

METODA PROGNOZOWANIA RYNKU PRACY Z WYKORZYSTANIEM WSKAŹNIKÓW WYPRZEDZAJĄCYCH

Jarosław Bielak

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

Wstęp

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie metody prognozowania rynku pracy w województwie lubelskim, w tym poziomie bezrobocia i przeciętnego zatrudnienia. Do budowy prognoz wykorzystano modele ARMA wraz z dodatkowymi zmiennymi ezogenicznymi, tj. wartościami barometrów nastrojów gospodarczych bądź saldami odpowiedzi na poszczególne pytania ankietowe. Zmienne te można traktować jako wskaźniki wyprzedzające zmiany na regionalnym rynku pracy.

1. Barometr nastrojów gospodarczych jako wskaźnik wyprzedzający

Szeregi czasowe barometru nastrojów gospodarczych uzyskuje się na podstawie kwartalnych badań ankietowych wybranych losowo przedsiębiorstw oraz gospodarstw domowych. Ankietowani mają do wyboru trzy odpowiedzi na każde z pytań: poprawa, bez zmian, pogorszenie sytuacji. Zebrane ankietowane opracowywane są za pomocą testu koniunkturalnego. Oblicza się salda odpowiedzi pozytywnych i negatywnych dla poszczególnych pytań i otrzymuje w ten sposób 74, tzw. „surowe”, szeregi czasowe. Następnie szeregi te poddaje się (na koniec każdego roku) desezonalizacji. Na podstawie danych, z których usunięto składniki sezonowe, buduje się barometry branżowe dla przemysłu, budownictwa, handlu i usług jako średnie arytmetyczne zdesezonalizowanych sald pytań.

Syntetyczne miary oceny stanu koniunktury - barometry nastrojów gospodarczych - oblicza się jako średnie ważone barometrów branżowych, przy czym wagami są udziały poszczególnych branż w łącznej wytworzonej przez nie wartości dodanej brutto w województwie. Oddzielnie obliczane są barometry diagnostyczne i prognostyczne.

Miary skonstruowane w ten sposób mogą przyjmować wartości z przedziału od -100 do 100. Wartość wyższa od zera oznacza przewagę nastrojów optymistycznych, zaś niższa - pesymistycznych. Zbudowane na podstawie wyników ankietyzacji przedsiębiorstw i konsumentów barometry nastrojów gospodarczych oraz szeregi sald odpowiedzi na poszczególne pytania mogą być dobrym uzupełnieniem opartych na danych statystyki państwowej narzędzi oceny i prognozowania rozwoju regionalnego. Ich niewątpliwą zaletą jest fakt, że oprócz oceny obecnej sytuacji, możemy również uzyskać odpowiedź na pytanie o najbliższą przyszłość gospodarki regionu.

W ramach przeprowadzonych badań prognozowano następujące zmienne gospodarcze charakteryzujące rynek pracy województwa lubelskiego:

- poziom zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw, z podziałem na przedsiębiorstwa przemysłowe, budowlane i handlowe,
- liczba ofert pracy pozyskanych przez urzędy pracy,
- stopa bezrobocia II (zarejestrowani bezrobotni w stosunku do liczby pracujących poza rolnictwem indywidualnym)¹,
- liczba wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy,
- liczba zarejestrowanych bezrobotnych,
- liczba zwolnionych z przyczyn dotyczących zakładu pracy.

Prognozy budowano z wykorzystaniem szesnastu potencjalnych zmiennych wyprzedzających, tj. barometrów nastrojów oraz sald poszczególnych pytań ankietowych dotyczących rynku pracy:

1. barometru diagnostycznego firm,
2. barometru prognostycznego firm,
3. barometru diagnostycznego gospodarstw domowych,
4. barometru prognostycznego gospodarstw domowych,
5. barometru diagnostycznego ogólnego,

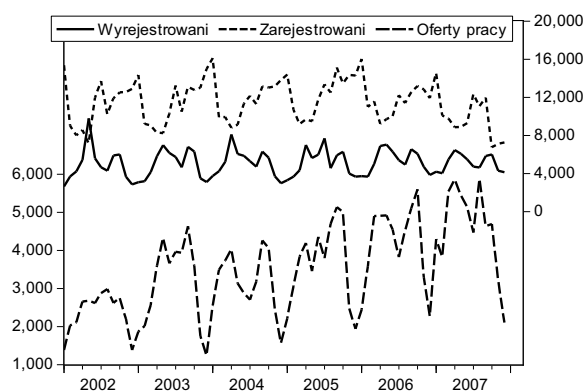
¹ Zrezygnowano z analizy stopy bezrobocia I, czyli liczby zarejestrowanych bezrobotnych w stosunku do liczby zawodowo czynnych, gdyż szacunki te są obciążone niepewnością. Wyniki NSP 2002 odbiegały istotnie od poprzednich wyliczeń.

6. barometru prognostycznego ogólnego,
7. salda odpowiedzi na pytanie 9 ankiety firm przemysłowych: „Czy wielkość zatrudnienia w bieżącym kwartale w porównaniu z kwartałem ubiegłym uległa: wzrostowi, nie zmieniła się, spadła?”,
8. salda odpowiedzi na pytanie 10 ankiety firm przemysłowych: „Czy wielkość zatrudnienia w następnym kwartale: ulegnie wzrostowi, nie zmieni się, ulegnie spadkowi?”
9. salda odpowiedzi na pytanie 7 ankiety firm budowlanych: „Czy wielkość zatrudnienia w bieżącym kwartale w porównaniu z kwartałem ubiegłym uległa: wzrostowi, nie zmieniła się, spadła?”,
10. salda odpowiedzi na pytanie 8 ankiety firm budowlanych: „Czy planowana wielkość zatrudnienia w następnym kwartale: ulegnie wzrostowi, nie zmieni się, ulegnie spadkowi?”
11. salda odpowiedzi na pytanie 7 ankiety firm handlowych: „Czy wielkość zatrudnienia w bieżącym kwartale w porównaniu z kwartałem ubiegłym uległa: wzrostowi, nie zmieniła się, spadła,
12. salda odpowiedzi na pytanie 8 ankiety firm handlowych: „Czy wielkość zatrudnienia w następnym kwartale: ulegnie wzrostowi, nie zmieni się, ulegnie spadkowi?”
13. salda odpowiedzi na pytanie 5 ankiety firm usługowych: „Czy wielkość zatrudnienia w Państwa przedsiębiorstwie w bieżącym kwartale w porównaniu z kwartałem ubiegłym była: większa, nie zmieniła się, mniejsza?”,
14. salda odpowiedzi na pytanie 6 ankiety firm usługowych: „Czy wielkość zatrudnienia w następnym kwartale: ulegnie wzrostowi, nie zmieni się, ulegnie spadkowi?”,
15. salda odpowiedzi na pytanie 9 ankiety gospodarstw domowych: „Czy Państwa zdaniem, sytuacja na rynku pracy w porównaniu z sytuacją sprzed 3 miesięcy: poprawiła się, nie uległa zmianie, pogorszyła się?”,
16. salda odpowiedzi na pytanie 10 ankiety gospodarstw domowych: „Czy Państwa zdaniem, poziom bezrobocia w województwie lubelskim w ciągu najbliższych 3 miesięcy: zwiększy się, nie ulegnie zmianie, zmniejszy się?”.

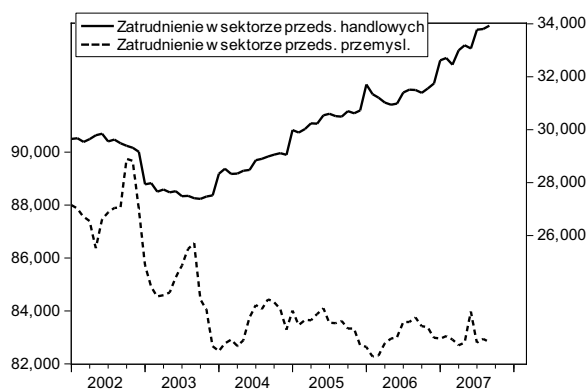
Z ankiety wybrano tylko pytania bezpośrednio dotyczące poziomu zatrudnienia i bezrobocia. Barometry nastrojów należy traktować jako wskaźniki złożone, zaś pojedyncze pytania jako wskaźniki proste wyprzedzające zmiany koniunktury gospodarczej w regionie.

Tablica 1. Charakterystyka prognozowanych zmiennych

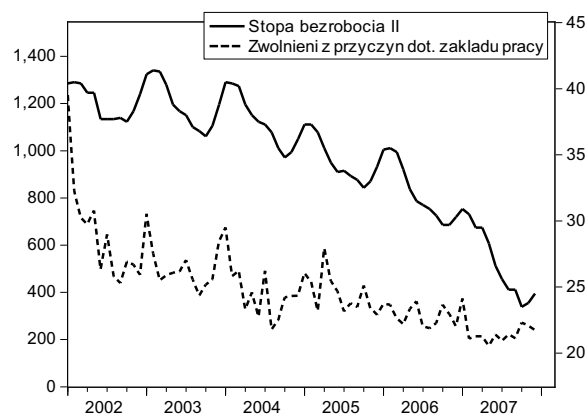
Zmienne	2002-2004			
	Średnia	Maksimum	Minimum	Odch. st.
Oferty pracy (w tys.)	8,6	12,5	5,5	2,2
Stopa bezrobocia II (w %)	38,0	41,0	35,0	2,0
Wyrejestrowani (w tys.)	15,0	20,8	10,4	3,5
Zarejestrowani (w tys.)	34,4	40,7	26,8	4,6
Zwolnieni (w tys.)	1,5	2,7	1,0	0,4
Zatrudnienie w sekt. przeds. (w tys.)	150,9	157,3	144,9	4,5
Zatrudnienie w budownictwie (w tys.)	13,6	15,5	11,2	1,4
Zatrudnienie w handlu (w tys.)	28,6	29,7	27,4	0,8
Zatrudnienie w przemyśle (w tys.)	85,4	89,0	82,7	2,0
Zmienne	2005-2007			
	Średnia	Maksimum	Minimum	Odch. st.
Oferty pracy (w tys.)	12,4	16,4	9,1	2,3
Stopa bezrobocia II (w %)	31,0	37,0	24,0	4,0
Wyrejestrowani (w tys.)	15,6	20,2	11,3	2,7
Zarejestrowani (w tys.)	35,6	42,0	27,0	4,8
Zwolnieni (w tys.)	0,9	1,4	0,6	0,2
Zatrudnienie w sekt. przeds. (w tys.)	153,1	159,3	148,4	3,3
Zatrudnienie w budownictwie (w tys.)	12,6	15,4	10,8	1,4
Zatrudnienie w handlu (w tys.)	31,4	33,8	29,9	1,2
Zatrudnienie w przemyśle (w tys.)	83,2	83,8	82,4	0,4



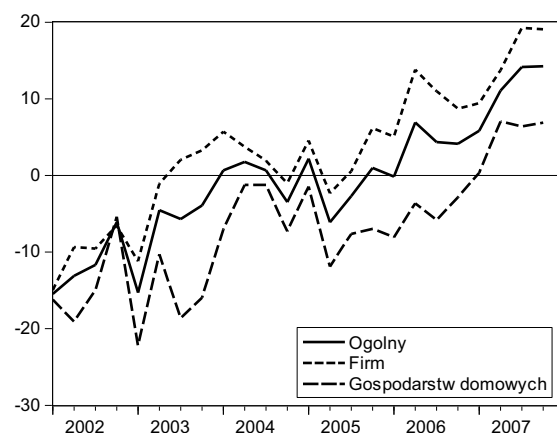
Rys. 1. Wyrejestrowani i zarejestrowani bezrobotni (oś prawa) oraz liczba ofert pracy (oś lewa) - dane miesięczne



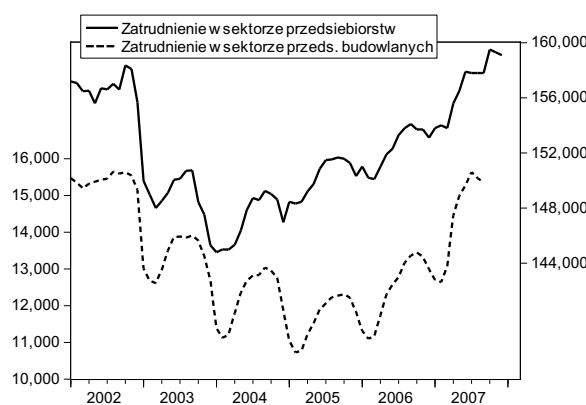
Rys. 4. Zatrudnienie w handlu (oś prawa) i w przemyśle (oś lewa) - dane miesięczne



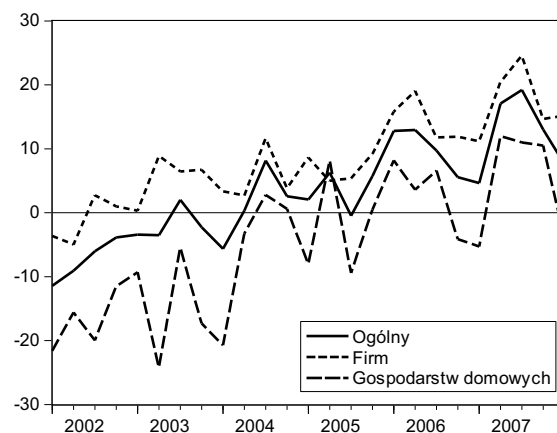
Rys. 2. Stopa bezrobocia II (oś prawa) i liczba zwolnionych (oś lewa) - dane miesięczne



Rys. 5. Barometr diagnostyczny - dane kwartalne



Rys. 3. Zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw (oś prawa) i zatrudnienie w budownictwie (oś lewa) - dane miesięczne



Rys. 6. Barometr prognostyczny - dane kwartalne

2. Prognozowane zmienne i barometr nastrojów

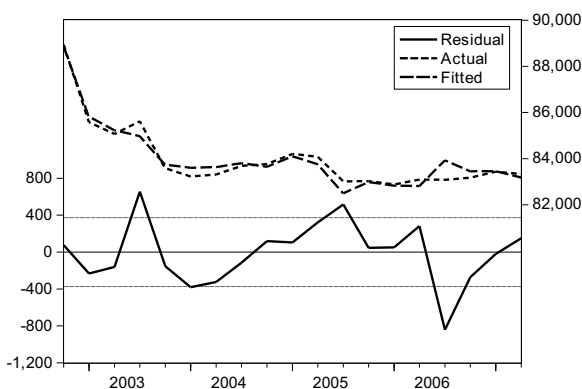
Na rysunkach przedstawiono wahania prognozowanych zmiennych dotyczących rynku pracy (rys. 1 i 2) oraz poziomu zatrudnienia (rys. 3 i 4) w latach 2002-2007. Na wykresach tych wyraźnie widać charakterystyczne wahania sezonowe oraz wyraźne trendy. Zauważamy, że w badanym okresie wzrastała liczba pozyskiwanych przez urzędy pracy ofert zatrudnienia, równoległe spadała stopa bezrobocia II² (o około 15 punktów procentowych) oraz liczba zwalnianych z przyczyn dotyczących zakładu pracy. Natomiast liczba rejestrowanych i wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy nie wykazuje ani tendencji spadkowej ani wzrostowej.

Od roku 2004 zauważamy powolny ale wyraźny wzrost zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw handlowych, zaś od roku 2005 szybki wzrost zatrudnienia w firmach budowlanych. Zatrudnienie w przemyśle ustabilizowało się na poziomie około 83 tys. osób i w ciągu ostatnich czterech lat charakteryzowało się tylko drobnymi wahaniami. W tabelicy 1 przedstawiono wybrane statystyki tych zmiennych z podziałem na dwa okresy: 2002-2004 oraz 2005-2007 (dla danych kwartalnych).

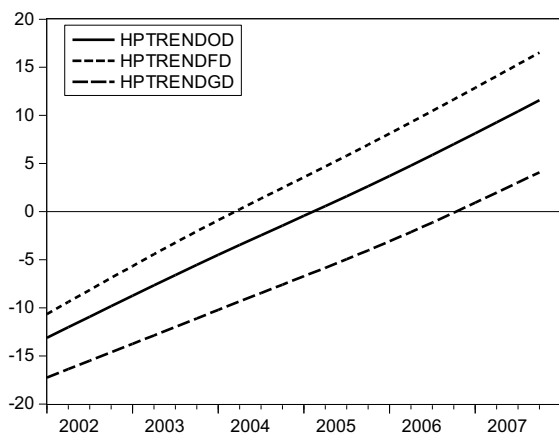
Tablica 2. Wyniki estymacji jednego z modeli desezonalizowanego (SA) przeciętnego poziomu zatrudnienia

Zmienna zależna: PZPP_SA				
Zakres (dopasowany): 2002Q4 2007Q2				
MA Backcast: 2002Q3				
	Parametr	Błąd stand.	Statystyka t	p
C	83555,93	55,97	1492,67	0,0000
P5UD(-2)	-99,88	24,04	-4,15	0,0008
AR(1)	0,45	0,08	5,19	0,0001
MA(1)	-0,98	0,02	-41,65	0,0000
R-kwadrat	0,94	Średnia zmiennej zal,		84003,39
Skoryg. R-kwadrat	0,93	Odch. stand. zm. zal.		1461,23
S.E. regresji	372,51	Akaike		14,86
Suma kwadr. reszt	2081503,00	Schwarz		15,06
Log likelihood	-137,19	Hannan-Quinn		14,89
Statystyka F	87,32	Durbin-Watson		1,73
p (statystyka F)		0,000000		
Inverted AR Roots		0,46		
Inverted MA Roots		0,98		

Wartości barometrów nastrojów gospodarczych są przedstawione na rysunkach 5 i 6. Zauważamy, że nastroje gospodarcze ankietowanych firm oraz gospodarstw domowych charakteryzują się ogólną tendencją wzrostową i w latach 2004-2006 zaczęły przeważać nastroje optymistyczne (salda zaczęły przyjmować wartości dodatnie) - wyraźnie widać to po zastosowaniu filtra Hodricka-Prescotta. Dodatkowo zauważamy, że nastroje gospodarstw domowych (GD) były gorsze niż nastroje przedsiębiorców (FD) w całym analizowanym okresie (porównaj rys. 7).

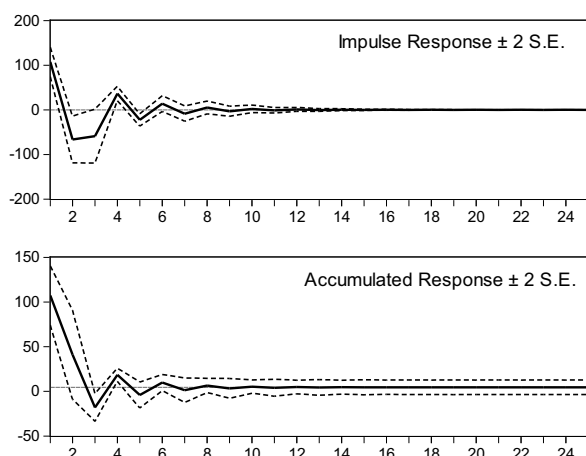


Rys. 8. Wartości obserwowane, prognozowane oraz reszty jednego z modeli



Rys. 7. Rosnące trendy barometrów diagnostycznych (usunięte wahania za pomocą filtra Hodricka-Prescotta)

² Zarejestrowani bezrobotni w stosunku do liczby pracujących poza rolnictwem indywidualnym.



Rys. 9. Badanie właściwości modelu ARMA (impulse response)

3. Procedura budowy modeli prognostycznych

Prognozowane zmienne charakteryzowały się wyraźną sezonowością, dlatego też poddawano je procedurze desazonalizacji z wykorzystaniem metody X-12³. Metoda ta generuje dodatkowo oszacowane wartości wahań sezonowych na kolejne 4 kwartały, co pozwoliło uwzględnić wpływ sezonowości analizowanych zjawisk na okresy prognozowane.

Dane wykorzystane do szacowania modeli, zarówno barometry jak i zmienne gospodarcze, charakteryzowały się dość dużymi wahaniami w czasie, a ponadto tworzyły stosunkowo krótkie szeregi czasowe⁴. Zdecydowano się zatem na konstrukcję modeli typu ARMA z dodatkowymi zmiennymi egzogenicznymi, tj. wartościami barometrów lub saldami pytań ankietowych, postaci

$$(1) \begin{aligned} Y_t &= \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_k X_{kt} + \mu_t \\ \mu_t &= \rho_1 \mu_{t-1} + \rho_2 \mu_{t-2} + \dots + \rho_p \mu_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \end{aligned}$$

gdzie X_1, X_2, \dots, X_k to dodatkowe zmienne egzogeniczne, zaś parametry ρ i θ charakteryzują odpowiednio proces autoregresyjny i proces średniej ruchomej. Przy doborze zmiennych egzogenicznych kierowano się wartościami współczynnika korelacji liniowej pomiędzy potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi a zmienną endogeniczną - wybierano zmienne o najwyższej korelacji.

Estymowano parametry wielu alternatywnych modeli dobierając zmienne oraz liczbę opóźnień p tak, aby wszystkie parametry były istotne statystycznie na poziomie $p = 0,05$ i aby nie pojawiało się zjawisko autokorelacji reszt.

Przy wyborze ostatecznego modelu brano pod uwagę kryterium informacyjne Akaike (AIC) i Schwarz (SC), współczynnik determinacji R^2 oraz istotność statystyki F (por. przykładowe wyniki estymacji modelu w tab. 2). Końcowy model poddawano dalszej analizie wykonując szereg testów statystycznych, sprawdzano między innymi stabilność parametrów modelu, istnienie autokorelacji wyższych rzędów czy stacjonarność procesu ARMA. Dodatkowo testowano stacjonarność reszt finalnego modelu (por. rys. 9 i tab. 3).

Tablica 3. Test ADF sprawdzający stacjonarność reszt modelu

Hipoteza zerowa: RESID05 ma pierwiastek jednostkowy		
Egzogeniczna: nie		
Opóźnienie: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)		
	Statystyka t	p
Statystyka testu ADF	-4,377	0,0002
Wartości krytyczne:	1%	-2,685
	5%	-1,959
	10%	-1,607

Następnie sprawdzano właściwości prognostyczne zaakceptowanych modeli obliczając dla nich:

- średni bezwzględny błąd procentowy prognoz

$$(2) \quad MAPE = 100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h$$

- współczynnik rozbieżności Theila

$$(3) \quad U = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 / h} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 / h}}$$

- bias proportion

$$(4) \quad MBP = \frac{((\sum \hat{y}_t / h) - \bar{y})^2}{\sum (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

³ U. S. Department of Commerce, U. S. Census Bureau, X-12 quarterly seasonal adjustment Method.

⁴ Do badań wykorzystano obserwacje kwartalne z lat 2002-2007. W wypadku dostępnych danych miesięcznych, agregowano je do danych kwartalnych.

- variance proportion

$$(5) \quad VBP = \frac{(s_{\hat{y}} - s_y)^2}{\sum (\hat{y}_i - y_i)^2 / h}$$

gdzie h oznacza horyzont prognozy, s jest obciążonym odchyleniem standardowym.

Wskaźnik MAPE podaje procentowy błąd prognozy, jest więc niezależny od wielkości prognozowanych wartości i niemianowany. Przyjęto, że dla testowanych modeli MAPE nie powinien przekraczać 4%, zaś współczynnik rozbieżności Theila, powinien być bliski zeru. Wskaźniki MBP i VBP pokazują jak duża jest różnica pomiędzy średnią i wariancją dla wartości prognozowanych i empirycznych. Obie te wartości powinny być małe, jeśli model ma dawać dobre prognozy (por. przykładowe wyniki w tab. 4).

W końcowej fazie weryfikacji dokonywano stochastycznej symulacji w celu sprawdzenia własności prognostycznych modeli w dłuższym okresie czasu (czyli przy założeniu, że prognozy na kwartał $t+2$ są budowane na podstawie prognoz na kwartał $t+1$). Na rysunku 10 przedstawiono przykładowe wyniki analizy dla jednego z modeli opisujących desezonalizowaną liczbę ofert pracy.

4. Krótkookresowe prognozy rynku pracy i poziomu zatrudnienia

Wyselekcjonowane za pomocą tej procedury modele służyły do budowy krótkookresowych prognoz (na następny kwartał), przy czym horyzont prognozy dla zmiennych rynku pracy wyno-

Tablica 4. Wskaźniki jakości prognoz jednego z modeli przeciętnego zatrudnienia

Prognoza: PZPP_SAF	
Empiryczna: PZPP_SA	
Zakres prognozy: 2002Q2 2007Q4	
Zakres skorygowany: 2002Q4 2007Q3	
Obserwacje: 19	
RMSE	330,987
MAE	253,420
MAPE	0,302
Wsp, Rozbieżności Theila	0,001
MBP	0,000
VBP	0,003

⁵ Wynikało to z opóźnienia w publikowaniu danych o zatrudnieniu.

sił jeden kwartał, a dla poziomu zatrudnienia - pół roku⁵. Stawiane prognozy miały dwa aspekty:

- wskazanie czy w najbliższym kwartale nastąpi wzrost czy spadek wartości danej zmiennej,
- wskazanie jaki poziom osiągnie dana zmienna w kolejnym kwartale.

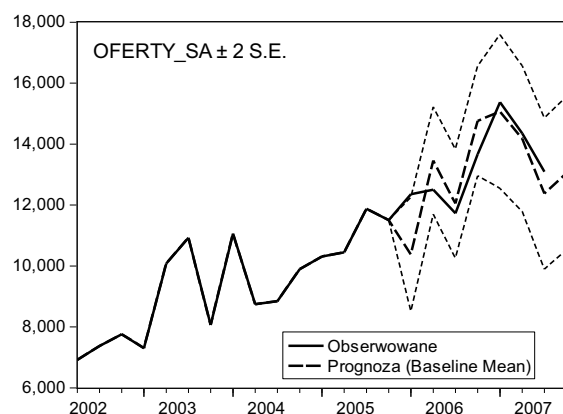
W połowie roku 2007 dokonano pierwszej oceny ex post zbudowanych prognoz i dotyczącą procedurę skorygowano tak, by uzyskiwać bardziej trafne prognozy. Korekta polegała na tym, że uzyskiwane z modeli ARMA prognozy były korygowane prognozami budowanymi na podstawie modeli trendu (liniowego bądź wielomianowego) dla tej samej zmiennej. Dzięki temu zabiegowi

Tablica 5. Wskaźniki jakości zbudowanych prognoz

	Metoda pierwotna	Metoda skorygowana
Tańność (wzrost/spadek)	55,56%	83,30%
Średni błąd ex ante	3,27%	3,18%
Średni błąd ex post	10,07%	8,82%

uzyskano większą trafność prognoz w kolejnych kwartałach.

W tablicy 5 przedstawiono podsumowanie dotyczące postawionych w badanym okresie prognoz. Zawarto w nim informacje o poprawnym wskazaniu wzrostu/spadku zmiennej w kolejnym



Rys. 10. Symulacja stochastyczna weryfikująca własności prognostyczne modelu

kwartale oraz średnie błędy ex ante oraz ex post dla wszystkich postawionych prognoz z uwzględnieniem wspomnianych wyżej dwu metod budowania prognoz.

Trafność (wzrost/spadek) po korekcie procedury budowania prognoz wzrosła z 55% do 83%, średni błąd ex ante pozostał praktycznie bez zmian, zaś średni błąd ex post zmniejszył się nieznacznie. Należy również w tym miejscu zauważyć, że o ile błędy ex ante nie przekraczały z reguły 4%, czyli zakładanej granicy dopuszczalności prognoz, błędy względne ex post były zdecydowanie wyższe i oscylowały w granicach 10%.

5. Podsumowanie

Zbudowane modele ekonometryczne pozwalają twierdzić, że regionalny barometr nastrojów gospodarczych dobrze sprawdza się w roli jakościowego wskaźnika wyprzedzającego wahania zatrudnienia w województwie lubelskim. W większości modeli⁶ dotyczących rynku pracy w regionie⁷ barometry lub salda poszczególnych pytań były istotne statystycznie. Otrzymane modele pozwalały z dość dużą precyzją konstruować prognozy dotyczące krótkookresowych zmian poziomu zatrudnienia i bezrobocia w regionie lubelskim. Trafność oceny czy dana zmienna wzrośnie, spadnie, czy pozostanie na poziomie kwartału poprzedniego w drugiej fazie badań wyniosła 83%. Uzyskana trafność jest więc dość dobra, tak więc opracowaną procedurę modelowania i prognozowania można z powodzeniem wykorzystywać do krótkookresowego przewidywania zmian poziomu zatrudnienia oraz bezrobocia w województwie.

Literatura

1. Bieć M.: Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia. Szkoła Główna Handlowa, Warszawa, 1996
2. Bielak J.: Zastosowanie barometru nastrojów gospodarczych do budowy krótkookresowych modeli rynku pracy na poziomie regionu. Zamojskie Studia i Materiały, s. 99-109, Zeszyt 4(23), Zamość, 2007.
3. Brockwell P. J., Davis R. A.: Introduction to Time Series and Forecasting. Second Edition. Springer-Verlag, 2002.
4. Business Tendency Surveys: A Handbook. OECD, France.
5. Cottrell A. et al: Gretl user's guide. Gnu Regression, Econometrics and time-series. May 2007.
6. Dagum E. B.: The X11ARIMA Seasonal Adjustment Method. Ottawa: Statistics Canada.
7. Drozdowicz-Bieć M. (red.): Wskaźniki wyprzedzające. Prace i materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego, SGH, Warszawa 2006, s. 9-100.
8. Drozdowicz-Bieć M., Pater R., Wargacki M.: Using Survey Data for Labor Market Leading Index, article presented at 28 th CIRET Conference, Rome, September 2006.
9. Eurostat, the Statistical Office of the European Communities: Seasonal Adjustment Interface for Tramo/Seats and X-12-Arima. Demetra. User Manual.
10. Eurostat, the Statistical Office of the European Communities: Seasonal Adjustment with Demetra. Pedagogical Manual.
11. EViews 5 User's Guide. Quantitative Micro Software, 2004
12. Gawel A.: Wskaźniki jakościowe testu koniunkturalnego dla przemysłu przetwórczego jako wskaźniki wyprzedzające. w: M. Rekowski (red.): Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury w Polsce, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, 2003.
13. Gomez V., Maravall A.: Programs TRAMO (Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in ARIMA Time Series).
14. Jankiewicz J.: Prognozowanie koniunktury budownictwa i przemysłu na podstawie wskaźników jakościowych. w: M. Rekowski (red.): Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury w Polsce, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, 2003.
15. Greene, W. H.: Econometric Analysis. Prentice Hall, 5 edition, 2002
16. Hague P., Hague N., Morgan C. A.: Badania rynkowe w praktyce. Helion, 2005
17. Kowerski M, Bielak J.: Barometr nastrojów gospodarczych jako wskaźnik jakościowy rozwoju regionalnego. Przykład województwa lubelskiego. w: A. F. Bocian (red.): Rozwój regionalny a rozwój społeczny, s. 129-137, Białystok, 2006.
18. Łuczyński W.: Prognozowanie koniunktury go-

⁶ W kilku wypadkach nie udało się zbudować dobrego jakościowo modelu prognostycznego zawierającego jako zmienne objaśniające barometry nastrojów lub salda poszczególnych pytań. Do prognozowania wykorzystano wtedy modele trendu.

⁷ Zob. J. Bielak: Prognozy [...] dotyczące rynku pracy w województwie lubelskim z wykorzystaniem barometru nastrojów jako wskaźnika wyprzedzającego; Prognozy [...] dotyczące poziomu zatrudnienia w województwie lubelskim z wykorzystaniem barometru nastrojów jako wskaźnika wyprzedzającego. [e-mail]: <http://www.e-barometr.pl/>.

- spodarczej. w: M. Rekowski (red.): Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury w Polsce, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, 2003.
19. Rekowski M.: Wskaźniki wyprzedzające w prognozowaniu cykli gospodarczych. w: M. Rekowski (red.): Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury w Polsce, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, 2003.
20. Shiskin J., Jung A. H., Musgrave J. C.: Summary of The X-11 Variant of The Census Method II Seasonal Adjustment Program. BCD Technical Paper.
21. U. S. Census Bureau: X12 Arima. Reference manual.