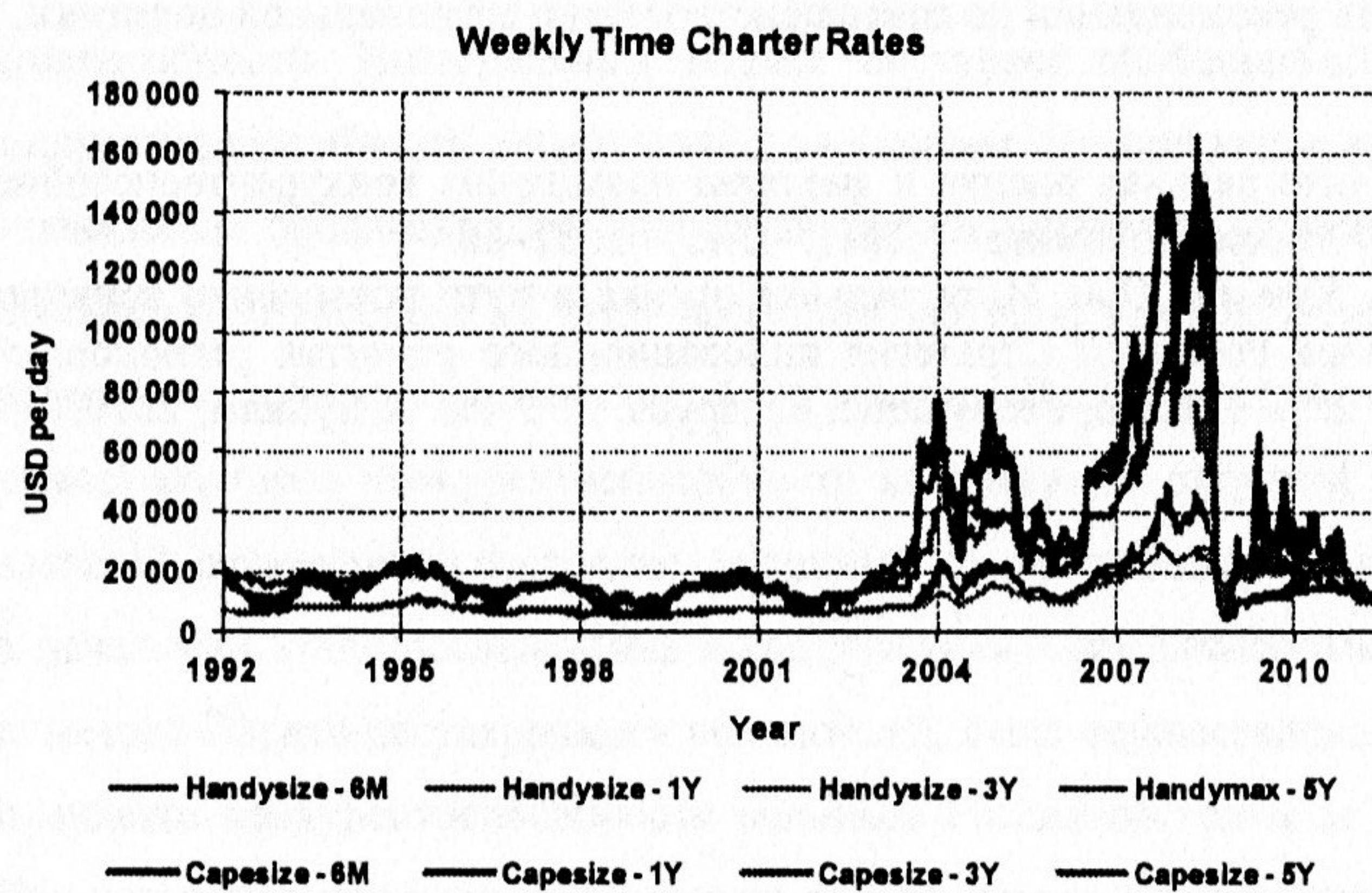


## DRY BULK TIME CHARTER RATES TERM STRUCTURE MODELLING

Penikas H. (Mockea), Merikas A., Merika A. (Greece)

- The objective of the research is to study the properties of joint distribution of returns for dry bulk time charter rates and to find out the more efficient time series model describing their dynamics with respect to goodness-of-forecasting.
- Of four major ship (vessel) types (tanker, dry bulk, container, passenger) dry bulk ones are focused on. Previously dry bulk shipping industry was already surveyed (cf. [Angelidis, Skiodopoulos (2008)], [Goulielmos, Psifia (2009)], [Sodal et al. (2009)], [Veenstra, Franses (1997)], [UNCTAD (2010)]). Still the researchers paid more attention to *freight rates* analysis (i.e. the price for renting place on the ship; it is more often measured as USD per tonne-mile), than to *time charter rates* that represent the price for renting the whole ship (it normally comes as USD per day).
- The research data is taken from the London-based international agency *Clarkson Research Services Limited* for the period of 1989 –2012 at a weekly frequency. It comprises the time series for major ship sizes carrying dry bulk (Handysize; Panamax; Capemax). Another dimension to ship size is the length of period for which you rent a ship, i.e. *maturity*<sup>7</sup>. Time buckets of 6 months (6M), 1, 3, 5 years are considered. The data example for Handysize and Capesize ships is presented below.



<sup>7</sup> The ‘maturity’ term is deliberately introduced to underline the link of freight and time charter rates analysis to interest rates. When modelling interest rates the concept of *yield curve* analysis is applied. Herein principles of yield curve forecasting are tested.

- Primarily stylized facts on time charter rates joint dynamics are analyzed. Among others rates volatility<sup>8</sup> for various maturities and ship sizes is compared for different periods: boom, recession and pooled (cf. tables below).
  - Firstly, stylized facts on time charter rates suggest that volatility tends to decrease when maturity rises (quite the opposite is observed for bank interest rates);
  - Secondly, another fact is that volatility tends to grow with increase in vessel size;
  - Thirdly, volatility is higher in recession than during boom period. If similarly tested, correlation occurs to significantly increase during the recession period, than in boom (the finding corresponds to the one of [Longin, Solnik (1998)] who found similar behaviour for stock returns’ correlation in boom and recession). Furthermore, it might provide us with the first insight for time charter rates joint distribution modelling favouring Clayton<sup>9</sup> copula application.

POOLED Period

06.01.89 06.01.12 Interval

Standard Deviation Table

		Maturity (Years)			
k dwt		0,5	1	3	5
<b>Handy</b>	<b>30</b>	0,038	0,031	0,026	0,049
<b>Handy</b>	<b>45</b>	0,044	0,036	0,027	0,056
<b>Panama</b>	<b>65</b>	0,073	0,059	0,051	0,092
<b>Cape</b>	<b>150</b>	0,098	0,060	0,071	0,121

BOOM Period

15.08.03 25.07.08 Interval

Standard Deviation Table

		Maturity (Years)			
k dwt		0,5	1	3	5
<b>Handy</b>	<b>30</b>	0,044	0,036	0,030	0,015
<b>Handy</b>	<b>45</b>	0,057	0,050	0,034	0,012
<b>Panama</b>	<b>65</b>	0,082	0,079	0,081	0,073
<b>Cape</b>	<b>150</b>	0,091	0,057	0,075	0,108

RECESSION Period

25.07.08 15.06.11 Interval

Standard Deviation Table

		Maturity (Years)			
k dwt		0,5	1	3	5
<b>Handy</b>	<b>30</b>	0,077	0,061	0,053	0,055
<b>Handy</b>	<b>45</b>	0,086	0,066	0,055	0,062
<b>Panama</b>	<b>65</b>	0,150	0,111	0,086	0,092
<b>Cape</b>	<b>150</b>	0,198	0,128	0,140	0,132

<sup>8</sup> Standard deviation of rates log-returns is taken as the first proxy for rates volatility.

<sup>9</sup> Clayton copula is especially helpful when modelling lower-tail dependent multivariate distributions where low-percentile outcomes tend to happen more often than high-percentile ones.

- Having analysed the stylized facts of dry bulk time charter rates joint dynamics, time series models are applied for rates forecasting. Models include autoregressive and vector-autoregressive models; combined forecasts with several options for data window taken (expanding and constant of different length). Copula-models are calibrated to fit the data. Root-mean-squared-prediction-error (RMSPE) is taken as the criteria for goodness-of-forecast precision.
- Finally research findings, as well as extensions are proposed and discussed.

## REFERENCES

- Angelidis, T., Skiadopoulos, G. (2008). Measuring The Market Risk of Freight Rates: A Value-At-Risk Approach. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 11 (5), 447–469.
- Goulielmos, A., Psifia, M.-E. (2009). Forecasting Weekly Freight Rates for One-Year Time Charter 65 000 dwt Bulk Carrier, 1989–2008, Using Non-linear Methods. *Maritime Policy and Management*, 36 (5), 411–436.
- Longin F., Solnik B. Correlation Structure of International Equity Markets During Extremely Volatile Periods. Mimeo. Group HEC. 1998. <http://www.hec.fr/var/fre/storage/original/application/ed3704c78bea68631f4dc769d554a1ed.pdf>
- Oil Prices and Maritime Freight Rates: An Empirical Investigation (2010). United Nations Conference on Trade and Development [UNCTAD (2010)]. URL: [www.unctad.org/en/docs/dtltb20092\\_en.pdf](http://www.unctad.org/en/docs/dtltb20092_en.pdf). Accessed 01.01.2012.
- Sodal, S., Koekebakker, K., Adland, R. (2009). Value Based Trading of Real Assets in Shipping under Stochastic Freight Rates. *Applied Economics*, 41, 2793–2807.
- Veenstra, A., Franses, P. (1997). A Co-Integration Approach to Forecasting Freight Rates in the Dry Bulk Shipping Sector. *Transportation Research*, 31 (6), 447–458. URL: <http://repub.eur.nl/res/pub/2106/eur franses AE44.pdf>. Accessed 01.01.2012.

## ОБ ОДНОЙ ЗАДАЧЕ УПРАВЛЕНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКИМ РАЗВИТИЕМ РЕГИОНА С УЧЕТОМ ЭКОЛОГИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ

Поносов А.А., Поносов Д.А. (Пермь)

Несмотря на то, что переход от концепции экономического роста к концепции экологической модернизации и принципу устойчивого развития был официально закреплен еще на конференции ООН в 1992 году в Рио-де-Жанейро, в России модели эколого-экономического развития пока не нашли широкого применения. Безусловно, в ряде моделей учитывается экологическое воздействие промышленности, но без обратного влияния. Разработанные модели нацелены на исследование динамики экономического развития, поэтому включают в себя лишь системы динамики капитала, труда и, в редких случаях, ресурсов. Для решения экологических проблем модель должна быть дополнена блоком загрязнения, который кроме непосред-

ственного загрязнения будет отражать процессы очистки, восстановления, самовосстановления и прочие. Ниже представлена попытка построения такой модели и результаты исследования одной задачи управления для нее.

В литературе описаны отдельные дифференциальные модели каждой из подсистем эколого-экономической модели, при этом, они рассматриваются вне связи друг с другом. Так, например, в модели динамики труда Мальтуса

$$\dot{L}(t) = \gamma L(t), \quad L(0) = L_0,$$

где  $L(t)$  — переменная труда (численности рабочей силы), полностью игнорируются связи с другими подсистемами.

Объединяя подходы, представленные в работах [1,4,7], введем обозначения  $C(t)$  — потребление;  $P(t)$  — загрязнение;  $Q(t)$  — добыча;  $R(t)$  — остаток ресурса ( $R(t) = (R^1(t), R^2(t))$ , где  $R^1(t)$  — возобновляемые ресурсы,  $R^2(t)$  — невозобновляемые);  $K(t)$  — капитал;  $I(t)$  — инвестиции;  $A(t)$  — расходы на снижение загрязнения. Тогда общая эколого-экономическая модель может быть представлена следующим образом (подробнее см. [8]):

$$\begin{aligned} W(C, Q, A) &\rightarrow \max, \\ \dot{K}(t) &= -\alpha K(t) + e^{\theta t} F(K, L, R) - C(t) - A(t), \\ \dot{L}(t) &= \gamma_L L(t) - \gamma_P P(t) + \gamma_C C(t), \\ \dot{R}^1(t) &= \gamma_R R^1(t) + \gamma_K^1 K(t) - Q(t) - \gamma_L^1 L(t), \\ \dot{R}^2(t) &= d(K(t), L(t)) + \gamma_K^2 K(t) - Q(t) - \gamma_L^2 L(t), \\ \dot{P} &= f(K, L, R) - \rho(P), \\ K(0) &= K_0, \quad L(0) = L_0, \quad R^1(0) = R_0^1, \quad R^2(0) = R_0^2, \quad P(0) = P_0. \end{aligned}$$

Здесь  $W(C, Q, A)$  — функция благосостояния региона.

Несмотря на наработки авторов статьи [5] в теории идентификации дифференциальных систем, рассматриваемая дифференциальная эколого-экономическая модель сложно идентифицируема в силу ограниченности статистической информации. Кроме того, теория решения таких систем не позволяет учитывать существующие ограничения на значения переменных в различные моменты времени, а также лаги, которые естественным образом возникают, например, при исследовании отдачи от инвестиций. В силу этого в настоящей работе предлагается осуществить переход к линейной системе конечно-разностных уравнений, которая с одной стороны будет выступать как аппроксимация дифференциальной системы, с другой, позволит учитывать временное запаздывание, а также ограничения на переменные.

Эколого-экономическая модель Пермского края была построена путем дополнения существующей макроэкономической модели региона значимыми экологическими фактора-