

« **Mesure du temps et temps de la mesure**
Cliométrie des prix de gros en Allemagne
avant la Première Guerre mondiale »

Auteurs

Claude Diebolt, Magali Jaoul-Grammare

Document de Travail n° 2018 – 44

Octobre 2018

Bureau d'Économie
Théorique et Appliquée
BETA

www.beta-umr7522.fr

[@beta_economics](https://twitter.com/beta_economics)

Contact :
jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr

Mesure du temps et temps de la mesure

Cliométrie des prix de gros en Allemagne avant la Première Guerre mondiale

Claude Diebolt[†] et Magali Jaoul-Grammare^{*}

*Université de Strasbourg, Université de Lorraine, CNRS, BETA
61 avenue de la forêt noire, 67085 Strasbourg cedex.*

[†]cdiebolt@unistra.fr

^{*}jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr

Résumé : Cet article prolonge les travaux de Jacobs et Richter (1935) sur les indices de prix gros en Allemagne avant la Première Guerre mondiale. Nous les complétons, d'une part en proposant une série originale des prix, d'autre part en développant une analyse cliométrique soulignant l'importance des guerres dans leur dynamique structurelle.

JEL codes : E3, N1, N4

Mots-clés : Allemagne, Cliométrie, Indice des prix.

Cet article est une contribution à l'histoire économique et statistique de l'Allemagne (Aubin et Zorn, 1976, Borchartd, 1977, Fischer et Kunz, 1991). Il présente les résultats des différents modes de calcul d'indice des prix de gros avant la Première Guerre mondiale. Il souligne les difficultés particulières qui se présentent quand la période s'étend sur la très longue durée. Tout en donnant notre préférence théorique au procédé de la chaîne avec pondération variable, nous observons que l'incertitude des données concernant les quantités consommées, principalement au début du 19^{ème} siècle, ne permet pas toujours de mettre à profit la rigueur de la méthode. Il n'a pas été possible, bien évidemment, de définir pour chaque marchandise une qualité constante sur le même marché. Des discontinuités ont rendu nécessaire un travail d'adaptation sur les prix élevés, de façon à obtenir des séries comparables. A cette occasion, il a fallu surmonter des obstacles tenant à la diversité des poids et mesures en usage, ainsi que des monnaies en circulation.

I. De l'histoire quantitative...

La période étudiée a été divisée en trois parties. Pour la première, qui va de 1792 à 1809, nous avons pu obtenir 47 séries de prix pour 31 marchandises. Ces nombres se sont élevés respectivement à 65 et 40 pour la deuxième période (1810-1849) et à 65 et 45 pour la troisième période (depuis 1850). Ce nombre de 45 marchandises est égal à celui des indices de Sauerbeck (1886).

Les marchandises ont été réparties suivant trois groupes et treize sous-groupes dont on trouvera plus loin l'énumération. L'année qui a servi de base pour la présentation de nos résultats est 1913, considérée comme la plus efficace par la littérature (Fremdling, 1913).

Trois modes de calcul ont été retenus, tant pour l'indice général que pour les indices partiels de groupes et de sous-groupes :

- Pondération constante sur la base 100 en 1913, au moyen de coefficients obtenus en appliquant aux prix de 1913 les quantités consommées au cours de la période 1850-1913.
- Pondération variable par le procédé des indices chaîne.
- Fractionnement de la période en 5 intervalles à l'intérieur desquels on conserve une pondération constante, basée sur la consommation moyenne par habitant. Ces consommations multipliées par les prix de l'année de base dans chaque groupe, ont fourni les poids applicables aux indices partiels. Les résultats pour les groupes et sous-groupes sont donnés ci-dessous (en pourcentages).

Tableau 1. Pondérations par sous périodes

<i>Source : Diebolt, d'après Jacobs et Richter</i>	1ère période	2ème période	3ème période	4ème période	5ème période
	1792-1820	1820-1850	1840-1873	1860-1892	1885-1934
	1820	1840	1860	1880	1913
Aliments végétaux	58	50	37	24	13,5
Bétail	9	10	11	10	9
Produits dérivés du bétail	6	7	9	6	7,5
Sucre	1	1,4	1	2	2
Denrées coloniales	1	1,6	2	3	3
Houille	1,5	1,5	4	8	13
Fer	1,5	3	4	8	13
Métaux non ferreux	2,5	2	3	4	6,5

Textiles	11	12	14	16,5	13
Peaux et cuirs	1	1,5	2	3,5	4,5
Produits chimiques	0,5	1	2	3,5	2,5
Huiles et graisses	3,5	3	3	3,5	2,5
Matériaux de construction	3,5	6	8	8	10
Total	100	100	100	100	100
dont produits agricoles	73	67	57	40	30
matières premières industrielles	25	30	40	55	65
et produits semi-finis					
sucre et denrées coloniales	2	3	3	5	5

En dehors des périodes de guerres, il apparaît que le mode de pondération n'a pas exercé une grande influence sur les résultats. Depuis 1828, l'indice de pondération constante se maintient légèrement au-dessous de l'indice de pondération variable ; depuis 1871, l'écart n'est jamais supérieur à 3 points. Nous constatons toutefois une divergence nette entre les prix des produits agricoles et des matières industrielles. Les premiers ont doublé au cours de la période 1792-1913, tandis que les seconds ont, dans l'ensemble, fléchi. Enfin, le sucre a baissé dans des proportions considérables.

Tableau 2. Indices des prix de gros en Allemagne: 1792-1913

		Pondération variable		Pondération constante
	Produits agricoles	Matières industrielles	Ensemble	Ensemble
1792	47	106	98	109
1793	49	101	98	112
1794	52	103	101	115
1795	67	117	122	133
1796	57	119	114	127
1797	51	112	108	119
1798	57	110	116	132
1799	73	114	132	147
1800	81	115	135	145
1801	80	117	134	142
1802	82	116	131	124
1803	84	128	139	151
1804	79	130	136	154
1805	104	129	156	164
1806	107	128	157	164

1807	88	141	148	175
1808	91	179	176	235
1809	74	174	156	213
1810	55	156	132	191
1811	50	144	123	185
1812	75	135	137	174
1813	67	125	120	150
1814	62	116	110	128
1815	66	122	112	121
1816	82	126	124	118
1817	117	127	148	128
1818	86	138	130	124
1819	62	118	103	107
1820	49	113	90	99
1821	42	115	85	94
1822	44	113	84	92
1823	45	104	82	88
1824	35	102	72	79
1825	36	111	76	84
1826	41	92	72	79
1827	48	93	77	79
1828	49	95	78	78
1829	49	92	77	75
1830	50	94	78	75
1831	59	91	82	77
1832	56	88	80	74
1833	46	96	76	72
1834	45	97	76	72
1835	46	97	77	72
1836	43	104	78	77
1837	44	96	74	76
1838	52	95	78	77
1839	55	96	81	80
1840	55	95	80	79
1841	52	94	78	77
1842	55	91	78	75
1843	59	87	77	73
1844	57	87	76	72
1845	61	94	82	78
1846	73	93	88	83

1847	88	97	97	91
1848	58	86	76	76
1849	48	86	70	71
1850	48	87	71	70
1851	58	85	75	72
1852	70	88	82	78
1853	78	99	92	88
1854	91	102	100	97
1855	95	107	105	101
1856	90	111	105	100
1857	75	116	101	97
1858	69	103	91	87
1859	69	100	89	85
1860	75	102	94	89
1861	76	100	94	89
1862	77	101	94	90
1863	71	102	92	88
1864	66	106	91	88
1865	68	101	89	86
1866	74	98	90	88
1867	89	99	97	92
1868	92	97	97	93
1869	82	95	92	89
1870	79	98	92	90
1871	85	106	100	96
1872	90	126	114	111
1873	97	133	120	118
1874	97	119	112	109
1875	88	104	100	98
1876	90	94	95	93
1877	89	87	91	90
1878	79	81	83	81
1879	79	78	81	79
1880	90	81	87	87
1881	91	77	85	84
1882	83	77	81	81
1883	81	76	80	80
1884	78	75	78	77
1885	76	72	75	74
1886	71	69	72	70

1887	70	72	73	72
1888	73	73	75	74
1889	82	78	82	80
1890	86	83	86	85
1891	93	79	86	85
1892	85	74	80	80
1893	77	72	77	75
1894	73	69	73	72
1895	70	71	72	71
1896	69	71	72	71
1897	77	74	76	74
1898	82	76	79	78
1899	76	86	83	81
1900	77	97	90	87
1901	79	85	83	82
1902	82	81	81	80
1903	77	84	82	80
1904	79	85	82	81
1905	86	87	86	86
1906	90	96	92	91
1907	93	100	97	95
1908	93	89	90	89
1909	97	89	91	91
1910	94	92	93	92
1911	98	91	94	95
1912	109	98	102	104
1913	100	100	100	100
<i>Source : Diebolt d'après Jacobs et Richter.</i>				

Pour éliminer l'influence des récoltes, qui risque de masquer les mouvements cycliques, nous reprenons ici les travaux de Jacobs et Richter (1935). Ces derniers ont centré leurs analyses sur les trajectoires des matières industrielles. Leurs résultats sont donnés dans le tableau ci-dessous. La durée du cycle reste comprise entre 5 et 10 ans. La durée moyenne, et d'ailleurs aussi la plus fréquente, ressort à 8 ans. C'est ce résultat majeur pour l'histoire économique allemande que nous souhaitons prolonger dans la prochaine section à partir d'une analyse des points atypiques.

Tableau 3. Identification des mouvements cycliques

Période du minimum au maximum	Année du maximum	Durée du cycle en années
1793-1798	1796	5
1798-1806	1804	8
1806-1814	1808	8
1814-1824	1818	10
1824-1832	1825	8
1832-1843	1836	11
1843-1851	1847	8
1851-1859	1857	8
1859-1869	1864	10
1869-1879	1873	10
1879-1886	1880	7
1886-1894	1890	8
1894-1902	1900	8
1902-1908	1907	6
1908-1913	1913	5
Source : Diebolt.		

II. ...à l'analyse des points atypiques

Notre ambition est de montrer que des évènements rares ont pu avoir des effets variés sur les différentes séries temporelles créées. Ce faisant, nous cherchons à détecter l'éventuelle existence d'observations atypiques dans l'évolution des prix de gros en Allemagne, avant la première guerre mondiale. Cette méthodologie est plus connue sous l'appellation anglo-saxonne d'outliers. De nombreux travaux se sont d'ailleurs intéressés aux effets de ces observations dans l'estimation des processus sous-jacents. Tous s'accordent à montrer que la non prise en considération des telles valeurs biaisent les tests traditionnels, l'estimation des modèles et la prévision.

De manière plus générale, lorsqu'en histoire économique l'on s'intéresse à l'analyse des chocs, deux méthodologies économétriques sont envisageables. Soit, à l'instar de la démarche traditionnelle, étudier les chocs sous la forme de fonctions de réponses impulsionnelles. Dans ce cas, l'analyse est fondée sur l'estimation d'un modèle VAR, et s'inscrit essentiellement dans une démarche analytique et prévisionniste puisque les chocs envisagés sont simulés et donc fictifs. Soit, à l'instar des

travaux cliométriques les plus actuels, analyser les chocs sous la forme de points atypiques ou d'outliers. Dans ce cas, l'analyse des chocs s'inscrit dans une démarche analytique et historique, les chocs étant effectifs.

Notre démarche de recherche s'inscrit dans cette seconde voie de recherche (Darné et Diebolt, 2004).

Soit une série temporelle univariée y_t^* décrite par un modèle ARIMA(p, d, q) :

$$\alpha(B)\phi(B)y_t^* = \theta(B)a_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

où B est l'opérateur de retard, $\alpha(B)$, $\phi(B)$, $\theta(B)$ sont des polynômes des retards d'ordre respectif d, p, et q, et a_t un bruit blanc.

Les outliers peuvent être modélisés par des polynômes de régression de la manière suivante :

$$y_t = y_t^* + \sum_I \omega_i v_i(B) I_t(\tau) \quad i = 1 \dots 4 \quad (2)$$

où y_t^* est un processus ARIMA, $v_i(B)$ est le polynôme caractérisant l'outlier qui se produit au temps $t = \tau$, ω_i représente son impact sur la série, et $I_t(\tau)$ est un indicateur prenant la valeur 1 si $t = \tau$ et zéro sinon. τ représente la date d'apparition du point atypique.

Les outliers sont classés selon quatre grandes catégories :

- les *Additive Outliers* (AO) affectent uniquement une observation de la série et non ses valeurs futures. En termes de polynômes de régression, les AO sont modélisés par : $v_i(B) = v_1(B) = 1$.
- Les *Innovative Outliers* (IO) affectent la série de manière temporaire avec la même dynamique qu'une innovation. Le polynôme est alors : $v_i(B) = \theta(B) / \phi(B)$.
- Les *Level Shifts* (LS) qui augmentent ou diminuent toutes les observations en un certain point de la série par une constante. Ils ont un effet permanent sur le niveau de la série. Dans ce cas le polynôme est : $v_i(B) = 1 / (1 - B)$.
- Les *Temporary Changes* (TC) augmentent ou diminuent de manière abrupte le niveau de la série qui retourne rapidement à son niveau initial de manière exponentielle. Ils affectent temporairement la série. Leur vitesse retour dépend du paramètre δ , dans le polynôme $v_i(B) = 1 / (1 - \delta B)$ avec $0 < \delta < 1$.

On considère que les AO et IO sont des points atypiques et que les TC et LS sont plutôt des changements structurels. Les TC représentent un changement éphémère sur le niveau de la série tandis que les LS reflètent plutôt un choc permanent sur le niveau et seulement un effet transitoire sur le taux de croissance. Cependant, les IO auront un effet relativement persistant sur le niveau des séries.

Un modèle ARIMA est ajusté à la série y_t^* dans l'équation (1) et les résidus obtenus sont définis par :

$$\hat{a}_t = \pi(B)Y_t, (3)$$

$$\text{où } \pi(B) = \frac{\alpha(B)\phi(B)}{\theta(B)} = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots$$

Pour les 4 types d'outliers définis précédemment, l'équation (3) devient :

$$\text{AO: } \hat{a}_t = a_t + \omega_1 \pi(B)I_t(\tau)$$

$$\text{IO: } \hat{a}_t = a_t + \omega_2 I_t(\tau)$$

$$\text{LS: } \hat{a}_t = a_t + \omega_3 \left[\frac{\pi(B)}{(1-B)} \right] I_t(\tau)$$

$$\text{TC: } \hat{a}_t = a_t + \omega_2 \left[\frac{\pi(B)}{(1-\delta B)} \right] I_t(\tau)$$

Ces expressions peuvent alors être vues comme un modèle de régression pour les résidus \hat{a}_t , c'est à dire :

$$\hat{a}_t = \omega_i x_{i,t} + a_t$$

avec :

- pour tout i et $t < \tau$: $x_{i,t} = 0$
- pour tout i et $t = \tau$: $x_{i,t} = 1$
- pour $t > \tau$ et $k \geq 1$:

$x_{1,t+k} = -\pi_k$	(AO);
$x_{2,t+k} = 0$	(IO);
$x_{3,t+k} = 1 - \sum_{j=1}^k \pi_j$	(LS);
$x_{4,t+k} = \delta^k - \sum_{j=1}^{k-1} \delta^{k-j} \pi_j - \pi_k$	(TC).

Les statistiques de test pour les 4 types d'outliers sont données par :

$$\text{AO: } \hat{\tau}_1(\tau) = [\hat{\omega}_1(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left(\sum_{t=\tau}^n x_{1,y}^2 \right)^{1/2}$$

$$\text{IO: } \hat{\tau}_2(\tau) = \hat{\omega}_2(\tau) / \hat{\sigma}_a$$

$$\text{LS: } \hat{\tau}_3(\tau) = [\hat{\omega}_3(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left(\sum_{t=\tau}^n x_{3,t}^2 \right)^{1/2}$$

$$\text{TC: } \hat{\tau}_4(\tau) = [\hat{\omega}_4(\tau) / \hat{\sigma}_a] / \left(\sum_{t=\tau}^n x_{4,t}^2 \right)^{1/2}$$

$$\hat{\omega}_i(\tau) = \frac{\sum_{t=\tau}^n \hat{a}_t x_{i,t}}{\sum_{t=\tau}^n x_{i,y}^2} \quad \text{pour } i = 1, 3, 4$$

et $\hat{\omega}_2(\tau) = \hat{a}_\tau$, où $\hat{\omega}_i(\tau)$ ($i = 1 - 4$) représente l'estimation de l'impact du point atypique au temps $t = \tau$, et $\hat{\sigma}_a$ est une estimation de la variance des résidus.

Les points atypiques sont identifiés lors d'une procédure de détection séquentielle, comprenant une itération interne et une autre externe. Dans l'itération externe, en supposant qu'il n'y a pas de points atypiques, un modèle ARIMA (p, d, q) est estimé¹, donnant ainsi les résidus. Les résultats de l'itération externe sont alors utilisés dans l'itération interne pour identifier les points atypiques.

Les statistiques de test pour les quatre types de points atypiques sont calculées pour chaque observation. La valeur absolue la plus grande de ces statistiques ($\hat{\tau}_{max} = \max |\hat{\tau}_i(\tau)|$) est comparée à une valeur critique prédéfinie. Si la statistique de test est plus grande, alors un outlier est identifié au temps $t = \tau$. La valeur critique, déterminée par le nombre d'observations de la série, est calculée à partir de simulations. Lorsqu'un point atypique est détecté, l'observation Y_t au temps $t = \tau$ est ajustée pour obtenir l'observation corrigée Y_t^* à partir de l'équation (2) en utilisant $\hat{\omega}_i$, c'est à dire $Y_t^* = Y_t - \hat{\omega}_i v_i I_t(\tau)$.

Ce processus est répété jusqu'à ce que plus aucun point ne soit trouvé. Ensuite, on retourne à l'itération externe pour ré-estimer le modèle ARIMA en utilisant les données corrigées, et on

¹Il est déterminé par une procédure automatique d'identification de modèles fondés sur des contraintes concernant les ordres des polynômes (autorégressif et de moyenne mobile) et sur le critère BIC.

recommence l'itération interne. La procédure est répétée jusqu'à ce que plus aucun point atypique ne soit détecté. Finalement, une régression multiple sur la série Y_t^* est effectuée sur les différents points atypiques identifiés afin de déterminer les points atypiques fallacieux.

Les représentations graphiques, présentées en annexe de l'article, ont pour but de favoriser une lecture à l'œil nu de nos traitements économétriques. La ligne pleine correspond toujours à la série avant correction des valeurs singulières, tandis que la ligne en pointillés représente systématiquement la série corrigée des observations atypiques. Cette dernière a été obtenue en utilisant le programme TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) développé par Gómez et Maravall en 1997.

Le tableau suivant reporte pour les séries des prix présentées précédemment, la date de détection, le type d'outlier, l'amplitude et la valeur critique du ratio de vraisemblance (T-Stat). Nous avons choisi de détecter ici les outliers de type AO et LS afin de limiter l'influence liée aux modifications du panier de marchandises qui se manifestent essentiellement sous forme d'outlier de type TC ou IO². Ainsi, seuls demeurent des outliers liés au contexte historique.

Tableau 4. Détection des points atypiques (outliers)

Prix agricoles				
Année	Type d'outlier	Amplitude	t-stat	Effet
1795	AO	0.16	3.66	PONCTUEL
1812	LS	0.46	5.85	PERMANENT
1817	AO	0.21	5.33	PONCTUEL
1848	LS	-0.39	-5.22	PERMANENT
Prix industriels				
Année	Type d'outlier	Amplitude	t-stat	Effet
1808	LS	0.21	4.16	PERMANENT
1825	AO	0.14	3.94	PONCTUEL
Ensemble (pondération variable)				
Année	Type d'outlier	Amplitude	t-stat	Effet
1808	AO	0.13	5.89	PONCTUEL

²Si l'on choisit d'analyser les quatre types d'outlier, des outliers de type IO et TC sont détectés lors des modifications des paniers de marchandises.

1848	LS	-0.24	-5.70	PERMANENT
Ensemble (pondération constante)				
Année	Type d'outlier	Amplitude	t-stat	Effet
1802	AO	-0.18	-7.65	PONCTUEL
1808	LS	0.26	6.98	PERMANENT
1824	AO	-0.89	-3.90	PONCTUEL
1847	AO	0.12	5.05	PONCTUEL

Nous observons, pour la majorité des séries, une prépondérance de chocs ayant une origine politique. A partir de 1792, nous notons une concordance avec les différentes guerres de coalition (1792-1797, 1798-1802, 1805, 1806-1807, 1809, 1813-1814, 1815) contre la France révolutionnaire et napoléonienne, jusqu'à la défaite de Waterloo en 1815. Ce résultat permet de minimiser l'importance des facteurs endogènes, propres à l'évolution des prix, sur la dynamique des séries. Nous remarquons, en même temps, qu'en nombre important des chocs interviennent aux alentours de modifications du panier des marchandises 1792, 1809, 1810, 1849. Cette forte concentration de points atypiques que nous observons pourrait donc être le résultat d'un simple effet statistique. L'entrée en fonction d'une nouvelle répartition des marchandises serait ainsi une explication possible de l'apparition de ces chocs.

Une autre constatation importante porte sur le type d'*outlier* détecté. Outre les effets ponctuels difficiles à interpréter, de très nombreux prix ont été affectés par des chocs majeurs dont l'effet a été permanent, c'est-à-dire par des *outliers* de type LS. La Révolution du printemps 1848 est ici particulièrement prégnante. Nous constatons également que les chocs apparaissent en fin de périodes de guerre ou, de manière plus positive, en début de période de paix. Ce résultat est important et ouvre de nombreuses perspectives de recherche à venir. D'une part, il complète l'idée introduite par Mensch (1975), reprise par Kleinknecht (1987), selon laquelle la phase de dépression économique induit l'introduction en masse d'innovations et d'activités créatives en général. D'autre part, il met en lumière, en prolongement des travaux fondateurs de Sombart (1911) et de Ciriacy-Wantrup (1936) et la magistrale synthèse de Goldstein (1988), le rôle majeur endossé par les guerres dans la dynamique économique et sociale.

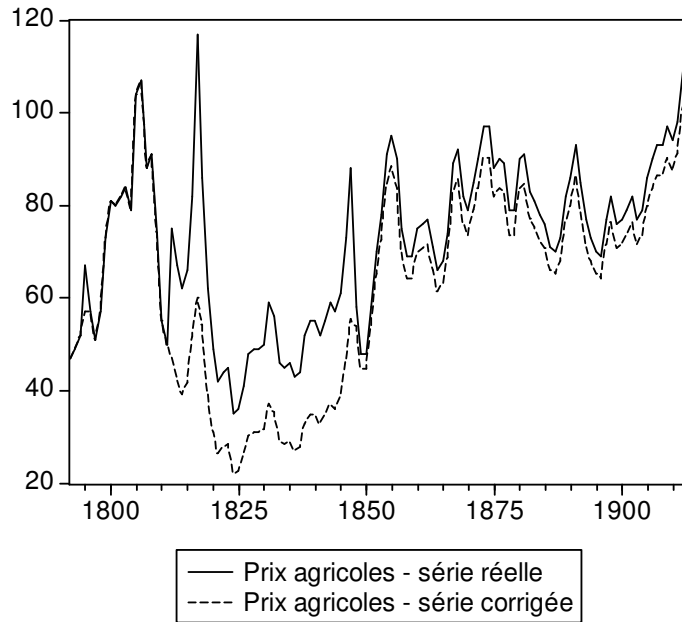
Cet article a proposé une analyse renouvelée, d'inspiration cliométrique, de l'évolution des prix de gros en Allemagne. Il livre un éclairage neuf aux travaux de Jacobs et Richter (1935). Il les complète, tout d'abord par une reconstruction originale des séries des prix, ensuite par une mise en lumière de la place centrale endossée par les guerres dans la dynamique structurelle des prix.

Références bibliographiques

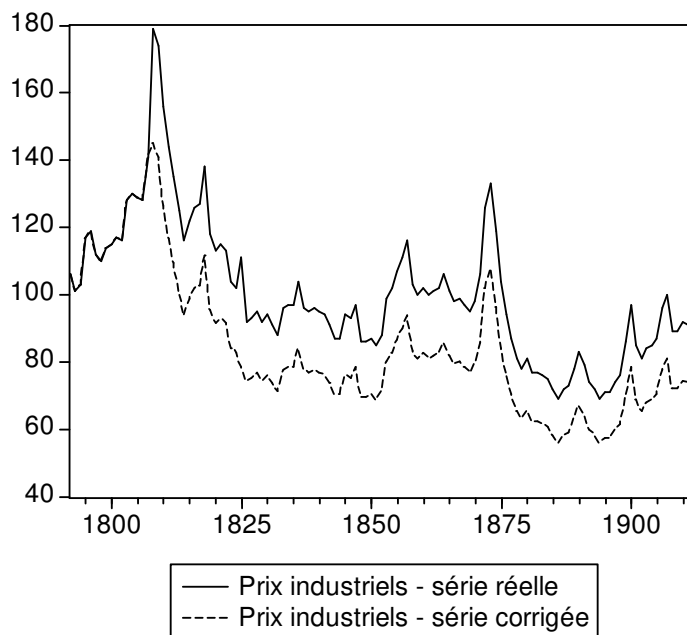
- Aubin H., Zorn, W., 1976, *Handbuch der deutschen Wirtschafts- und Sozialgeschichte*. Vol. 2 : *Das 19. und 20. Jahrhundert*, Klett-Cotta, Stuttgart.
- Borchardt K., 1977, "Trend, Zyklus, Strukturbrüche, Zufälle: Was bestimmt die deutsche Wirtschaftsgeschichte des 20. Jahrhunderts?", *Vierteljahrschrift für Sozial- und Wirtschaftsgeschichte*, 64, pp. 145-178.
- Ciriacy-Wantrup S. von, 1936, *Agrarkrisen und Stockungsspannen. Zur Frage der langen Welle in der wirtschaftlichen Entwicklung*, P. Parey, Berlin.
- Darné O., Diebolt C., 2004, "Unit Roots and Infrequent Large Shocks: New International Evidence on Output", *Journal of Monetary Economics*, 51, pp. 1449-1465.
- Fischer W., Kunz, A., 1991, *Grundlagen der Historischen Statistik von Deutschland. Quellen, Methoden, Forschungsziele*, Westdeutscher Verlag, Opladen. Fremdling R., 1988, "German National Accounts for the 19th and Early 20th Century. A Critical Assessment", *Vierteljahrschrift für Sozial- und Wirtschaftsgeschichte*, 75, pp. 339-357.
- Goldstein J.S., 1988, *Long Cycles. Prosperity and war in the Modern Age*, Yale University Press, New Haven.
- Gómez V., Maravall A., 1997, "Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User (Beta version: June 1997)", *Working Paper*, 97001, Ministerio de Economía y Hacienda, Dirección General de Análisis y Programación.
- Jacobs A., Richter H., 1935, "Die Großhandelspreise in Deutschland von 1792 bis 1934", in : Wagemann E. (Ed.): *Sonderhefte des Instituts für Konjunkturforschung*, 37, Hanseatische Verlagsanstalt, Berlin, pp. 1-111.
- Kleinknecht A., 1987, *Innovation Patterns in Crisis and Prosperity. Schumpeter's Long Cycle Reconsidered*, The Macmillan Press Ltd, London.
- Mensch G., 1975, *Das technologische Patt. Innovationen überwinden die Depression*, Umschau Verlag, Frankfurt am Main.
- Sauerbeck A., 1886, "Prices and Commodities and the Precious Metals", *Journal of the Statistical Society of London*, 49, pp. 581-648.
- Sombart W., 1913, *Krieg und Kapitalismus*, Duncker & Humblot, München und Leipzig.

Annexes

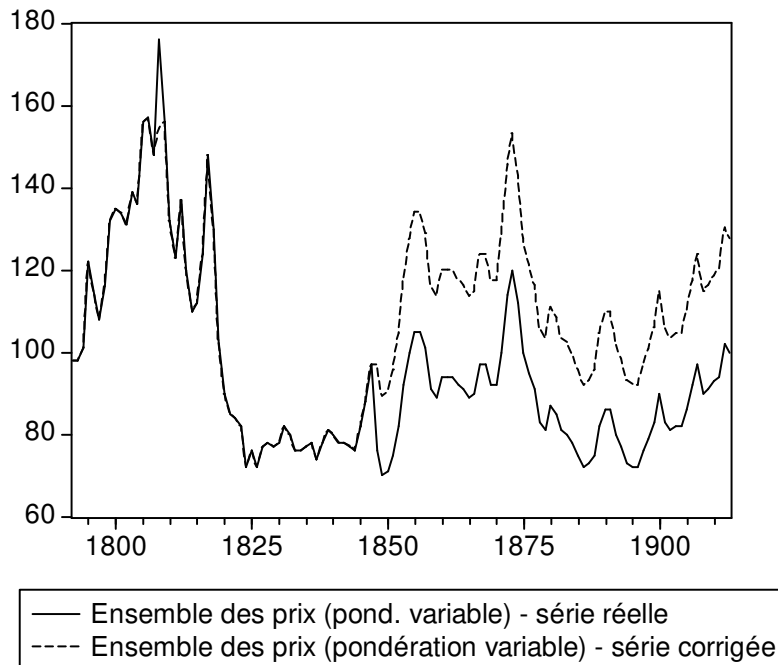
Séries réelles et corrigées des points atypiques – Prix agricoles



Séries réelles et corrigées des points atypiques – Prix industriels



Séries réelles et corrigées des points atypiques – Ensemble des prix (pondération variable)



Séries réelles et corrigées des points atypiques – Ensemble des prix (pondération constante)

