

BALKE Iwona¹
DOROSIEWICZ Sławomir²

Prognozowanie koniunktury w ciężarowym transporcie samochodowym

WSTĘP

Prognozowanie stanu koniunktury, w tym koniunktury w sektorze transportowym, jest zadaniem trudnym. W przypadku transportu wynika to przede wszystkim z silnego jego sprzężenia z pozostałymi sektorami gospodarki. Nie jest to jedyna przyczyna – na długookresową, „zwykłą” relację pomiędzy sektorem transportowym, a jego otoczeniem gospodarczym nakładają się dodatkowo czynniki, których oddziaływanie może mieć przebieg zarówno ewolucyjny, jak i bardziej gwałtowny, prowadzący do zmian o charakterze strukturalnym. Jako przykład można tu wymienić z jednej strony wzrost cen energii, z drugiej zaś zmiany wielkości i struktury przewozów towarzyszące rozwojowi gospodarczemu przebiegającym w kierunku preferującym wiedzę i nowe technologie. Warto także wspomnieć o możliwej dalszej liberalizacji rynku transportowego (przede wszystkim kolejowego), rozwoju infrastruktury transportowej, dążeniu do integrowania różnych gałęzi transportu w łańcuchy logistyczne, upowszechnieniu inteligentnych systemów transportu, konieczności uwzględniania norm ekologicznych itp. Te i inne czynniki mogą znacząco zmienić strukturę popytu (np. zmniejszając popyt na surowce, zwiększając popyt na usługi) i w konsekwencji spowodować, iż zależności pomiędzy transportem a jego otoczeniem nie będą miały charakteru stacjonarnego. Już choćby ze względu na wymienione wyżej kwestie konstruowanie odpowiednio dobrych prognoz rozwoju rynku przewozów jest trudne i wymaga wzięcia pod uwagę potencjalnie prawdopodobnych zjawisk, zdarzeń i procesów często nie mających precedensu w dotychczasowej historii transportu drogowego w Polsce i na świecie.

Celem rozważań zawartych w niniejszej pracy jest wyznaczenie krótkookresowych prognoz charakterystyk sektora transportu samochodowego: wielkości przewozów i pracy przewozowej. Dane o częstości kwartalnej są publikowane przez GUS od niedawna, stosowne szeregi czasowe nie są więc zbyt długie (obejmują okres od I kwartału 2004r.). Z tego względu nacisk położono na dane „miękkie”, mianowicie wskaźniki koniunktury w transporcie wyznaczane od początku 1997r. w Instytucie Transportu Samochodowego.

Z uwagi na fakt, iż horyzont prognozy jest stosunkowo krótki – obejmuje 8 najbliższych kwartałów (lata 2014 i 2015) – nie wzięto pod uwagę wspomnianych zmian strukturalnych o zasięgu globalnym. Narzędziami służącymi konstrukcji prognoz są wybrane modele szeregów czasowych. Tym samym wyznaczone prognozy będą więc, siłą rzeczy, bazowały jedynie na obserwacji zdarzeń, czynników i relacji kształtujących zmiany na rynku transportowym do chwili obecnej.

Prognozy każdej ze wspomnianych wielkości wyznaczane są na podstawie pewnej liczby modeli szeregów czasowych oraz trzech procedur służących konstrukcji prognoz łączonych. Kwestie te opisujemy w dwóch kolejnych częściach artykułu. Ostatnia poświęcona jest prezentacji wyników. Stosowne obliczenia zostały wykonane przy pomocy procedur napisanych w środowisku programu R.

1. WYBRANE MODELE SZEREGÓW CZASOWYCH

Istnieje ogromne bogactwo narzędzi służących do jakościowej i ilościowej analizy i modelowania szeregów czasowych. Metody te powstawały w różnych latach, jednak ich cechą wspólną jest niewątpliwie to, iż do dzisiaj cieszą się dużą popularnością jako uznane narzędzia modelowania szeregów czasowych i prognozowania. Poniżej zamieszczamy jedynie sygnałne informacje

¹ Instytut Transportu Samochodowego, Zakład Badań Ekonomicznych; 03-301 Warszawa; ul. Jagiellońska 80. Tel: + 48 22 43-85-287, Fax: + 48 22 43-85-401, iwona.balke@its.waw.pl

² Instytut Transportu Samochodowego, Zakład Badań Ekonomicznych, 03-301 Warszawa; ul. Jagiellońska 80. Tel: + 48 22 43-85-287, Fax: + 48 22 43-85-401, slawomir.dorosiewicz@its.waw.pl

o modelach wykorzystanych do sformułowania prognoz wahań koniunktury w transporcie. Rzecz jasna, liczba możliwych do uwzględnienia klas modeli jest znacznie większa, jednak wiele przesłanek wskazuje, iż uwzględnienie większej liczby modeli, a w konsekwencji większej liczby prognoz indywidualnych, nie wpływa zasadniczo na poprawę jakości prognoz ([5]). Potwierdzają to także eksperymenty obliczeniowe przeprowadzone przez autorów niniejszej pracy.

1.1. Modele klasy ETS

Modele ETS (*Error, Trend, Seasonal*, [12,13]) stanowią całą klasę modeli szeregów czasowych różniących się szczegółami konstrukcji, ale zawsze bazujących na dekompozycji szeregu na trend oraz wahania sezonowe i przypadkowe. Składniki te można uwzględniać w sposób addytywny lub multiplikatywny.

1.2. Modele autoregresji i średniej ruchomej

Zintegrowane modele autoregresji i średniej ruchomej z sezonowością (Seasonal AutoRegressive Integrated Moving Average, SARIMA, [2],[3],[11]), stanowią nie tylko stosunkowo dobrze zbadaną, dość pojemną z praktycznego punktu widzenia, klasę procesów stochastycznych, ale również sama metodyka ich stosowania w modelowaniu dynamiki procesów gospodarczych (i nie tylko) doczekała się w dużym stopniu standaryzacji. Jest to bardzo ważne w przypadku badań i analiz koniunktury, które – siłą rzeczy – obejmując gospodarki wielu krajów, muszą nosić znamiona porównywalności. W modelu SARIMA zakłada się, że zmienna objaśniana jest liniową funkcją swoich wcześniejszych wartości oraz nieskorelowanych z nimi zaburzeń losowych. Klasę tych modeli można wyraźnie zwiększyć wprowadzając zmienne egzogeniczne (X) i ich opóźnienia. Model z tak wprowadzonymi zmiennymi egzogenicznymi (model SARIMAX) można wtedy zapisać w postaci

$$A(L)Y_t = B(L)\varepsilon_t + C(L)X_t,$$

gdzie A, B, C są wielomianami (lub macierzami zbudowanymi z wielomianów w przypadku modeli wielowymiarowych), L oznacza operator cofnięcia w czasie (o 1 okres), $\{\varepsilon_t\}$ jest procesem białego szumu (tj. ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednakowych rozkładach prawdopodobieństwa). Jeśli $C \neq 0$, to wyznaczenie prognozy zmiennej Y wymaga znajomości prognoz zmiennych egzogenicznych. W konstruowanych dalej prognozach uwzględniono zmienną zero-jedynkową wyznaczającą moment strukturalnej zmiany dynamiki wskaźnika koniunktury w transporcie krajowym: zmienna przyjmująca wartość 1 począwszy od pierwszego kwartału 2008r.

1.3. Modele nieliniowe

W modelowaniu dynamiki koniunktury ważną rolę odgrywają modele przełącznikowe. Jest to stosunkowo obszerna klasa procesów, a jedną z prostszych wersji takich procesów-modeli stanowią modele SETAR (Self-Exciting Threshold Autoregressive Models). Łączą one zwykle modele ARIMA z mechanizmem przełączania. W zależności od tego, czy wartość pewnej zmiennej (X_t), jest większa lub mniejsza od wartości progowej (c), wartość procesu jest wyznaczona za pomocą różnych modeli autoregresyjnych:

$$Y_t = \begin{cases} w_1(L)Y_t & \text{dla } X_t \leq c, \\ w_2(L)Y_t & \text{dla } X_t > c. \end{cases}$$

gdzie X_t jest zmienną przełączającą, zaś w_1, w_2 są wielomianami, L oznacza operator cofnięcia w czasie o pojedynczy okres. W ostatnim modelu warunek przełączenia między stanami ma charakter skokowy, a więc nieciągły; płynnymi przejściami charakteryzują się np. modele klasy STAR (*Smooth Transition Autoregressive Process*), w których skokowy sposób przełączenia został zastąpiony gładkimi odpowiednikami.

1.4. Procedura Tramo/Seats

Metoda ta (obok *X12-ARIMA*) ma charakter ujednocionej, kompleksowej procedury analizy i modelowania szeregów czasowych. Obejmuje w największym skrócie zarówno dekompozycję tych szeregów, identyfikację zmian strukturalnych oraz obserwacji nietypowych oraz kwestie

prognozowania. Metoda ta, zalecana przez Eurostat, opracowana przez V. Gomeza i A. Maravalla (Banco de España) opiera się na dekompozycji modelu klasy *ARIMA* skonstruowanego dla analizowanego szeregu czasowego³ ([10]). Procedura składa się z dwóch zasadniczych części. Pierwsza część, nazywana Tramo (*Time series Regression with ARIMA noise Missing observation & Outliers*), polega na konstrukcji modelu ekonometrycznego dla szeregu czasowego w którym odchylenia od trendu są opisywane procesem *ARIMA*. Odbyna się to przy pomocy dopasowywania odpowiedniego modelu z predefiniowanego zbioru modeli dopuszczalnych. Z jego pomocą identyfikowane są również obserwacje nietypowe. Druga część procedury, Seats (*Signal Extraction in ARIMA Time Series*), polega na estymacji składników otrzymanego szeregu: trendu, wahań sezonowych, cyklicznych oraz nieregularnych.

2. KILKA UWAG O METODYCE KONSTRUKCJI PROGNOZ ŁĄCZONYCH

Podstawową rolą prognozy jest dostarczenie w miarę obiektywnych i naukowo uzasadnionych informacji odnośnie spodziewanego przebiegu rozważanego zjawiska w przyszłości. Pomimo, iż procesowi prognozowania zawsze towarzyszy niepewność, konstruowanie coraz doskonalszych modeli często pozwala tę niepewność zmniejszać, choć jej całkowite wyeliminowanie jest – z samej natury – niemożliwe.

Prognozy będące wynikiem zastosowania pojedynczych modeli, zwane *indywidualnymi*, zwykle nie są tak dokładne jak, konstruowane na podstawie większej ich liczby, prognozy *mieszane (łączone)*. Wydaje się, że podstawową tego przyczyną jest fakt, iż każdy z modeli uwzględnia w innym stopniu różne aspekty badanego zjawiska. Proces łączenia prognoz pozwala wypracować coś w rodzaju kompromisu, tj. kompromisowego oczekiwania odnośnie przebiegu wspomnianego zjawiska. Proces ten jest często w stanie zmniejszyć wielkość błędu tak, że może on stać się mniejszy od błędów *wszystkich* prognoz indywidualnych. Nie jest to, niestety, obowiązującą w każdym przypadku regułą, raczej jedynie potwierdzoną wieloma obserwacjami prawidłowością. Efekt ten obserwować można nawet w przypadku najprostszej metody łączenia prognoz, jaką jest wyznaczenie zwykłej średniej prognoz indywidualnych.

Pierwszym artykułem opisującym łączenie prognoz był artykuł Batesa i Grangera ([1]). Od czasu jego powstania i powstałych po nim prac Reida, Dickinsona ([6], [7]) i Bunna ([4]) oraz innych badaczy, konstruowane są nie tylko nowe metody łączenia prognoz, ale przybywa też prac na temat efektywności tych metod, uwzględniających stale powiększającą się rodzinę narzędzi służących modelowaniu ekonometrycznemu. Do chwili obecnej (por. np. przeglądowe prace [5] oraz [14]) trwa zapoczątkowany wtedy proces poszukiwania coraz bardziej subtelnych metod łączenia prognoz, które charakteryzowałyby się nie tylko możliwie małą wielkością błędu, ale także byłyby bardziej stabilne, a przez to mniej wrażliwe na błędy w specyfikacji modeli generujących prognozy indywidualne.

W dalszych rozważaniach ograniczymy się do *liniowych* metod łączenia prognoz, gdy prognoza łączona jest kombinacją liniową prognoz indywidualnych $\hat{y}_1, \dots, \hat{y}_k$, to znaczy:

$$y = \sum_{i=1}^k w_i \hat{y}_i \quad (1)$$

Najprostszą metodą łączenia prognoz jest metoda średniej prostej, w której wszystkie wagi mają jednakowe wartości, $w_i=1/k$. Tym samym przy wyznaczaniu prognozy łączonej tą metodą nie jest uwzględniana ani dokładność poszczególnych prognoz, ani zależności pomiędzy nimi; każda z prognoz indywidualnych jest więc traktowana niejako na równi z innymi.

Naturalną modyfikację powyższej procedury stanowi metoda preferująca te prognozy indywidualne, które są obciążone mniejszym błędem. Często przyjmuje się wartości wag jako odwrotnie proporcjonalne do błędów prognoz indywidualnych, $w_i \sim 1/\Delta_i$ dla $i=1, \dots, k$, co daje

³ Szczegółowy opis procedury można znaleźć na stronach Bank of Spain pod adresem <http://www.bde.es/servicio/software/softwaree.htm>

$$w_i = \left(\sum_{j=1}^k \frac{\Delta_i}{\Delta_j} \right)^{-1} \quad (2)$$

Formuła ta minimalizuje odpowiednio zdefiniowany błąd całkowity; nie uwzględnia jednak możliwej korelacji prognoz indywidualnych.

Trzecią użytą dalej metodę modyfikacji prognoz stanowi procedura, zaproponowana przez Grangera i Ramanathana (procedura GR), w której wagi wyznaczone są przy użyciu metody najmniejszych kwadratów – są one parametrami równania regresji, w którym zmienną objaśnianą jest faktyczna wartość szeregu czasowego, zmiennymi objaśniającymi indywidualne prognozy. Na wspomniane parametry nakłada się ograniczenie wymuszające, aby ich suma była równa 1. Można także dołączyć warunek nieujemności wspomnianych parametrów. Nie jest to jednak regułą, a jej brak pozwala niekiedy na znaczącą redukcję błędu prognozy.

3. PROGNOZY

W niniejszej części zamieszczone zostały prognozy na najbliższe 8 kwartałów (lata 2014-2015): wskaźników koniunktury w transporcie, wielkości przewozów i pracy przewozowej. Prognozy te stanowią wynik zastosowania opisanych wcześniej metod, generujących prognozy indywidualne oraz procedur łączenia tych prognoz. Kryterium wyboru modelu i sposobu łączenia prognoz była dokładność wyznaczenia prognoz *ex post* w okresie ostatnich 8 kwartałów dla których dostępne są stosowne dane (lata 2012 i 2013 w przypadku wskaźników koniunktury, natomiast okres 2011(3)-2013(3)⁴ w przypadku danych o wielkości przewozów). Jako miarę jakości prognoz *ex post* przyjęto *średni absolutny błąd prognozy* (mean absolute error, *MAE*) – dla prognoz obejmujących okres T o długości $|T|$ jest on równy:

$$MAE = \frac{1}{|T|} \sum_{t \in T} |y_t - \hat{y}_t| \quad (3)$$

Wielkość ta przyjmuje wartości nieujemne tym mniejsze, im bardziej dokładne – bliższe rzeczywistym, zaobserwowanym wartościom – okazały się analizowane prognozy.

Dane

Dane stanowiące podstawę obliczeń obejmowały szeregi czasowe podstawowych charakterystyk ilościowych i jakościowych rynku przewozów towarowych. Charakterystyki ilościowe obejmowały wielkość przewozów i pracy przewozowej w ciężarowym transporcie samochodowym (GUS, dane o częstotliwości kwartalnej, okres 2004(1)-2013(2)). Przykładem „miękkich” danych (wyników ankietowych badań wybranych przedsiębiorstw prowadzących działalność w zakresie przewozu ładunków) są wskaźniki koniunktury w transporcie obliczane w Instytucie Transportu Samochodowego. Kwartalne dane obejmują okres 1997(1)-2013(4). W obu przypadkach uwzględnione zostały krajowe i międzynarodowe przewozy ładunków.

Wskaźniki koniunktury w transporcie

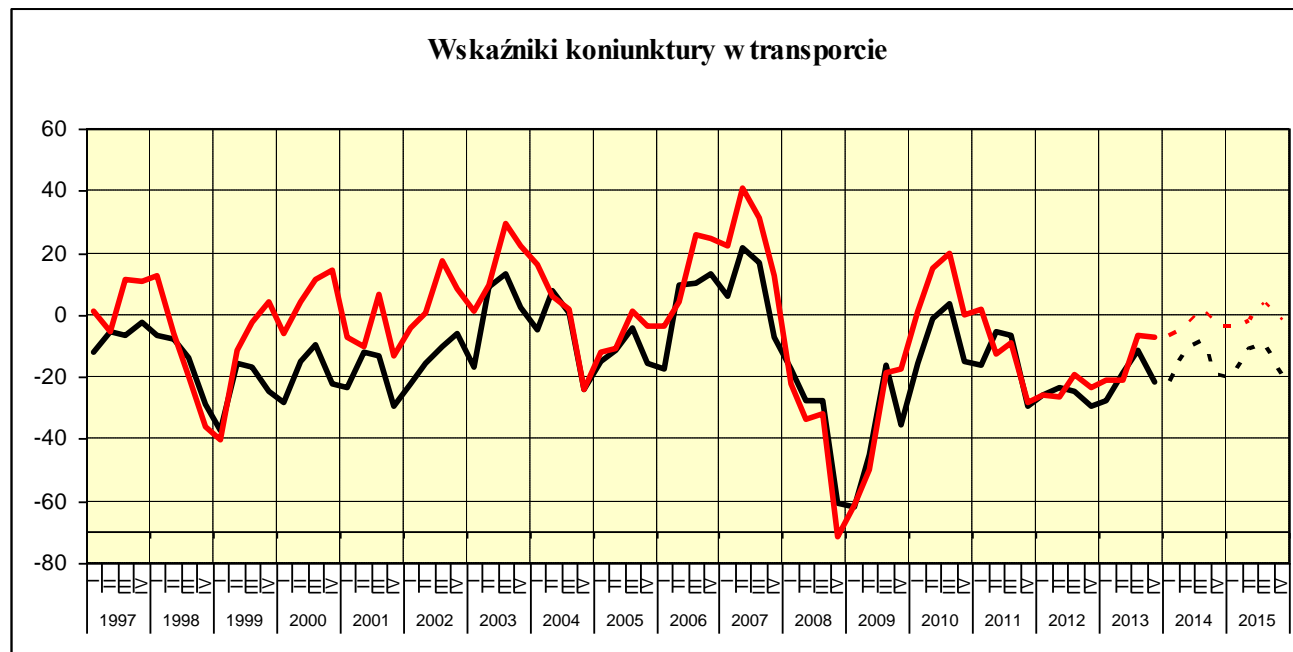
Wielkościami służącymi do syntetycznej oceny koniunktury w transporcie są *wskaźniki koniunktury* wyrażające istniejące i przewidywane tendencje w zakresie przewozów krajowych oraz międzynarodowych. Obliczane są jako średnie z ważonych (wielkością przedsiębiorstw transportowych) sald odpowiedzi na pytanie o zmiany wielkości przewozów ładunków w kwartale bieżącym i ich prognozę dla przyszłego kwartału ([8,9]). Wskaźniki te przybierają wartości z zakresu [-100,100]; są tym większe, im bieżąca sytuacja jest lepsza lub lepsze są jej perspektywy w kolejnym kwartale, a zatem im więcej firm zgłasza wzrost wielkości przewozów w bieżącym kwartale lub spodziewa się wzrostu w kwartale następnym.

Prognozy dla wskaźnika koniunktury w transporcie krajowym (*WKT*) zostały wyznaczone przy pomocy procedury łączenia prognoz wykorzystującej wagi obliczane według formuły (2). Prognozy indywidualne zostały obliczone przy wykorzystaniu modeli *SARIMA*, *LSTAR* i *Tramo/Seats*. Wagi dla

⁴ W nawiasie podany jest numer kwartału.

których wartość błędu *MAE* była minimalna były równo kolejno 0.377, 0.212 oraz 0.411. W przypadku wskaźnika koniunktury w transporcie międzynarodowym (*WKTM*) najlepszą okazała się procedura GR wiążąca prognozy uzyskane z modeli *ETS*, *SARIMAX* (przypomnijmy, że zmienną egzogeniczną była zmienna zero-jedynkowa zmieniająca wartość na początku 2008r.), *LSTAR* oraz *SETAR* z wagami równymi kolejno 0.273, 0.264, 0.341 oraz 0.123.

Historyczne wahania (od 1997r.) wskaźników koniunktury wraz z obliczonymi prognozami na dwa nadchodzące lata pokazano na rysunku 1.



Rys.1. Wartości wskaźników koniunktury w transporcie: krajowym (kolor czarny) i międzynarodowym (czerwony). Linie przerywane wskazują odpowiednie prognozy na lata 2014-2015

Zarówno w przypadku przewozów krajowych jak i międzynarodowych nie należy spodziewać się dużych zmian in plus lub in minus. Podobnie jak w większości badanych okresów należy spodziewać się lepszej sytuacji w przedsiębiorstwach transportu międzynarodowego niż w ich krajowych odpowiednikach. Być może jednak częściowe embargo na eksport do Białorusi i Rosji zmieni tę tendencję już w najbliższym kwartale powodując spadek wskaźnika koniunktury w transporcie międzynarodowym.

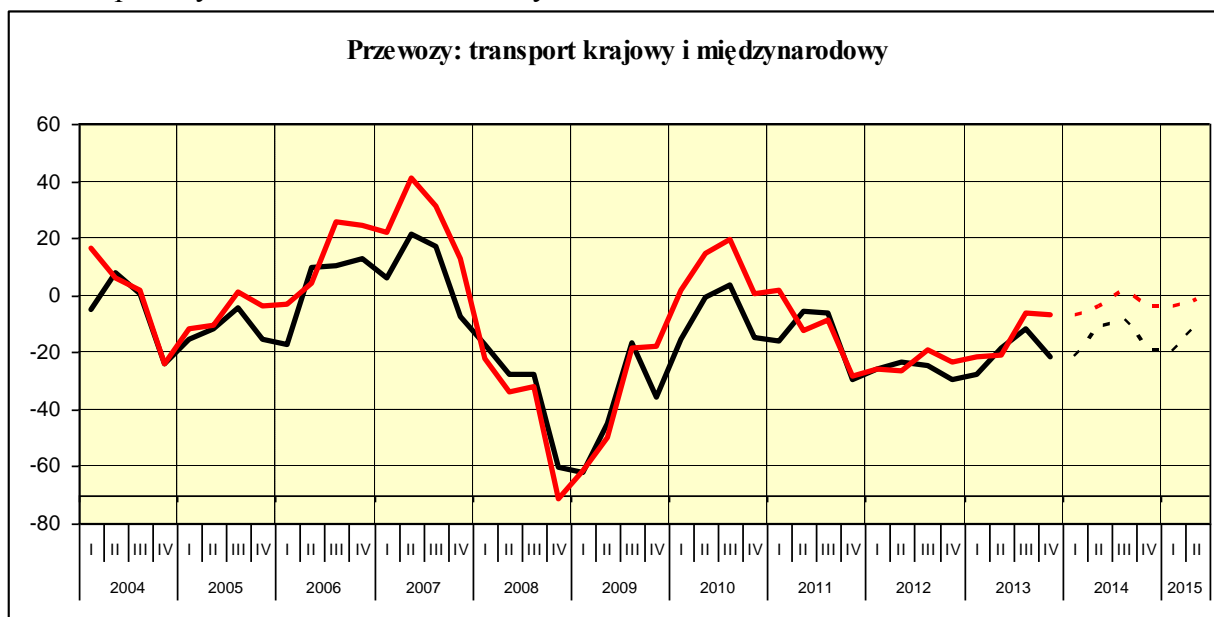
Wielkość przewozów i pracy przewozowej

Prognoza wielkości przewozów w transporcie krajowym została obliczona na podstawie modeli *SARIMAX* oraz *Tramo/Seats* i procedury GR łączącej indywidualne prognozy wygenerowane przez wspomniane modele (z wagami odpowiednio 0.171 oraz 0.829). W przypadku wielkości przewozów międzynarodowych najlepsze rezultaty dawała procedura GR zastosowana do prognoz otrzymanych z modeli *LSTAR*, *SETAR* oraz *Tramo/Seats* (z wagami odpowiednio 0.023, 0.778 i 0.199).

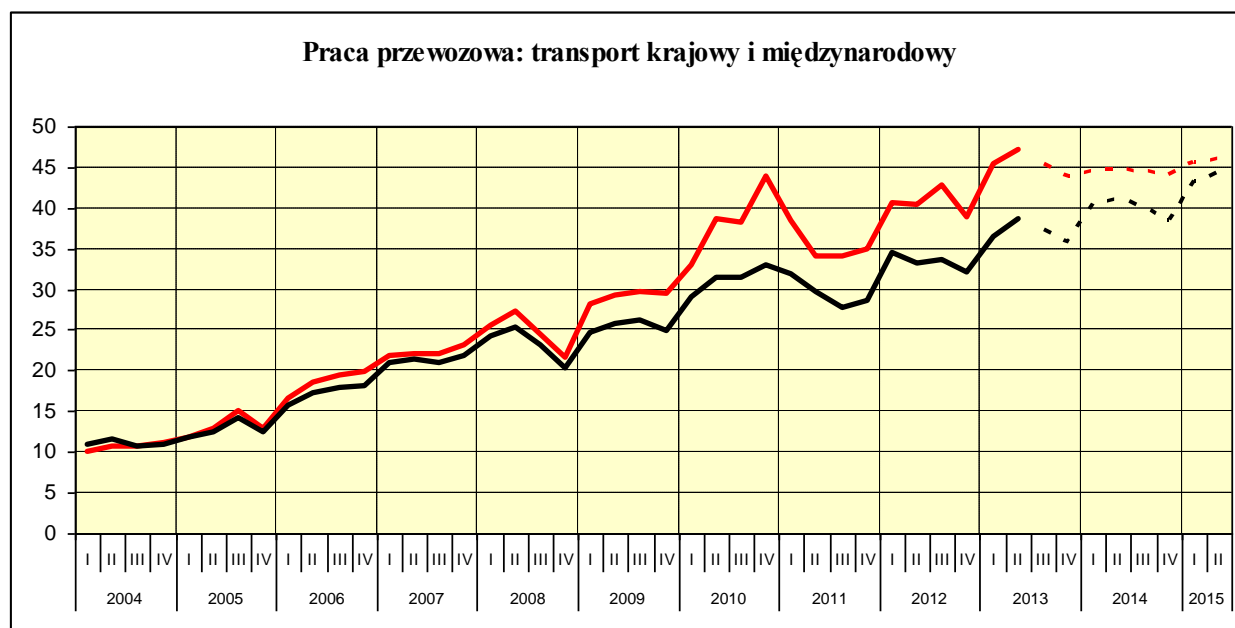
Prognozy pracy przewozowej w transporcie krajowym uzyskano z modeli *ETS*, *LSTAR*, *SETAR* i *Tramo/Seats* (z wagami kolejno 0.402, 0.060, 0.147 oraz 0.391) obliczonym przy wykorzystaniu formuły (2). W przypadku transportu międzynarodowego prognozy zostały wyznaczone przy pomocy modeli klasy *ETS*.

W przypadku transportu międzynarodowego można spodziewać się lekkiego wzrostu ilości przewożonego ładunku. W krajowym transporcie roczne wielkości przewozów raczej nie zmieniają się w sposób znaczący, także ich struktura sezonowa. Praca przewozowa wykazuje wyraźny trend rosnący. Tendencja ta zapewne nie zmieni się w najbliższej przyszłości. Pod względem wykonanej pracy przewozowej można spodziewać się zwiększenia przewagi transportu międzynarodowego (zarówno w wyniku zwiększenia średniej odległości przewozów jak i ich wolumenu). W każdym przypadku nie należy oczekiwać zmian strukturalnych.

Zmiany wielkości przewozów i pracy przewozowej wraz z wybranymi prognozami tych wielkości na okres do połowy 2015r. zilustrowano na rysunkach 2 oraz 3.



Rys.2. Wielkość przewozów transportem samochodowym (mln ton): krajowym (kolor czarny) i międzynarodowym (czerwony). Linie przerywane wskazują odpowiednie prognozy na okres do 2015(2)



Rys. 3. Wielkość pracy przewozowej w transporcie samochodowym (mld tkm): krajowym (kolor czarny) i międzynarodowym (czerwony). Linie przerywane wskazują prognozy na okres do 2015(2)

PODSUMOWANIE

Wydaje się, iż można stwierdzić, że transport samochodowy w ostatnich latach (po 2009r.) zaczął wychodzić ze stanu, który charakteryzował się głębokim pesymizmem, czy wręcz depresją, ankietowanych podmiotów transportowych, a który miał miejsce w latach 2008-2009r. i towarzyszył początkowej fazie światowego kryzysu gospodarczego. Sytuacja z 2009r. raczej długo się nie powtórzy. Perspektywy jednak, delikatnie mówiąc, bynajmniej nie są różowe. Nie widać żadnego trendu wzrostowego wskaźników koniunktury, ani wielkości przewozów (zwłaszcza w przypadku transportu krajowego). Wrażenie to potwierdzają wyliczone, niezbyt pomyślne, prognozy. Jest to wciąż naturalne pokłosie kryzysu oraz związanych z nim i nieprzemijających (przynajmniej na razie)

obaw co do przyszłych perspektyw rozwojowych transportu. W kolejnych dwu latach raczej nie należy spodziewać się istotnych zmian dynamiki wskaźników koniunktury, a więc też znaczącej ich poprawy.

Streszczenie

Celem pracy jest prezentacja prognoz stanu koniunktury w transporcie samochodowym w Polsce. Wyniki odnoszą się do wybranych charakterystyk transportu samochodowego i obejmują zarówno wielkości przewozów i pracy przewozowej, jak i jakościowe - „miękkie” zmienne pozyskane z prowadzonych metodą testu badań koniunktury w transporcie. Horyzont prognozy obejmuje 8 najbliższych kwartałów (lata 2014, 2015). Narzędziami służącymi konstrukcji prognoz są wybrane modele szeregów czasowych: m.in. modele klasy ETS (metoda Holta-Wintersa i pochodne), SARIMA oraz modele nieliniowe, w tym modele przełącznikowe SETAR, LSTAR oraz procedury łączenia prognoz.

Forecasting the economic situation in the road freight transport in Poland

Abstract

The aim of the study is to present the forecasts of economic situation in the road transport in Poland. The results refer to specific characteristics of the road transport especially the volume of haulage and haulage work, as well as, „soft” variables derived from the surveys conducted in Motor Transport Institute in Warsaw.

The forecast horizon includes eight forthcoming quarters (years 2014, 2015). The forecasts are the results of applying selected time series models: ETS class models (Error, Trend, Seasonal, in particular Holt - Winters method and its derivatives), Seasonal ARIMA and nonlinear models, including switching models SETAR, LSTAR and procedures for combining forecasts.

BIBLIOGRAFIA

1. Bates J.M., Granger C.W.J. The combination of forecasts. *Operational Research Quarterly*, 20:451–468, 1969.
2. Box G.E.P., Jenkins G.M. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco, 1976.
3. Brockwell P.J., Davis R.A., *Introduction to Time Series and Forecasting*. Springer, New York, Berlin, Heidelberg, 2002.
4. Bunn D.W., Forecasting with more than one model. *Journal of Forecasting*, 8:161–166, 1989.
5. R.T. Clemen. Combining forecasts: A review and annotated bibliography. *International Journal of Forecasting*, 5:559–583, 1989.
6. Dickinson J.P., Some statistical results on the combination of forecasts. *Operational Research Quarterly*, 24:253–260, 1973.
7. Dickinson J.P., Some comments on the combination of forecasts. *Operational Research Quarterly*, 26:205–210, 1975.
8. Dorosiewicz S., Dorosiewicz T., Balke I, *Biuletyny pt.: Koniunktura w transporcie*. ITS, kolejne kwartały okresu 1997-2013.
9. Dorosiewicz S., *Koniunktura w transporcie*. Metodyka badań, wyniki, modele. ITS, Warszawa 2013.
10. Gomez V., Maravall A., *Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series*. In: *A Course in Advanced Time Series Analysis*, Pena, D., Tiao, G., and Tsay, R. (eds.). Wiley and Sons, New York, 2001, pp. 202-246.
11. Hamilton J.D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1994.
12. Hyndman R.J., Akram M., Archibald B., The admissible parameter space for exponential smoothing models. *Annals of Statistical Mathematics*, 60(2):407–426, 2008.
13. Hyndman R.J., Koehler A.B., Snyder R.D., Grose S., A state space framework for automatic forecasting using exponential smoothing methods. *International J. Forecasting*, 18(3):439–454, 2002.
14. Wallis K.F. Combining forecasts – forty years later. *Applied Financial Economics*, 21:33–41, 2011.