

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

STUDIA METODOLOGICZNE

Rafał WOŹNIAK

Metody rozszacowania kwartalnych indeksów konjunktury konsumenckiej¹

Często przy analizowaniu stanu gospodarki i tworzeniu jej modeli ekonometrycznych napotyka się na problem różnej częstotliwości dostępnych danych. Nie istnieje niestety jednoznaczna i dobra odpowiedź na pytanie, którą częstotliwość wykorzystać w badaniu, gdy dysponuje się zbiorem danych, wśród których znajdują się szeregi miesięczne i kwartalne. Agregacja szeregów miesięcznych do kwartalnych powoduje utratę części informacji, natomiast praca tylko z szeregami miesięcznymi wyklucza informacje kwartalne. Innym napotykanym problemem jest fakt, że szereg zmiennych w różnych częściach próby charakteryzuje się różną częstością obserwacji. Rozwiązaniem obydwu problemów może być zastosowanie metod dezagregacji do szeregów, lub ich części, o niższej częstości.

Artykuł przedstawia zastosowanie miesięczno-kwartalnych wersji popularnych metod do rozszacowania szeregów ekonomicznych. Oryginalne wersje prac Lismana i Sandee (1964) oraz Boota i in. (1967) podają metody służące do dezagregacji szeregów rocznych na kwartalne. Artykuł opisuje wersje tych me-

¹ Pragnę podziękować drowi Jarosławowi Żygierewiczowi za niezwykle cenne uwagi i spostrzeżenia.

to dla innego przypadku, przejścia z wartości kwartalnych na miesięczne. Ponadto omówiona jest metoda Dentona, zastosowana w wersji bez dodatkowej informacji z innego szeregu. Dodatkowo w opracowaniu przedstawiono zastosowanie teorii filtracji do rozszacowania zmiennych ekonomicznych.

Wspólną cechą przedstawionych metod jest to, że nie wymagają dodatkowych informacji w postaci szeregów o wyższej częstotliwości i skorelowanych ze zmienną rozszacowywaną. Metody te określane są niekiedy mianem mechanicznej projekcji. Godne zbadania pod tym kątem są również podobne metody zaproponowane przez Zanego (1970), Weiego i Strama (1990) czy Marcellina (1998). Interesujące wydają się też prace Chana (1993) i Feijoo i in. (2003), które porównują metody mechanicznego rozszacowania szeregów o niskiej częstotliwości. Warte odnotowania, odmienne i niezwykle popularne podejście do dezagregacji zapoczątkowane zostało przez artykuł Chowa i Lina (1971). W ramach tego podejścia, wykorzystującego pomocnicze zmienne o wyższej częstości, wymienić należy prace Rossi (1982), Littermana (1983) i Di Fonza (1990), które także mogą stać się przedmiotem badań nad tą tematyką.

DANE

Przedmiotem analizy są dwa szeregi opisujące koniunkturę konsumencką — bieżący wskaźnik ufności konsumenckiej oraz zmiany ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju w ciągu 12 miesięcy. Dane te są zbierane przez GUS i publikowane w opracowaniu *Koniunktura...* (2010). Na uwagę należy mieć fakt, że szeregi omawiane w tym badaniu są stanami, a nie przepływami. Od kwietnia 1997 r. do stycznia 2004 r. badanie to odbywało się z częstotliwością kwartalną, w pierwszym miesiącu kwartału. Od stycznia 2004 r. została zmieniona częstotliwość tego badania na miesięczną. Obydwa szeregi mają zatem różną częstotliwość w dwóch przedziałach czasowych. Badanie koniunktury przeprowadzono metodą testu koniunktury, co oznacza, że gospodarstwa domowe biorące udział w badaniu ankietowym przekazują swoją ocenę obecnej i przyszłej sytuacji ekonomicznej. Wskaźniki są średnimi arytmetycznymi z odpowiedzi. *Wskaźniki ufności konsumenckiej przyjmować mogą wartości od -100 do +100. Wartość dodatnia oznacza przewagę liczebną konsumentów nastawionych optymistycznie nad konsumentami nastawionymi pesymistycznie, natomiast wartość ujemna oznacza przewagę liczebną konsumentów nastawionych pesymistycznie nad konsumentami nastawionymi optymistycznie* (*Koniunktura...*, 2004). Wykres pokazuje historyczny przebieg obydwu kategorii.

Wskaźniki koniunktury konsumenckiej są uzupełnieniem danych o realnej gospodarce i pozwalają analizować sytuację gospodarstw domowych, która z punktu widzenia analizy koniunktury jest nie mniej ważna niż handel, usługi i produkcja. Jak stwierdzono w publikacji *Koniunktura...* (2004): *obliczone na podstawie badań wskaźniki mogą być pomocne w dokonywaniu makroekonomicznych analiz koniunktury gospodarczej z zakresu zmian konsumpcji indywi-*

dualnej w gospodarstwach domowych, jak również mogą być wykorzystywane w analizach opinii publicznej oraz zmian nastrojów społecznych.

METODY

Lisman i Sandee (1964) zaproponowali metodę (LS) do dezagregacji rocznych szeregów na kwartalne. Do uzyskania wartości kwartalnych potrzebne są w tej metodzie trzy obserwacje: z okresu rozszacowywanego, wcześniejszego i następującego po rozszacowywanym. Skutkiem tego jest brak rozszacowania dla krańcowych, pierwszej i ostatniej, wartości rocznych.

Niech $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)'$ będzie wektorem oryginalnych wartości kwartalnych, natomiast $y = (y_1^I, y_1^{II}, y_1^{III}, y_2^I, \dots, y_n^I, y_n^{II}, y_n^{III})'$ oznacza wektor poszukiwanych wartości miesięcznych odpowiadających elementom wektora x . Uzyskanie miesięcznej wersji metody jest analogiczne do postępowania przedstawionego w oryginalnym artykule. Przyjmując założenia i oznaczenia, jak w Lis-

man i Sandee (1964), zależność wiążąca obserwacje kwartalne i miesięczne jest następująca:

$$\begin{pmatrix} y_t^I \\ y_t^{II} \\ y_t^{III} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & d & c \\ b & e & b \\ c & e & a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ x_t \\ x_{t+1} \end{pmatrix}$$

Powtarzając postępowanie przedstawione przez tych autorów i oznaczając poprzez q absolutną zmianę pomiędzy kolejnymi latami, a poprzez r amplitudę otrzymujemy $y_t^I = r \sin(\pi/6)$, $y_t^{II} = r \sin(3\pi/6)$ itd. oraz $r = 3q/4$. Dla różnicy $y_t^{II} - y_t^I$ otrzymujemy $(\sin(\pi/2) - \sin(\pi/6)) * r = 3/8 * q$.

Równanie wiążące obserwowane i szukane wartości ma następującą postać:

$$\begin{pmatrix} y_t^I \\ y_t^{II} \\ y_t^{III} \end{pmatrix} = \frac{1}{16} \begin{pmatrix} 9 & 14 & -7 \\ -2 & 20 & -2 \\ -7 & 14 & 9 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ x_t \\ x_{t+1} \end{pmatrix}$$

Boot i in. (1967) zaproponowali metody dezagregacji oparte na minimalizacji kwadratu różnic poszukiwanych wartości. W pierwszej wersji procedury minimalizowana jest suma kwadratów pierwszych różnic (BFL_FD):

$$\sum_{i=2}^{3n} (y_i - y_{i-1})^2 \text{ przy ograniczeniu } \sum_{i=3k-2}^{3k} y_i = x_k \text{ gdzie } k = 1, 2, \dots, n$$

Utrzymując założenia i oznaczenia, rozwiązując zagadnienie Lagrange'a dla wersji kwartalno-miesięcznej otrzymuje się równanie:

$$\begin{pmatrix} y_{t-1}^I \\ y_{t-1}^{II} \\ y_{t-1}^{III} \\ y_t^I \\ y_t^{II} \\ y_t^{III} \\ y_{t+1}^I \\ y_{t+1}^{II} \\ y_{t+1}^{III} \end{pmatrix} = \frac{1}{1035} \begin{pmatrix} 421 & -92 & 16 \\ 364 & -23 & 4 \\ 250 & 115 & -20 \\ 79 & 322 & -56 \\ -23 & 391 & -23 \\ -56 & 322 & 79 \\ -20 & 115 & 250 \\ 4 & -23 & 364 \\ -16 & 92 & -421 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ x_t \\ x_{t+1} \end{pmatrix}$$

Zaletą tej metody jest możliwość rozszczacowania także krańcowych obserwacji. Lisman i Sandee jako wadę podejścia podali fakt, że w przypadku występowania

w danych silnego trendu rozszacowania mogą przyjąć formę wydłużonego „S”. Druga metoda omówiona przez Boota i in. (1967) oparta jest na minimalizacji sumy kwadratów różnic pierwszych różnic poszukiwanego szeregu (BFL_SD). Pozwala to na wyeliminowanie niepożądanego efektu S-kształtności trendu, przy czym metoda ta ma zalety poprzedniej. Zagadnienie Lagrange’a ma postać:

$$L = \sum_{i=2}^{3n} (\Delta y_i - \Delta y_{i-1})^2 - \sum_{k=1}^n \lambda_k \left(\sum_{i=3k-2}^{3k} (y_i - t_k) \right)$$

Do równań wynikających z zagadnienia Lagrange’a dołożyć należy dodatkowe warunki na wektor parametrów λ , zapewniające symetryczny charakter układu równań. Rozwiązaniem tu jest:

$$\begin{pmatrix} y_{t-1}^I \\ y_{t-1}^{II} \\ y_{t-1}^{III} \\ y_t^I \\ y_t^{II} \\ y_t^{III} \\ y_{t+1}^I \\ y_{t+1}^{II} \\ y_{t+1}^{III} \end{pmatrix} = \frac{1}{423} \begin{pmatrix} 204 & -79 & 16 \\ 140 & 2 & -1 \\ 79 & 77 & -15 \\ 27 & 134 & -20 \\ -7 & 155 & -7 \\ -20 & 134 & 27 \\ -15 & 77 & 79 \\ -1 & 2 & 140 \\ 16 & -79 & 204 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ x_t \\ x_{t+1} \end{pmatrix}$$

Boot i in. (1967) stwierdzili, że przy rozszacowywaniu za pomocą trzech obserwacji pomijamy efekt pamięci systemu. Jednak wpływ bardziej oddalonych w czasie wartości na rozszacowania okazuje się nieistotny, przez co użycie okna złożonego z trzech realizacji jest uzasadnione.

Denton (1971) zaproponował metodę (DEN) do rozszacowywania szeregów, która może być postrzegana jako uogólnienie metod przedstawionych przez Boota i współautorów. Pojawia się tutaj dodatkowy, w porównaniu do metod poprzednich, wektor $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)'$ zawierający wartości zmiennej o wyższej częstotliwości, na podstawie której rozszacowuje się zmienną o niższej częstotliwości. Metoda ta może być zastosowana także bez dodatkowego indykatora z .

Zagadnienie Lagrange’a w metodzie Dentona ma zatem postać:

$$L = (y - z)' A(y - z) - 2\lambda(y - B'z)$$

gdzie:

$\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)'$ — wektor mnożników Lagrange’a,

B — iloczyn Kroneckera macierzy identycznościowej z wektorem $(1,1,1)'$.

Różniczkując L po y i λ otrzymuje się układ równań:

$$\begin{pmatrix} A & B \\ B' & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ \lambda \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A & 0 \\ B' & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z \\ y - B'z \end{pmatrix}$$

Wykorzystując formułę Banachiewicza na odwrotność macierzy blokowej uzyskuje się rozwiązanie $x = z + C(y - B'z)$, gdzie $C = A^{-1}B(B'A^{-1}B)^{-1}$, $A = D'D$

$$D = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & \cdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 \end{pmatrix}$$

Kolejna metoda (FIL) jest metodą przepróbkowania sygnałów. Bez zmian może być ona zastosowana do zmiennych będących stanami, natomiast dla kategorii ekonomicznych będących przepływami metoda ta może zostać użyta wspólnie z metodą Dentona.

Niech, tak jak wcześniej, $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)'$ reprezentuje obserwacje zmiennej o niskiej częstotliwości. Zakładając, że z otrzymany ma zostać szereg y o częstotliwości $(P+1)$ razy większej należy pomiędzy każde dwa elementy wektora x wstawić P zer. Innymi słowy, gdy wektor r jest wektorem o $(P+1)$ elementach i takim, że $r = (1, 0, 0, \dots)'$, to $y = x \otimes r$, gdzie $\otimes$ oznacza iloczyn Kroneckera. Skonstruowany w ten sposób szereg y należy przefiltrować filtrem dolnoprzepustowym, który przepuszcza wszystkie częstotliwości mniejsze niż częstotliwość Nyquista oryginalnego sygnału. Ma to na celu usunięcie z szeregu częstości wprowadzonych do niego przez nieciągłości. Stosowany filtr jest filtrem dolnoprzepustowym o skończonej odpowiedzi impulsowej postaci:

$$y_t = b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + \dots + b_s x_{t-s}$$

gdzie s jest liczbą naturalną dobraną odpowiednio do długości wektora danych, natomiast wektor parametrów $b = (b_1, b_2, \dots, b_s)'$ zawiera stałe, które zapewniają pożądane cechy filtra.

Jak zauważa Smith (2007), nie istnieją filtry rekursywne o zerowym przesunięciu fazowym i grupowym, przy rzędzie filtra większym niż jeden. Jednak

możliwe jest filtrowanie z zerowym przesunięciem fazowym w przypadku filtrowania *off-line*, czyli nieodbywającego się w czasie rzeczywistym. Metoda podwójnego filtrowania (*forward-backward filtering*) polega na zastosowaniu filtra raz do oryginalnego sygnału, drugi raz natomiast przeciwnie do upływającego czasu.

Niech x będzie analizowanym sygnałem, $v(n)$ oznacza rezultat zastosowania filtra w klasycznym sensie „w przód” oraz niech $h(n)$ będzie odpowiedzią impulsową na filtr. Wówczas $v(n) = (h * x)(n)$, gdzie $x(n)$ jest n -tym elementem analizowanego sygnału, a $*$ oznacza operację splotu.

Niech operator $FLIP(\cdot)$ będzie zdefiniowany jako operator odwrócenia w czasie, tj. $FLIP(u) = u(N - n)$, gdzie N jest długością wektora u . Drugie użycie filtra odnosi się do odwróconego w czasie wyniku pierwszej filtracji, czyli $w(n) = (h * FLIP(v))(n)$. Wynik drugiej filtracji, $w(n)$, należy odwrócić w czasie, dzięki czemu uzyskuje się rozszacowany szereg y . Zapisane to może zostać w postaci: $y = FLIP(w) = FLIP(h * FLIP(v)) = FLIP(h) * v$. Filtrowanie dwuetapowe *forward-backward* może być zatem zapisane w postaci:

$$y(n) = FLIP(h * FLIP(h * x))(n) = (FLIP(h) * (h * x))(n)$$

Tak skonstruowany filtr ma przewagę nad standardowymi filtrami dolnoprzepustowymi, ponieważ nie powoduje przesunięcia w fazie i podnosi do drugiej potęgi funkcję odpowiedzi impulsowej. Transformatą Z dyskretnego sygnału x jest przekształceniem, takim że $X(z) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} x(n)z^{-n}$. Stosując transformatę Z do odwróconego w czasie szeregu otrzymuje się:

$$Z(FLIP(x)) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} x(-n)z^{-n} = \sum_{m=-\infty}^{\infty} x(m)z^m = \sum_{m=-\infty}^{\infty} x(m)(z^{-1})^{-m} = X(z^{-1})$$

Przy pomocy tej transformaty wynik zastosowania filtra do szeregu x można zapisać jako $Y(z) = H(z)X(z)$, gdzie $H(z) = \sum_{n=-\infty}^{\infty} h(n)z^{-n}$ jest transformatą odpowiedzi impulsowej na filtr. Równość $Y(z) = H(z)X(z)$ wynika z twierdzenia o splocie, według którego spłot w czasie jest równoważny iloczynowi w częstotliwości. Podstawiając $z = e^{i\omega}$, gdzie i jest jednostką urojoną, uzyskuje się $Y(z) = Y(e^{i\omega}) = H(z)X(z) = H(e^{i\omega})X(e^{i\omega}) = |H(e^{i\omega})|e^{i\varphi(\omega)}X(e^{i\omega})$, gdzie

$\varphi(\omega)$ jest przesunięciem fazowym. Po dwukrotnym zastosowaniu twierdzenia o splocie okazuje się, że transformata odfiltrowanego szeregu równa jest iloczynowi transformaty odpowiedzi impulsowej i transformaty filtrowanego szeregu:

$$\begin{aligned} Y(z) &= H(z^{-1})[H(z)X(z)] = H(e^{-i\omega})H(e^{i\omega})X(e^{i\omega}) = \\ &= |H(e^{i\omega})||H(e^{-i\omega})|e^{i\varphi(\omega)}e^{-i\varphi(\omega)}X(e^{i\omega}) = |H(e^{i\omega})|^2 X(e^{i\omega}) \end{aligned}$$

Zastosowanie metody podwójnego filtrowania pozwala usunąć przesunięcie fazowe, które pojawia się w przypadku jednokrotnego zastosowania filtra dolnoprzepustowego. Na tej podstawie wnioskować można, że przesunięcie w fazie wynosi zero, a funkcja odpowiedzi impulsowej z takiego podwójnego filtra jest kwadratem funkcji odpowiedzi impulsowej stosowanego filtra dolnoprzepustowego.

WYNIKI

Zmiana ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju w ciągu 12 miesięcy i bieżący wskaźnik ufności konsumenckiej zostały rozszacowane dla okresu od kwietnia 1997 r. do grudnia 2003 r. Dostępne dane kwartalne pokrywają wymieniony przedział. Dostępna jest również obserwacja za pierwszy kwartał 2004 r. Dodatkowa informacja pozwala uzyskać wartości miesięczne metodą Lismana i Sandee także dla czwartego kwartału 2003 r., gdyż zgodnie z tym podejściem niemożliwe jest uzyskanie rozszacowań dla pierwszego i ostatniego kwartału próby. Wyniki zastosowania metody Boota i współautorów w wersji z pierwszymi i drugimi różnicami są bardzo zbliżone. Sposób Dentona pozwala uzyskać rezultat podobny do Boota i współautorów z pierwszymi różnicami. Narzędzie zaproponowane przez Lismana i Sandee wydaje się być najsłabsze. Zdecydowanie największą gładkością charakteryzuje się szereg będący efektem filtracji.

W celu określenia, która metoda jest najlepsza pod względem minimalizacji odchyleń wyników od wartości rzeczywistych, przeprowadzone zostało doświadczenie. Dostępne wartości miesięczne, za okres od stycznia 2004 r. do kwietnia 2010 r., zostały przekształcone na kwartalne. Zgodnie z metodologią GUS wartością za kwartał była wartość z pierwszego miesiąca każdego kwartału. Użyte w ten sposób pseudomiesięczne szeregi zostały rozszacowane za pomocą omówionych metod. Rezultaty porównano z wartościami rzeczywistymi na podstawie błędu średniokwadratowego dla okresu od lipca 2004 r. do marca 2010 r. tak, żeby brak krańcowych rozszacowań dla metody Lismana i Sandee nie wpływał na wynik. Tablica przedstawia wyniki eksperymentu.

**BŁĄD ŚREDNIOKWADRATOWY ROZSZACOWANIA SZEREGÓW BIEŻĄCEGO WSKAŹNIKA
UFNOŚCI KONSUMENCKIEJ I ZMIAN OGÓLNEJ SYTUACJI EKONOMICZNEJ KRAJU
W NAJBLIŻSZYCH 12 MIESIĄCACH**

Metoda	RMSE	
	<i>a</i>	<i>b</i>
LS	2,85	5,22
BFL_FD	2,37	4,39
BFL_SD	2,41	4,46
DEN	12,54	12,42
FIL	1,77	3,57

a Bieżący wskaźnik ufności konsumenckiej. *b* Zmiana ogólnej sytuacji ekonomicznej kraju w najbliższych 12 miesiącach.

U w a g a. Oznaczenia metod: LS — Lismana i Sandee; BFL_FD — pierwszych różnic Boota i in.; BFL_SD — Boota i in. oparta na różnicach pierwszych różnic; DEN — Dentona; FIL — oparta na teorii filtracji.

Stwierdzić można, że metoda oparta na teorii filtrów umożliwia uzyskanie co najmniej porównywalnych rezultatów z uzyskiwanymi za pomocą innych mechanicznych metod. Rozszacowania z metody wykorzystującej filtrowanie charakteryzują się zdecydowanie mniejszym błędem średniokwadratowym niż pozostałe sposoby. Techniki zaproponowane przez Lismana i Sandee oraz Boota i in. są zbliżone pod względem błędu rozszacowań. Narzędzie Dentona jest zdecydowanie najslabsze, ale zaprojektowane jest do używania łącznie z dodatkowym szeregiem i to może tłumaczyć uzyskany wynik. Zauważyć należy, że metody Lismana i Sandee oraz Boota i in. w obu wersjach pozwalają rozszacować szereg składający się tylko z trzech obserwacji. Sposoby te mogą być wykorzystane w przypadku konieczności uzyskania wartości miesięcznych z szeregów kwartalnych, których metodologia tworzenia została zmieniona i nowa część szeregu jest nieporównywalna ze starszą.

mgr Rafał Woźniak — NBP

LITERATURA

- Boot J. C. G., Feibes W., Lisman J. H. C. (1967), *Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data*, „Journal of the Royal Statistical Society”, Series C (Applied Statistics), vol. 16, No. 1
- Chan W.-S. (1993), *Disaggregation of Annual Time-series Data to Quarterly Figures: A Comparative Study*, „Journal of Forecasting”, vol. 12
- Chow G. C., Lin A. (1971), *Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series*, „The Review of Economics and Statistics”, vol. 53
- Denton F. T. (1971), *Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 66, No. 333
- Di Fonzo T. (1990), *The Estimation of M Disaggregate Time Series when Contemporaneous and Temporal Aggregates Are Known*, Review of Economics and Statistics
- Feijoo S. R., Caro A. R., Quintana D. D. (2003), *Methods for Quarterly Disaggregation without Indicators: A Comparative Study Using Simulation*, „Computational Statistics and Data Analysis”, vol. 43

- Koniunktura konsumencka. Tendencje zmian październik 2003—styczeń 2004 (2004), GUS
- Koniunktura konsumencka. Wrzesień 2010 (2010), GUS
- Lisman J. H. C., Sandee J. (1964), *Derivation of Quarterly Figures from Annual Data*, „Applied Statistics”, No. 13
- Litterman R. B. (1983), *A Random Walk, Markov Model for Distribution of Time Series*, „Journal of Business and Economics Statistics”, vol. 1
- Marcellino M. (1998), *Temporal Disaggregation, Missing Observations, Outliers, and Forecasting: A Unifying Non-Model-Based Procedure*, „Advances in Econometrics”, vol. 13
- Rossi N. (1982), *A Note on the Estimation of Disaggregate Time Series When The Aggregate is Known*, „The Review of Economics and Statistics”, vol. 64, No. 4
- Smith J. O. (2007), *Introduction to Digital Filters with Audio Applications*, <http://ccrma.stanford.edu/~jos/filters/>
- Wei W. W. S., Stram D. O. (1990), *Disaggregation of Time Series Models*, „Journal of the Royal Statistical Society”, Series B (Methodological), vol. 52, No. 3
- Zani S. (1970), *Sui criteri di calcolo dei valori trimestrali di tendenza degli aggregate della contabilità nazionale*, Studi di Ricerche, Facoltà di Economia e Commercio Università degli Studi di Parma VII

SUMMARY

Many economists are interested in the current situation of households. Such data are published every month since January 2004 but previous data were published every quarter. If we aggregate monthly to quarterly values, we lose monthly information. The desagregation of quarterly to monthly data solves the question. The article presents using filtration theory to desagregate economic series of a low frequency as well as monthly-quarterly versions of popular frequency change methods. The presented methods use information included in desagregated series only. The estimation criteria take into consideration the fact that only a part of the sample needs desagregation.

РЕЗЮМЕ

Многие экономисты проявляют живой интерес текущей ситуацией домашних хозяйств. Публикуемые данные о их положении имеют различную периодичность: месячную с января 2004 г.; квартальную предыдущие данные. В результате агрегации месячных величин к кварталам теряется месячная информация. Разрешением этого вопроса является разценка квартальных величин на месячные. Статья представляет использование теории фильтрации для дезагрегации экономических рядов имеющих низкую периодичность, а также месячно-квартальные версии популярных методов изменения периодичности. Представленные методы используют лишь информации, которые содержит разцененный ряд. Критерий оценки учитывает факт, что только часть выборки требует разценки.