EKONOMETRYCZNA PROGNOZA ODPŁYWÓW Z BEZROBOCIA

W OPARCIU O KONCEPCJĘ FUNKCJI DOPASOWAŃ

Adam Kowol

1. Sformułowanie zadania prognostycznego

Celem niniejszej pracy jest próba prognozy kształtowania się wielkości odpływów z bezrobocia do zatrudnienia na polskim rynku pracy. Żądany horyzont prognozy to koniec roku 2000. Prognoza może zostać uznana za dopuszczalną jeżeli względny błąd prognozy ex ante nie przekracza 10%.

2. Wybór predyktora

W literaturze ekonomicznej badającej zagadnienia zasobów i strumieni na rynku pracy istnieje hipoteza, zgodnie z którą zależność pomiędzy wielkością odpływów z bezrobocia, ilością bezrobotnych i wolnych miejsc pracy może być opisana przez tzw. funkcję dopasowań (*matching function*) postaci:

$$O(t) = A(t)F[U(t),V(t)] \tag{1}$$

gdzie:

O(t) - wielkość odpływów z bezrobocia w czasie t;
U(t) - wielkość bezrobocia w czasie t;
V(t) - ilość wolnych miejsc pracy zgłoszonych w urzędach pracy w czasie t;
A(t) - współczynnik sprawności funkcjonowania rynku pracy w czasie t.

Dziedziną funkcji dopasowań jest zbiór $D = \{(U,V):\ U \in \Re_+ \wedge V \in \Re_+\}$. Oznacza to, że argumentami owej funkcji są jedynie nieujemne wielkości bezrobocia i wolnych miejsc pracy.

W dalszej części opracowania wykorzystana będzie postać funkcji dopasowań typu Cobba-Douglasa dana następującym wzorem[1]:

$$O(t) = A(t)[U(t)]^{\beta_U}\,[V(t)]^{\beta_V} \tag{2}$$

gdzie O(t), A(t), U(t) i V(t) interpretuje się analogicznie jak w funkcji (1), zaś parametry β_U, β_V są elastycznościami tej funkcji względem (odpowiednio) bezrobocia i wolnych miejsc pracy. Ponadto suma elastyczności wyznacza stopień jednorodności funkcji Cobba-Douglasa.

Przyjmując, że $A(t) = e^{\alpha}$, równanie (2) można przedstawić w postaci zlinearyzowanej dokonując transformacji logarytmicznej:

$$\ln(O) = \alpha + \beta_U \ln(U) + \beta_V \ln(V) \tag{3}$$

Proces poszukiwania właściwej specyfikacji modelu zakończył się wyborem następującego równania dynamicznego (zawierającego opóźnioną zmienną endogeniczną):

$$\ln O_t = \alpha + \beta_U \ln U_t + \beta_V \ln V_t + \beta_O \ln O_{t-4} \tag{4}$$

---

[1] Formalnie funkcję dopasowań (2) i dalsze powinno się zapisywać uwzględniając oddziaływanie składnika losowego. W celu uproszczenia prezentowanych wzorów autor pomija składnik losowy.

Dla powyższego równania otrzymano następujące wyniki estymacji parametrów strukturalnych[2]:

Dependent Variable: LOG(O)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1993:1 1999:3
Included observations: 27 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.758101	1.050765	-2.624851	0.0151
LOG(U)	0.382345	0.109796	3.482322	0.0020
LOG(V)	0.586956	0.085860	6.836206	0.0000
LOG(O(-4))	0.415690	0.094759	4.386824	0.0002

R-squared	0.929620	Mean dependent var	5.597650
Adjusted R-squared	0.920440	S.D. dependent var	0.243077
S.E. of regression	0.068563	Akaike info criterion	-2.386160
Sum squared resid	0.108122	Schwarz criterion	-2.194185
Log likelihood	36.21317	F-statistic	101.2652
Durbin-Watson stat	2.315698	Prob(F-statistic)	0.000000

```
SEE   =       0.06 RSQ   = 0.9296 RHO =  -0.16 Obser  =   27
SEE+1 =       0.06 RBSQ  = 0.9204 DW  =   2.32 DoFree =   23
MAPE  =       0.88
  Variable name          Reg-Coef  Mexval t-value  Elas    Beta      Mean
0 lo                  - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - - -      5.60
1 intercept             -2.75810    14.0  -2.625  -0.49   0.000      1.00
2 lu                     0.38235    23.6   3.482   0.53   0.294      7.77
3 lv                     0.58696    74.1   6.836   0.55   0.622      5.25
4 l4                     0.41569    35.5   4.387   0.41   0.513      5.54
```

Uzyskane wyniki estymacji pozwalają wyciągnąć następujące wnioski:

- Wahania zmiennej endogenicznej udało się za pomocą równania objaśnić w 92,04%. Wskazuje to na wysokie dopasowanie równania do danych empirycznych.
- Oszacowane równanie myli się średnio w próbie tylko o 0,88% wartości zmiennej objaśnianej.
- Wszystkie zmienne objaśniające są istotne statystycznie, przy czym najważniejsza wydaje się być zmienna V (oferty pracy).
- Elastyczności odpływów z bezrobocia do zatrudnienia względem wielkości bezrobocia oraz ilości wolnych miejsc pracy wynoszą odpowiednio ok. 0,38 i 0,59.
- Stopień jednorodności oszacowanej funkcji dopasowań (równy sumie powyższych elstyczności) jest bliski jedności.

W związku z powyższym uznano dany model za „dobry" i wykorzystano go do celów prognozowania.

[2] Estymacji dokonano metodą najmniejszych kwadratów (MNK) przy pomocy programów komputerowych ***EViews 3.1*** oraz ***G*** w oparciu o dane kwartalne z okresu od stycznia 1992 r. do września 1999 r.

3. Wyznaczenie prognozy

3.1. Prognozy zmiennych egzogenicznych

Prognozy zmiennych egzogenicznych wyznaczono za pomocą programu komputerowego ***Statgraphics*** przy wykorzystaniu modeli wygładzania wykładniczego. Konstrukcja każdej z prognoz polegała na przeprowadzeniu serii eksperymentów w celu wyboru modelu oraz kombinacji wartości parametrów minimalizujących statystykę MAPE (średni absolutny błąd procentowy).

3.1.1. bezrobotni

W przypadku zmiennej *U* okazało się, że najlepsze rezultaty daje wykonanie następujących poleceń:

```
                        Brown's Exponential Smoothing
-------------------------------------------------------------------------------
Time series: MODEL.U

Type of smoothing: Linear

Number of forecasts: 5

Summary percentage: 100

Smoothing constant alpha: 0.5
```

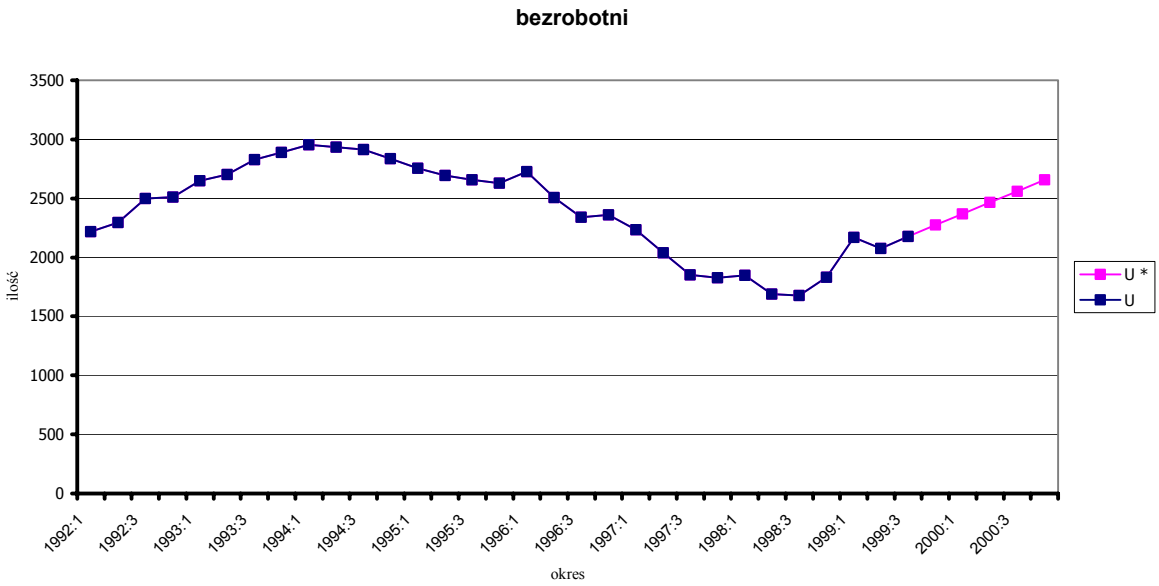
oraz

```
                     Holt's Linear Exponential Smoothing
-------------------------------------------------------------------------------
Time series: MODEL.U

Number of forecasts: 5

Summary percentage: 100

Smoothing constant alpha: 0.6

Smoothing constant beta: 0.4
```

Otrzymano następujące wyniki:

```
Data: MODEL.U                                                    Percent: 100
Forecast summary                   M.E.    M.S.E.     M.A.E.  M.A.P.E.    M.P.E.
-------------------------------------------------------------------------------
Linear: 0.5                     7.35787   16719.0   97.3535   4.31172   0.58119
Holt: 0.6 0.4                   2.22455   17505.9   95.2790   4.18918   0.45232


          Period          Period          Period          Period          Period
              32              33              34              35              36
-------------------------------------------------------------------------------
         2248.31         2321.78         2395.25         2468.72         2542.19
         2273.25         2369.23         2465.21         2561.20         2657.18
```

Ostatecznie zdecydowano się wykorzystać prognozy otrzymane w drugim z powyższych eksperymentów. Poniższy wykres przedstawia empiryczne wartości rozważanej zmiennej w okresie próby (U) oraz uzyskane wartości prognoz (U*):



3.1.2. oferty pracy

W przypadku zmiennej *V* okazało się, że najlepsze rezultaty daje wykonanie następujących poleceń:

```
                        Brown's Exponential Smoothing
------------------------------------------------------------------------------
Time series: MODEL.V

Type of smoothing: Simple

Number of forecasts: 5

Summary percentage: 100

Smoothing constant alpha: 0.15
```

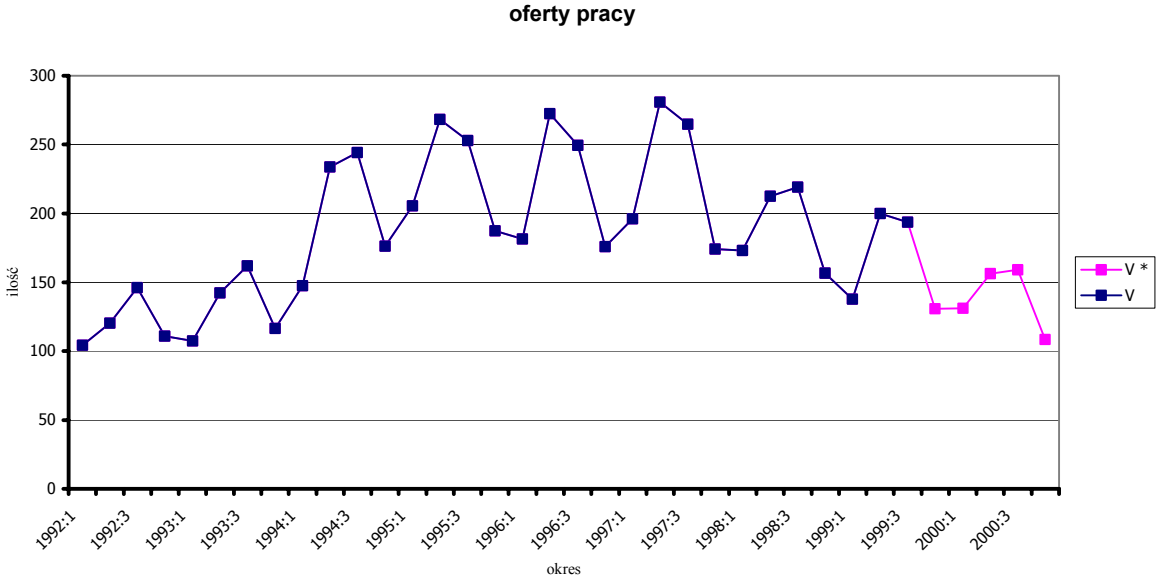
oraz

```
                        Winter's Seasonal Smoothing
------------------------------------------------------------------------------
Time series: MODEL.V

Number of forecasts: 5

Summary percentage: 100

Smoothing constant alpha: 0.15

Smoothing constant beta: 0.9

Smoothing constant gamma: 0.1

Length of seasonality: 4
```

Otrzymano następujące wyniki:

```
Data: MODEL.V                                                    Percent: 100
Forecast summary                    M.E.     M.S.E.     M.A.E.  M.A.P.E.    M.P.E.
-------------------------------------------------------------------------------
Simple: 0.15                     19.9262    2513.03    38.6874   19.2194   7.34600
Winter: 0.15 0.9 0.1            -1.94072    1047.86    21.8397   10.4021  -1.69394

          Period          Period          Period          Period          Period
              32              33              34              35              36
-------------------------------------------------------------------------------
         193.968         193.968         193.968         193.968         193.968
         130.818         131.215         156.377         159.084         108.660
```

Ostatecznie zdecydowano się wykorzystać prognozy otrzymane w drugim z powyższych eksperymentów. Poniższy wykres przedstawia empiryczne wartości rozważanej zmiennej w okresie próby (V) oraz uzyskane wartości prognoz (V*):

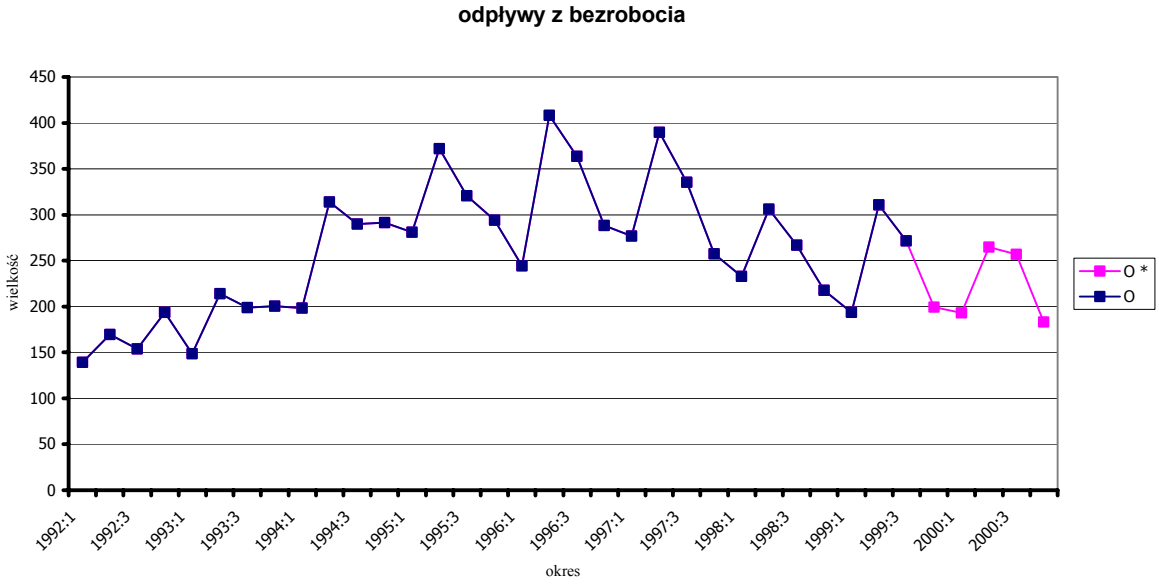


3.2. Prognoza zmiennej endogenicznej

Prognozę odpływów z bezrobocia do zatrudnienia wyznaczono podstawiając otrzymane w poprzednim etapie wartości prognoz zmiennych objaśniających do równania (4) retransformowanego do oryginalnej postaci potęgowej. Uzyskano następujące wyniki dla poszczególnych kwartałów:

kwartał	O *
1999:4	199,3891
2000:1	193,222
2000:2	264,9287
2000:3	256,719
2000:4	183,0327

Poniższy wykres przedstawia empiryczne wartości rozważanej zmiennej w okresie próby (O) oraz uzyskane wartości prognoz (O*):



4. Ocena dokładności prognozy

Ze względu na nieznajomość rzeczywistych wartości zmiennych w okresie prognozy nie jest możliwe określenie trafności prognozy. Można jednak określić jej dopuszczalność w żądanym horyzoncie. W tym celu oszacowano średnie błędy predykcji ex ante, co przedstawia poniższa tabela:

1	2	3	4	5	6
1999:4	0,005372	213,5673	14,61394	0,073294	7,33%
2000:1	0,005274	196,9037	14,03224	0,072622	7,26%
2000:2	0,00631	442,8632	21,04431	0,079434	7,94%
2000:3	0,005638	371,5573	19,27582	0,075085	7,51%
2000:4	0,006384	213,8781	14,62457	0,079901	7,99%

Zawartość poszczególnych kolumn jest następująca:

1 → kwartał;
2 → ocena wariancji predykcji (otrzymana z modelu transponowanego);
3 → ocena wariancji predykcji (zmiennej pierwotnej);
4 → bezwzględny błąd predykcji ex ante;
5 → względny błąd predykcji ex ante (w postaci współczynnika);
6 → względny błąd predykcji ex ante (procentowo);

Wartości błędów przynoszą informacje o oczekiwanych przeciętnych odchyleniach realizacji zmiennej prognozowanej od prognoz. W ten sposób została określona dokładność predykcji przy założeniu, że faktycznie zrealizują się przyjęte do wyznaczenia prognozy wartości zmiennych objaśniających. Prognoza jest więc dopuszczalna w całym żądanym horyzoncie.

Bibliografia

[1] *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, GUS, Warszawa, wydania z lat 1992-1999.

[2] *Biuletyn Statystyczny*, GUS, Warszawa, wydania z lat 1992-1999.

[3] **Cieślak M.** (red.), *Prognozowanie gospodarcze: metody i zastosowania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997.

[4] **Gajda J.,** *Ekonometria praktyczna*, Absolwent, Łódź 1998.

[5] **Kwiatkowski E.** (red.), *Makroekonomia*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1994, s. 170-172.

[6] **Łapińska-Sobczak N.** (red.), *Opisowe modele ekonometryczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1998.

[7] **Tokarski T., Rogut A.,** *Zróżnicowanie struktury pracujących a odpływy z bezrobocia*, „Wiadomości Statystyczne" 2000, nr 3, s. 51-68.

[8] **Tokarski T., Stasiak J.,** Analiza odpływów z bezrobocia. Funkcja dopasowań. [w:] **Kwiatkowski E.** (red.), Przepływy siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1998, s. 74-92.