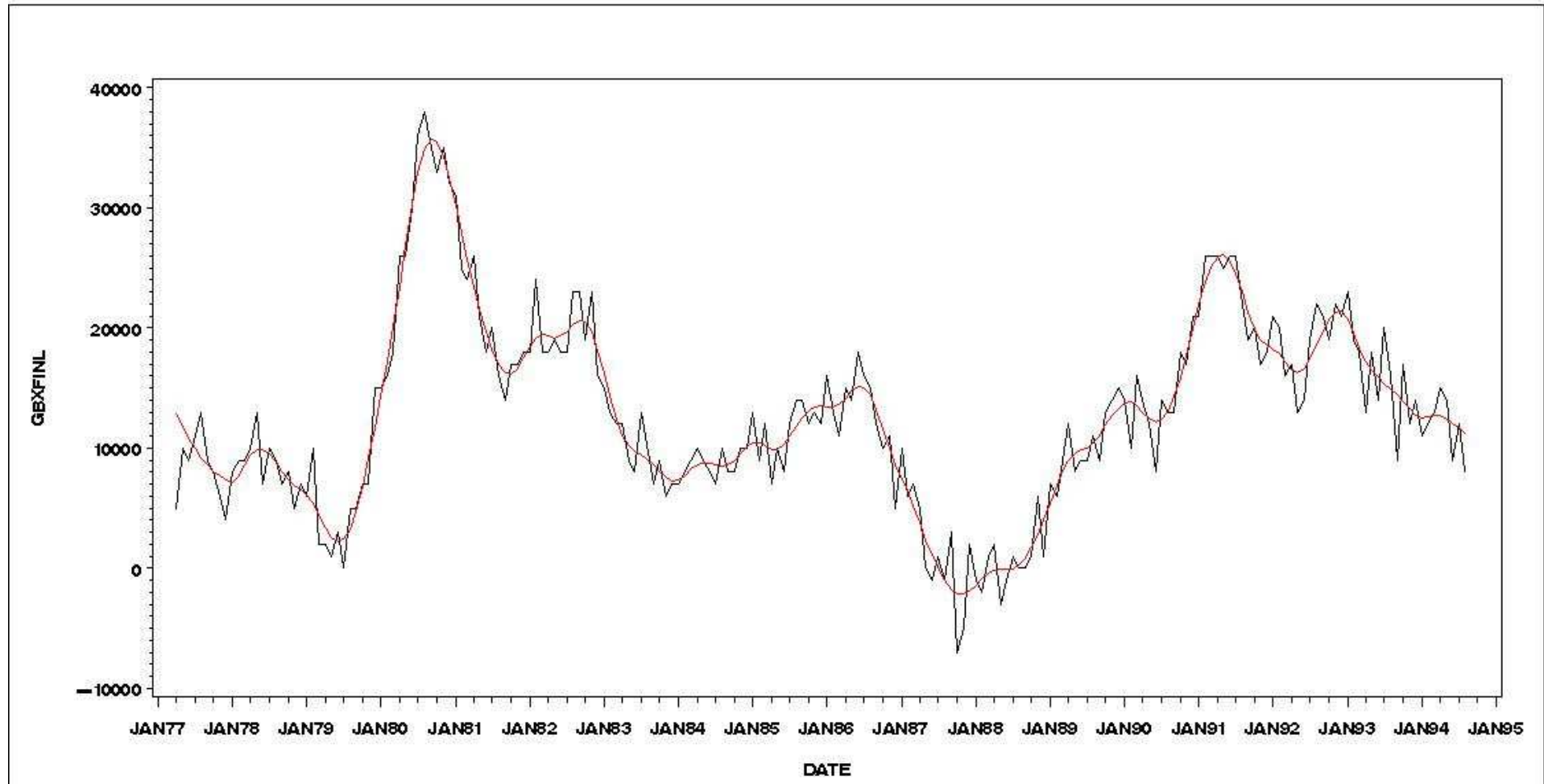


Moyennes Mobiles Hx_3 : Coefficients



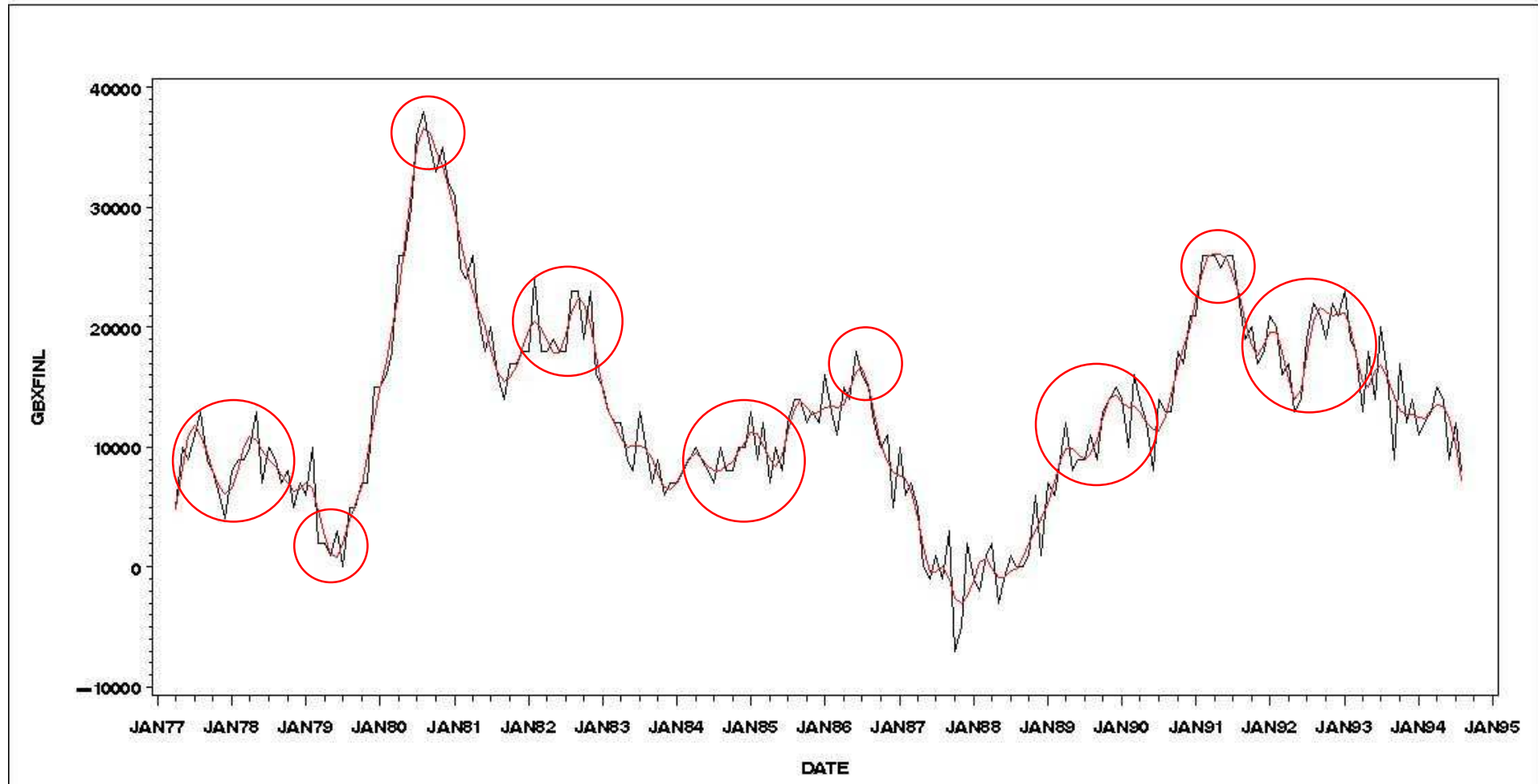
Un exemple pour finir...

Lissage par une Henderson 9-3 classique



Un exemple pour finir...

Lissage par une Henderson 9-3, avec **Déphasage minimisé**



Merci de votre attention !

Contact

M. Fabien Guggemos

Tél. : 00 33 1 41 17 50 18

Mail : fabien.guggemos@insee.fr

Insee

18 bd Adolphe-Pinard
75675 Paris Cedex 14

www.insee.fr  

Informations statistiques :

www.insee.fr / Contacter l'Insee

09 72 72 4000

(coût d'un appel local)

du lundi au vendredi de 9h00 à 17h00