

AKADEMIA EKONOMICZNA im. O.LANGEGO WE WROCLAWIU

Wydział Zarządzania i Informatyki

Józef Dziechoiarz

METODY ANALIZY I PRZEWIDYWANIA WIELKOSCI
ZUŻYCIA ENERGII ELEKTRYCZNEJ W DŁUGICH OKRESACH

praca napisana pod kierunkiem
doc.dr Stanisławy Bartosiewicz

Wrocław 1980

Spis treści

strona

1. Wstęp	4
2. Długookresowe przewidywanie rozwoju społeczno- -ekonomicznego. Analiza długookresowych tendencji rozwoju energetyki	10
2.1. Klasyczny aparat pojęciowy ekonometrii a prze- widywanie długookresowe	10
2.2. Istota i znaczenie przewidywania długookresowe- go w gospodarce narodowej	20
2.3. Długookresowe tendencje rozwoju energetyki .	27
2.4. Analiza kierunków rozwoju elektroenergetyki	36
3. Teoretyczne podstawy budowy modeli ekonometrycznych w przewidywaniu długookresowym	45
3.1. Sposoby w przewidywaniu długookresowym . . .	45
3.1.1. Niematematyczne metody przewidywania .	46
3.1.2. Metody matematyczno-statystyczne . . .	48
3.2. Ogólne zasady budowy modelu ekonometrycznego	56
3.3. Badanie przydatności prognostycznej modeli	70
3.3.1. Ogólna procedura badania stabilności modelu ekonometrycznego	70
3.3.2. Badanie stabilności modelu.	74
3.3.3. Badanie stabilności rozkładu składnika losowego	77
3.3.4. Badanie stabilności parametrów strukturalnych modelu	80
3.4. Wykrywanie tendencji zmian ocen parametrów .	86
3.4.1. Sposoby periodyzacji szeregu czasowego	86
3.4.2. Budowa trendów ocen parametrów	91

4. Budowa i analiza modeli zużycia energii elektrycznej	102
4.1. Modele tendencji rozwojowej	102
4.2. Modele regresyjne	107
4.2.1. Zmienne objaśniające	108
4.2.2. Wybór zmiennych objaśniających	112
4.2.3. Konstrukcja modeli regresyjnych	119
4.2.4. Badanie stabilności modeli	133
5. Porównanie przydatności wybranych technik prognozowania na podstawie analizy miernika dobroci prognoz wygasłych	145
5.1. Niektóre mierniki dokładności prognoz wygasłych	145
5.2. Wybór mierników ex post dokładności prognoz do porównań efektywności technik prognozowania	152
5.3. Analiza dokładności prognoz wygasłych obliczonych na podstawie modeli klasycznych	156
5.3.1. Modele tendencji rozwojowej	156
5.3.2. Modele regresyjne	
5.4. Dokładność prognoz wygasłych obliczonych na podstawie modeli z uzmiennionymi parametrami	161
5.4.1. Modele niestabilne z liniowymi trendami parametrów	161
5.4.2. Modele niestabilne z trendami parametrów obliczonymi na podstawie pełzającego segmentu liniowego	162
5.5. Porównanie dokładności wybranych technik prognostycznych zastosowanych do przewidywania wielkości zużycia energii elektrycznej	173
6. Uwagi końcowe i otwarte problemy	178
7. Literatura	182

1. WSTEP

Problemy energetyczne są obecnie przedmiotem troski polityków, działaczy gospodarczych i uczonych. Po okresie w którym energia była stosunkowo tania i łatwo dostępna, nastąpił w pierwszej połowie lat siedemdziesiątych szok związany z gwałtownym wzrostem cen paliw płynnych. Zwiększyły się trudności w dostępie do źródeł energii, eksporterzy energii - głównie pod postacią ropy naftowej ale także paliw nuklearnych - zaczęli wiązać transakcje handlowe z warunkami politycznymi. Powyższe zjawiska połączone z kryzysem surowcowym w świecie spowodowały poważne trudności w funkcjonowaniu gospodarki wielu krajów uprzemysłowionych. W ten gwałtowny sposób problematyka energetyczna, z peryferyjnej stała się kluczową w polityce gospodarczej a także w nauce. Sytuacja zmusiła do zintensyfikowania badań w tej dziedzinie. Dyskusja i badania koncentrują się głównie wokół następujących zagadnień:

1. sposoby racjonalizacji wykorzystania obecnych źródeł energii,
2. poszukiwanie nowych źródeł energii,
3. zwiększenie efektywności zużycia głównie poprzez upowszechnienie energii elektrycznej jako najekonomiczniejszej formy energii użytkowej.

Jednym z podstawowych pytań stawianych w różnego typu programach badawczych i analizach jest wielkość przyszłego zapotrzebowania na różne formy energii, przy czym zapotrzebowanie na paliwa płynne i energię elektryczną są głównymi elementami tych przewidywań.

Przewidywania w energetyce muszą być prowadzone na dłuższe okresy niż w innych dziedzinach gospodarki. Wynika to stąd, że bilanse energetyczne są permanentnie napięte i o ile w innych gałęziach możliwe są czasem manewry w strukturze i ilości produkcji, o tyle w energetyce a w elektroenergetyce w szczególności, dodatkowe zapotrzebowanie może być pokryte prawie wyłącznie przez dodatkowe inwestycje, oczywiście poniesione z odpowiednim wyprzedzeniem. Pod "odpowiednim" wyprzedzeniem należy rozumieć okres 7-10 lat, gdyż taki jest zwykle cykl inwestycyjny w tej bardzo kapitałochłonnej gałęzi.

Zasygnalizowana specyfika energetyki wymaga stosowania odpowiednich metod analizy i przewidywania wielkości przyszłego zapotrzebowania. Główną cechą wyróżniającą jest wymaganie dłuższego horyzontu przewidywań.

W prezentowanej pracy został podjęty jeden z aspektów problematyki energetycznej - analiza i przewidywanie wielkości zapotrzebowania na energię elektryczną w długich okresach czasu, przy czym obszar zainteresowań ograniczono do jednej tylko grupy metod - metod ekonometrycznych. W rozważaniach zostały pominięte inne, często stosowane grupy metod - metody oparte na wiedzy ekspertów oraz metody wzorca historycznego zwane metodami porównań.

Podstawową myślą pracy jest próba przedstawienia problemów związanych z wykorzystaniem modeli ekonometrycznych w analizie i przewidywaniu długookresowym a także zbadanie wybranych metod pod kątem ich przydatności w przewidywaniu wielkości zużycia energii elektrycznej w Polsce. Głównym

problemem pojawiającym się przy próbie wykorzystania modeli ekonometrycznych w przewidywaniu długookresowym jest pytanie, czy model jest na tyle stabilny by można było założyć, że będzie "ważny" po upływie wielu /np. dziesięciu/ lat. Zagadnienia związane z badaniem stabilności modelu a także wykrywaniem ewentualnych źródeł niestabilności i sposobami przewyciężenia trudności stąd wynikłych zajmują wiele miejsca w prowadzonych w pracy rozważaniach.

Zakłada się, że najlepszym rozwiązaniem jest możliwość wykorzystania w przewidywaniu modeli stabilnych. Jednakże nie zawsze jest to możliwe, przeto trzeba próbować wykorzystać modele niestabilne, oczywiście po odpowiednich zabiegach mających za zadanie zmniejszenie skutków zachwiania stabilności. W badaniach stabilności modelu skoncentrowano się głównie na dwu aspektach, stabilności rozkładu składnika losowego a przede wszystkim badaniu stałości jego wariancji w czasie oraz na badaniu stabilności relacji strukturalnych w modelu. W przypadku gdy model jest niestabilny zaś rozkład składnika losowego jest stabilny założono, że źródłem niestabilności modelu jest niestabilność zależności strukturalnych. W pracy zaproponowano szereg metod wykrywania ewentualnych tendencji w zmianach tych zależności. Nie wszystkie z propozycji udało się wykorzystać, wiele z nich wymaga doskonalenia, zwłaszcza w kwestii przeniesienia wykrytych tendencji w przyszłość.

Badanie, czy wybrana technika przewidywania jest przydatna w przewidywaniu wielkości zużycia energii elektrycznej w Polsce polega na badaniu prognoz wygasłych obliczonych dla dzie-

sięciu lat a więc dla odcinka czasowego, który można uznać za dolną granicę dla przewidywań długookresowych.

Praca składa się z czterech rozdziałów, wstępu i zakończenia. W rozdziale drugim mającym charakter wprowadzający, rozpatrzono przydatność klasycznego aparatu pojęciowego ekonometrii do zastosowań w przewidywaniu długookresowym. Przedstawiono miejsce i rolę przewidywania /prognozowania/ w systemie planistycznym gospodarki w państwie socjalistycznym. W dalszej części rozdziału podjęto próbę określenia podstawowych problemów i tendencji w rozwoju energetyki i elektroenergetyki, rozpatrzono przejawianie się tych tendencji w warunkach polskich.

Rozdział trzeci poświęcony jest ogólnym zasadom budowy modeli ekonometrycznych ze szczególnym uwzględnieniem wymogów przewidywania na długie okresy. W następnej części rozdziału dokonano przeglądu metod stosowanych w przewidywaniu długookresowym. Ważne miejsce w rozważaniach tego rozdziału zajmuje metodyka badania przydatności modelu ekonometrycznego do przewidywania długookresowego. Podano ogólną procedurę badania stabilności modeli a także omówiono kilka testów, które umożliwiają wykrycie źródeł niestabilności. Osobne miejsce zajmują sposoby wykrywania ewentualnych tendencji w zmianach zależności strukturalnych. Wiele uwagi poświęcono trudnemu problemowi periodyzacji szeregów czasowych w celu budowy trendów parametrów.

W następnym rozdziale przedstawiono wyniki pracy nad budową modeli zużycia energii elektrycznej w Polsce. Zapre-

zestawiono modele tendencji rozwojowej, klasyczne i adaptacyjne. Spośród klasycznych, za dostatecznie dobrze opisujące proces zużycia energii elektrycznej uznano modele wielomianowe drugiego i trzeciego stopnia. Zbudowano kilka wariantów modeli adaptacyjnych. Większość z nich to trendy pełzające, czynnikami różnicującymi są długości segmentu pełzającego oraz postać analityczna segmentu. W niniejszym badaniu wykorzystano segmenty prostoliniowe i odcinki krzywej wykładniczej. Ponadto zbudowano model wyrównywania wykładniczego Browna. Podstawowa część rozdziału poświęcona jest modelom regresyjnym. Opisano sposób konstrukcji liniowych modeli ekonometrycznych a także procedurę weryfikacyjną. W wyniku zastosowania tej procedury wybrano trzydzieści siedem modeli, które uznano za "dobre". Zbadano stabilność wybranych modeli i okazało się, że tylko sześć z nich można uznać za stabilne, pozostałe okazały się niestabilne. Poszukiwanie źródła niestabilności skłania do wniosku, że wynika ona ze zmian w zależnościach strukturalnych.

W kolejnym rozdziale porównano dokładność prognoz wygasłych uzyskanych na podstawie poszczególnych modeli przy pomocy różnych technik prognostycznych. Prognozy stawiano przez ekstrapolację trendów klasycznych i modelu Browna oraz metodą wag harmoniczných dla trendów pełzających. Stabilne modele regresyjne ekstrapolowano z użyciem rzeczywiście zrealizowanych wartości zmienných objaśniających. W przypadku modeli niestabilnych, na podstawie każdego modelu stawiano wiele wariantów prognoz w zależności od sposobu liczenia trendu parametrów.

Dokładność postawionych prognoz porównywano na podstawie kilku wybranych mierników dokładności prognoz wygasłych. Wyboru tych mierników dokonano na podstawie analizy ich budowy oraz analizy skorelowania ich wartości dla tych samych wariantów prognoz.

Pracę kończy zakończenie, w którym dokonano podsumowania wyników i sformułowano najważniejsze problemy, które zostały w pracy poruszone lecz nie do końca rozwiązane.

2. DŁUGOOKRESOWE PRZEWIDYWANIE ROZWOJU SPOŁECZNO-EKONOMICZNEGO, ANALIZA DŁUGOOKRESOWYCH TENDENCJI ROZWOJU ENERGETYKI.

2.1. Klasyyczny aparat pojęciowy ekonometrii a przewidywanie długookresowe.

Obserwacja zjawisk gospodarczych w krajach socjalistycznych i kapitalistycznych wskazuje, że nieodzowne jest planowanie gospodarcze. Konieczność ta zrodzona jest przez skomplikowanie się powiązań wynikłych z międzynarodowego i wewnętrznego podziału pracy a także przez wzrost koncentracji kapitału co najwyższy wyraz znalazło w krajach socjalistycznych, gdzie niemal całość krajowych środków produkcji skupiona jest w jednym ręku - socjalistycznego państwa - reprezentującego interesy klasy robotniczej. Własność środków produkcji jest realizowana w skali strategicznej przez jeden ośrodek decyzyjny /rząd/. Jednym z podstawowych warunków decydujących o właściwym sprawowaniu władzy jest dobre planowanie. Dobra - to znaczy precyzyjna, szybko sporządzona prognoza może oddać nieocenione usługi planiście gospodarczemu. Nie każda prognoza jest przydatna w planowaniu. K. Secomski przedstawiając w pracy [98] wymagania stawiane prognozom przez planistów pisze, że muszą one charakteryzować się kompleksowością podejścia do badanego problemu, przewidywać bieg i powiązania zjawisk ekonomicznych i społecznych a także skalę i zakres zmieniających się warunków rozwoju oraz ich wpływ na tempo i charakter wzrostu gospodarczego. Żeby powyższe wymagania mogły być spełnione, musi istnieć system

prognozowania a także koordynator badań dbający między innymi o to, by sporządzone prognozy uwzględniały postulat porównywalności i użyteczności dla potrzeb planowania.

W badaniach prognostycznych powinna być stosowana terminologia i przekroje przyjęte w planowaniu. System prognostyczny powinien być mobilny i elastyczny. Planiści przywiązują dużą wagę do elastyczności i ciągłości planowania. W tym celu niezbędne są prognozy szybko sporządzone, uwzględniające ostatnio zaszłe zmiany warunków. Prognozy powinny być w wysokim stopniu trafne¹.

Powyższe wymagania odnoszą się wprawdzie do prognoz makroekonomicznych, łatwo jednak można rozciągnąć je na skalę mikro. Wydaje się, że trafnie charakteryzują one rolę systemu prognozowania w gospodarce. Należałoby dodać jedynie, że dodatkowym warunkiem limitującym jakość prognoz jest łatwość dostępu do najnowszych informacji statystycznych i szybkich urządzeń liczących. Z tego względu prowadzone ostatnio prace nad udoskonaleniem systemu sprawozdawczości państwowej oraz rozbudową systemu ośrodków obliczeniowych posiada walor najwyższej użyteczności w przewidywaniu i w planowaniu. Obserwacja dotychczasowego stanu rozwoju prognozowania gospodarczego pozwala na stwierdzenie, że w praktyce mamy do czynienia nie tyle z systemem prognozowania co systemem prognoz. Prognozy dzieli się na: statystyczne, logiczne i teoriogrowe. Prognozy teoriogrowe to "sądy dotyczące takiej decyzji, przy której strata /z tytułu powzięcia tej a nie innej decyzji/ osiąga najmniejszą wartość" [68].

¹ Szerzej o wymogach stawianych prognozom budowanym dla celów planistycznych piszą m.innymi Z.Czerwiński [18], J.Pajestka [82], K.Secomski [97] i P.Sulmicki [102].

Przedmiotem prognozy statystycznej może być parametr rozkładu zmiennej losowej - prognozy parametryczne, lub rozkład zmiennej losowej - prognozy nieparametryczne.

Prognoza może dotyczyć przewidywanej wielkości zjawiska - prognoza punktowa, lub przedziału wartości, w którym najprawdopodobniej znajduje się wartość zjawiska - prognoza przedziałowa.

Prognozę, która nie dotyczy ani rozkładu zmiennej ani parametru rozkładu tej zmiennej nazywa się logiczną.

Pojęcie prognozy jest różnie interpretowane w literaturze. W ekonometrii i statystyce decydujące znaczenie posiadają prognozy statystyczne. Z.Hellwig podaje następującą definicję: "przez prognozę statystyczną rozumie się każdy sąd, którego prawdziwość jest zdarzeniem losowym, przy czym prawdopodobieństwo tego zdarzenia jest znane i wystarczająco duże dla celów praktycznych" [50] str. 148.

Inaczej formułuje definicję prognozy Z.Pawłowski, który przez prognozę rozumie wynik zastosowanego wnioskowania w przyszłość, samo zaś wnioskowanie nazywa predykcją [78] str. 121. Jest to podejście zbliżone do L.R.Kleina, który prognozą albo przewidywaniem nazywa ekstrapolację wykraczającą poza próbkę, niezależnie od tego czy rozważa się sytuację ewentualną czy rzeczywistą. Ponieważ zwykle przewiduje się to co nastąpi w przyszłości, więc takie znaczenie nadaje się potocznie terminowi "prognoza" [57] str. 332.

Ciekawą propozycję definicji prognozy podaje W.Welfe, który prognozą konsumpcji /popytu/ nazywa tylko takie przewidywanie, w procesie formułowania którego korzysta się z wie-

dzy o prawidłowościach lub tendencjach zaobserwowanych w przeszłości a ściślej biorąc takie, w których za punkt wyjścia przyjmuje się oszacowania otrzymane na podstawie odpowiednich modeli ekonometrycznych opisujących te prawidłowości [110].

J. Greń w [39] próbuje sformalizować pojęcie prognozy:

$$P = F(I),$$

gdzie: F - oznacza predyktor, czyli zastosowane w prognozowaniu narzędzie /operator, funkcja/naukowego wnioskowania w przyszłość,

I - zbiór informacji o prognozowanym zjawisku,

P - prognoza, konkretny wynik /najczęściej liczbowy/ predykcji dla określonego przedmiotu predykcji, przy czym predykcją /prognozowaniem/ nazywa się działalność /czynność/ zmierzającą do sformułowania naukowo uzasadnionej oceny, tj. szacunku prawdopodobnego stanu w przyszłości na podstawie posiadanych informacji z przeszłości oraz merytorycznej wiedzy o danym wycinku rzeczywistości.

W aspekcie powyższych porównań ciekawe jest podejście matematyka do problemów prognozowania. H. Steinhaus przez prognozę rozumie sąd, którego prawidłowość weryfikuje się po zaistnieniu faktu prognozowanego, lub po upływie czasu. Natomiast przez predykcję rozumie odmianę prognozy, w której błąd jest tak mały, że nie ma praktycznego znaczenia /np. przewidywanie ruchu lub położenia ciał niebieskich/. Podaje on również koncepcję prognozy teoriogrowej opartej na minimalizacji funkcji straty, chociaż nie używa tych terminów, dziś powszechnie przyjętych [101].

Nieco inaczej od statystyków i ekonometryków definiują prognozę planiści i specjaliści z dziedziny ekonomii politycznej. K. Secomski podaje następujące określenie: "prognozą nazywamy oparte o naukowe podstawy i z reguły mające charakter kompleksowy przewidywania prawdopodobnego biegu lub obrazu procesów rozwojowych" [96] str.22 .

W zależności od długości okresu czasu objętego prognozą mówi się o prognozach krótko, średnio i długookresowych. Wśród różnych autorów nie ma zgodności co należy uznać za długi, średni czy krótki okres. Przeważa jednak pogląd, że okresem krótkim można nazwać przedział czasu nie dłuższy niż 1 - 2 lata, okresem długim - powyżej pięciu lat, średnim - trzy do pięciu lat. Powyższy podział jest organicznie związany z funkcjonującym systemem planowania społeczno-gospodarczego w gospodarce socjalistycznej.

Wydaje się, że definicja prognozy sformułowana przez Z. Hellwiga charakteryzuje się walorem najwyższej przydatności ze względu na duży stopień ogólności z jednej strony, uwzględnienie postulatu przydatności praktycznej prognozy, jak i duży stopień precyzji wymaganej od prognozy /konieczność znajomości prawdopodobieństwa spełnienia/. Wszystkie te elementy skłaniają do przyjęcia tej definicji. Jednakże w "prognozowaniu długookresowym" występuje szereg problemów, które sprawiają, że o sądach dotyczących tak odległej przyszłości trudno byłoby powiedzieć - prognoza - w sensie takim, jak rozumie ten termin Z. Hellwig. Sądy dotyczące przyszłości odległej o 5 - 10 lat na ogół nie spełniają warunków stawianych przed

sądami nazwanymi "prognozą". Użycie terminu prognoza dla określenia takich sądów jest trudne do uzasadnienia. Należałoby tu użyć raczej innego określenia.

Swego czasu W. Welfe zgłosił propozycję, by sądy spełniające założenia definicji Z. Hellwiga nazywać prognozami, pozostałe zaś objąć nazwą "przewidywanie" [68]. W tym samym kierunku idą propozycje K. Seoomskiego [96] str. 22 i następane, który pojęcie prognozy rezerwuje wyłącznie dla wysoce precyzyjnych, opartych na skomplikowanych metodach sądów. Odrzuca termin "przewidywanie" lecz uznaje konieczność wprowadzenia terminu dla sądów odnoszących się do przyszłości a nie spełniających wymogów definicji prognozy. Autor pracy [96] dyskutuje terminy: prediction - przepowiednia, projection - projekcja, forecasting - przewidywanie oraz prospecting - prognozowanie. Wydaje się, że najbardziej przydatny jest termin "przewidywanie długookresowe". Terminem tym nazwę proces formułowania sądów dotyczących wartości lub tendencji rozwoju zjawisk społeczno-gospodarczych w długich okresach, przy czym proces ten bazuje na wynikach uzyskanych na podstawie zastosowanych metod ekonometrycznych, oraz analizie jakościowej i porównawczej opartej o znajomość współzależności strukturalnych i jakościowych a także obserwacji rozwoju badanego zjawiska w innych krajach. Wynikiem procesu przewidywania długookresowego jest prognoza długookresowa.

Przyjęta wyżej definicja przewidywania długookresowego i prognozy długookresowej będą zastępować pojęcia prognozy i prognozowania w sensie Z. Hellwiga. Konieczność przyję-

cia nowych terminów wynika ze specyfiki metod przewidywania na długie okresy. Metody prognozowania długookresowego nie mogą charakteryzować się takimi cechami jak modele prognostyczne wykorzystywane w średnich i krótkich okresach. Wynika to stąd, że w długich okresach na ogół nie jest spełnione założenie o stałości struktury modelu a także z faktu, że prawdopodobieństwo zrealizowania założonych wartości zmiennych objaśniających w modelach dla prognoz długookresowych jest trudne do oszacowania i na ogół niezbyt wysokie. Powyższe względy sprawiają, że w prognozowaniu długookresowym model traktowany jest jako narzędzie pomocnicze, dające pierwsze przybliżenie przewidywanej wielkości. Wynik uzyskany na podstawie modelu stanowi materiał wyjściowy do analizy jakościowej i porównawczej przewidywanego biegu rozwoju badanego zjawiska i podlega daleko idącym korektom i weryfikacji. Ponieważ zaś rozwój probabilistyki nie jest aż tak daleko posunięty, by można było określać prawdopodobieństwo spełnienia takiego sądu, powstałego wprawdzie na bazie modelu ekonometrycznego, lecz często gruntownie przerobionego w procesie weryfikacji i analiz, ogólnie trzeba stwierdzić, że w procesie przewidywania długookresowego formułuje się cały szereg wariantów prognozy długookresowej przy różnych założonych warunkach rozwoju badanego zjawiska. Prognozy te charakteryzują się mniejszym stopniem dokładności niż prognozy średnio i krótkookresowe.

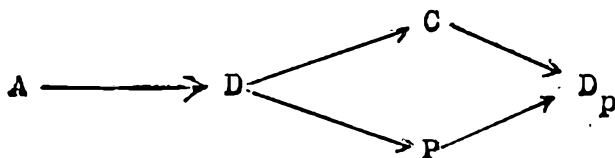
Należy podkreślić, że niemożliwość oszacowania prawdopodobieństw spełnienia prognozy a także żadnej innej charakterystyki probabilistycznej dającej pogląd przynajmniej o rzę-

dzie możliwych błędów jest podstawowym mankamentem przewidywań długookresowych, mankamentem, który drastycznie ogranicza przydatność tego typu postępowania. Omówiona wyżej przykra właściwość prognoz długookresowych wyznacza kierunek dalszych badań w tym zakresie. Wypracowanie sposobów szacowania wielkości możliwych błędów staje się koniecznością nie tyle z teoretycznego co praktycznego punktu widzenia. Planista nie może ryzykować podejmując decyzje strategiczne na podstawie sądów, których dokładności nie potrafi ocenić. Wydaje się jednak, że mimo tego poważnego mankamentu przewidywania długookresowego, należy kontynuować próby obiektywizacji stosowanej metodologii. Godne uwagi propozycje mierzenia prawdopodobieństw subiektywnych podają autorzy pozycji [41] a także [99]. Dotychczas ostatecznym kryterium dobroci prognozy długookresowej jest jej przydatność w planowaniu perspektywicznym.

Cytowany już K. Secomski pisze "formułuje się obecnie zasadę, w myśl której integracja prognozowania i planowania oznacza przekształcenie prac prognostycznych w pierwsze ogniwo planowania. Włączenie badań prognostycznych do procesu powstawania planu stwarza zarazem jego nowy etap, który można określić jako wstępne tworzenie podstaw wyjściowych w postaci szeregu prognoz. Prognozy te służą do oceny różnych możliwości przyszłego rozwoju i do przeprowadzenia optymalnego wyboru - w oparciu o przygotowany zespół prognoz czy ich wariantów - najbardziej właściwej, chociaż traktowanej początkowo jako luźne i elastyczne ujęcie o charakterze studium, koncepcji rozwoju społeczeństwa i gospodarki". [96]

str. 70-71.

J. Greń w pracy [39] podaje następujący schemat ilustrujący miejsce prognoz w procesie podejmowania decyzji planistycznych:



Na podstawie analizy - A -/w tym statystycznej/ sporządza się diagnozę - D - polegającą na ocenie wykonania wytkniętych w przeszłości celów, ocenie czy osiągnięty stan, proporcje i tendencje można uznać za pożądane ze społecznego punktu widzenia, lokalizacji zjawisk niekorzystnych itp. Kolejne etapy przygotowania decyzji planistycznej to prognozowanie - P - czyli ocena prawdopodobnego stanu w przyszłości, oraz jednoczesny /choć niezależny od prognozowania/, wybór celów - C - jakie mają stanąć przed gospodarką i ustalenie pożądanych wzorców stosunków społecznych /cele ekonomiczne i społeczne/. Porównanie prognoz z wytyczonymi celami pozwala na prawidłowe podjęcie decyzji planistycznej - D_p .

Należy podkreślić, że zarówno w przypadku okresów krótkich i średnich jak i w szczególności w okresach długich nie można utożsamiać prognozy, nawet najbardziej kompleksowej i precyzyjnej z planem perspektywicznym. Prognoza służy wyłącznie wszechstronnemu rozpatrzeniu możliwych dróg rozwoju. Plan perspektywiczny formułowany na tej podstawie uwzględnia szereg innych elementów, głównie społeczno-politycznych, wśród nich do najważniejszych trzeba zaliczyć aktualne założenia polityki społeczno-gospodarczej, zobowiązania między-

narodowe, potrzeby obronności kraju i szereg innych.

Obrazowo rzecz ujmując można stwierdzić, że plan perspektywiczny jest systemem zawierającym trzy elementy, z których każdy charakteryzuje się różnym stopniem skonkretyzowania zadań:

1. określenie celów i zadań gospodarki oraz środków niezbędnych do ich realizacji. Ten element planu jest najbardziej skonkretyzowany i praktycznie stanowi podstawę do podjęcia decyzji niezbędnych dla realizacji przyjętych celów i zadań,

2. ustalenia programowe. Są to ogólne sformułowania przyszłych celów i metod ich realizacji,

3. luźne przewidywania i hipotezy. Ten składnik planu podlega najdalej idącym zmianom, weryfikacji i konkretyzacji,

Każdy z powyższych składników planu perspektywicznego formułowany jest na podstawie wielu kryteriów i w oparciu o szereg analiz wśród których kompleksowe zespoły alternatywnych, wielowariantowych prognoz długoterminowych zajmują główne miejsce.

O miejscu prognozy w planowaniu piszą między innymi A. Heesterman [42], W. Sadowski w pracach [92] i [93] oraz autorzy pozycji [100]. Ciekawe uwagi dotyczące dobrego planu zawarte są w pracy T. Kotarbińskiego [59].

2.2. Istota i znaczenie przewidywania długookresowego w gospodarce narodowej.

Rewolucja naukowo-techniczna obejmująca złożony proces przekształceń w nauce i technice oddziałuje bezpośrednio na różne aspekty rozwoju społeczeństwa. Proces ten posiada charakter reakcji łańcuchowej. Zmiany w nauce, technice i technologii pociągają za sobą zmiany w organizacji i funkcjonowaniu gospodarki, a te z kolei pociągają za sobą przeobrażenia w świadomości ludzi. Przeobrażenia te przejawiają się głównie w postaci nowych potrzeb, które muszą być zaspokajane.

Podstawowy cel rozwoju społeczeństwa - optymalne zaspokojenie materialnych i społecznych potrzeb ludzi - może być zrealizowany tylko poprzez realizację celów hierarchicznie niższych¹. Głównymi środkami wzrostu poziomu rozwoju kraju, a na tej podstawie - dobrobytu mieszkańców są: przyspieszenie postępu naukowo-technicznego, zwiększenie efektywności produkcji społecznej, doskonalenie metod i środków zarządzania oraz kierowania jednostkami i instytucjami gospodarczymi.

Sprecyzowanie kierunków i sposobów zwiększenia tempa przyspieszonego rozwoju sił wytwórczych i świadomości społeczeństwa w warunkach odbywającej się rewolucji naukowo-technicznej stanowi ważną przesłankę do prac w tzw. stadium przedplanowym, w którym wynik przewidywania długookresowego jest jedną z głównych przesłanek planu perspektywicznego.

¹ Cele hierarchicznie niższe są jednocześnie środkami realizacji celów hierarchicznie wyższych, por. O. Lange [61].

Z tego punktu widzenia głównymi celami przewidywania długoterminowego są:

1, budowa perspektywicznego wzorca materialnych i społecznych potrzeb jednostki, który determinuje kierunki rozwoju bazy materialnej i kulturalnej w szerokim sensie,

2, wskazanie najbardziej prawdopodobnych tendencji społeczno-ekonomicznego rozwoju kraju, kierunków, tempa i metod ich realizacji oraz sformułowanie podstawowych zadań, które muszą stanąć przed gospodarką kraju w okresie prognozowanym,

3, wyspecyfikowanie tych węzłowych problemów postępu naukowo-technicznego, które w decydującym stopniu warunkują rozwój kraju w długich okresach,

4, skwantyfikowanie perspektywicznego zapotrzebowania na podstawowe produkty i surowce niezbędne w wieloletnim rozwoju kraju, a także wskazanie najefektywniejszych metod, środków i kierunków zaspokojenia tych potrzeb.

Innymi słowy, podstawowy cel przewidywania długookresowego polega na stworzeniu przesłanek, zdeterminowanych przez przewidywany model człowieka i jego potrzeb dla rozwiązania najważniejszych problemów rozwoju społeczno-gospodarczego, uzasadnionego planowania rozwoju nauki i techniki oraz terminowego rozwiązania węzłowych zagadnień postępu technicznego, a także stworzenia materialnych podstaw niezbędnych dla zaspokojenia potrzeb i aspiracji przyszłych członków społeczeństwa. Tak sprecozowany cel przewidywania perspektywicznego wymusza oparcie się na przesłankach światopoglądowych, mających zasadnicze znaczenie przy budowie koncepcji

cji człowieka przyszłości oraz przy określaniu metod realizacji założonych zadań.

Wprawdzie metodologia prognozowania krótko- i średnio-okresowego jest w ostatecznym rachunku oparta o przesłanki światopoglądu, to w przewidywaniu długookresowym uznany światopogląd posiada zasadnicze znaczenie dla metodologii. Jeśli nie uznaje się istnienia obiektywnych praw rządzących rozwojem przyrody i społeczeństw, czyli stoi się na stanowisku, że rozwojem rządzi przypadek, to jedyną możliwą metodologią jest bierne przewidywanie najbardziej prawdopodobnych procesów rozwoju gospodarki. Takie przewidywanie oderwane jest od analizy istniejących praw rozwoju społeczno-ekonomicznego. Inne błędne podejście oparte jest na sprowadzeniu wszystkich zależności przyczynowych jedynie do konieczności. Tego typu deterministyczne rozumienie rozwoju odrzuca istnienie przypadkowości jako obiektywnej kategorii w badaniu zależności przyczynowych w rozwoju społeczeństwa. Jedynie słusznym podejściem, leżącym u podstaw metodologii przewidywania długookresowego jest oparcie się na istnieniu obiektywnych praw rozwoju społeczeństwa i jego sił wytwórczych oraz na przyjęciu do wiadomości faktu, iż działanie tych praw, przejawiających się w formie tendencji, może ulegać przyspieszeniu lub opóźnieniu w wyniku różnych przypadkowych zakłóceń.

Przyjęty w ten sposób punkt wyjścia determinuje główne zadanie przewidywania długookresowego, którym staje się wykrycie najbardziej prawdopodobnej siły działania poszczególnych tendencji oraz ich kompleksowych powiązań wewnętrznych.

Interesujące rozważania na ten temat snuje M.Kalecki w pracy [56] pisząc: "Model ekonometryczny i materialistyczne pojmowanie dziejów stanowi dwa różne podejścia do rozwoju społeczeństwa. Pierwszy z nich jest oparty na zależnościach funkcjonalnych między zmiennymi ekonomicznymi w rozpatrywanym okresie, jak również między tymi zmiennymi a zmiennymi w poprzednich okresach. Zakłada się, że zależności te są dane i nie ulegają zmianie. Teraźniejszość jest zatem określana przez przeszłość. W ten sposób odbywa się określony proces dynamiczny, który odpowiada faktycznemu rozwojowi tylko w przypadku, jeśli wspomniane założenie podstawowe niezmienności zależności funkcjonalnych jest spełnione.

Materializm historyczny rozpatruje proces rozwoju społeczeństwa jako proces w którym siły wytwórcze i stosunki produkcji /baza/ kształtują wszystkie inne zjawiska społeczne jak rząd, kultura, nauka i technika itp. /nadbudowa w szerokim ujęciu/. W procesie tym występuje efekt sprzężenia zwrotnego, ponieważ nadbudowa oddziałuje z kolei na bazę.

Wydaje się, że obydwie te podejścia można ze sobą pogodzić. Schematy reprodukcji Marksa nie są wszakże niczym innym jak prostymi modelami ekonometrycznymi. W rzeczy samej, w szczególnym przypadku, gdy nie występują żadne zmiany w zasobach naturalnych, stosunkach produkcji i nadbudowie, wpływające na rozwój sił wytwórczych, system będzie posuwał się ścieżką określoną przez model ekonometryczny. Ponieważ warunek, że zależności między zmiennymi ekonomicznymi nie ulegają zmianom jest wówczas spełniony. W przypadku bardziej ogólnym

zależności te zmieniają się pod wpływem zmian w pozostałych trzech sferach systemu i dlatego rozwój gospodarczy jest wówczas procesem bardziej skomplikowanym niż to przedstawia model ekonometryczny, ponieważ odzwierciedla on ewolucję społeczeństwa we wszystkich tych aspektach".

Przyjęte założenia dotyczące podstaw metodologicznych wymagają oczywiście wcześniejszego, dokładnego sformułowania obiektywnie działających praw, związków i tendencji. Nie może tego czynić statystyk ani ekonometryk. Jest to zadanie filozofii, socjologii i teorii ekonomii politycznej opartych o ideologię marksistowską.

Na tle powyższych rozważań można sformułować podstawowe cechy przewidywania długookresowego, którymi są:

- 1, wielowariantowość - wynikająca z obiektywnie istniejącego wpływu przypadku,
- 2, kompleksowość i ścisłe wewnętrzne powiązanie - wynikające z faktu, że na skutek przemian w nauce i technice, zwiększa się komplementarność i substytucyjność produkowanych dóbr, rozwija się specjalizacja i kooperacja w produkcji,
- 3, wszechstronność ocen następstw wynikających z przyjęcia takich lub innych rozwiązań.

Sumując, należy powtórzyć, że kompleksowe przewidywanie rozwoju społeczno-gospodarczego jest skomplikowanym, wieloetapowym procesem. Proces ten rozpoczyna się budową wszechstronnego modelu "człowieka przyszłości", jego potrzeb materialnych i społeczno-kulturalnych. Taki model, połączony z prognozami demograficznymi dotyczącymi ilości, struktury

i rozmieszczenia ludności w perspektywie, pozwala po uwzględnieniu stanu wyjściowego na sformułowanie najogólniejszych założeń rozwoju ekonomicznego i demograficznego kraju.

W następnym etapie budowy kompleksowej prognozy bada się jakie warunki musi spełniać gospodarka, by zapewnić założony kierunek i tempo rozwoju. Dokonuje się tego poprzez dezagregację zadań. W ten sposób formułowane są założenia rozwoju gałęzi. Założenia te stawiają wymagania surowcowe i materiałowe przed innymi częściami gospodarki. Etapem kończącym proces przewidywania długookresowego rozwoju kraju jest agregacja potrzeb materiałowych i surowcowych. Szczególnie ważnym czynnikiem długookresowego rozwoju kraju jest zapewnienie odpowiedniej ilości siły roboczej, właściwie rozmieszczonej geograficznie, o odpowiedniej strukturze zawodowej i kwalifikacjach.

Budową takiej kompleksowej prognozy rozwoju społeczno-ekonomicznego zajmuje się w Polsce duży zespół naukowców w ramach "Komitetu Prognoz 2000". Wyniki prac Komitetu są publikowane w serii "Polska 2000"¹. Wśród publikacji z tej serii wiele dotyczy problemów energetyki np. pozycje [30] i [75].

Prace nad sformułowaniem globalnej prognozy rozwoju społeczeństwa odbywają się na kilku szczeblach. Najwyższy poziom hierarchii - to sformułowanie głównych problemów socjologicznych powstających w społeczeństwie oraz określenie głównych kierunków rozwoju gospodarki zgodnych z postępowymi

¹ W Polsce podstawą prawną funkcjonowania systemu prognozowania społeczno-ekonomicznego rozwoju kraju stanowi Uchwała nr 150 Rady Ministrów z 1970 roku [108].

tendencjami teorii i praktyki marksizmu. Na drugim stopniu formułuje się węzłowe problemy rozwoju gospodarki narodowej, z których w szczególności wypływają potrzeby na energię i paliwa w rozmaitej postaci. Trzeci poziom odnosi się do przewidywania wielkości produkcji podstawowych surowców energetycznych i przetworzonych postaci energii. Na następnym szczeblu hierarchii rozpatruje się możliwości powstania zupełnie nowej techniki, koniecznej dla zabezpieczenia materialnych przesłanek postępu naukowo-technicznego i organizacyjnego w kraju. Etapem końcowym jest proces formułowania konkretnych zadań dotyczących kierunków i tempa rozwoju nauki, kierunków i wielkości inwestycji itp. Należy pamiętać o powiązaniach zwrotnych w przytoczonej hierarchii.

Szczególną wagę posiadają zastosowane przy przewidywaniu długookresowym techniki badawcze. Z dużą rezerwą trzeba odnosić się do bezpośredniego wykorzystywania metod prognozowania średnio i krótkookresowego i przenoszenia ich na zastosowania długookresowe. Na użytek przewidywania długookresowego konieczne jest stworzenie specyficznych metod i modeli dla szybkich, wielowariantowych obliczeń związków bilansowych między dużymi agregatami.

U podstaw tych metod musi leżeć dążenie do odpowiedzi na pytanie: "co stanie się jeśli..." zajdzie ta lub inna sytuacja lub jeśli przyjmie się to lub inne rozwiązanie, a także pytanie: "co zrobić, by dana wielkość osiągnęła pożądany poziom"? Duże znaczenie w tym zakresie mogą odgrywać oceny ekspertów na temat perspektyw zmian poszczególnych związków strukturalnych, ilościowych, wartościowych itp.

2.3. Długookresowe tendencje rozwoju energetyki

Długookresowe przewidywania rozwoju różnych gałęzi są organiczną częścią prognoz rozwoju gospodarki jako całości, stanowią kompleksowe, ściśle powiązane odzwierciedlenie możliwego wpływu różnych powiązań strukturalnych na kierunki, tempo i sposoby rozwoju gałęzi w zależności od stanu i tendencji w gospodarce jako całości. Badania warunków rozwoju gałęzi prowadzone są w powiązaniu z pozostałymi częściami gospodarki narodowej, w której związki międzygałęziowe pogłębiają się wraz z postępem techniki i technologii oraz kooperacyjnego podziału pracy.

Praktyczna realizacja postulatu uwzględniania powiązań międzygałęziowych odbywa się w ten sposób, że w przewidywaniu długookresowym rozwoju gałęzi stosuje się trzy podejścia badawcze. Podejście globalne, polegające na analizie tendencji rozwoju gałęzi jako organizmu autonomicznego. Takie ujęcie posiada szereg zalet. Wśród nich najważniejszy jest fakt, że operuje się dużymi agregatami. Cecha ta odgrywa zasadniczą rolę zwłaszcza w przypadku stosowania metod ekonometrycznych. Jak podkreślają liczni autorzy m.in. w pracach [99], [111], [65] a spośród polskich Z.Pawłowski [112] i Z.Bartel [2], tylko duże agregaty zapewniają możliwość wykrycia istotnych, długookresowych tendencji. W przypadku wielkości zdezagregowanych, zakłócenia przypadkowe i tendencje krótkookresowe odgrywają relatywnie dużą rolę uniemożliwiając wykrwoie głównej tendencji.

Podejście globalne dostarcza punktu odniesienia dla pozostałych ujęć polegających na badaniu części składowych ga-

łęzi - branż oraz łączeniu gałęzi w większe agregaty. Ujęcia te muszą uwzględniać wynik badania w ujęciu globalnym - który jest syntetycznym i w pewnym sensie autonomicznym obrazem rozwoju gałęzi w dotychczas istniejących warunkach i każde istotne zachwianie wykrytej tendencji wymagałoby dużych zmian w strukturze gospodarki narodowej.

Ujęcie cząstkowe przewidywania gałęziowego polega na rozpatrywaniu gałęzi jako złożonego systemu. Globalne charakterystyki gałęziowe uzyskiwane są - w tym przypadku - w postaci sumy charakterystyk poszczególnych części. Podejście cząstkowe umożliwia rozpatrzenie strukturalnych relacji wewnątrzgałęziowych, co może mieć zasadnicze znaczenie dla polityki inwestycyjnej, kadrowej itp.

Z drugiej strony gałąź tkwi w systemie szerszym, produkuje na potrzeby innych gałęzi a także sama zużywa produkty innych gałęzi. Konieczne jest więc rozpatrzenie przewidywanej wielkości badanej charakterystyki w układzie makroglobalnym, najczęściej w skali gospodarki narodowej. Powstać może pytanie czy w związku z powyższymi uwagami nie należałoby przeprowadzić analizy w układzie zaproponowanym przez W.Leontiewa - w tablicy przepływów międzygałęziowych¹. Wydaje się, że metoda ta byłaby bardzo przydatna do przewidywania długookresowego, niestety brak jest odpowiednio długich, odpowiednio bogatych szeregów czasowych w wymaganym układzie. Niedostępność odpowiednich danych statystycznych przekreśla więc przydatność tej metody zmuszając do zastosowania pro-

¹ Teorię przepływów międzygałęziowych wyłożył W.Leontiew w [63], w polskiej literaturze najpełniej wyłożyli zasady tej teorii P.Sulmicki w pracy [103] i B.Szybisz [104].

cedur pośrednich.

Powyższe ogólne uwagi odnoszą się w pełni do konkretnej gałęzi jaką jest energetyka.

Długookresowe przewidywanie rozwoju energetyki jest jednym z pośrednich kroków na drodze do wypracowania koncepcji rozwoju gospodarki kraju w odległej perspektywie. Znaczenie przewidywań w energetyce ilustruje między innymi fakt, że na rozwój bazy paliwowo-energetycznej przeznaczają się około 30% inwestycji ponoszonych na rozwój sfery produkcji materialnej. W gospodarce paliwowo-energetycznej zatrudnionych jest około 20% zasobów siły roboczej. Wydarzenia ostatnich lat, nazywane "kryzysem paliwowo-energetycznym" dowodzą, jak duże znaczenie posiadają tanie, łatwo dostępne surowce energetyczne¹.

Drugą, niezwykle ważną cechą współczesnej energetyki jest wzrastające znaczenie energii elektrycznej. Elektryfikacja i automatyzacja produkcji jest ważnym czynnikiem wzrostu społecznej wydajności pracy. Poza produkcją, energia elektryczna wkracza szerokim frontem do gospodarstw domowych, rolnych i do transportu.

Głęboka współzależność produkcji surowców energetycznych, środków produkcji dla przemysłu paliwowo-energetycznego oraz produkcji energii elektrycznej z rozwojem gospodarki jako całości prowadzi do szybko postępującej koncentracji produkcji i centralizacji zużycia. Coraz większe kombinaty paliwowo-energetyczne /Turoszów, Konin, Kozienice, Bełchatów/ pro-

¹ O genezie i skutkach perturbacji na rynku paliw pisze szeroko Z. Rurarz w pracy [91].

dukują dla centralnego "odbiorcy" jakim jest ogólnokrajowy system elektroenergetyczny. Ta cecha energetyki zmusza do tego, by w badaniu wychodzić z założenia organicznego związku gospodarki paliwowo-energetycznej z całością ekonomiki kraju. Dlatego obiektywne prawa i tendencje rozwoju występujące w gospodarce jako całości działają również w energetyce. Obiektywne prawa rozwoju energetyki można podzielić na zewnętrzne, uwarunkowane współzależnościami^{ami} rozwoju energetyki i gospodarki jako całości oraz wewnętrzne, decydujące o specyfice rozwoju energetyki jako systemu procesów produkcji, podziału i wykorzystania zasobów surowców energetycznych oraz wszystkich postaci energii¹.

Do zewnętrznych tendencji można zaliczyć:

- charakterystyczny dla drugiej połowy XX wieku wzrost indywidualnego /jednostkowego/ zapotrzebowania na wszystkie formy energii,

- szybsze tempo wzrostu globalnego produktu społecznego od tempa wzrostu produkcji energii, a przez to zmniejszanie się ilości zużywanej energii na jednostkę dochodu narodowego, czyli zmniejszanie się energochłonności dochodu narodowego.

Powyższe tendencje charakteryzują najogólniejsze prawidłowości rozwoju społeczeństwa i znaczenie energii pod wszystkimi postaciami.

Do zewnętrznych tendencji rozwoju energetyki należą również prawa charakteryzujące rozwój i przemiany w technice i technologii:

¹ Szersze rozważania na temat tendencji rozwojowych energetyki zawarte są w pracy [69] a także w artykule autora [26].

- zmniejszenie się wolumenu energii wykorzystywanej w procesach nisko i średniotemperaturowych na rzecz procesów wysokotemperaturowych i opartych na elektrolizie.

- wzrost absolutnego poziomu zużycia energii w niefabrycznych procesach gospodarki narodowej jako wynik rozwoju motoryzacji i transportu /w tym o napędzie elektrycznym/, a także wzrostu poziomu wyposażenia w takich działach jak rolnictwo, handel, usługi, gospodarstwa domowe itp.

Szczegółowego potraktowania wymagają tendencje rozwoju zastosowań elektroenergii jako najbardziej popularnej ze względu na jej efektywność, przetworzonej postaci energii:

- wzrost poziomu wyposażenia elektrycznego jako jednego z czynników wzrostu społecznej wydajności pracy,

- szybsze tempo wzrostu udziału energii elektrycznej jako najbardziej efektywnej postaci energii w ogólnym zapotrzebowaniu gospodarki narodowej.

Wzrost znaczenia energii elektrycznej w produkcji, usługach, gospodarstwach domowych i rolnych oraz w transporcie stanowi podstawę przeobrażeń w kierunku automatyzacji i mechanizacji zapewniającej wzrost wydajności pracy oraz zmniejszenie jej uciążliwości. Proces ten ma duże znaczenie dla ochrony naturalnego środowiska człowieka, daje możliwości ograniczenia zanieczyszczenia powietrza i wody, zmniejszenia hałasu, redukcji ilości odpadów itp. Rola energii elektrycznej w transporcie wciąż wzrasta i może mieć w przyszłości zasadnicze znaczenie. Z tych względów rozwój elektroenergetyki w gospodarce kraju zasługuje na szczególną uwagę, stanowiąc odrębną dziedzinę badań.

Omówione tendencje zewnętrzne wyrażają rozwój przemysłu, wzrost stopy życiowej ludności oraz kierunki postępu naukowo-technicznego. Pomiędzy tymi tendencjami można zaobserwować występowanie obiektywnych proporcji wyrażających globalne tendencje rozwoju wielkich systemów. Te globalne zależności zawarte są w podstawowym prawie ekonomicznym socjalizmu - prawie proporcjonalnego, planowego rozwoju kraju i jego gospodarki.

Każda z gałęzi gospodarki narodowej podporządkowana jest pewnym obiektywnym prawom rozwoju, działającym w całej gospodarce, jednakże łatwo zauważyć, że rozwój poszczególnych gałęzi charakteryzuje się dużymi różnicami wynikającymi z działania specyficznych, wewnętrznych praw i tendencji przejawiających się tylko w tych wybranych działach gospodarki.

Do takich specyficznych praw rozwoju energetyki zalicza się:

- zwiększenie się poziomu koncentracji produkcji i centralizacji rozdziału surowców energetycznych i przetworzonych postaci energii,

- występujące zmiany struktury w wykorzystaniu pierwotnych postaci energii /źródeł/ mające na celu zwiększenie ogólnej efektywności energetyki. Tendencja ta polega na znacznym wzroście udziału ropy naftowej i gazu ziemnego w bilansie energetycznym oraz przewidywanym poważnym wzroście udziału energii jądrowej, która będzie prawdopodobnie głównym źródłem energii po roku 2000. Kryzys i podwyżka cen ropy naftowej wpłynęła nieznacznie hamująco na tempo wzrostu zużycia ropy i jej pochodnych oraz przyspieszyła tempo prac nad wykorzystaniem energii jądrowej i termojądrowej.

- obniżające się na skutek rewolucji naukowo-technicznej nakłady środków pieniężnych, ludzkich i surowcowych na jednostkę użytecznej postaci energii. Tendencja ta przejawiająca się głównie w postaci postępu technicznego w zakładach przetwórczych ropy naftowej, gazu ziemnego, węgla kamiennego i brunatnego oraz w elektrowniach cieplnych i jądrowych hamowana jest przez często nieuzasadnione podwyżki cen surowców energetycznych przez skartelizowanych producentów¹ oraz przez wzrost kosztów wydobycia z coraz trudniej dostępnych złóż².

Kilka słów komentarza wymaga problem przewidywanej struktury wykorzystywanych surowców energetycznych, głównie surowców wykorzystywanych do wytwarzania energii elektrycznej. Szybko wyczerpujące się zasoby ropy naftowej eksportowanej w znacznym odsetku przez kraje arabskie, położone w jednym z najbardziej zaognionych politycznie regionów Świata skłaniają planistów i polityków do intensywnego poszukiwania alternatywnych źródeł surowców energetycznych. Duże nadzieje pokładano w energii jądrowej, której wykorzystanie w wytwarzaniu energii elektrycznej już w chwili obecnej jest ekonomicznie opłacalne. Uprzedni optymizm w tym zakresie szybko wygasł w związku z trzema czynnikami:

¹ Np. kraje produkujące powyżej miliona baryłek ropy naftowej dziennie zrzeszone są w organizacji OPEC, która dyktuje ceny ropy, z reguły niezależnie od kosztów wytwarzania /cena przewyższa koszty często kilkaset razy/.

² Należy podkreślić dwa aspekty tego zagadnienia, z jednej strony wyższości cen ropy naftowej, spowodowały, że stało się opłacalne eksploataowanie trudno dostępnych i mniej wydajnych złóż ropy np. pod dnem morza, z drugiej strony wyczerpują się łatwiej dostępne złoża np. płytkie ułoża węgla kamiennego, czy też płytkie, dogodnie położone złoża węgla brunatnego, co podniosłoby koszty wydobycia nawet gdyby nie doszło do tak gwałtownych wzrostów cen ropy.

1, istnieje silna presja międzynarodowej opinii publicznej w kierunku ograniczenia kręgu państw posiadających dostęp do materiałów rozszczepialnych. Presja ta jest tym silniejsza iż największe zainteresowanie budową elektrowni jądrowych wykazują państwa, które nie ratyfikowały układu o nieprolifracji czyli o nierozprzestrzenianiu broni jądrowej takie jak: Republika Południowej Afryki, Izrael, Indie i Pakistan, Brazylia, Korea Płd. itp.,

2, w wysoce uprzemysłowionych krajach kapitalistycznych powstają silne grupy nacisku w społeczeństwie, dążące do ograniczenia programu budowy elektrowni jądrowych w związku z nierozwiązaniem szeregu kwestii dotyczących ochrony środowiska naturalnego. Chodzi tu o nierozwiązaną kwestię składowania odpadów radioaktywnych oraz o nadzwyczajne zabezpieczenia przeciwdziałające ewentualnym skutkom awarii głównie eksplozji reaktora¹,

3, zasoby surowców rozszczepialnych, podobnie jak zasoby ropy naftowej są bardzo nierównomiernie rozmieszczone na kuli ziemskiej, co stawia większość państw świata przed

¹ Znaczenie tego czynnika może ilustrować fakt, że w wyborach 1977 roku do parlamentu Szwecji, przeciwnicy rozwoju energii jądrowej przyczynili się do porażki socjaldemokratów. W Republice Federalnej Niemiec, tak zwane Komitety Obywatelskie uzyskały sądowy nakaz wstrzymania budowy elektrowni w Wyhl koło Freiburga, w związku z brakiem odpowiednich zabezpieczeń przed skażeniem otoczenia. Zabezpieczenia takie podrożyłyby energię w stopniu powodującym nieopłacalność ekonomiczną. Ten precedensowy wyrok ma tym większe znaczenie że wszystkie inne elektrownie jądrowe RFN, budowane lub już eksploatowane nie posiadają wspomnianych zabezpieczeń. Podobne organizacje obywatelskie istnieją we Francji, Hiszpanii. Rządy państw kapitalistycznych chętnie godzą się na skreślenia w programie energii jądrowej ze względu na wysokość nakładów szczególnie uciążliwych w warunkach utrzymującego się kryzysu ekonomicznego. Budowa reaktora kosztuje ok. miliarda dolarów.

perspektywą stałego importu drogiego paliwa. Również w tym przypadku zasoby znajdują się w rękach państw o nieustabilizowanym obliczu politycznym. Państwa południowego krańca Afryki i Brazylii są tu klasycznym przykładem. Koncentracja zasobów surowcowych zwiększa możliwość powołania kartelu producentów na wzór OPEC - producentów ropy naftowej.

Mimo omówionych tu trudności energetyka jądrowa jest głównym kierunkiem rozwoju energetyki światowej, choć prowadzi się intensywne prace nad wykorzystaniem innych źródeł energii - słońca, wiatru, energii geotermicznej a przede wszystkim energii łączenia atomów.

Na tle wyżej omówionych tendencji i problemów, przyszłość polskiej energetyki, przynajmniej w perspektywie 15 - 20 lat, należy wiązać z węglem. Ograniczone zasoby energii wodnej, praktycznie brak ropy naftowej oraz względna obfitość węgla kamiennego i brunatnego ogranicza możliwość wyboru źródeł energii. Importowana ropa naftowa wykorzystywana będzie głównie w transporcie i chemii. Być może część węgla będzie przetwarzana na paliwa płynne, znaczną część węgla kamiennego zużyje przemysł chemiczny. Na wytwarzanie energii elektrycznej i ciepłej wykorzysta się głównie węgiel brunatny¹ oraz gorsze gatunki kamiennego.

¹ Jako interesującą ciekawostkę, można przytoczyć szacunki, że w popiołach powstających w elektrowni Turów występuje uran w takich ilościach, że gdyby istniała tendencja jego wyodrębnienia, jego wartość przewyższałaby wartość całego węgla brunatnego w złożach turoszowskich. Być może w przyszłości bezużyteczne dziś popioły staną się ważnym surowcem energetycznym Polski.

Nie należy zapominać o znaczeniu gazu ziemnego, którego zużycie będzie się koncentrować w przemyśle chemicznym i w gospodarstwach domowych. Należy się spodziewać mniejszego znaczenia energii jądrowej w bilansie energetycznym kraju w najbliższych 15 - 20 latach. Obecnie rozpoczęto budowę elektrowni jądrowej średniej mocy w Żarnowcu na Pomorzu oraz podpisano umowę w ramach RWPG na budowę dużej elektrowni na terenie Ukraińskiej SRR, z której jeden 1000 MW blok będzie produkował energię na potrzeby Polski.

2.4. Analiza kierunków rozwoju elektroenergetyki.

Rozdział poszczególnych postaci energii między użytkowników może odbywać się w różny sposób, przy czym elastyczność w zapotrzebowaniu jest dość znaczna. Substytucyjność różnych postaci energii pozwala na prowadzenie określonej polityki energetycznej. Ogólnie można stwierdzić, że dominującą tendencją w tym względzie jest zwiększenie udziału energii elektrycznej jako najbardziej efektywnej postaci energii, która nie powoduje zanieczyszczenia środowiska, jest łatwa w transporcie /przesyła/, mobilna - występuje możliwość szybkiego przerzutu z miejsca gdzie występują nadwyżki do miejsc o niezaspokojonym popycie. Można by mnożyć superlatywy pod adresem tej postaci energii. Dlatego też udział energii elektrycznej w ogólnym zużyciu energii stale rośnie.

System elektroenergetyczny, rozumiany jako całość środków wytwarzania, przesyłu i przetwarzania energii elektrycznej podlega ciągłym przeobrażeniom. Nastąpiła tu daleko idąca

koncentracja produkcji. Energia elektryczna powstaje w coraz większych elektrowniach. Proces ten postępuje w dalszym ciągu. Obok takich elektrowni jak Turowszowska, Konińska, Kozienicka czy na Dolnej Odrze, powstają duże obiekty w Bełchatowie i na Górnym Śląsku. Za koncentracją produkcji idzie centralizacja zużycia. Niemal sto procent energii zużywane jest poprzez ogólnokrajowy system elektroenergetyczny, który połączony jest w ramach systemu "Pokój" z systemem zachodnich rejonów ZSRR, Czechosłowacji i NRD, Węgier i Bułgarii. System "Pokój", który powstał w roku 1962 obejmował w roku 1970 - 51 mln kW mocy. Fakt, że produkcja i zużycie objęte są jednym systemem, stwarza określone konsekwencje dla podejmującego próbę przewidywania rozwoju systemu. Od stawiającego prognozę wymaga się określenia przyszłego zapotrzebowania na energię elektryczną z dość dużą tolerancją, która wynika ze skokowego charakteru instalowanych mocy wytwórczych. Standardowymi wielkościami, jakie będą instalowane w przyszłości będą bloki energetyczne o mocy 500 i więcej megawatów. To samo dotyczy linii przesyłowych wysokiego napięcia. Standardowe linie budowane w Polsce wytrzymują napięcie 110, 220 i 400 KV; przewiduje się budowę linii na jeszcze wyższe napięcia.

Powyższe rozważania pozwalają na uogólnienie, polegające na tym, że z faktu dużej koncentracji produkcji, skokowego charakteru instalowanych mocy produkcyjnych, linii przesyłowych i stacji transformatorowych oraz roli, jaką odgrywa system "Pokój" wynika możliwość przedziałowego przewidywania

przyszłego zapotrzebowania na energię elektryczną. Wniosek ten trzeba uzupełnić stwierdzeniem, że przewidywanie musi być uzupełnione analizą, z jednej strony kosztów utrzymania zbyt wysokich rezerw mocy w elektrowniach i liniach przesyłowych, z drugiej zaś wielkości strat w przypadku wystąpienia niedoboru mocy, związanego z koniecznością importu energii elektrycznej oraz z koniecznością okresowego ograniczenia dostaw energii.

Osobnego rozważenia w warunkach polskich wymaga przyszła rola energii jądrowej. Obecnie w Polsce jednostkowe nakłady na 1 kW mocy w elektrowniach konwencjonalnych wynoszą około 5 tys. zł podczas gdy w elektrowniach jądrowych 1 kW mocy kosztowałby 11 - 15 tys. złotych por. praca S. Cegły i W. Motyla [14]. Z drugiej strony koszt transportu paliwa do elektrowni jądrowych byłby około 100 razy mniejszy. Oblicza się, że elektrownie atomowe mogłyby konkurować z cieplnymi w warunkach polskich, gdyby koszt paliwa zmniejszył się o około 30% od dotychczasowego poziomu, pisze o tym m. inn. K. Mosakowski w artykule [72].

Doświadczenia krajów wysoko rozwiniętych wskazują jednak, że nie można zbyt kurczowo trzymać się tańszych obecnie elektrowni konwencjonalnych, gdyż ze względu na długość cyklu inwestycyjnego w energetyce /8 - 10 lat/ może dojść do dużego opóźnienia kraju w stosunku do poziomu techniki światowej. Jak już wspomniano rząd polski podjął decyzję o budowie pierwszych elektrowni jądrowych w latach osiemdziesiątych.

Mimo, iż w USA i Francji koszt jednego kilowata mocy w elektrowniach jądrowych jest o około 40 - 80% wyższy niż w elektrowniach konwencjonalnych, koszt kilowatogodziny energii jest już opłacalny ze względu na oszczędności na transporcie i cenie paliwa. Udział elektrowni atomowych w oddawanych mocach w roku 1971 wynosił we Francji - 22%, w Szwecji - 26%, USA - 30%, Szwajcarii - 49%. Przewiduje się, że w roku 1985 udział elektrowni atomowych w produkcji energii elektrycznej wyniesie: w Danii - 24%, Finlandii - 41%, RFN - 43%, Szwajcarii - 45%, Szwecji - 50%, USA - 45% i Anglii - 30%. Znaczenie energetyki jądrowej jest coraz większe w świecie i dlatego aspekt ten zasługuje na szczególne potraktowanie również w Polsce.

Rozważania na temat sposobów rozwoju energetyki pozwalają na bardziej precyzyjne sformułowanie celów przewidywania rozwoju energetyki. Za podstawowy cel przewidywania rozwoju energetyki na długie okresy można uznać dążenie do określenia najbardziej prawdopodobnej siły oddziaływania poszczególnych tendencji zewnętrznych i wewnętrznych. Cel ten można osiągnąć przy założeniu istnienia jednoczesnych prac nad długookresowym przewidywaniem rozwoju gospodarki narodowej jako całości.

Przewidywanie długookresowe w elektroenergetyce musi więc objąć przewidywaną strukturę wytwarzania w elektrowniach cieplnych, wodnych, jądrowych i innych, sposoby i kierunki

¹ Według danych OECD w roku 1976 pracowało w dwudziestu krajach 194 reaktorów wytwarzających energię na skalę handlową, nie wliczono tu reaktorów badawczych i eksperymentalnych. Przewiduje się, że w 1985 roku będzie pracować 600 reaktorów w 39 krajach.

przesyłu energii, a także takie elementy jak: wybór źródeł paliw i skracania drogi transportu, wybór optymalnego schematu scentralizowanego zasilania odbiorców energii, wybór optymalnego schematu wyłączeń elektrowni w zależności od kosztów jednostkowych, optymalizację wielkości rezerwy mocy uwzględniającą ewentualne straty u odbiorców w wyniku awaryjnych przerw w dostawach energii.

Takie podejście do problematyki przewidywania w energetyce pozwala na terminowe rozstrzygnięcia dotyczące lokalizacji inwestycji energetycznych, ich wielkości, terminów rozpoczęcia i zakończenia, a co za tym idzie właściwe zabezpieczenie potrzeb paliwowych kraju w perspektywie.

Szczegółowej analizie wymagają kierunki przyszłego zużycia energii elektrycznej. Zasadnicze przyrosty zużycia energii elektrycznej wystąpią w budownictwie, rolnictwie, transporcie, w gospodarstwach domowych a także w niektórych procesach wysokotemperaturowych i elektrolitycznych w przemyśle. Przyrostów w budownictwie i rolnictwie należy spodziewać się jako wyniku bezwzględnego wzrostu liczby odbiorników - maszyn i urządzeń o napędzie elektrycznym. Wzrost koncentracji procesów produkcyjnych w kierunku zbliżonym do procesów fabrycznych polegające na budowie dużych "fabryk domów", wytwórni betonu, wytwórni stolarki budowlanej itp. a także zwiększenie stopnia mechanizacji montażu i wykończenia obiektów prowadzi do zwiększenia możliwości wykorzystania maszyn i urządzeń napędzanych prądem elektrycznym.

Podobne procesy zachodzą w rolnictwie. Zwiększenie liczby dużych gospodarstw typu hodowlanych ferm a także zwiększenie stopnia ich mechanizacji, wprowadzenie nowych elementów -

mieszalnie pasz, suszarnie, zelektryfikowany transport wewnętrzny itp. - spowodują wzrost zużycia energii elektrycznej zarówno w wielkościach bezwzględnych jak i w przeliczeniu na jednostkę produkcji.

Na uwagę zasługuje przewidywany wzrost zużycia przez szeroko rozumiany transport. Elektryfikacja kolei jest najpoważniejszą przyczyną przyrostów, nie można jednak pominąć takich elementów jak wzrost zainteresowania elektrycznymi środkami transportu publicznego w miastach - chodzi o tramwaje, trolejbusy i szybką kolej miejską. Dużego wzrostu zapotrzebowania można spodziewać się ze strony transportu wewnątrzzakładowego w przemyśle, przenośniki, taśmociągi i różki akumulatorowe coraz szerszym frontem wchodzą do zakładów produkcyjnych. Podobnie jak w budownictwie i rolnictwie trzeba oczekiwać przyrostów spowodowanych wzrostem liczby odbiorników w gospodarstwach domowych. Szybki przyrost liczby oddawanych mieszkań oraz wzrost standardu ich wyposażenia w zmechanizowany sprzęt gospodarstwa domowego będzie źródłem liczącego się przyrostu zużycia. Z najpoważniejszym przyrostem należy się liczyć ze strony niektórych gałęzi przemysłu. Wzrost znaczenia procesów elektrolitycznych w hutnictwie metali nieżelaznych - głównie miedzi i aluminium oraz zwiększenie się udziału pieców elektrycznych w hutnictwie żelaza doprowadzi do poważnego wzrostu zużycia w tych gałęziach. Podobne procesy zachodzą w niektórych działach przemysłu chemicznego.

Należy podkreślić, że nie można spodziewać się bezwzględnego spadku zużycia w jakiegokolwiek grupie odbiorców. Ogólnie

obserwowaną tendencją w zużyciu jest spadek względnego udziału przemysłu w zużyciu ogółem, przy czym tendencja ta przejawia się w krajach powyżej pewnego poziomu rozwoju przemysłu. Związane to jest z ogólnym poziomem cywilizacyjnym wysoko rozwiniętych krajów. Analiza liczb zawartych w tabeli 2.1 obrazującej wielkość udziału zużycia w przemyśle w zużyciu krajowym świadczy o tym, że Polska już w końcu lat sześćdziesiątych wkroczyła już w fazę względnego spadku udziału przemysłu. Zaznaczył się powolny wzrost udziału budownictwa i rolnictwa a także nieco szybszy wzrost udziału transportu elektrycznego.

Tabela 2.1

Rozchód energii elektrycznej w Polsce w latach 1960-1975
w odsetkach

Grupy odbiorców	1960	1965	1966	1967	1978	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
Zużycie.ogółem	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Przemysł uspołecz- niony	66,39	67,64	67,40	68,20	66,88	66,26	65,67	64,16	63,39	65,58	62,18	63,12
Budownictwo uspo- łeczniowane	1,11	1,10	1,12	1,24	1,26	1,23	1,20	1,20	1,20	1,20	1,49	1,57
Rolnictwo	2,00	1,85	1,94	1,95	2,06	2,09	2,20	2,24	2,40	2,59	2,77	2,98
Trakcja elektr.	1,28	2,37	2,71	2,98	3,11	3,33	3,49	3,52	3,38	3,30	3,33	3,30
Gospodarka komunalna	3,47	3,29	3,23	3,29	3,14	2,95	2,85	2,74	2,70	2,66	2,67	2,74
Pozostałe	15,19	11,63	12,84	12,71	13,79	14,13	14,20	14,89	15,39	15,14	14,53	14,71
Straty w sieci	9,34	8,96	8,52	7,82	7,73	7,82	8,08	7,98	8,17	8,15	8,19	8,62
Eksport	1,19	3,10	2,18	1,77	2,00	2,13	2,27	3,24	3,32	4,36	4,81	2,93

Zródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

3. TEORETYCZNE PODSTAWY BUDOWY MODELI EKONOMETRYCZNYCH W PRZEWIDYWANIU DŁUGOOKRESOWYM.

W poprzednim rozdziale omówiono ogólne zależności ekonomiczne w gospodarce, ze szczególnym uwzględnieniem energetyki i elektroenergetyki. Dla celów przewidywania wielkości przyszłego zużycia energii elektrycznej zostaną użyte tylko niektóre z możliwych narzędzi - metody ekonometryczne. Rozważania prowadzone w tym rozdziale charakteryzują się dużym stopniem ogólności, dlatego nie są odnoszone do problematyki energetycznej. Tym niemniej omówione problemy pojawiają się przy próbie budowy modelu ekonometrycznego, który ma służyć sformułowaniu długookresowej prognozy zużycia energii elektrycznej. Zgodnie ze stwierdzeniem poprzedniego rozdziału przewidywania długookresowe powinny charakteryzować się wielowariantowością, dlatego wskazuje się wiele możliwych dróg modelowania procesu zużycia energii elektrycznej w gospodarce.

3.1. Typy modeli w przewidywaniu długookresowym.

W długookresowym przewidywaniu stosuje się szereg metod opartych na różnych założeniach. Najogólniej można je podzielić na dwie grupy:

- 1, metody oparte na wiedzy ekspertów,
- 2, metody matematyczno-statystyczne.

W niniejszej pracy skoncentrowano się niemal wyłącznie na metodach matematyczno-statystycznych, zwykle nazywanych

metodami ekonometrycznymi. Jednakże, aby nie sugerować, że są to jedynie możliwe metody, trzeba wskazać, że w przewidywaniu długookresowym dość duże znaczenie posiadają niematematyczne metody przewidywania.

3.1.1. Niematematyczne metody przewidywania

Metody oparte na doświadczeniu, wiedzy i intuicji przewidyującego mają szereg zalet, których nie posiadają inne metody. Umysł człowieka zdolny jest do uwzględnienia bardzo dużej liczby czynników i powiązań mających wpływ na kształtowanie się zjawiska, niezależnie od tego, czy te czynniki mają charakter ilościowy czy jakościowy. Ich zastosowanie może być mało kosztowne a wyniki nie odbiegają zasadniczo od uzyskanych innymi sposobami. Metody te nie wymagają istnienia bogatej statystyki ani szybkich środków obliczeniowych. Poważną wadą tego postępowania jest niemożliwość oszacowania prawdopodobieństwa popełnienia określonego błędu¹. Udział subiektywnej oceny, usposobienia przewidyującego, jego charakteru /optymista, pesymista/ jest tak poważny, że przewidywania tego typu nie mogą być przyjmowane bezkrytycznie. Poczyniono szereg prób połączenia zalet subiektywnej oceny przyszłości z precyzją statystyki. W związku z dążeniem do obiektywizacji indywidualnych ocen, metody oparte na wiedzy ekspertów w zasadzie nie występują samodzielnie. Stosuje się je łącznie z innymi metodami często w celu zweryfikowania stopnia wiarygodności otrzymanych oszacowań przyszłych

¹ Jak się okaże w dalszych rozważaniach, jest to wada nie tylko tej grupy metod.

wielkości badanego zjawiska. Najbardziej znanymi metodami tej grupy są:

- 1, delficka,
- 2, konferencji ideowych,
- 3, scenariusza genetycznego.

Metoda delficka polega na wielokrotnym ankietowaniu szeregowego kręgu ekspertów, przy czym każdy następny kwestionariusz ankiety uwzględnia wyniki poprzednich etapów. Oceny ekspertów poddawane są opracowaniu przy pomocy narzędzi statystycznych. Opis metody delfickiej można znaleźć np. w pracy [107].

Metoda konferencji ideowych polega na sporządzeniu ekspertyzy /prognozy/ na podstawie bezpośredniej dyskusji grupy ekspertów. Metoda ta nazywana jest "burzą mózgów" /brainstorming/.

Metoda scenariusza genetycznego zwana metodą świadomego konstruowania przyszłości polega na budowie scenariusza rozwoju prognozowanego zjawiska na podstawie znajomości jego stanu wyjściowego, znanych prawidłowości i tendencji rozwoju oraz uwzględnianiu preferencji ośrodka decyzyjnego.

Przydatność omówionych metod ograniczona jest koniecznością angażowania stosunkowo dużych grup ludzi - ekspertów. Możliwość skutecznego dotarcia do odpowiedniej liczby respondentów możliwe jest tylko w przypadku, gdy badanie przeprowadza wpływowa instytucja. W niniejszym badaniu nie zostanie podjęta próba weryfikacji przydatności poszczególnych metod tej grupy dla celów przewidywania długookresowego,

choć można przypuszczać, że wyniki byłyby interesujące.

Ciekawe rozważania na temat niematematycznych metod przewidywania zawarte są m.inn. w pracach [39] i [41]. W referacie [60] omówiono wyniki interesującego eksperymentu metodologicznego z zastosowaniem metody delfickiej. Wyniki zastosowania odmiany metody delfickiej w energetyce radzieckiej opisują autorzy pracy [21].

3.1.2. Metody matematyczno-statystyczne.

Metody ekonometryczne można podzielić na trzy podstawowe odmiany:

- modele tendencji rozwojowej,
- modele regresyjne,
- metody analogii.

I. Modele tendencji rozwojowej

Procesy ekonomiczne są zjawiskami o szerokich, wielokierunkowych powiązaniach przyczynowych. Różnorodne czynniki działają z różną siłą i w różnym stopniu decydują o tempie i kierunku rozwoju badanego zjawiska. Działanie wszystkich tych czynników można odzwierciedlić przy pomocy jednej skondensowanej zmiennej, która sama w sobie nie oddziałuje na badane zjawisko, lecz przebiega w pewnym sensie "równolegle" zarówno wraz z badanym zjawiskiem i z czynnikami określającymi rozwój tego zjawiska. Taką syntetyczną zmienną wyjaśniającą może być czas. Modele opisujące dotychczasowy przebieg zjawiska przy pomocy zmiennej czasowej /lub jej

funkcji/ nazywa się trendami lub modelami tendencji rozwojowej. Zastosowanie modeli tendencji rozwojowej do przewidywania długookresowego jest uzasadnione wszędzie tam, gdzie występuje wiele czynników, często trudnych do skwantyfikowania, a ponadto badane zjawisko jest dostatecznie dużym agregatem, w których wewnętrzne ruchy strukturalne częściowo kompensują się i nie doprowadzają do poważnych zakłóceń tendencji długookresowej. Opinię taką prezentują np. autorzy pracy [73], którzy piszą, że ekstrapolacje trendów rozwoju są użyteczne tylko w przypadku, gdy bazują one na długich i stosunkowo solidnych szeregach historycznych. Poza tym mogą być wykorzystane wyłącznie dla wystarczająco dużych agregatów. Sąd ten podziela wielu autorów między innymi Z. Bartel pisze w [2] s.23-24: "Doświadczenie wskazuje, że ekstrapolacja może być stosowana z powodzeniem, gdy chodzi o prognozę rozwoju globalnych wielkości gospodarczych np. dochodu narodowego, globalnej produkcji przemysłowej danego kraju, ogólnego zapotrzebowania energii elektrycznej. Trend rozwoju tych wielkości może być ekstrapolowany bez większej obawy popełnienia większych błędów szacunkowych". Modele tendencji rozwojowej w przewidywaniu długookresowym są szczególnie przydatne wszędzie tam, gdzie pojawia się konieczność uwzględnienia dużej liczby pozastatystycznych informacji dotyczących kierunków rozwoju nauki i techniki, strategii rozwoju gospodarczego, tendencji w kierunkach wykorzystania surowców energetycznych itp. oraz gdy badane zjawisko charakteryzuje się "gładkością" w sensie braku dużych zmian w krótkim okresie, a także słabo

reaguje na działania typu administracyjnego, bodźcowego itp. Wydaje się, że globalne zużycie energii elektrycznej jest zjawiskiem o takich właściwościach, które uzasadniają użycie omawianych modeli. Wynika to stąd, że:

1, występuje tu wielu względnie wyodrębnionych odbiorców, których różnokierunkowe działania znoszą się w skali globalnej,

2, u odbiorców bytowo-komunalnych, w rolnictwie i częściowo w przemyśle, energia elektryczna traktowana jest jako dobro występujące w nieograniczonej obfitości, co pogłębione jest niską ceną energii - nie występują więc w jej zużyciu efekty koniunkturalne,

3, w przemyśle energia elektryczna nie jest substytucyjna z innymi formami energii. Okres eksploatacji maszyn kształtuje się w granicach 15 - 20 lat, nie jest prawdopodobne by wystąpiło gwałtowne przestawienie typów napędu maszyn i urządzeń w przemyśle.

Podobne rozważania można odnieść do substytucyjności różnych form energii w procesach aparaturowych. Zastosowane technologie wymagają odpowiedniej aparatury a ta przystosowana jest do określonej formy energii. Tu również mało prawdopodobne jest gwałtowne przejście od jednej formy energii do innej, tym bardziej, że w skali kraju ewentualne przesunięcia mogą być różnokierunkowe.

Konkludując powyższe rozważania można stwierdzić, że ekstrapolacja dotychczasowych tendencji może okazać się dostatecznie dokładna, by być przydatna w praktycznym przewidywaniu wielkości zużycia energii elektrycznej. Porównanie prze-

biegu "proponowanego" przez ekstrapolację trendu, z wiadomościami pozastatystycznymi dotyczącymi przewidywanego tempa rozwoju społeczno-gospodarczego, przemian strukturalnych w samym zużyciu, warunków substytucji i komplementarności itp. pozwala na ocenę, czy ekstrapolacja trendu daje sensowne wyniki. Prognozy uzyskane przez ekstrapolację trendu dają dobry materiał porównawczy dla prognoz sporządzonych innymi metodami, mogą także służyć do budowy prognozy wypadkowej. Pogląd taki prezentuje m.inn. Z.Pawłowski w [83], który sumując rozważania na temat prognozowania długookresowego, stwierdza, że niezależnie od zastrzeżeń co do przydatności metod ekonometrycznych do wnioskowania na długie okresy czasu trzeba stwierdzić, że inne stosowane niekiedy metody nie są ohyba bardziej dokładne, a w każdym razie nie opierają się na bardziej obiektywnych podstawach. W sytuacji, gdy brak jest jakiejś bezspornie poprawnej podstawy prognozowania, metody ekonometryczne - w tym ekstrapolacja wyrażonych i zaznaczonych na długim odcinku czasu trendów - mogą okazać się warte zastosowania jako względnie dokładniejsze. Spostrzeżenie, że omawiany typ modeli może znaleźć zastosowanie w przewidywaniu długookresowym ma duże znaczenie, ponieważ modele te są bardzo wygodne w aplikacji. Nie występują kłopoty związane z wyborem zmiennych objaśniających i zbieraniem informacji statystycznych, łatwo wybrać postać analityczną funkcji trendu na podstawie analizy rozrzutu punktów empirycznych w układzie współrzędnych prostokątnych. Nie potrzebna jest znajomość jakichkolwiek wielkości w przyszłości. Powyższe cechy modeli tendencji rozwojo-

wej sprawiają, że są one chętnie stosowane.

Klasyczny model tendencji rozwojowej ma postać:

$$Y_t = f(t) + \xi_t, \quad (3.1)$$

gdzie: Y_t - zmienna endogeniczna,

t - zmienna czasowa,

$f(t)$ - pewna funkcja czasu,

ξ_t - składnik czysto losowy modelu.

Wyboru funkcji $f(t)$ opisującej systematyczny składnik zmiennej Y_t , a także szacunku parametrów tej funkcji dokonuje się na ogólnych zasadach podanych w paragrafie 3.2.

Do grupy modeli tendencji rozwojowej zalicza się również tak zwane modele autoregresyjne. Są to modele o postaci:

$$Y_t = \sum_{\tau \in P} \alpha_\tau Y_{t-\tau} + \xi_t, \quad (3.2)$$

α_τ - parametry modelu,

$Y_{t-\tau}$ - zmienne objaśniające, których wartości to realizacje zmiennej objaśnianej Y , w okresach opóźnionych o τ jednostek czasu,

p - pewien zbiór liczb naturalnych np. $p = \{1, 3, 4\}$,

τ - opóźnienia, liczby ze zbioru p .

Modele (3.2) częściej wykorzystywane w prognozowaniu krótkookresowym mogą czasem okazać się przydatne w przewidywaniu długookresowym.

Nie zawsze model opisujący rozwój zjawiska ekonomicznego musi wyjaśniać mechanizm tego rozwoju, przy prognozowaniu wykorzystuje się niekiedy modele które jedynie opisują

drogę rozwoju umożliwiając sformułowanie prognozy. Do tego typu modeli zaliczyć można grupę tak zwanych adaptacyjnych modeli tendencji rozwojowej. Większość tych modeli wykorzystywana jest w prognozowaniu krótkookresowym, gdyż mechanizmy adaptacyjne nadają relatywnie dużą wagę informacjom najnowszym, co jest dużą zaletą przy prognozach na okresy bliskie a może się okazać niekorzystne przy przewidywaniu na długie okresy. Może się bowiem okazać, że przypadkowe odchylenia od trwałej, długookresowej tendencji zniekształcają obraz zjawiska, fałszując uzyskane prognozy.

Do grupy modeli adaptacyjnych trzeba zaliczyć przede wszystkim:

- 1, modele oparte na idei średniej ruchomej,
- 2, modele wyrównywania wykładniczego,
- 3, modele oparte o teorię procesów stochastycznych.

Wśród pierwszej grupy na wyróżnienie zasługuje metoda podana przez Z.Hellwiga w artykule [47] - tak zwana metoda trendu pełzającego. Idea metody trendu pełzającego była wielokrotnie wykorzystywana do formułowania pokrewnych sposobów budowy modeli tendencji rozwojowej. Przykład takiej modyfikacji zawarty jest np. w pracy [7]. Literatura dotycząca modeli wyrównywania wykładniczego jest bogata. Ideę postępowania podał m.inn. Z.Pawłowski w pracy [84], oraz K.Zadora w artykule [116]. Autorem metody jest R.Brown [10].

O sposobach wykorzystania teorii procesów stochastycznych w prognozowaniu zjawisk ekonomicznych piszą szeroko G.Box i G.Jenkins w monografii [8].

Spośród polskich publikacji na uwagę zasługuje praca [48].
Interesującą próbę zastosowanie teorii procesów stochastycznych do prognozowania w energetyce podjął J. Jakubczyk w pracy [55].

II. Modele regresyjne.

Modele w których w roli zmiennych objaśniających występują różne zmienne ekonomiczne, dają szansę pełniejszego opisu badanego zjawiska, uzależniając zmiany procesu badanego od zmian innych zmiennych wpływających nań w określony sposób. Gdyby w modelu:

$$Y = f(X) + \xi, \quad (3.3)$$

gdzie: $X = \{X_1, X_2, X_3, \dots, X_n\}$ - wektor zmiennych ekonomicznych tak zwanych zmiennych objaśniających,

f - pewna funkcja wektora zmiennych objaśniających,

ξ - składnik losowy modelu,

udało się wykryć zależności przyczynowo-skutkowe kształtujące zmienną Y , wtedy możnaby o modelu (3.3) mówić jako o modelu przyczynowo-skutkowym. Niestety na ogół wykrytych zależności nie można uznać za przyczynowo-skutkowe, często są to zależności symptomatyczne polegające na współzachodzeniu - jednoczesnym występowaniu zmian w określonym kierunku i tempie itp. lub tylko przypadkowe zbieżności kierunków i tempa rozwoju. Dlatego też, bardziej uzasadnione jest używanie nazwy - modele symptomatyczne, lub szerzej modele regresyjne, a więc oparte na zależnościach korelacyjnych.

W literaturze ekonometrycznej nie ma zgodności co należy uznać za model ekonometryczny, a model regresyjny w szczególności. Najczęściej podaje się definicję opisową, która mówi że modelem nazywa się układ równań przedstawiających szczególny układ rzeczywistości lub domniemanej rzeczywistości, zaś modelem ekonometrycznym jest układ równań przedstawiający pewne zjawisko ekonomiczne lub cały zespół takich zjawisk, definicję taką sformułował A. Heesterman w pracy [42].

W niniejszym badaniu zostaną wykorzystane liniowe modele jednorównaniowe typu:

$$Y = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_i + \xi, \quad (3.4)$$

gdzie: α_i - parametry strukturalne modelu,

X_i - zmienne objaśniające, jedna z nich np. $X_k \equiv 1$,

k - ilość uwzględnionych zmiennych objaśniających,

ξ - składnik losowy modelu.

Przydatność modeli (3.4) jest uzasadniona przede wszystkim ich prostotą a jednocześnie dużym stopniem ogólności i szerokim zakresem stwarzanych możliwości dalszego doskonalenia.

W niniejszej pracy modele regresyjne będą głównym obiektem zainteresowania.

III. Metody analogii.

Interesującą grupą metod prognozowania są tak zwane metody analogii, zwane metodami porównań lub metodami wzorca, polegające na tym, że prognoza sporządzana jest na podstawie obserwacji dróg rozwojowych wyżej rozwiniętych obiektów, państw czy grup krajów. Zakłada się, że rozwój społeczno-

-gospodarczy różnych obiektów odbywa się według tych samych prawidłowości, występujące różnice w poziomie różnych charakterystyk tłumaczy się opóźnieniami czasowymi w rozwoju poszczególnych obiektów.

W metodach porównań wykorzystuje się szeroko aparat metod taksonomicznych. Często stosuje się też odpowiednio zmodyfikowane modele tendencji rozwojowej oraz modele regresyjne. Ciekawymi przykładami zastosowania metod porównań międzynarodowych do prognozowania są prace Z.Hellwiga np. [51] a także [107]. Na uwagę zasługuje praca M.Cieślak [14].

Podany wyżej podział metod stosowanych w przewidywaniu długookresowym charakteryzuje tylko najogólniejsze założenia leżące u podstaw poszczególnych grup metod. Oczywiście jest, że stosowane w praktyce metody są bardzo często kombinacjami metod należących do różnych grup. Przegląd metod prognozowania warunków ich stosowalności i przydatności w konkretnych sytuacjach badawczych zawarty jest między innymi w pracach M.Cieślak [13], A.Zeliasia [117], [119], [121] a także w pracach [16], [19], [64], [66], [71], [89], [90].

3.2. Ogólne zasady budowy modelu ekonometrycznego

Przed ekonometrykiem podejmującym próbę budowy modelu ekonometrycznego dla celów predykcji pojawia się szereg problemów, które muszą być rozstrzygnięte w trakcie prac nad modelem. Jest rzeczą szczególnie ważną by przed rozpoczęciem budowy modelu spreocyzować cel, któremu ma służyć konstruowany model. Wiadomo, że każdy model tak ze względu na swoją

konstrukcją, jak i założenia może służyć tylko ściśle określone mu celowi, dlatego tak istotnym jest by cel ten był jasno i precyzyjnie sformułowany.

Wstępnym etapem budowy modelu jest proces precyzowania definicji zmiennych endogenicznych i związanych z nimi związkami przyczynowymi zmiennych egzogenicznych. Wybór zmiennych jest uwarunkowany znajomością zjawiska będącego przedmiotem badania oraz praw ekonomicznych nim rządzących. Wynika to z faktu, że naukowe prognozowanie przebiegu procesów ekonomicznych oparte jest na głównej tezie marksizmu, która głosi, że rozwój ekonomiczny przebiega według obiektywnych praw, posiada swą logikę i konsekwencję. Obiektywny charakter praw rozwoju pozwala na wykrycie najistotniejszych związków przyczynowo-skutkowych między zjawiskami ekonomicznymi, zaobserwowanie ich powtarzalności w określonych warunkach, a także wykrycie mechanizmów i charakteru zmian tych zjawisk. Powyższe stwierdzenia uzasadniają tezę o możliwości takiego doboru zmiennych objaśnianych i objaśniających, który pozwalałaby na konstrukcję modeli odzwierciedlających obiektywnie występujące ekonomiczne mechanizmy rozwoju w gospodarce.

Informacji o tych mechanizmach i powiązaniach przyczynowo-skutkowych, substytucyjnych i komplementarnych dostarcza szeroko rozumiana wiedza ekonomiczna. Niestety, stosunkowo często teoria ekonomii dotycząca interesującego procesu gospodarczego nie jest w dostatecznym stopniu rozwinięta. Utrudnia to ustalenie związków kauzalnych, co odbija się na wynikach prac. Wyjściem pośrednim stosowanym przez ekonometryków w tej sytuacji jest wybór, na podstawie związ-

ków korelacyjnych, takiego zestawu zmiennych, które mogłyby potencjalnie objaśniać rozwój badanego problemu. W tym przypadku na ogół trudno dać przekonujące uzasadnienie teoretyczne /z punktu widzenia teorii ekonomii/ takiego a nie innego wyboru zmiennych objaśniających. Poza tym, jak piszą między innymi autorzy radzieccy w [91] ograniczenie ilości rozpatrywanych zmiennych prowadzi do tego, że w wyniku oceny statystycznej parametry wchłaniają w siebie zagregowane oddziaływanie wszystkich pominiętych czynników i zależność między zmiennymi ulega wypaczeniu w porównaniu z zależnością rzeczywistą.

W związku z powyższym, w takich przypadkach mówi się raczej o modelach symptomatycznych niż o przyczynowo-skutkowych¹.

Powyższe względy teoretyczne warunkujące wybór zmiennych należy uzupełnić względami praktycznymi, które muszą być rozpatrzone na tym wstępnym etapie przygotowania badania. Nie zawsze realizacja modeli najbardziej uzasadnionych z punktu widzenia teorii jest możliwa ze względu na niedostępność wymaganych informacji statystycznych, brak odpowiednich narzędzi teoretycznych /metod estymacji parametrów, możliwości oceny rzędu dokładności wyników itp./, a także ze względu na brak odpowiednio szybkich maszyn liczących z dostatecznie dużą pamięcią.

Praktycznie nie jest możliwy pełny opis licznych, niezwykle złożonych, wielokierunkowych powiązań przyczynowo-skutkowych składających się na mechanizm badanego zjawiska

¹ Wyczerpująco na temat podstaw filozoficznych i teoretycznych prognozowania pisze S. Żurawicki w [125] a także autorzy radzieccy w [73].

ekonomicznego. Istniejące metody ekonometryczne nie są w stanie zapewnić pełnej ilustracji tych powiązań. Na ogół nie jest to celowe, gdyż interesujące są tylko najistotniejsze zależności decydujące o kierunku i tempie rozwoju badanego zjawiska.

Dlatego też dążenie do jak najpełniejszego opisu interesującego zjawiska, co często związane jest z dążeniem do uwzględnienia dużej liczby zmiennych objaśniających jest konfrontowane z praktycznym dążeniem do ograniczenia ilości zmiennych objaśniających, które uzasadnia się wymogami znanych metod estymacji, niedostępnością informacji statystycznych, a także obserwacją, że zwiększenie liczby zmiennych objaśniających nie zawsze prowadzi do polepszenia wyników modelowania. Często stwierdza się wręcz, że im więcej zmiennych w równaniu korelacyjnym, tym bardziej czaso- i pracochłonne staje się to równanie a poza tym większe staje się niebezpieczeństwo, że główny czynnik lub czynniki decydujące o długookresowej tendencji może być zakłócony przez mnogość mniej ważnych czynników, które mogą mieć duże znaczenie w krótkim okresie a niewielki wpływ na długookresowy trend zjawiska. O pogarszaniu wyników mogą decydować również takie względy jak: powtórzenie informacji, kumulacja błędów itp.

Pojawia się więc niebagatelne pytanie - które z potencjalnych zmiennych objaśniających wybrać do modelu. Stosuje się szereg dróg postępowania, które ułatwiają podjęcie wymaganej decyzji.

Przed przejściem do ich omówienia należy zwrócić uwagę na dwie sprawy. Proponowane sposoby postępowania są możliwe do zastosowania dopiero po wyspecyfikowaniu tzw. wstępnej listy potencjalnych zmiennych objaśniających. Niepełna wiedza ekonomiczna sprawia, że wstępny wybór potencjalnych zmiennych egzogenicznych jest dokonywany niejako "na oślep", według intuicji i wstępnych przypuszczeń badacza. Późniejsze próby obiektywizacji postępowania obciążone są subiektywizmem tej wstępnej decyzji, co zmusza do traktowania omówionych niżej metod jako quasi obiektywnych. Druga uwaga dotyczy założenia leżącego u podstaw omówionych metod. Zakłada się mianowicie, iż związki między poszczególnymi zmiennymi są liniowe, a więc uzasadnione jest korzystanie ze współczynnika korelacji.

Należy dążyć do tego by wstępna lista zmiennych objaśniających była zestawiona w sposób zgodny z aktualną wiedzą i doświadczeniem. Przy ustalaniu zestawu zmiennych, które kandydują do roli zmiennych objaśniających w budowanym modelu trzeba kierować się następującymi zaleceniami:

- 1, dobór zmiennych powinien być dokonany na podstawie ich ekonomicznej ważności wynikającej z twierdzeń ekonomii politycznej lub ekonomii branżowych oraz z postawionego celu badania,

- 2, wybrane zmienne powinny posiadać ustaloną interpretację,

- 3, zmienne powinny być mierzalne i muszą istnieć wiarygodne dane statystyczne dotyczące tych zmiennych.

W celu określenia, które spośród wstępnej listy zmiennych objaśniających należy *explicite* uwzględnić w modelu by możliwie najlepiej opisać mechanizm rozwoju analizowanego zjawiska, można stosować szereg sposobów:

1, korzystając z informacji pozastatystycznych, doświadczenia i intuicji badawczej dokonuje się wyboru zmiennych, które wydają się być najlepsze z punktu widzenia celu badania,

2, dysponując obserwacjami statystycznymi dla pewnego, wstępnie wyspecyfikowanego zbioru zmiennych objaśniających $\Omega = \{X_1, X_2, \dots, X_k\}$, estymuje się parametry modeli w których zmiennymi objaśniającymi są kolejno wszystkie możliwe kombinacje zmiennych w zbiorze Ω . Uznaje się, że najlepszy zestaw zmiennych objaśniających, dla którego model jest najlepszy ze względu na przyjęte kryterium dobroci. Takim kryterium może być miara dopasowania modelu - np. współczynnik zbieżności lub współczynnik określoności. Innym kryterium mogą być własności estymatorów parametrów /np. wariancje parametrów, wariancja składnika losowego itp./.

Wybór kryterium dobroci modelu zdeterminowany jest przez cel badania. Przegląd charakterystyk modelu, które mogą służyć jako kryterium wyboru zmiennych znaleźć można w każdym podręczniku ekonometrii np. [3], [22], [50], [78].

Na marginesie tej metody trzeba zwrócić uwagę na wielokryteriowość postępowania. Omówione wyżej kryterium główne musi być poparte innymi, pomocniczymi - model musi spełniać pewne ogólne warunki omówione w dalszej części pracy. Chodzi tu o takie sprawy jak istotność parametrów, stopień dopaso-

wania modelu i własności reszt.

3, estymuje się parametry modeli dorzucając nowe zmienne objaśniające aż do momentu gdy przyjęte kryterium dobroci modelu osiągnie zadaną wartość. Szereg kwestii jakie pojawiają się przy takim sposobie postępowania omówione jest między innymi w pracach [35] i [22],

4, stosuje się jedną z tak zwanych analitycznych metod wyboru zmiennych. Ostatnio powstaje szereg metod tego typu. Na ogół są one oparte na analizie związków korelacyjnych między zmiennymi objaśniającymi i objaśnianymi. Z. Hellwig zaproponował w artykule [45] metodę opartą na tak zwanych integralnej pojemności informacyjnej zespołu zmiennych. Prostą metodę wykorzystującą teorię grafów do wyboru zmiennych objaśniających opracowała S. Bartosiewicz w pracy [6]. Nieco inne założenia leżą u podstaw metody zaproponowanej przez W. Plutę w artykule [88] i J. Mały w artykule [67]. Interesujące uwagi o problemie wyboru zmiennych objaśniających zawarte są w artykule A. Zoliasia [122].

Wszystkie omówione wyżej sposoby postępowania mające na celu wyspecyfikowanie zbioru zmiennych objaśniających wymagają wstępnego zestawienia zbioru zmiennych - kandydatek na zmienne objaśniające $\mathcal{Q} = \{X_1, X_2, \dots, X_k\}$, oraz zebrania danych statystycznych dotyczących wszystkich tych zmiennych. Gromadzenie informacji statystycznych może nastroić szereg trudności. Do najczęściej spotykanych należy niekompletność, nieporównywalność oraz niedostępność danych. Surowe, wstępnie zebrane dane statystyczne ocenia się według

kryterium przydatności, kompletności, porównywalności i wiarygodności. Czasem można dostosować dane wyjściowe do wymogów badania drogą dodatkowego badania polegającego na szacunkach, przeliczeniach a nawet uciekaniu się do danych źródłowych. Zdarza się, że mimo wysiłków nie udaje się skompletować danych, wtedy trzeba rezygnować z takiej zmiennej i próbować zastąpić ją inną o zbliżonym charakterze.

Wyżej omówione problemy trzeba uzupełnić zasygnalizowaniem pewnych wymogów formalnych stawianych przed zmiennymi. Wspomniano już, że w modelach liniowych zakłada się liniowy typ zależności między zmiennymi. Postuluje się by występowało duże skorelowanie zmiennych objaśniających ze zmienną objaśnianą i jednocześnie by zmienne objaśniające były nieskorelowane między sobą. Niespełnienie tego drugiego postulatu może powodować szereg komplikacji, które są szczególnie kłopotliwe w przypadku wystąpienia tzw. współliniowości zmiennych. Te niezwykle trudne problemy omówione są w artykułach Z. Hellwiga [44] i [52] oraz A. Zeliasia [118] i [123] a także w pracy A. Hoerla, R. Kennarda [53], którzy proponują modyfikację sposobu szacowania parametrów. Modyfikacja ta zwiększa efektywność estymatorów kosztem ich obciążenia. Problemem, który musi być rozwiązany we wstępnej fazie badania jest wybór analitycznej postaci modelu. Dotychczas nie opracowano dobrego, uniwersalnego sposobu określania typu zależności między zmiennymi objaśniającymi i objaśnianymi. Dobór analitycznej postaci modelu ekonometrycznego jest trudny. Wymagane jest stosowanie indywidualnych procedur do każdego badania,

tym niemniej można wymienić kilka ogólnych postulatów, które są pomocne przy budowie modelu:

1, zgodnie z twierdzeniem Weierstrassa możliwa jest aproksymacja wielomianowa w dowolnym przedziale, przy czym wraz ze wzrostem wymaganego stopnia dopasowania musi rosnać stopień wielomianu, przy pomocy badania tak zwanych przyrostów można określić stopień wielomianu dobrze opisującego proces ekonomiczny. Ten sposób postępowania jest szczególnie przydatny w przypadku modeli tendencji rozwojowej,

2, jeśli zmienna objaśniana zależy od jednej zmiennej objaśniającej to najprostszą wskazówką wyboru kształtu funkcji aproksymacyjnej może być obraz rozmieszczenia punktów na płaszczyźnie współrzędnych prostokątnych,

3, w przypadku gdy występuje więcej niż jedna zmienna objaśniająca można zastosować procedurę iteracyjną dopasowującą różne postacie funkcji. Wyboru funkcji dokonuje się w oparciu o różne kryteria np. minimalny błąd resztowy, minimalna wariancja resztowa, odchylenie standardowe prognoz wygasłych, odchylenia standardowe oszacowania funkcji itp. Ten sposób postępowania nazywa się czasem tzw. "metodą heurystyczną" lub metodą prób,

4, niekiedy sposób doboru zmiennych determinuje postać analityczną modelu. Z podobną sytuacją mamy do czynienia w przypadku gdy badany proces jest dobrze poznany, wtedy znane są wszystkie zależności łącznie z postacią analityczną. Występuje np. konieczność uaktualnienia ^{wartości} ocen parametrów,

5, informacje pozastatystyczne, wiedza teoretyczna i doświadczenia badawcze mogą dostarczyć wskazówek pomocnych przy podejmowaniu decyzji o postaci zastosowanego modelu,

6, pewna klasa modeli - tak zwane modele adaptacyjne nie wymagają apriorycznego określania postaci analitycznej, zastosowane algorytmy służą między innymi wyborowi postaci analitycznej zapewniającej dobre dopasowanie do danych empirycznych.

Dobry wybór postaci modelu wymaga dużej wiedzy teoretycznej, zarówno ekonometrycznej jak i ekonomicznej, a także pewnego doświadczenia i intuicji badawczej. Kilka przykładów postępowania w konkretnej sytuacji badawczej podają między innymi S.Bartosiewicz [5] i Z.Pawłowski [78], [83], [86] a także Z.Hellwig w [43].

Określenia "dobry" używano tu w rozumieniu intuicyjnym, precyzyjne znaczenie tego określenia podano w dalszej części pracy.

Decyzja o wyborze postaci modelu w zasadniczym stopniu determinuje dalszy sposób postępowania, przede wszystkim wybór metody szacowania parametrów. Wybór metody estymacji zależy od własności modelu. Najczęściej stosowaną metodą estymacji parametrów jest metoda najmniejszych kwadratów. Jest ona powszechnie znana, opisana praktycznie w każdym podręczniku ekonometrii i statystyki. W literaturze polskiej znaleźć ją można m.inn. w pracach [3], [22], [50], [58] i [78]. Najpełniej własności metody i warunki jej stosowalności podał W.Pieręgudow w [87].

Mimo szeregu poważnych zalet, metoda najmniejszych kwadratów nie może być uznana za uniwersalną, dlatego powstało szereg innych metod estymacji; pośrednia metoda najmniejszych kwadratów, podwójna metoda najmniejszych kwadratów, uogólnio-

niona metoda najmniejszych kwadratów, metoda największej wiarygodności, metoda ograniczonej informacji itp. Większość z tych metod jest szczególnym przypadkiem w ogólnej klasie metod estymacji znanych pod nazwą "estymatorów klasy K"

H.Theilla. Ogólny zarys metod tej klasy zawarty jest w pracach M.Kolupy [58] i Z.Pawłowskiego [80] a także w podręcznikach A.Goldbergera [35] i J.Johnstona [54].

Założenia klasycznej metody najmniejszych kwadratów są dosyć silne, jednakże jeśli są spełnione to uzyskuje się zgodne, nieobciążone i najefektywniejsze oceny parametrów. W pracach A.Goldbergera [35], Z.Pawłowskiego [80] i [81] i A.Zelisaia [120] omówione są konsekwencje odejścia od poszczególnych założeń klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Omawiana metoda może być stosowana do szacowania parametrów modeli liniowych - jednorównaniowych, lub do szacowania parametrów poszczególnych równań liniowych modeli wielorównaniowych - tak zwanych modeli prostych i rekurencyjnych¹. Metoda może być stosowana również do szacowania parametrów niektórych nieliniowych postaci modeli, po dokonaniu tak zwanej transformacji liniowej. Zabieg tego rodzaju jest możliwy w przypadku pewnych klas funkcji, między innymi niektórych hiperbol, krzywych logarytmicznych, trygonometrycznych, wykładniczych i potęgowych. Szczegółowo problemy transformacji liniowej opisuje między innymi Z.Hellwig w monografii [43].

Następną fazę budowy modelu określa się mianem weryfikacji. W naszym przypadku najbardziej istotne jest zbadanie modelu pod kątem przydatności do prognozowania. Właściwości

¹ Klasyfikacja modeli przyjęta za [58]. Odpowiada ona nomenklaturze tradycyjnie utrwalonej w polskiej literaturze przedmiotu.

modeli bada się według trzech grup kryteriów. Do grupy pierwszej zalicza się testowanie istotności parametrów strukturalnych. W drugim kroku bada się stopień dopasowania modelu do obserwacji empirycznych, a następnie bada się własności składnika losowego. To ostatnie ma zasadnicze znaczenie dla ocen dokładności prognoz. W praktyce za aproksymację składnika losowego uznaje się zaobserwowane reszty modelu. Badanie składnika losowego obejmuje:

1, sprawdzenie, czy reszty modelu rozłożone są symetrycznie wokół linii regresji,

2, zbadanie, czy odchylenia wartości empirycznych od modelu mają charakter losowy,

3, sprawdzenie, czy reszty modelu są niezależne od czasu czyli praktycznie - czy są nieskorelowane ze zmienną czasową, poprzez zastosowanie testów badających stacjonarność składnika losowego,

4, zbadanie, czy nie występuje autokorelacja składnika losowego,

5, zbadanie nieobciążoności składnika losowego,

6, sprawdzenie rozkładu składnika losowego.

Stosowane w badaniu własności składnika losowego testy znaleźć można w każdym podręczniku statystyki matematycznej np. w [1], [17], [33], [40], [85], [95] itp. Oryginalne, cybernetyczne podejście do problemu weryfikacji prezentuje S. Bartosiewicz w [3].

Należy zwrócić uwagę na istotność postępowania weryfikacyjnego. Negatywne wyniki testowania w poszczególnych krokach powodują konieczność uzupełnienia badania, poprawiania

modelu, a nawet rezygnacji z wykorzystania danego modelu. W ostatecznym rachunku, weryfikacja modelu ma na celu sprawdzenie, czy zbudowany model spełnia założenia leżące u podstaw teorii prognoz, a co za tym idzie czy jest przydatny do prognozowania. Założenia te w ich klasycznym sformułowaniu podanym przez Z.Pawłowskiego w [80] są następujące:

1, znany jest model dla zmiennej prognozowanej to znaczy znana jest postać analityczna, wartości ocen parametrów strukturalnych i wartości ocen parametrów struktury stochastycznej modelu,

2, relacje strukturalne są stałe w czasie,

3, rozkład składnika losowego jest stabilny w czasie,

4, znane są wartości zmiennych objaśniających w okresie prognozowanym,

5, dopuszczalna jest ekstrapolacja zaobserwowanych w przeszłości relacji /modelu/ na okresy przyszłe.

Rozważania na temat konsekwencji odejścia od poszczególnych założeń zawarte są między innymi w pracach Z.Pawłowskiego [80] i [83].

W niniejszym badaniu model ekonometryczny ma służyć prognozowaniu na długie okresy. Żeby sprawdzić, czy poszczególne założenia są spełnione, czyli innymi słowy czy dopuszczalne jest prognozowanie, trzeba przyjąć, że model którym się dysponuje realizuje postulaty sformułowane w założeniu 1. Podobnie należy przyjąć, że spełnione jest założenie 4. Przewidywane wartości zmiennych objaśniających określane są w następujący sposób:

1, odczytuje się je z planów społeczno-gospodarczych,

2, wykorzystuje się badania, wykonywane przy innej okazji a poświęcone między innymi określaniu przyszłych wartości zmiennych, które w wykorzystywanym modelu występują w roli zmiennych objaśniających,

3, wykonuje się specjalne, dodatkowe badanie mające za zadanie określenie przewidywanych wartości zmiennych objaśniających w okresie prognozowanym.

Bezpośrednie sprawdzenie słuszności założenia 5 praktycznie jest niewykonalne. Można natomiast pośrednio próbować sprawdzić, czy spełnione są warunki, które dopuszczają ekstrapolację zaobserwowanych relacji. Badanie to może polegać na sprawdzeniu czy zaobserwowane relacje /model/ były stabilne, niezmiennie w przeszłości. Jeśli okaże się, że w przeszłości relacje strukturalne, ich postać analityczna lub rozkład składnika losowego nie były stabilne, ulegały określonym zmianom, wtedy trzeba przyjąć, że również w przyszłości można spodziewać się podobnych zmian. W przypadku gdy model był stabilny w przeszłości, wtedy istnieje podstawa do przypuszczeń, że i w przyszłości zaobserwowane relacje będą obowiązywały.

W niniejszym badaniu będzie przyjęte założenie, że model można uznać za stabilny jeśli nie zmieniają się trzy poniższe elementy:

- 1, postać analityczna zależności,
- 2, rozkład składnika losowego,
- 3, relacje strukturalne.

Problematyka badania stabilności modeli jest poruszona między innymi przez M.Cieślak i A.Smoluka w [15], którzy do badania modelu ekonometrycznego proponują zastosować elementy teorii katastrof. J.Nowak wykorzystuje jeden z mierników dokładności prognoz ex post do badania stabilności modelu. A.Zeliaś w artykule [119] a także w pracach [117] i [121] podaje sposoby postępowania w przypadku wykrycia niestabilności modeli.

Należy pamiętać, że całość dotychczasowych rozważań dotyczy strony formalnej badania, równolegle rozpatruje się szereg okoliczności praktycznych mających wpływ na badane zjawisko. Chodzi tu o wykorzystanie dotychczasowych doświadczeń krajowych lub zagranicznych, znajomość kierunków rozwoju społeczno-gospodarczego, powiązań międzynarodowych, decyzji politycznych itp. Wszystkie te czynniki mogą i w praktyce wpływają na sposób kształtowania się badanych zjawisk ekonomicznych.

3.3. Badanie przydatności prognostycznej modeli.

3.3.1. Ogólna procedura badania stabilności modelu ekonometrycznego.

Podstawową trudnością stojącą przed podejmującym próbę prognozowania na okres powyżej pięciu lat jest świadomość dużego prawdopodobieństwa niespełnienia niektórych klasycznych założeń przyjmowanych przy prognozach krótko i średnio-okresowych, sprowadzających się do postulatu niezmienności mechanizmu rozwojowego badanych zjawisk. Chodzi tu o założe-

nia sformułowane w paragrafie 3.2 spośród których nas będą interesować przede wszystkim założenia o stałości relacji strukturalnych i stabilności rozkładu składnika losowego.

Najoźsciej dezaktualizacja modeli polega na zmianie:

- 1, postaci analitycznej modelu,
- 2, parametrów strukturalnych,
- 3, własności rozkładu składnika losowego.

W prognozowaniu w ogóle, a przy przewidywaniu na długie okresy w szczególności, istotne jest by model był "ważny" w sensie stałości trzech wyżej wymienionych składników modelu, w przeciwnym bowiem przypadku model nie może być wykorzystywany do sporządzenia prognozy, gdyż prowadziłyby to do dużych błędów przewidywania, przez co uzyskane wyniki byłyby bezużyteczne. Dlatego też przed przystąpieniem do sporządzania prognozy trzeba zbadać czy w przyszłości model nie ulegnie dezaktualizacji. Pełną informację na ten temat można uzyskać dopiero po zrealizowaniu się wartości zjawiska w okresach przyszłych. Prognozer nie może jednak czekać; musi podjąć decyzję w momencie przystępowania do formułowania prognozy. Aby przynajmniej częściowo poznać właściwości prognostyczne oszacowanych modeli stosuje się zabieg formalny polegający na badaniu prognoz wygasych, tzn. prognoz sporządzonych dla okresów, z których posiada się już realizację procesu, przy czym wykorzystywany model musi spełnić wszystkie wymagania decydujące o przydatności do opisu zjawiska. O weryfikacji przydatności formalnej modelu pisze szeroko S. Bartosiewicz w [3].

Przyjmijmy, że oszacowano model:

$$y = f(x) + \xi, \quad (3.5)$$

w którym:

Y - zmienna objaśniana,

X - wektor zmiennych objaśniających,

f - pewna funkcja wektora zmiennych objaśniających,

ξ - składnik losowy modelu.

Zakłada się, że składnik losowy tworzy proces czysto losowy, czyli że wszystkie zmienne ξ składające się na ten proces są niezależne i mają ten sam rozkład. Model został oszacowany na podstawie próby pochodzącej z okresów wcześniejszych, to znaczy z okresów o numerach $t = 1, 2, \dots, n$. Badanie stabilności modelu przeprowadza się na odcinku czasu, z którego posiada się wprawdzie rzeczywiste realizacje zmiennej objaśnianej i objaśniających, lecz celowo nie zostały one wykorzystane przy szacowaniu parametrów modelu (3.5). Odcinek ten składa się z okresów o numerach $t = n+1, n+2, \dots, N$.

Resztami modelu nazywa się wyrażenia:

$$u_t = y_t - \hat{y}_t, \quad (3.6)$$

gdzie:

$t = 1, 2, \dots, N$ - numery okresów,

y_t - zaobserwowana wartość badanego zjawiska w okresie o numerze t , $t = 1, 2, \dots, N$,

\hat{y}_t - wartość badanego zjawiska obliczona na podstawie modelu (3.5) w okresie o numerze t , $t = 1, 2, \dots, N$.

Badanie przydatności prognostycznej modelu jest postępowaniem sekwencyjnym, polegającym na tym, że w pierwszej fazie konstruuje się model, który spełnia wszystkie kryteria "dobroci" - tzn. jest dopasowany do obserwacji empirycznych w stopniu który zadawała budującego model, posiada

istotnie różne od zera parametry, a jego składnik losowy posiada wszystkie pożądane własności - losowości, symetrii, stacjonarności, nieobciążoności, braku autokorelacji a także ma rozkład normalny. Wymienione wyżej własności modelu upoważniają do użycia go do sporządzenia prognozy krótko- lub średniookresowej. Dla prognozy długookresowej bezwzględnie pożądana jest ponadto własność stabilności modelu w sensie wymienionych trzech czynników. Jeśli badanie wykaże, że model jest stabilny wtedy można go użyć do obliczenia prognozy na długi okres, w przeciwnym wypadku należy zbadać źródło niestabilności modelu. Jak już wspomniano niestabilność modelu może wynikać ze zmiany postaci analitycznej modelu, zmian struktury lub zmian rozkładu składnika losowego. Nie potrafimy wykryć sytuacji w której następuje zmiana postaci analitycznej modelu¹. Najczęściej zwraca się uwagę, że w badaniach ekonometrycznych, długość rozpatrywanych szeregów czasowych uzasadnia stosowanie liniowych /a także prowadzalnych do liniowych/ funkcji opisujących badane zjawisko.

Przyjmuje się, że niestabilność modelu wynika z niestałości rozkładu składnika losowego lub niestałości zależności strukturalnych modelu. Po ustaleniu źródeł niestabilności stosuje się określone środki zaradcze. Jeśli badanie wykaże, że zmienia się rozkład składnika losowego, zwykle oznacza to, że pominięto zmienną objaśniającą mającą istotny wpływ na badane zjawisko. Włączenie tej zmiennej do modelu prowadzi na ogół do poprawy sytuacji. W przypadku niestałości relacji strukturalnych modelu, trzeba sprawdzić, czy nie

¹ Pewne propozycje w tej sprawie podaje H.Theil [106], ich zastosowanie wymaga jednak dość skomplikowanych przekształceń modeli w celu uzyskania tzw. reszt typu BLUS.

występuje jakaś tendencja w wykrytych zmianach. Jeśli uda się ustalić trendy parametrów modelu, należy wykorzystać go przy obliczaniu prognozy.

Sumując trzeba jeszcze raz podkreślić, że badanie przydatności prognostycznej rozumiane jest w niniejszej pracy w ten sposób, że jeśli badanie stabilności modelu da pozytywny wynik, to model może być użyty do przewidywania. Jeśli okaże się, że model jest niestabilny to poszukuje się źródeł niestabilności, tutaj zakłada się, że może ona wynikać w niestałości rozkładu składnika losowego lub relacji strukturalnych. Wykrycie źródeł niestabilności umożliwia podjęcie określonych środków mających na celu zneutralizowanie skutków niestabilności modelu.

3.3.2. Badanie stabilności modelu.

Badanie stabilności modelu polega na sprawdzeniu prawdziwości pewnych hipotez, które pośrednio informują o własnościach modelu. Zostaną tutaj podane przykładowo trzy testy, z których dwa są nieparametrycznymi testami opartymi o testy serii; test znaku kolejnych reszt i test serii kolejnych reszt, oraz test błędu średniego predykcji, który jest testem parametrycznym. Wymienione testy opisane są w [84].

Zakłada się, że reszty u_t stanowią realizacje składnika losowego oraz, że ich rozkład jest stały w czasie. Biorąc reszty z odcinka czasowego $[n + 1, N]$ można badać stabilność modelu (3.5).

Niech: u_i oznacza chronologiczny ciąg reszt obliczonych na podstawie formuły (3.6) dla $i = n+1, \dots, N$

$$u_1 = u_{n+1}, u_{n+2}, \dots, u_N \quad (3.7)$$

Niech H_0 oznacza hipotezę, że model (3.5) jest stabilny w rozpatrywanym odcinku czasu. Hipoteza H_0 jest prawdziwa, jeżeli ciąg (3.7) jest ciągiem losowym. Jeżeli oznaczy się dodatnie elementy ciągu (3.7) symbolem A, ujemne zaś symbolem B, to można zdefiniować zmienną losową R , której realizacja r , oznacza liczbę symboli A lub B /reszt dodatnich lub ujemnych/ w podciągach ciągu (3.7).

Przykładowo, w ciągu:

AAABAABEBB

zmienna losowa R przyjmuje wartości $r_1=3$, $r_2=1$, $r_3=2$, $r_4=4$. Prawdopodobieństwo, tego, że zmienna losowa R przyjmie wartość r , to znaczy prawdopodobieństwo wystąpienia kolejno r jednakowych symboli wynosi:

$$P\{R = r\} = (1/2)^r, \quad (3.8)$$

Wystąpienie długiego ciągu jednakowych symboli jest więc mało prawdopodobne. Jeżeli zajdzie takie zdarzenie, trzeba uznać, że model jest zdezaktualizowany /niestabilny/.

Opisany wyżej test nosi nazwę testu znaków kolejnych reszt.

Innym nieparametrycznym testem służącym do badania stabilności modeli ekonometrycznych jest tak zwany test serii kolejnych reszt. Niech M oznacza zmienną losową podającą długość serii ściśle monotonicznej w ciągu (3.7). Prawdopodobieństwo tego, że zmienna losowa M przyjmie wartość m , to znaczy prawdopodobieństwo wystąpienia ściśle monotonicznego podciągu w (3.7) o długości m wynosi:

$$P \{M = m\} = \frac{2}{m!}, \quad (3.9)$$

Wystąpienie długiego ściśle monotonicznego podciągu w (3.7) jest mało prawdopodobne; jeżeli więc takie zdarzenie wystąpi oznacza to, że model nie jest stabilny.

Trzeci test nazywa się testem błędu średniego predykcji.

Niech:

$y_{p_t} = E(y_t)$, oznacza prognozę badanej zmiennej w okresie t , $t = n+1, n+2, \dots, N$,

$Z = \frac{|y_t - y_{p_t}|}{V}$, oznacza pewną zmienną losową gdzie:

y_t - zrealizowana /empiryczna/ wartość prognozowanej zmiennej w okresie t , $t = n+1, n+2, \dots, N$,

V - błąd średni predykcji.

Jeśli składniki losowe modelu mają rozkład normalny, to zmienna losowa Z ma rozkład normalny $N(0,1)$. Łatwo sprawdzić, że prawdopodobieństwo wystąpienia w ciągu (3.7) dwu reszt większych co do modułu od V /błąd średniego predykcji/ lub reszty większej od $2V$ jest dostatecznie małe, by przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ upoważnić do odrzucenia hipotezy o stabilności modelu w czasie.

Wynik badania stabilności modelu można uznać za pozytywny wtedy, gdy w wyniku zastosowania odpowiedniego testu okaże się, że model jest stabilny. W takim przypadku, prognozer jest uprawniony do wykorzystania modelu do przewidywania, nawet na długie okresy. Oczywiście trudno absolutyzować ten wniosek, bowiem możliwe jest, że zależności, które były stabilne w przeszłości mogą okazać się zmienne w przyszłości,

tym niemniej należy spodziewać się zachowania stabilności przede wszystkim tam, gdzie występowała ona w przeszłości.

Problem pojawia się wtedy, gdy testowanie stabilności modelu da negatywny wynik, tzn. gdy nie można uznać modelu za niezmienny w czasie. W takim przypadku należy szukać źródeł niestabilności. Proponuje się by w pierwszej kolejności zbadać, czy nie występuje zmienność rozkładu składnika losowego. Jeśli okaże się, że rozkład ten jest stabilny, należy uznać, że nie są stałe zależności strukturalne.

3.3.3. Badanie stabilności rozkładu składnika losowego

Negatywne wyniki badania stabilności modelu mogą wynikać z niespełnienia założenia o stałości rozkładu składnika losowego w czasie. W praktyce trudno spodziewać się zmian wartości nadziei matematycznej; zmiany rozkładu składnika losowego polegają na ogół na zmianach wariancji składnika losowego. Pogląd taki prezentuje między innymi Z. Pawłowski. W [84] podaje on sposób badania stałości wariancji składnika losowego w czasie.

Niech: $\{\xi_t\}$ będzie procesem czysto losowym. Niech H_0 oznacza hipotezę, że wariancje składnika losowego są stałe w czasie, czyli że $V(\xi_t) = \sigma^2$ dla $t = 1, 2, \dots, N$; σ^2 oznacza stałą dodatnią liczbę. Hipoteza alternatywna stwierdza, że wariancja składnika losowego jest funkcją czasu.

Stażość wariancji składnika losowego można badać w różny sposób. Tutaj zostaną przytoczone za [84] dwa testy. Pierwszy z nich oparty jest na teście serii. Oblicza się medianę M

w ciągu (3.7) i przyjmuje oznaczenia: A - jeśli $u_i < M$; B - jeśli $u_i > M$. Jeśli liczba reszt jest nieparzysta, resztę której moduł jest równy medianie odrzuca się z badania. Ustawiając chronologicznie symbole odpowiadające elementom ciągu (3.7) uzyskuje się ciąg symboli A i B, np.:

$$A B B B B B A A A A, \quad (3.10)$$

Test hipotezy H_0 polega na badaniu ogólnej liczby serii w ciągu (3.10). Zaobserwowanie liczby serii równej lub mniejszej od liczby krytycznej przy danym poziomie istotności oznacza konieczność odrzucenia hipotezy zerowej.

Drugi test polega na badaniu jednorodności wariancji przy pomocy testu Bartletta, który omówiony jest w [84] i [85]. Odcinek czasowy, dla którego dysponuje się resztami dzieli się na p rozłącznych pododcinków, takich by każdy z nich zawierał przynajmniej $k+1$ reszt. W każdym podprzedziale oblicza się wariancje resztowe:

$$s_j^2 = \frac{1}{n_j - k} \sum_{t \in z_j} u_t^2, \quad (3.11)$$

gdzie:

n_j - liczność reszt w podprzedziale j ; $j=1,2,\dots,p$,

k - ilość zmiennych modelu,

z_j - odcinek czasu odpowiadający pododcinkowi j .

Jeżeli wariancja składnika losowego jest stała w czasie, to każda z wariancji s_j^2 jest nieobciążoną oceną wariancji składnika losowego σ^2 . Sprawdza się więc hipotezę H_0 mówiącą, że: $E(s_1^2) = E(s_2^2) = \dots = E(s_p^2)$. Oblicza się statystykę empiryczną:

$$u^2 = \frac{- \sum_{j=1}^p \left[(n_j - 1) \ln \frac{s_j^2}{s^2} \right]}{1 + \frac{1}{3(p-1)} \left[\sum_{j=1}^p \frac{1}{n_j - 1} - \frac{1}{n-p} \right]}, \quad (3.12)$$

gdzie:

n - ilość okresów w odcinku czasowym,

s^2 - średnia ważona wariancji resztowych, liczona według wzoru:

$$s^2 = \frac{\sum_{j=1}^p (n_j - 1) s_j^2}{n - p}, \quad (3.13)$$

Zmienna losowa u^2 ma rozkład asymptotycznie zbieżny do χ^2 o $p-1$ stopniach swobody. Zbieżność rozkładu jest tak szybka, że nawet przy n_j rzędu kilku jednostek można korzystać z tablic rozkładu χ^2 . Duże wartości u^2 powodują odrzucenie H_0 .

Na marginesie powyższych rozważań należy wyjaśnić, że o ile badanie stabilności modelu prowadzi się na podstawie prognoz wygasłych, to badanie stabilności wariancji składnika losowego a także badanie stabilności parametrów strukturalnych modelu prowadzi się na podstawie całego dostępnego szeregu czasowego.

W dobrze zbudowanym modelu, rozkład składnika losowego powinien być stały w czasie. Niestalość wariancji składnika losowego wynika bowiem najczęściej z faktu pominięcia istotnej zmiennej objaśniającej w modelu. Nie uwzględnienie jej

wpływu pogarsza również inne charakterystyki modelu. W przypadku wykrycia niestabilności wariancji składnika losowego należy dokonać próby włączenia do modelu tej brakującej zmiennej, co z reguły prowadzi do ustabilizowania wariancji.

3.3.4. Badanie stabilności relacji strukturalnych w modelu.

Przypuszczenie, że zależności strukturalne w modelu są niestabilne, pociąga za sobą problem niestabilności parametrów strukturalnych. W klasycznej ekonometrii definiuje się parametr jako pewną, nieznaną stałą liczbę. Tymczasem mówi się, że parametry strukturalne mogą być niestale, co więcej, może występować tendencja w zmianach parametrów. Wydaje się, że występuje tu tylko pozorna niekonsekwencja. Parametry strukturalne są rzeczywiście stałymi liczbami - w konkretnym momencie czasu. W różnych momentach czasu, ich wartości mogą być różne¹.

Poniżej podano kilka sposobów badania stabilności relacji strukturalnych, przy czym niektóre z nich pozwalają na jednoczesne wykrycie tendencji zmian parametrów. Oczywiście mówiąc ogólnie o problemie stabilności zależności strukturalnych można mówić o parametrach. W praktyce dysponuje się jedynie wartościami parametrów, w związku z tym również ewentualne tendencje /trendy/ odnoszą się do tych wartości ocen. Wykryte trendy zmian zależności strukturalnych można uznać za

¹ Nie jest to podejście zwane bayesowskim, gdzie parametr uznawany jest za zmienną losową o pewnym rozkładzie. Na temat bayesowskiej estymacji parametrów piszą m.inn. M. Fisz [33] i J. Greń [38]. Idea tego postępowania podana jest także w pracy [4].

tendencje zmian parametrów o tyle tylko, w jakim stopniu wartości ocen parametrów są przybliżeniem rzeczywistych wartości tych parametrów.

Zostanie rozpatrzony jednorównaniowy model o postaci:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{i_t} + \xi_t, \quad (3.14)$$

gdzie:

i - numery zmiennych objaśniających; $i=1, 2, \dots, k$,

t - numery okresów; $t=1, 2, \dots, n$,

Y_t - zmienna objaśniana przez model,

X_{i_t} - zmienna objaśniająca,

α_i - parametry strukturalne modelu,

ξ_t - zmienna losowa o nadziei matematycznej zero i stałej dla wszystkich t wariancji σ^2 .

Jedną ze zmiennych np. $X_{kt} \equiv 1$, czyli α_k to tzw. wyraz wolny modelu.

1. Podany niżej test opracowany przez G.C.Chow pozwala na stwierdzenie czy parametry w badanym odcinku czasowym są stabilne, nie daje jednak wskazówek jak szukać tendencji w zmianach parametrów w przypadku konieczności przyjęcia hipotezy o występowaniu zmian parametrów w czasie. Dla uproszczenia podano test dla przypadku dwu podokresów, można go rozszerzyć na większą liczbę podprzedziałów. Proponowany test opisany został po raz pierwszy w [12], przy czym inne było jego pierwotne przeznaczenie. Dzieli się odcinek czasu, dla którego dysponuje się danymi statystycznymi na dwa podokresy rozłączne. Hipotezę H_0 mówiącą, że parametry

strukturalne są identyczne w dwu podokresach sprawdza się przy pomocy statystyki:

$$F = \frac{\frac{1}{k} Q_3}{\frac{Q_2}{n_1 + n_2 - 2k}}, \quad (3,15)$$

gdzie:

k - ilość zmiennych,

n_1, n_2 - odpowiednio: długość podokresu pierwszego i drugiego, $n_1 + n_2 = n$,

$Q_3 = Q_1 - Q_2$, przy czym Q_1 jest sumą kwadratów reszt otrzymanych przy szacowaniu modelu na podstawie całego szeregu statystycznego; zaś Q_2 jest sumą kwadratów reszt uzyskanych przez oszacowanie modelu na podstawie pierwszego podokresu dodaną do sumy kwadratów reszt uzyskanych na podstawie drugiego podokresu.

Statystyka F ma rozkład F Fischera-Snedecora o k i $n_1 + n_2 - 2k$ stopniach swobody. Jeżeli empiryczna wartość statystyki F jest większa niż wartość krytyczna, to hipotezę H_0 należy odrzucić, przyjmując alternatywną, która stwierdza, że parametry w dwu podokresach różnią się istotnie.

2. Prosta metoda badania stabilności parametrów strukturalnych połączoną z jednoczesnym wykrywaniem ewentualnych tendencji w zmianach parametrów strukturalnych podał Z. Pawłowski w pracy [77] i [84]. H_0 oznacza hipotezę, że parametry strukturalne są niezmiennie w czasie; hipotezą alterna-

tywną jest przypuszczenie, że parametry α_i w modelu (3.14) wykazują trend liniowy, czyli:

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} t, \quad (3.16)$$

Po podstawieniu (3.16) do (3.14) otrzymuje się:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{i0} x_{it} + \sum_{i=1}^k \alpha_{i1} x_{it} t + \xi_t, \quad (3.17)$$

Parametry modelu (3.17) można szacować na podstawie szeregów czasowych przy pomocy metody najmniejszych kwadratów. Jeżeli posiada się dostatecznie długi szereg czasowy, oraz jeżeli ξ_t jest czysto losowym procesem normalnym, to można badać istotność parametrów α_{i1} . Najczęściej stosowanym testem w tym zakresie jest test oparty o badanie statystyki t o rozkładzie Studenta.

Przytoczony sposób postępowania, oprócz waloru prostoty i możliwości wykrycia kierunku oraz tempa zmian parametrów, posiada ważną wadę. Otóż szacowanie modelu (3.17) w miejsce (3.14) prowadzi do podwojenia liczby parametrów, co przy niewielkich próbach może stać się przeszkodą nie do przebycia. Trudności potęgują się, gdy zamiast trendu (3.16) założy się wielomian wyższego stopnia.

3. Najbardziej uzasadnionym teoretycznie sposobem badania stabilności parametrów modelu jest metoda polegająca na tym, że szereg statystyczny dzieli się na rozłączne podokresy; na ich podstawie szacuje się parametry modelu (3.14) a następnie parametry trendu parametrów. Zasadnicza trudność

leży w sposobie podziału szeregu statystycznego na podprze-
działy. Podział szeregu czasowego na pododcinki nazywa się
czasem periodyzacją. Znane jest wiele sposobów periodyzacji,
z których niektóre zostaną omówione w następnym punkcie
rozważań, w którym zostaną też omówione sposoby budowy tren-
dów parametrów.

4. Ciekawe możliwości w wykrywaniu tendencji zmian para-
metrów strukturalnych dają metody wykorzystujące nakładające
się na siebie pododcinki szeregu czasowego.

W artykułach Z.Pawłowskiego [7] i A.Zeliasia [117],
omówiony jest sposób polegający na tym, że model 3.14
szacuje się kolejno na podstawie m pierwszych obserwacji,
następnie odrzuca się informację najstarszą, dorzucając
nowszą i ponownie estymuje się parametry modelu 3.14.
W ten sposób uzyskuje się $n-m-1$ oszacowań modeli. Na tej
podstawie można pokusić się o próbę oszacowania trendu para-
metrów. Przyjmując, że parametry mogą zmieniać się według
trendu 3.16, napotyka się trudność, które wartości ocen
parametrów przyjąć do oszacowania tego trendu. Należy tu
zwrócić uwagę, że dla okresu pierwszego mamy jedną wartość
oceny każdego z parametrów; w drugim okresie - po dwie war-
tości ocen; ich ilość rośnie do m w okresie o numerze m ,
utrzymując się na tym poziomie aż do okresu $n-m$, zmniejszając
się następnie o jedną w każdym kolejnym okresie. W następnym
punkcie rozważań omówiono sposoby szacowania trendów para-
metrów, w przypadku gdy przyjmuje się powyższy sposób szacowa-
nia parametrów. Problemowi temu poświęcony jest również
artykuł [27].

5. Innym sposobem wykrycia tendencji zmian parametrów może być propozycja polegająca na tym, że model (3.14) szacuje się na podstawie pierwszych m obserwacji, następnie dorzuca się informację o numerze $m+1$, itd., aż do wyczerpania się danych. Również w tym przypadku mamy do czynienia z wieloma wartościami ocen parametrów w każdym momencie czasowym. Zasadniczym problemem tu się pojawiającym - podobnie jak w poprzednim przypadku - jest fakt, że ponieważ wartości ocen parametrów uzyskane są na podstawie podprzedziałów nakładających się na siebie, trudno przeto utrzymać tezę o braku zależności między próbami, które posłużyły do szacowania poszczególnych wartości ocen parametrów. Ponieważ wartości te wykorzystuje się do budowy trendu parametrów, nie jest spełnione wymaganie niezależności obserwacji użytych do szacowania trendu. Uniemożliwia to stosowanie testów badających istotność parametrów trendu parametrów. Mimo to praktyczne wyniki zastosowań tego typu podziałów skłaniają do korzystania z omawianych sposobów.

Jak już wspomniano, wykrycie niestabilności parametrów strukturalnych modelu zmusza do pewnych działań, które umożliwiłyby wykorzystanie modelu do przewidywania, zwłaszcza na długie okresy. Podstawową sprawą jest próba wykrycia trendu w ujawnionych zmianach parametrów. Niektóre metody badania stabilności struktury modelu automatycznie dają ocenę trendu ewentualnych zmian, przy czym stosowalność tych metod ograniczona jest głównie liczbą szacowanych parametrów. Szczegółowe rozważania na temat sposobów wykrywania tendencji w zmianach ocen parametrów zawarte są w następnym paragrafie.

3.4. Wykrywanie tendencji zmian parametrów strukturalnych.

Wykrycie tendencji zmian parametrów strukturalnych modelu możliwe jest w trzech sytuacjach:

- jeśli apriori założy się pewną postać trendu i szacuje parametry zmodyfikowanego modelu (np. (3.17) w punkcie

3.3.4;

- jeśli dokona się podziału szeregu czasowego na rozłączne pododcinki, na podstawie których szacuje model (3.14) uzyskując tyle różnych wartości ocen jego parametrów na ile pododcinków podzielono szereg czasowy. Wartości ocen parametrów modelu (3.14) służą do budowy trendu parametrów.

Uzyskane wartości ocen parametrów można ważyć odpowiednimi wagami przed przystąpieniem do szacowania trendu parametrów;

- jeśli różne wartości ocen parametrów modelu (3.14) uzyska się na podstawie pododcinków szeregu czasowego nakładającego się na siebie.

3.4.1. Sposoby periodyzacji szeregu czasowego

Periodyzacja szeregu czasowego, czyli jego podział na rozłączne pododcinki ma w niniejszym badaniu umożliwić wykrycie ewentualnych tendencji w zmianach relacji strukturalnych. Możliwe są różne sposoby periodyzacji.

1. Najprostszym sposobem jest podział na krótkie odcinki o jednakowej długości, minimalna długość odcinka wyznaczona jest przez wymogi metod estymacji parametrów, należy przy tym dążyć do tego, by wyznaczona długość podokresu mieściła się całkowitą ilość razy w całym szeregu czasowym. Jeżeli

nie udaje się zapewnić spełnienia ostatniego postulatu, można próbować zebrać dodatkowe informacje statystyczne /czasem jest to możliwe np. poprzez zebranie informacji starszych/. Jeśli dodatkowe dane są niedostępne można ekstrapolować wstecz szereg statystyczny. Najprostszym wyjściem wydaje się jednak postępowanie polegające na tym, że jeden z podprzedziałów /np. najstarszy/ jest krótszy od pozostałych lub zostaje zlikwidowany poprzez wydłużenie innych.

Omówiony sposób jest bardzo mechaniczny, nie uwzględniający charakteru zjawiska i jego przebiegu w czasie. Posiada jednak zaletę dużej wagi - nie wymaga prognozowania punktów zwrotnych dla trendu parametrów.

2. Najwłaściwszym wydaje się podział na podstawie pozastatystycznej analizy uwzględniającej wiedzę ekonomiczną o charakterze badanego zjawiska i jego zależnościach z innymi wielkościami ekonomicznymi. Podział ten powinien być tak dokonany, by w wyróżnionych podprzedziałach parametry modelu można było uznać za stałe. Ten sposób nie zawsze można stosować ze względu na niepełną wiedzę o prawach rządzących rozwojem społeczno-gospodarczym. Tym niemniej można wskazać kilka ogólnych prawideł postępowania opartego na tej zasadzie. Periodyzację szeregu czasowego można oprzeć na fakcie, że gospodarka naszego kraju podlega planowaniu pięcioletniemu, przy czym konsekwencje podejmowanych decyzji wybiegają 2-3 lata poza pięcioletkę. Tak więc w zależności od charakteru procesu ekonomicznego wybrane okresy mogą mieć długość 5-8 lat, przy czym początek podokresu nie musi pokrywać się

z początkiem pięciolatki. Podobnie można oprzeć periodyzację - w zależności od rodzaju zjawiska - na długości procesu inwestycyjnego, przeciętnego okresu użytkowania itp. Omawiany sposób podziału może doprowadzić do powstania podokresów o nierównej długości co stwarza poważne problemy przy ekstrapolacji zmiennej czasowej na okresy prognozowane. Występuje wtedy na ogół konieczność prognozowania punktów zwrotnych procesu, co przy niewielkiej liczbie obserwacji w zasadniczy sposób komplikuje sposób przewidywania.

Dla ominięcia trudności związanych z niepełną wiedzą ekonomiczną o badanym procesie, można zgłosić propozycje oparte na ekonometrycznej analizie szeregu statystycznego.

3. Jeżeli założy się wstępnie, że model (3.14) opisuje badane zjawisko, to podziału szeregu statystycznego na podokresy można dokonać w ten sposób, że wybiera się $k+1$ najnowszych danych, szacuje parametry modelu (3.14) i oblicza wartość miary dopasowania - może to być współczynnik dopasowania ϕ^2 . Następnie dodaje się jedną informację /starszą/ i ponownie szacuje parametry funkcji (3.14) i oblicza wartość ϕ^2 . Postępowanie powtarza się dopóki ϕ^2 nie zacznie się pogarszać. Dane służące do obliczania modelu, dla którego ϕ^2 poprawiło się, tworzą pierwszy podprzedział. Poczynając od najnowszej informacji, która nie weszła do pierwszego podprzedziału, powtarza się procedurę uzyskując następny podprzedział. Postępowanie kończy się po wyczerpaniu danych.

Formalnie:

Zakłada się, że dysponuje się obserwacjami zmiennej Y_t

dla okresów $t=1,2,\dots,n$, oraz że model (3.14) opisuje kształtowanie się zjawiska Y_t .

1. Na podstawie obserwacji o numerach $j=n-k-1, n-k-2, \dots, n$ szacuje się parametry modelu (3.14) i oblicza się Φ_0^2 .

2. Do zbioru obserwacji z kroku pierwszego dodaje się obserwację o numerze $j=n-k$ uzyskując szereg złożony z obserwacji zmiennej Y_t dla $j=n-k, n-k-1, \dots, n$. Po oszacowaniu parametrów (3.14) oblicza się Φ_1^2 .

3. Porównuje się miary dopasowania Φ_0^2 i Φ_1^2 . Jeżeli $\Phi_0^2 < \Phi_1^2$, to pierwszy podprzedział składa się z obserwacji o numerach $j=n-k-1, n-k-2, \dots, n$. Przenumerowuje się pozostałe obserwacje w ten sposób, że przyjmuje się za n numer ostatniej obserwacji, która nie weszła do pierwszego podprzedziału; w tym przypadku obserwacja oznaczona pierwotnie numerem $n-k$, i powtarza się postępowanie od kroku 1 w celu uzyskania drugiego podprzedziału.

Jeżeli $\Phi_0^2 > \Phi_1^2$, to dodaje się ponownie jedną obserwację i powtarza szacowanie parametrów (3.14). Procedurę powtarza się l -krotnie dla $l=0,1,2,\dots$, szacując w każdym kroku parametry modelu (3.14) i Φ_l^2 , procedurę przerywa się gdy $\Phi_l^2 < \Phi_{l+1}^2$. Jeżeli w ostatnim kroku pozostanie tylko k obserwacji, to najstarsze k obserwacji uznaje się za najstarszy podprzedział; w przypadku gdy pozostanie mniej niż k obserwacji dołącza się je do ostatniego podprzedziału.

Jeśli przyjmie się przykładowo, że uzyskano s podprzedziałów, oznacza to, że dla oszacowania parametrów trendu parametrów posłuży s oszacowań parametrów modelu (3.14).

W opisanym sposobie, podobnie jak w poprzednim pojawia się problem niejednakowej długości podprzedziałów i związana z tym kwestia ekstrapolacji trendu parametrów.

4. Analogiczny problem wynika w przypadku innego sposobu podziału szeregu statystycznego zaproponowanego przez T. Grabińskiego w [36]. Metoda opiera się wprawdzie na szeregu silnych założeń lecz wydaje się być interesującą.

Przyjmuje się, że zaobserwowane wartości zmiennych $Y_t, X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ w okresie t są pojedynczą realizacją $k+1$ wymiarowej zmiennej losowej Z_t . Uporządkowany ciąg $k+1$ wymiarowych wektorów losowych Z_t , gdzie $t = 1, 2, \dots, n$ tworzy n -elementową przestrzeń Z^T . Przestrzeń tą uważa się za jednorodną, jeżeli wszystkie jej składowe Z_t mają identyczne rozkłady, czyli jeśli zachodzi:

$$F_{t_1}(Z) - F_{t_2}(Z) = 0, \quad (3.18)$$

dla dowolnego t_1 i t_2 z przedziału $\mathcal{T} = 1, \dots, n$.

Autor [36] stwierdza, że wiele przesłanek teoretycznych i praktycznych skłania do przyjęcia przypuszczenia, że zmienne losowe Z_t mają wielowymiarowe rozkłady normalne.

Podział na podokresy polega na szukaniu w przestrzeni Z^T podprzestrzeni jednorodnych w sensie (3.18). Ponieważ przyjmuje się, że Z_t mają rozkłady normalne, a więc sprawdzenie (3.18) sprowadza się do badania ciągu hipotez o równości nadziei matematycznych i macierzy kowariancji. Odpowiednie testy znaleźć można w podręcznikach statystyki ma-

tematycznej, np. [1], [85]. Po uzyskaniu granic podziałów sprawdza się istotność tych podziałów. Autor [36] proponuje dokonywać tego przy pomocy uogólnionej statystyki T^2 Hottelingu o rozkładzie χ^2 przy $k+1$ stopniach swobody. Potrzeba przy tym założyć, że Z^T jest sferyczną przestrzenią normalną.

5. Opisany wyżej sposób jest uogólnieniem podejścia polegającego na tym, że traktuje się łączny pomiar zmiennej objaśnianej i objaśniających w każdym momencie czasu jako zbiór informacji opisujących pewien obiekt. Następnie metodami taksonomii dyskryminuje się te "obiekty". W ten sposób uzyskuje się grupy obserwacji jednorodnych, które można uznać za odcinki w których zależności strukturalne są stałe.

Pewne trudności powstają gdy uzyskane "grupy" są złożone z obserwacji nie sąsiadujących ze sobą w czasie¹ lub są zbyt mało liczne w stosunku do wymagań metod estymacji. W tym ostatnim przypadku najczęściej dokonuje się włączenia pododocinków zbyt krótkich do sąsiednich.

3.4.2. Budowa trendów parametrów.

Budowa trendów parametrów strukturalnych modelu (3.17) w przypadku, gdy dzieli się szereg czasowy na rozłącznym pododocinki, stwarza szereg problemów natury praktycznej, które muszą być rozwiązane by oszacowane trendy dobrze służyły celom prognozowania.

¹ Trudność tę można przezwyciężyć dodając dodatkowe kryterium dyskryminujące zapewniające, że w uzyskanych "grupach" wystąpią tylko takie obserwacje, które sąsiadują ze sobą w czasie. Por. np. [32].

1. Jeżeli szereg czasowy podzielony jest na rozłączne pododcinki o równej długości, wtedy uzyskuje się k szeregów wartości ocen parametrów typu:

$$\{a_{i1}\} = \{a_{i1}, a_{i2}, \dots, a_{im}\}, \quad (3.19)$$

gdzie:

i - numer zmiennej objaśniającej, $i=1, 2, \dots, k$;

l - numer pododcinka szeregu czasowego, $l = 1, 2, \dots, m$;

m - liczba pododcinków szeregu czasowego,

a_{i1} - wartość oceny i -tego parametru modelu (3.17)

uzyskana na podstawie l -tego pododcinka.

Trendy wartości ocen parametrów

$$a_i = f(t) + \xi, \quad \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, k; \\ t = 1, 2, \dots, m; \end{array} \quad (3.20)$$

szacuje się przy pomocy metody najmniejszych kwadratów.

W celu uwzględnienia pewnych preferencji można zmodyfikować szereg (3.19) wprowadzając odpowiednie wagi. Wtedy trendy (3.20) szacuje się na podstawie szeregów (3.21).

$$\{a_{i1}^k\} = \{w_{i1} a_{i1}, w_{i2} a_{i2} \dots w_{im} a_{im}\}, \quad (3.21)$$

gdzie:

a_{i1}^k - zmodyfikowane /ważone/ wartości ocen parametrów modelu (3.14),

w_{i1} - wagi posiadające własność:

$$\sum_{l=1}^m w_{i1} = m, \quad (3.22)$$

Budowa wag (3.22) może być oparta o wiele kryteriów, np. stopień dopasowania modelu w pododcinku o numerze 1, położenie pododcinka w szeregu czasowym /np. większa waga pododcinków nowszych/, precyzja prognoz wygasłych /a posteriori/ itp.

2. Analogicznie postępuje się w przypadku rozłącznych pododcinków o różnej długości. W tym przypadku jednak, wskazane jest stosowanie modyfikacji (3.21), przy czym wagi powinny uwzględniać długość poszczególnych pododcinków. Trudno wskazać tu jakąś regułę, jakie stosować wagi, zależy to głównie od charakteru szeregu czasowego, celu badania itp.

3. Jeśli przyjmie się rozwiązanie polegające na tym, że szacunku funkcji trendu parametrów dokonuje się na podstawie wartości ocen uzyskanych z przesuwającego się odcinka o stałej długości, wtedy postępowanie może przebiegać według poniższego schematu. Niech poniższe symbole oznaczają odpowiednio:

n - długość szeregu statystycznego /liczba obserwacji/,

m - pewna liczba naturalna spełniająca nierówności;

$m > k$ oraz $m < n-k$, mierząca długość przesuwającego się odcinka, podprzedziału w szeregu statystycznym,

k - liczba zmiennych w modelu, przy czym jedna z nich np. $X_k \equiv 1$;

a_{ir}^1 - wartość oceny parametru α_i modelu (3.14) uzyskana na podstawie modelu o numerze r w okresie o numerze 1,

i - bieżący wskaźnik numerujący zmienne objaśniające
 $i = 1, 2, \dots, k$;

r - bieżący wskaźnik numerujący położenie ruchomego odcinka o długości m ; dla uproszczenia używa się określenia: "model o numerze r ", pamiętając, że jest to wciąż ten sam model (3.14) szacowany na podstawie coraz to innych prób.

Ograniczenia na długość przesuwanego się odcinka narzucone są przez wymogi metod estymacji, $k+1$ jest minimalną wymaganą liczbą obserwacji potrzebną dla oszacowania modelu (3.14), górną granicą jest $n-1$, ograniczenie to zapobiega sprowadzeniu problemu do postaci klasycznej, w której szacuje się tylko jedną wartość oceny parametrów modelu (3.14).

Dla okresów o różnych numerach l uzyskuje się różne liczby oszacowań parametrów. Dla ilustracji można prześledzić parametr α_1 . W okresie o numerze $l=1$ uzyskuje się jedną wartość oceny parametru α_1 , a mianowicie a_{11}^1 ; przy $l=2$ są już dwie wartości oceny: a_{11}^2 oraz a_{12}^2 , itd.; w okresie o numerze $l=m$, uzyskuje się m wartości oceny parametru α_1 . Są to: $a_{11}^m, a_{12}^m, \dots, a_{1m}^m$. W okresach o numerach od $l=m$ do $l=n-m$ uzyskuje się po m wartości oceny parametru α_1 . Następnie ilość oszacowań zmniejsza się osiągając w okresie $l=n$, jedną wartość oceny, a mianowicie $a_{1, n-m+1}^n$. Podobne rozumowanie można przeprowadzić dla wszystkich parametrów α_i .

Uzyskanych wartości ocen parametrów nie można bezpośrednio użyć do szacowania trendów (3.20) dlatego też należy zastanowić się nad sposobem uzyskania ciągu wartości ocen parametrów typu:

$$\{a_1^1, a_1^2, a_1^3, \dots, a_1^n\} \quad (3.23)$$

Ciąg (3.22) który może być podstawą do szacowania trendów (3.20) można uzyskać przy pomocy kilku sposobów:

Oblicza się zwykłą średnią arytmetyczną¹ wartości ocen parametrów w każdym okresie o numerze l , czyli kontynuując przykładowe rozważanie dla parametru α_1 mamy:

$$\text{dla: } l = 1; \quad a_1^1 = \frac{a_{11}^1}{1} = a_{11}^1;$$

$$l = 2; \quad a_1^2 = \frac{a_{11}^1 + a_{12}^1}{2}; \quad \text{itd.}$$

$$\text{dla: } l = m; \quad a_1^m = \frac{a_{11}^1 + \dots + a_{1m}^m}{m}; \quad \text{itd.}$$

$$\text{ogólnie:} \quad a_1^l = \frac{\sum_{j=1}^{s_1} a_j^l}{s_1}, \quad (3.24)$$

gdzie:

s_1 - ilość modeli oszacowanych dla okresu o numerze l ,
 j - bieżący indeks numerujący modele oszacowane dla okresu o numerze l .

Dla wyjaśnienia można dodać, że numeracja indeksami j , wprowadzona jest dla ułatwienia zapisu. Indeksy $j = 1, 2, \dots, s_1$ numerują modele dla każdego okresu oddzielnie, oszacowane na podstawie podszeregów zawierających okres o numerze l . Indeksy $r = 1, 2, \dots, n-m+1$ numerują wszystkie modele oszacowane na podstawie kolejnych podprzedziałów.

¹ Rozwiązanie takie zaprezentował m.inn. S. Wydimus w [115].

Rozwiązanie powyższe, polegające na liczeniu średnich arytmetycznych ^{wartości} ocen parametrów, posiadające zalety prostoty, nie uwzględnia żadnej charakterystyki dotyczącej oszacowań modeli uzyskanych na podstawie poszczególnych podokresów. Próbą przezwyciężenia tej wady jest propozycja liczenia średniej ważonej wartości ocen parametrów, przy czym możliwych jest szereg rozwiązań dotyczących konstrukcji wag.

Jedną z propozycji możliwych w tym zakresie, jest budowa wag na podstawie mierników dopasowania modeli. Przy czym może to być wariancja resztowa, współczynnik określoności, współczynnik zbieżności itp. Oczywiście, im bardziej model jest dopasowany do obserwacji, tym większą wagę będą posiadały wartości ocen parametrów na jego podstawie uzyskane.

Wagi oparte o miernik dopasowania modelu można skonstruować następująco:

$$W_r^1 = \frac{Q_r}{\sum_{j=1}^s Q_j^1} \quad (3.25)$$

gdzie:

W_r^1 - waga wartości ocen parametrów uzyskanych na podstawie modelu r , którą stosuje się w okresie l ,

Q_r - miernik dopasowania modelu o numerze r ;

Q_j^1 - miernik dopasowania modelu oszacowanego j na podstawie podprzedziału zawierającego okres l .

Pozostałe oznaczenia - analogicznie jak przy wzorze (3.24).

W przypadku, gdy miernik dopasowania interpretuje się w ten sposób, że model jest tym lepszy, im mniejszą wartość

bezwzględną przyjmuje miernik, to zamiast wartości pierwotnych do obliczania wag bierze się odwrotności mierników. Tak jest np. w przypadku współczynnika zbieżności, wariancji resztowej itp.

Dla ustalonego okresu np. o numerze l dysponuje się

s_1 wartościami ocen każdego z parametrów modelu (3.14).

Wagi oblicza się tylko raz dla każdego l i stosuje się dla liczenia średnich wartości ocen wszystkich parametrów modelu (3.14). Suma wag w_r^l dla ustalonego l i $r = 1, 2, \dots, s_1$ wynosi jeden.

Konstrukcja tego typu wag jest uzasadniona dążeniem do uwzględniania jakości modelu mierzonej stopniem dopasowania do obserwacji empirycznych. Wartości ocen parametrów modeli lepiej dopasowanych mają większą wagę niż pochodzące z modeli gorzej dopasowanych. Jest to zgodne z intuicyjnym dążeniem do preferowania modeli lepszych.

Na podobnej zasadzie, zgodnie z dążeniem do preferowania lepszych modeli, można skonstruować wagi przyjmujące za kryterium dobroci modelu jego przydatność prognostyczną mierzoną wielkością odchylenia wartości zrealizowanej od wielkości pochodzącej z podstawienia wartości zmiennych objaśniających w oszacowanym modelu (3.14). Wtedy wagi można obliczyć ze wzoru:

$$w_r^l = \frac{1}{|y_r^l - y_{pr}^l|} \cdot \frac{1}{\sum_{j=1}^{s_1} |y_j^l - p_j^l|} \quad (3.26)$$

gdzie:

y_r - zrealizowana wartość badanego zjawiska w okresie o numerze o jeden większym niż największy wchodzący do podprzedziału r ,

y_{p_r} - prognoza wybiegająca o jeden okres wprzód, obliczona na podstawie modelu r , czyli wartość zmiennej Y obliczona na podstawie modelu o numerze r dla okresu o numerze o jeden większym niż największy wchodzący do podprzedziału r ,

$|y_r - y_{p_r}|$ - moduł wielkości odchylenia prognozy od wartości zrealizowanej w danym okresie,

$y_j^1; y_{p_j}^1$ - odpowiednio: wartości y_r i y_{p_r} modeli r oszacowanych na podstawie szeregów zawierających okres o numerze 1.

Należy zauważyć, że wagi (3.26) dają się wyliczyć dla każdego $l = 1, 2, \dots, n-1$; dla okresu $l=n$ prognoza wybiega wprawdzie poza szereg statystyczny /dotyczy okresu $n+1$ / i nie jest znana rzeczywista realizacja zmiennej Y , jednakże w tym okresie dysponuje się tylko jedną wartością oceny parametru, więc nie występuje potrzeba obliczania wag. Wagi (3.26) preferują modele dające najtrafniejszą prognozę zmiennej Y wybiegającą o jeden okres wprzód.

Wychodząc z założenia, że parametry modeli oszacowanych na podstawie danych późniejszych /nowszych/ powinny mieć wagę większą niż parametry modeli starszych, można skonstruować wagi uzależnione od położenia pododcinka w szeregu czasowym;

$$W_r^1 = \frac{t_r}{\sum_{j=1}^{s_1} t_j^1}, \quad (3.27)$$

gdzie:

t_r - najwyższy numer okresu wchodzącego do podprze-
działu, na podstawie którego oszacowano model o numerze r ,

t_j^1 - najwyższe numery okresów wchodzących do podprze-
działów, na podstawie których oszacowano modele j obej-
mujące okres 1 .

Wagi (3.27) preferujące oceny parametrów uzyskanych na
podstawie modeli zawierających nowsze informacje realizują
postulat wykorzystywania ostatnich sygnałów o charakterze
zjawiska jako informacji bardziej cennych niż informacje
starsze.

Inną propozycją, jaką można tu zgłosić, jest konstruk-
cja wag uwzględniających dokładność oszacowania parametrów.
W tym celu można wykorzystać wariancje estymatorów lub błędy
średnie szacunku:

$$W_{ri}^1 = \frac{\frac{1}{V_r(a)}}{\sum_{j=1}^{s_1} \frac{1}{V_r^1(a)}}, \quad (3.28)$$

gdzie:

$\bar{V}_r(a)$ - wariancja estymatora lub błąd średni szacunku,

$V_r^1(a)$ - odpowiednio, wariancja estymatora uzyskana na

podstawie modelu r obejmującego okres l .

Jak już wspomniano, wagi liczy się osobno dla każdego $l = 1, 2, \dots, n$. Te same wagi stosuje się do wszystkich wartości ocen parametrów a_{ij}^l , tzn. dla każdego z parametrów α_i , przy $i = 1, 2, \dots, k$ w okresie o numerze l . To ostatnie nie odnosi się do wag (3.28), które oblicza się dla każdego parametru oddzielnie. Wartości ocen parametrów pochodzą z modeli oszacowanych na podstawie podprzedziałów zawierających okres o numerze l (modele te numeruje się indeksami $j = 1, 2, \dots, s_l$).

Symbole omówione przy wzorze (3.24) mają to samo znaczenie w dalszych rozważaniach chyba, że zaznaczono inaczej. Wszystkie opisane typy wag sumują się do jedności.

Wektor wartości ocen parametrów (3.23) oblicza się według wzoru:

$$a_i^l = \sum_{j=1}^{s_l} w_j^l a_{ij}^l, \quad (3.29)$$

Uzyskany na podstawie (3.29) ciąg wartości ocen parametrów wykorzystuje się do obliczenia parametrów trendu (3.20). Ponieważ ze względu na brak niezależności kolejnych wyrazów ciągu (3.23) uzyskanego na podstawie formuły (3.24), a także na podstawie (3.29) nie można badać istotności parametru α_{1l} trendu (3.16), przeto celowym jest czasem, zamiast obliczania trendu parametrów, przeanalizować ciąg (3.23), wyrównany przy pomocy np. średniej ruchomej i w ten sposób ocenić, czy występuje tendencja zmian parametrów. Analizę taką można przeprowadzić na wykresie w układzie współrzędnych prostokątnych.

4. Całe powyższe rozumowanie dotyczące sposobu konstrukcji ciągu (3.23) a także budowy systemu wag stosowanych we wzorze (3.29) można powtórzyć dla przykładu, gdy oceny parametrów uzyskuje się na podstawie podprzedziałów uzyskanych w postępowaniu polegającym na tym, że w pierwszym kroku szacuje się model (3.14) na podstawie pierwszych m obserwacji; drugi podprzedział zawiera okresy o numerach $l = 1, 2, \dots, m, m+1$; następny jest o jeden okres dłuższy. W ten sposób w pierwszych m okresach uzyskuje się po m wartości ocen każdego parametru. W okresach następnych ilość wartości ocen każdego parametru maleje osiągając jeden dla $l = n$.

4. BUDOWA I ANALIZA MODELI ZUŻYCIA ENERGII ELEKTRYCZNEJ.

Zbudowane modele zużycia energii elektrycznej mają służyć przewidywaniu na długie odcinki czasu. Dlatego, zgodnie z roboczą hipotezą, która mówi, że im lepszy model tym precyzyjniejsza prognoza, dąży się do tego by uzyskane modele posiadały pożądane własności składające się na "dobry" model. Następnie zostanie podjęta próba weryfikacji słuszności przyjętej hipotezy.

4.1. Modele tendencji rozwojowej.

Zużycie energii elektrycznej w Polsce ilustruje rys.1. Widać, że kształt tego wykresu sugeruje krzywoliniowy przebieg funkcji trendu. W niniejszej pracy wyestymowano trend wielomianowy: pierwszego, drugiego i trzeciego stopnia oraz trend potęgowy i wykładniczy. Wypróbowano następujące modele tendencji rozwojowej:

$$y = \alpha_1 t + \alpha_0 + \xi, \quad (4.1)$$

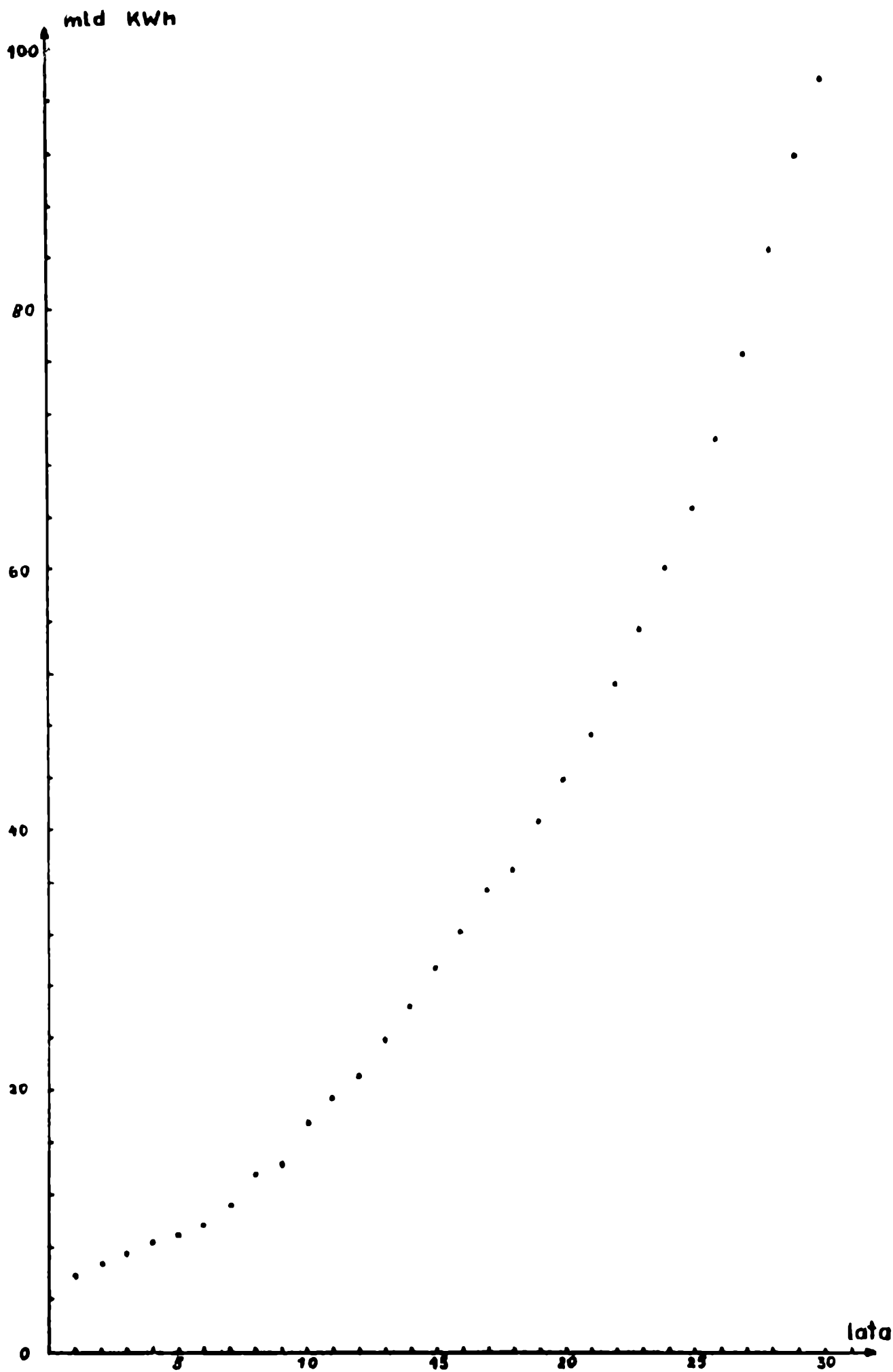
$$y = \alpha_2 t^2 + \alpha_1 t + \alpha_0 + \xi, \quad (4.2)$$

$$y = \alpha_3 t^3 + \alpha_2 t^2 + \alpha_1 t + \alpha_0 + \xi, \quad (4.3)$$

$$y = \alpha_1 t^{\alpha_2} \cdot \xi, \quad (4.4)$$

$$y = \alpha_1 \alpha_2 t \cdot \xi, \quad (4.5)$$

Spośród trendów adaptacyjnych obliczono trend segmentowy metodą trendu pełzającego oraz metodą wyrównania wykładniczego Browna. Trendy pełzające budowano w dwu wariantach: z segmentami liniowymi oraz z segmentami wykładniczymi.



rys 1. Zużycie energii elektrycznej w Polsce w latach 1946 - 1975

Zgodnie z oczekiwaniami okazało się, że trend liniowy nie może być użyty do opisu przebiegu wzrostu poziomemu zużycia energii elektrycznej. Uzyskano wprawdzie wysoki stopień dopasowania oraz istotny, różny od zera parametr kierunkowy, jednakże własności reszt dyskwalifikują tę postać trendu /szczegółowe charakterystyki podano w tabeli 4.1/.

Analogiczna własność reszt - nielosowy rozrzut /zbyt mała liczba serii/ dyskwalifikuje również inne postacie funkcji trendu - wykładniczą i potęgową.

Wielomiany drugiego i trzeciego stopnia mają lepsze własności, choć nie mogą być zastosowane w prezentowanej formie, ponieważ występują w nich nieistotne parametry. W modelu (4.2) parametr α_1 jest nieistotny zaś w modelu (4.3) nieistotny jest parametr α_2 . W tabeli 4.1 podano charakterystyki modeli w których usunięto zmienne, przy których parametry są nieistotne, czyli:

$$y = \alpha_2 t^2 + \alpha_0 + \xi, \quad (4.6)$$

$$y = \alpha_3 t^3 + \alpha_1 t + \alpha_0 + \xi, \quad (4.7)$$

Powyższe modele spełniają wszystkie wymagania stawiane przed modelem trendu.

Trend pełzający z segmentami liniowymi budowano w trzech wariantach biorąc za długość segmentu 5, 10, 15 obserwacji. Okazało się, że odcinek pełzający obejmujący 5 obserwacji daje najlepszy opis szeregu czasowego ilustrującego wielkość zużycia energii elektrycznej w Polsce w latach 1946-1975.

Trendy zużycia energii elektrycznej w Polsce
w latach 1946 - 1975

Lp.	model	wartości ocen parametrów				współczynnik zbieżności
1	2	3				4
1.	$y = a_1 t + a_0$	2.9977	-9.4273			0.0714
2.	$y = a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	0.1011	-0.1373*	7.2928		0.0036
3.	$y = a_3 t^3 + a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	0.0023	-0.0096*	1.2591	3.3928	0.0014
4.	$y = a_2 t^2 + a_0$	0.0969	6.4787			0.0036
5.	$y = a_3 t^3 + a_1 t + a_0$	1.1327	3.7655	3.7655		0.0014
6.	$y = a_1 \cdot t^{a_2}$	2.5040	0.9565			0.1108**
7.	$y = a_1 \cdot a_2 t$	6.0132	1.1019			0.0117**

Uwaga: * oznacza nieistotność parametru,

** współczynnik zbieżności obliczony dla postaci transformowanej.

Tabela 4.2.

Wybrane charakterystyki poruszających trendów
o segmentach liniowych opisujących wielkość
zużycia energii elektrycznej w Polsce
w latach 1946-1975

Lp.	długość segmentu	ważona średnia przyrostów	wariancja resztowa
1	2	3	4
1	5 obserwacji	4.87	0.092
2	10 obserwacji	4.59	0.544
3	15 obserwacji	4.26	7.106

Tabela 4.3

Wybrane charakterystyki poruszających trendów
o segmentach wykładniczych opisujących
wielkość zużycia energii elektrycznej w Polsce
w latach 1946-1975

L.p.	długość segmentu	ważona średnia przyrostów	wariancja resztowa
1	2	3	4
1	5 obserwacji	1.0941	0.157
2	10 obserwacji	1.0941	0.279
3	15 obserwacji	1.0832	0.275

Za kryterium dobroci przyjęto wielkość średniokwadratowego błędu resztowego /wariancja reszt/. Wyniosła ona odpowiednio: 0,091, 0,544 i 7,106 dla segmentów obejmujących 5, 10 i 15 obserwacji.

W tabeli 4.2 podane są informacje o trendach pełzających.

Podobnie jak w przypadku trendu pełzającego o segmentach liniowych, również przy trendzie o segmentach wykładniczych założono trzy warianty długości segmentu: 5, 10 i 15 obserwacji. W tabeli 4.3 podane są szczegółowe charakterystyki trendu pełzającego z segmentami wykładniczymi.

Wykorzystywany program biblioteczny obliczający prognozy metodą wyrównywania wykładniczego, nie podaje niestety charakterystyk dopasowania z wyjątkiem średniokwadratowego błędu resztowego; wynosi on 7,097. Program dokonuje samodzielnie wyboru tak zwanej stałej wyrównywania metodą iteracyjną, przy czym kryterium wyboru stanowi wielkość wariancji resztowej. Mimo stosunkowo dużej wariancji resztowej, świadczącej o niezbyt precyzyjnym dopasowaniu modelu do danych empirycznych zostanie zbadana przydatność tej metody do prognozowania wielkości zużycia energii elektrycznej.

4.2. Modele regresyjne.

Podstawową grupę modeli wykorzystywanych w tej pracy do analizy wielkości zużycia energii elektrycznej w Polsce a następnie do przewidywania przyszłego poziomu zapotrzebowania, stanowią modele regresyjne. Budowa modeli oraz sprawdzenie ich własności prognostycznych odbywały się według procedur przedstawionych w rozdziale 3.

4.2.1. Zmienne objaśniające.

Dla budowy modeli opisujących wielkość globalnego zużycia energii elektrycznej w Polsce wyodrębniono wstępnie listę dwudziestu zmiennych, które kandydowały do roli zmiennych objaśniających. Dokonując wyboru kierowano się głównie hipotezą o możliwych powiązaniach między wielkością zużycia energii elektrycznej a różnymi wielkościami ekonomicznymi. Założono, że wielkość zużycia energii elektrycznej zależy od czterech grup czynników: wielkości produkcji, zasobów siły roboczej i środków trwałych oraz od ich przyrostu /inwestycje/. Oprócz tego wykorzystano zmienną czasową, przy czym użyto jej tylko w modelach tendencji rozwojowej. Zupełnie odmienny charakter posiada zmienna zerojedynkowa, która wskazuje lata w których występowała ograniczona podaż energii elektrycznej. Ponieważ przedmiotem analizy jest globalna wielkość zużycia energii elektrycznej w kraju, przeto zmienne objaśniające w zasadzie powinny odnosić się do gospodarki narodowej jako całości. Jednakże ze względu na szczególną rolę przemysłu w zużyciu krajowym, wprowadzono wiele zmiennych ilustrujących stan zatrudnienia, majątku trwałego, produkcji i inwestycji w przemyśle. Ze względu na to, że każdy z powyższych czynników może być opisany zarówno w skali kraju jak i w przemyśle w różny sposób, przeto wybrano szereg alternatywnych zmiennych w każdej grupie. Liczba zmiennych-kandydatek limitowana była wyłącznie dostępnością porównywalnych danych statystycznych z lat 1946-1975.

Ostatecznie wybrano poniższe zmienne jako te, które potencjalnie mogą występować w roli zmiennych objaśniających w modelach opisujących wielkość rocznego globalnego zużycia energii elektrycznej w kraju mierzonego w mld KWh.

- X_1 - ludność Polski w mln osób, stan w dniu 31 grudnia,
- X_2 - dochód narodowy Polski, DN w 1950 roku przyjęto za 100, ceny stałe 1971r.,
- X_3 - osobowy fundusz płac netto w gospodarce społecznej w mld zł.,
- X_4 - inwestycje w gospodarce narodowej, ceny 1971 roku, w mld zł.,
- X_5 - inwestycje w gospodarce narodowej, ceny 1971 roku, wielkość inwestycji w 1950 roku przyjęto za 100,
- X_6 - inwestycje w gospodarce narodowej, na jednego mieszkańca w zł, ceny 1971r.,
- X_7 - wartość brutto środków trwałych, ceny 1971 roku, w mld zł.,
- X_8 - wartość brutto środków trwałych, ceny 1971 roku, 1950 rok przyjęto za 100,
- X_9 - wartość brutto produkcyjnych środków trwałych, ceny 1971 roku w mld zł.,
- X_{10} - wartość brutto produkcyjnych środków trwałych, ceny 1971,
- X_{11} - produkcja globalna przemysłu, ceny stałe, 1950 rok przyjęto za 100,
- X_{12} - produkcja globalna przemysłu społecznego, ceny stałe, 1950 rok przyjęto za 100,

- X_{13} - produkcja czysta przemysłu polskiego, ceny stałe, 1950 rok przyjęto za 100,
- X_{14} - produkcja czysta przemysłu uspołecznionego, ceny stałe, 1950 rok przyjęto za 100,
- X_{15} - inwestycje w przemyśle, ceny 1971 roku w mld zł,
- X_{16} - wartość brutto środków trwałych w przemyśle, ceny 1971 roku w mld zł,
- X_{17} - zatrudnienie w gospodarce uspołecznionej Polski w mln osób,
- X_{18} - zatrudnienie w przemyśle uspołecznionym, w mln osób,
- X_{19} - wartość brutto produkcyjnych środków trwałych w przemyśle ogółem, ceny 1971 roku w mld zł,
- X_{20} - zatrudnienie robotników grupy przemysłowej w przemyśle uspołecznionym w tys. osób,
- X_{22} - zmienna zero-jedynkowa obrazująca ograniczenia w dostawach energii elektrycznej.

Wśród wybranych zmiennych objaśniających można wyróżnić kilka grup. Zmienne o numerach 4, 5, 6, 15 opisują nakłady inwestycyjne, zmienne 7, 8, 9, 10, 16, 19 dotyczą wartości majątku trwałego, zmienne 2, 11, 12, 13, 14 opisują efekty działalności produkcyjnej, zmienne 3, 17, 18, 20 a także częściowo 1 opisują nakłady pracy żywej w gospodarce, przy czym zmienna 1 ukazuje potencjał siły roboczej z jednej strony, z drugiej zaś potencjalnych odbiorców energii elektrycznej.

Zerojedynkowa zmienna X_{22} przyjmowała wartość jeden w latach, w których występowały ograniczenia w dostawach energii elektrycznej, w pozostałych latach przyjmowała

wartość zero. Ustalenia, w których latach występowały poważne ograniczenia w dostawach energii elektrycznej, dokonano na podstawie analizy wielkości oddawanych mocy produkcyjnych w elektroenergetyce, wielkości wskaźników dynamiki zużycia energii elektrycznej oraz na podstawie wskazówek zawartych w publikacjach Instytutu Energetyki np. [124].

Komentarza wymaga brak takich zmiennych charakteryzujących stronę podażową, jak moc zainstalowana, moc dyspozycyjna, moc osiągalna elektrowni itp. W przewidywaniu krótko- i średnookresowym wielkość mocy produkcyjnych jest wielkością stałą, ponieważ cykl inwestycyjny w energetyce jest długi. Wszelkie przyrosty mocy są łatwe do przewidywania na podstawie informacji o wielkościach i terminach oddawania inwestycji. W długim okresie, przewidywanie zapotrzebowania na energię elektryczną uzupełnione przewidywaniem stopnia dyspozycyjności zainstalowanych bloków, stanowi podstawę podejmowania decyzji inwestycyjnych wyznaczających wielkość mocy produkcyjnych. Dlatego nie można traktować zmiennych podażowych za wyznacznik przyszłego zapotrzebowania. Dla ścisłości należałoby wspomnieć o tak zwanym zużyciu własnym elektrowni, w tym sensie elektrownie są również odbiorcami energii.

Dane statystyczne dotyczące wszystkich użytych zmiennych pochodzą z publikacji Głównego Urzędu Statystycznego - Rocznika Statystycznego, Rocznika Statystycznego Przemysłu, Rocznika Statystycznego Dochodu Narodowego oraz Rocznika Statystycznego Inwestycji. Obserwacje pochodzą z lat 1946-

-1975 obejmując okres trzydziestu lat. Zmienne wartościowe podane są w cenach porównywalnych. Sposób przeliczania omówiony jest szczegółowo w cytowanych rocznikach statystycznych, podobnie jak sposób obliczania poszczególnych zmiennych wartościowych.

4.2.2. Wybór zmiennych objaśniających.

Budując model ekonometryczny dąży się do minimalizacji liczby zmiennych objaśniających. To dążenie ograniczone jest wymogami stawianymi przed modelem, zmniejszenie liczby zmiennych objaśniających nie powinno pogarszać własności modelu.

Wyboru zmiennych objaśniających spośród zmiennych-kandydatek można dokonać kilkoma sposobami wspomnianymi w rozdziale 3. Wybór ten na ogół oparty jest o badanie związków korelacyjnych między zmiennymi. Ponieważ w niniejszym badaniu, wszystkie zmienne są ze sobą silnie i bardzo silnie skorelowane, przeto przydatność tzw. analitycznych metod wyboru zmiennych okazała się znikoma. W związku z tym zastosowano sposób iteracyjny, polegający na tym, że oszacowano wszystkie modele z jedną zmienną oraz wszystkie możliwe modele z dwu zmiennymi z tym, że nie szacowano takich modeli, w których zmienne należały do tej samej grupy. Wyjątek stanowiła zmienna X_1 - ludność Polski, którą kombinowano również ze zmiennymi z grupy - zatrudnienie. Modele z trzema i czterema zmiennymi powstały przez kombinowanie wybranych zmiennych odpowiednio z trzech i czterech grup zmiennych, w następnym kroku dodano zmienną X_{21} do wszystkich szacowanych modeli. Konieczność wprowadzenia zmiennej zerojedynkowej

Macierz korelacji między zmiennymi objaśniającymi

Lp.	zmienna	Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	Y	1.0000									
2	X ₁	0.9251	1.0000								
3	X ₂	0.9960	0.9290	1.0000							
4	X ₃	0.9920	0.9087	0.9964	1.0000						
5	X ₄	0.9679	0.8374	0.9758	0.9870	1.0000					
6	X ₅	0.9688	0.8398	0.9769	0.9873	0.9997	1.0000				
7	X ₆	0.9669	0.8428	0.9770	0.9873	0.9997	0.9995	1.0000			
8	X ₇	0.9889	0.9088	0.9961	0.9848	0.9767	0.9775	0.9762	1.0000		
9	X ₈	0.9981	0.9092	0.6991	0.9848	0.9766	0.9775	0.9761	1.000	1.0000	
10	X ₉	0.9936	0.8872	0.9935	0.9961	0.9896	0.9874	0.9861	0.9981	0.9981	1.0000
11	X ₁₀	0.9955	0.8938	0.9946	0.9959	0.9839	0.9846	0.9832	0.9991	0.9990	0.9998
12	X ₁₁	0.9968	0.9148	0.9976	0.9965	0.9783	0.9784	0.9785	0.9987	0.9987	0.9972
13	X ₁₂	0.9970	0.9144	0.9980	0.9972	0.9800	0.9811	0.9800	0.9987	0.9987	0.9975
14	X ₁₃	0.9971	0.9103	0.9980	0.9968	0.9811	0.9820	0.9813	0.9992	0.9991	0.9982
15	X ₁₄	0.9980	0.9092	0.9973	0.9958	0.9768	0.9809	0.9796	0.9992	0.9992	0.9980
16	X ₁₅	0.9506	0.8117	0.9628	0.9761	0.9976	0.9969	0.9978	0.9623	0.9622	0.9757
17	X ₁₆	0.9966	0.9004	0.9954	0.9967	0.9824	0.9831	0.9817	0.9993	0.9998	0.9994
18	X ₁₇	0.9526	0.9753	0.9636	0.8975	0.8997	0.9038	0.9452	0.9452	0.9450	0.9313
19	X ₁₈	0.9458	0.9822	0.9558	0.9349	0.8811	0.8835	0.8876	0.9369	0.9361	0.9200
20	X ₁₉	0.9949	0.8924	0.9943	0.9953	0.9839	0.9845	0.9832	0.9987	0.9987	0.9995
21	X ₂₀	0.9376	0.9872	0.9477	0.9256	0.8675	0.8700	0.8743	0.9265	0.9263	0.9086

Tabela 4.4 cd

Lp.	zmienna	X_{10}	X_{11}	X_{12}	X_{13}	X_{14}	X_{15}	X_{16}	X_{17}	X_{18}	X_{19}	X_{20}
1	2	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
11	X_{10}	1.0000										
12	X_{11}	0.9979	1.0000									
13	X_{12}	0.9982	0.9984	1.0000								
14	X_{13}	0.9988	0.9992	0.9994	1.0000							
15	X_{14}	0.9988	0.9985	0.9992	0.9997	1.0000						
16	X_{15}	0.9716	0.9656	0.9671	0.9668	0.9668	1.0000					
17	X_{16}	0.9998	0.9983	0.9987	0.9990	0.9990	0.9693	1.0000				
18	X_{17}	0.9356	0.9514	0.9518	0.9499	0.9481	0.8819	0.9383	1.0000			
19	X_{18}	0.9251	0.9423	0.9425	0.9403	0.9386	0.9629	0.9284	0.9981	1.0000		
20	X_{19}	0.9997	0.9976	0.9979	0.9986	0.9985	0.9716	0.9994	0.9355	0.9250	1.0000	
21	X_{20}	0.9141	0.9331	0.9332	0.9305	0.9287	0.8482	0.9181	0.9962	0.9991	0.9140	1.0000

X_{22} wynikała z obserwacji, iż w większości modeli występowała silna autokorelacja składnika losowego, co sygnalizowało, że prawdopodobnie pominięto istotny czynnik kształtujący wielkość zużycia energii elektrycznej. Analiza merytoryczna wykazała, że nie może to być inny czynnik oprócz niedostatecznej podaży. Tak więc w wyniku wprowadzenia tej zmiennej liczba szacowanych modeli uległa podwojeniu, a liczba zmiennych w modelach wzrosła o jeden. Praktycznie, oszacowano wszystkie możliwe kombinacje spośród dwudziestu zmiennych podzielonych na cztery grupy. Mimo to pokuszono się o próbę porównania wyników takiego postępowania z wynikami uzyskanymi przy pomocy analitycznych metod redukcji listy zmiennych-kandydatek do roli zmiennych objaśniających.

W tabeli 4.4 podana jest macierz korelacji między zmiennymi objaśniającymi. W pierwszej kolumnie zamieszczone są współczynniki korelacji między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi.

Widać, że zmienne są ze sobą bardzo silnie skorelowane. Dlatego zastosowanie metody grafowej zaproponowanej przez S. Bartosiewicza, pozwala na wybór jednej tylko zmiennej, ponieważ wszystkie zmienne objaśniające należą do jednego grafu. Aby wyróżnić grupy zmiennych zrezygnowano z zaproponowanego w artykule [6] sposobu ustalania wartości granicznej i przyjęto arbitralnie graniczną wartość współczynnika korelacji $r^* = 0,98$ uzyskując dwie podgrupy zmiennych objaśniających. Pierwsza z nich złożona jest z czterech zmiennych o numerach 1, 17, 18, 20. Do drugiej podgrupy należą pozostałe 16 zmiennych, przy czym zmienne 9, 10, 13, 16 i 19 mają najwięcej powiązań - po czternaście.

Powyższy wynik jest interesujący z tego względu, że oddzieliły się wszystkie zmienne opisujące wielkość zatrudnienia, czyli zmienne 17, 18, 20 oraz zmienna 1 - ludność Polski. Świadczy to o dużej wrażliwości metody grafowej na nawet niewielkie różnice skorelowania między zmiennymi. Zastosowanie jeszcze ostrzejszego kryterium podziału $r^* = 0,99$ pozwoliło na wyodrębnienie czterech grup zmiennych:

- grupa I - złożona z jednego elementu - zmiennej nr 1;
- grupa II - zmienne 4, 5, 6, 15;
- grupa III - zmienne 17, 18, 20;
- grupa IV - pozostałe zmienne.

Podobnie jak poprzednio Wynik ten świadczy o dużej wrażliwości metody grafowej na różnice między zmiennymi. Okazuje się bowiem, że w grupie drugiej znalazły się wyłącznie zmienne obrazujące wielkość inwestycji, przy czym są to wszystkie uwzględnione zmienne opisujące inwestycje. Ponadto nastąpiło rozdzielenie zmiennych obrazujących zatrudnienie - grupa III od zmiennej "ludność", która jednak posiada swą specyfikę. Okazuje się, że pozostałe zmienne są tak silnie skorelowane ze sobą, że nie nastąpiło rozbitcie zmiennych. W grupie IV najwięcej powiązań, po jedenaście mają zmienne o numerach: 2, 9, 10, 11, 12, 13, 16, 19, najmniej zmienna 3 dziewięć powiązań oraz zmienna 7 i 8 po dziesięć powiązań.

Wybór zmiennych metodą zaproponowaną przez Z. Hellwiga opartą o badanie tzw. integralnej pojemności informacyjnej wszystkich możliwych kombinacji zmiennych kandydujących do roli zmiennych objaśniających następczość nieco kłopotu, ze względu na olbrzymią liczbę możliwych kombinacji. Dostępny program na maszynę cyfrową dopuszcza maksymalnie dwanaście

zmiennych-kandydatek. W przypadku większej liczby kandydatek, w pierwszym kroku dokonywany jest wybór dwunastu zmiennych najsilniej skorelowanych ze zmienną objaśnianą a dopiero potem następuje właściwy wybór optymalnych kombinacji.

W naszym przypadku do dwunastoelementowego podzbioru zmiennych najsilniej skorelowanych ze zmienną objaśnianą wchodzi kandydatki o numerach: 2, 3, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 16, 19. Widać, że zostały wyeliminowane już na wstępie wszystkie zmienne opisujące inwestycje i zatrudnienie. Wydaje się, że poważnie zubaża to bazę informacyjną.

W tabelicy 4.5 podane są najlepsze, ze względu na kryterium H /pojemności informacyjnej/ kombinacje uzyskane spośród dwunastu zmiennych najsilniej skorelowanych ze zmienną objaśnianą.

Tabela 4.5

Największe integralne pojemności informacyjne kombinacji zmiennych objaśniających

Lp.	Numery zmiennych wchodzących w skład kombinacji						Integralna pojemność informacji
1	2	7	8				0.9966
2	2	7	8	14			0.9966
3	7	14					0,9965
4	8	14					0.9965
5	2	8	14				0,9964
6	2	7	8	11	14		0.9963
7	2	7	8	12	14		0.9963
8	7	8	12	14			0.9962
9	2	7	8	13	14		0,9962
10	2	7	8	14	16		0,9962
11	2	7					0,9961

W skład większości kombinacji weszły jednocześnie zmienne 7 i 8. Ponieważ są to te same zmienne /współczynnik korelacji $r = 1,00$ / więc modele w których jednocześnie wystąpiły obie te zmienne nie mogą być oszacowane.

Praktycznie, w wyniku powyższego postępowania do oszacowania zakwalifikowano jeden model zawierający zmienne 2, 8, 14.

Wypróbowano ponadto inny sposób polegający na tym, że wybrano dwanaście zmiennych abstrahując od siły skorelowania ze zmienną objaśniającą, a kierując się dążeniem do reprezentacji w "dwunastce" wszystkich grup zmiennych. Na podstawie takiego rozumowania wybrano zmienne o numerach 1, 2, 3, 4, 6, 7, 9, 11, 14, 17, 19, 20 spośród których siedem /2, 3, 7, 9, 11, 14, 19/ wchodziło również do "dwunastki" najsilniej skorelowanych ze zmienną objaśnianą zaś pięć /1, 4, 6, 17, 20/ zostało wprowadzone by zapewnić reprezentację zmiennych opisujących zatrudnienie /17, 20/ i inwestycje /4, 6/ oraz ludność /1/.

W wyniku zastosowania metody Z.Hellwiga do tak zestawionego zbioru zmiennych kandydatek uzyskano kombinacje przedstawione w tabeli 4.6.

Wśród uzyskanych kombinacji przeważają pięć i więcej elementowe, przy czym wszystkie wieloelementowe zawierają zmienne o numerach 1, 9 i 19, w większości występują zmienne 7, 11, 14. Ze względu na silne skorelowanie, tak duża liczba zmiennych w szacowanych modelach prowadzi do występowania nieistotnych parametrów strukturalnych.

Tabela 4.6

Największe integralne pojemności informacyjne
w kombinacjach ze zmodyfikowanego zbioru
zmiennych objaśniających

Lp.	Numery zmiennych wchodzących w skład kombinacji	Integralna pojemność informacji
1	1 7 9 14 19	0,9969
2	1 7 9 11 14 19	0,9969
3	1 2 7 9 11 14 19	0,9966
4	1 2 7 9 11 14 17 19	0,9966
5	7	0,9962
6	1 7 9 11 19	0,9962
7	1 3 7 9 14 19	0,9962
8	1 3 7 9 11 14 19	0,9962
9	1 9 11 14 19	0,9961

Sumując, należy stwierdzić, że w opisywanym przypadku zastosowanie analitycznych metod wyboru zmiennych nie doprowadziło do wykrycia dodatkowej kombinacji, która nie byłaby wykorzystana w poprzednio opisywanym postępowaniu iteracyjnym.

4.2.3. Konstrukcja modeli regresyjnych.

Do opisu globalnego zużycia energii elektrycznej w Polsce zastosowano jednorównaniowe modele liniowe typu:

$$Y = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_i + \xi_t \quad (4.8)$$

Poszukiwanie innych postaci analitycznych modeli okazało się niecelowe, ponieważ wybrany typ zależności dobrze, a nawet bardzo dobrze opisywał badane zjawisko.

Do szacowania parametrów modeli opisujących globalne zużycie energii elektrycznej używano klasycznej metody najmniejszych kwadratów, przy czym obliczenia prowadzono na maszynie Odra 1204 w Ośrodku Obliczeniowym Instytutu Cybernetyki Ekonomicznej AB.

Oszacowanie modelu polegało na obliczeniu wartości ocen parametrów strukturalnych oraz następujących charakterystyk:

- średnie, wariancje i odchylenia standardowe zmiennych; objaśnianej i objaśniających,
- wariancje i błędy średnie szacunku parametrów,
- statystyk t Studenta do badania istotności parametrów,
- współczynniki zbieżności i zmienności,
- statystyki do badania symetrii i stacjonarności reszt,
- statystyki do badania autokorelacji reszt: Durbina-Watsona i statystyki oparte na badaniu istotności współczynnika korelacji,
- liczba serii i największa długość serii wśród odchyleń od modelu /reszt/,
- standaryzowane wartości reszt uporządkowane w sposób ułatwiający stosowanie testu zgodności dla małych prób Helwiga, w celu badania normalności rozkładu reszt,
- wariancje i odchylenia standardowe reszt.

Powyższe charakterystyki obliczono na podstawie ogólnie przyjętych wzorów, komplet wykorzystywanych formuł znajduje się w podręczniku S. Bartosiewicz [3].

Weryfikacja oszacowanych modeli polegała na analizie poprawności merytorycznej i formalnej. Analiza formalna obejmowała szereg etapów, z których każdy mógł eliminować model z dalszej analizy.

Badanie stopnia dopasowania polegało na porównaniu wartości współczynnika zbieżności ρ^2 w różnych modelach. Ponieważ jednak wartość tego współczynnika była zwykle stosunkowo niska, przeto ustalone arbitralnie kryterium 0.1 odrzuciło z analizy stosunkowo niewielką liczbę modeli, podobnie jak ustalone /również arbitralnie/ na tym samym poziomie kryterium współczynnika zmienności.

Wiele modeli zostało odrzuconych z powodu nieistotności parametrów. Dotyczyło to głównie modeli z większą liczbą zmiennych objaśniających. Z dalszej analizy eliminowano modele, w których przynajmniej jeden z parametrów okazał się nieistotny na poziomie $\alpha = 0,05$. Dopuszczono jedynie nieistotność wyrazu wolnego.

Dalsze badanie modelu polegało na analizie własności reszt. Ponieważ jednak parametryczne testy służące do weryfikowania słuszności hipotez o własnościach reszt wymagają normalności ich rozkładu, przeto w pierwszej kolejności zbadano zgodność rozkładu reszt z rozkładem normalnym przy pomocy testu zgodności dla małej próby zaproponowanego przez Z. Helwiga w artykule [49].

Badanie losowości odchyłek przy pomocy testu liczby serii prowadzono z konieczności na liberalnych, wymuszonym przez dostępne tablice poziomie istotności $\alpha = 0,1$. Stwierdzenie nielosowości reszt eliminowało model. Mimo liberalnego kryterium wiele modeli zostało przez siebie wyeliminowanych.

Symetria i stacjonarność była badana według procedury opisanej w pracy [3], na poziomie $\alpha = 0,05$. Negatywny wynik

testowania w przynajmniej jednym przypadku eliminował model. Bardzo niewielka liczba modeli dawała reszty nie posiadające tych własności.

Oprócz istotności parametrów, najbardziej selektywne okazało się badanie autokorelacji reszt.

Jak wiadomo, statystyka Durbina-Watsona w jej klasycznym kształcie służy do testowania hipotezy o braku dodatniej autokorelacji składników losowych. Jest to istotna wada tego testu, ponieważ nie ma podstaw do przypuszczenia, że można ignorować w modelu fakt ujemnego skorelowania reszt¹. Drugą istotną wadą testu jest fakt, że przedział testu nierozstrzygniętego jest stosunkowo duży. Wady te leżały u podstaw rezygnacji ze stosowania tego klasycznego testu na autokorelację na rzecz testu opartego o badanie istotności współczynnika korelacji. Test ten dopuszcza przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$; 30 obserwacjach i 3-4 zmiennych, skorelowanie reszt rzędu 0,3. Test Durbina-Watsona ma większą moc /dla skorelowań dodatnich/; dopuszcza skorelowania reszt rzędu 0,15 przy tych samych warunkach.

Opisany wyżej proces formalnej weryfikacji pozwolił na wyselekcjonowanie spośród oszacowanych modeli trzydziestu siedmiu takich, które posiadają wszystkie własności konieczne dla uznania modelu za dobrze opisujący badane zjawisko. W tabelicy 4.8 podano te modele, tabela ta zawiera również odchylenia standardowe reszt.

¹ M.Theil podał w [106] przybliżony test na autokorelację ujemną. Można też budować dwustronny test w oparciu o statystykę Durbina-Watsona, jednakże postać zależności rozkładu tej statystyki od macierzy obserwacji jest tak skomplikowana, że praktycznie nie można stosować tego testu.

- X_1 - ludność Polski
- X_2 - dochód narodowy, 1950=100,
- X_3 - osobowy fundusz płac netto w Gosp.Nar., mld zł,
- X_4 - inwestycje w Gosp.Nar., mld zł,
- X_5 - inwestycje w Gosp.Nar., 1950=100,
- X_6 - inwestycje w Gosp.Nar. per Capita, zł,
- X_7 - wartość brutto środków trwałych w GN, mld zł,
- X_8 - wartość brutto środków trwałych w GN, 1950=100,
- X_9 - wartość brutto produkcyjnych śr.trwałych, mld zł,
- X_{10} - wartość brutto produkcyjnych śr.trwałych, 1950=100,
- X_{11} - produkcja globalna przemysłu, 1950=100,
- X_{12} - produkcja globalna przemysłu uspoł., 1950=100,
- X_{13} - produkcja czysta przemysłu, 1950=100,
- X_{14} - produkcja czysta przemysłu uspoł., 1950=100,
- X_{15} - inwestycje w przemyśle, mld zł,
- X_{16} - wartość brutto śr.trw. w przemyśle, mld zł,
- X_{17} - zatrudnienie w gosp.uspołecznionej, mln osób,
- X_{18} - zatrudnienie w przemyśle usp., mln osób,
- X_{19} - wartość brutto produkcyjnych śr.trwałych w przemyśle, mld zł,
- X_{20} - zatrudnienie robotników grupy przemysłowej, tys.osób,
- $X_{21} \equiv 1$, zmienna ułatwiająca szacowanie wyrazu wolnego modelu
- X_{22} - zmienna zerojedynkowa - ograniczenia podaży.



DR 506

Errata: dotyczy k. 123 - 125

Macierz zaobserwowanych wartości zmiennej
objaśnianej i zmiennych objaśniających
w latach 1946-1975

Lp.	Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆
1	5.709	23.6	47.3	18.0	17.9	41.8	749
2	6.613	23.0	56.8	19.7	22.8	53.2	963
3	7.514	24.4	73.8	22.2	27.5	64.2	1148
4	8.146	24.6	86.9	25.5	31.3	73.1	1284
5	8.821	25.0	100.0	31.2	42.9	100.0	1728
6	9.829	25.5	107.5	38.2	48.1	112.2	1904
7	11.208	26.0	114.2	43.9	57.1	133.2	2217
8	13.679	26.5	126.1	66.3	65,8	153.4	2505
9	14.339	27.0	139.4	73.4	69.7	160.4	2603
10	17.750	27.6	151.1	79.4	72.4	168.9	2656
11	19.490	28.1	161.7	92.0	75.9	176.9	2728
12	21.160	28.5	179.1	107.8	81.8	190.7	2886
13	23.950	29.0	189.0	114.2	90.2	210.4	3135
14	26.380	29.5	198.8	126.0	105.2	245.2	3597
15	29.307	29.8	207.5	133.6	111.3	259.6	3766
16	35.254	30.1	224.4	143.5	119.4	278.5	3985
17	35.383	30.5	229.1	154.4	131.0	305.5	3985
18	36.962	30.9	245.0	168.1	134.5	313.6	4320
19	40.611	31.3	261.5	176.5	140.9	328.4	4382
20	43.801	31.6	279.8	189.7	154.2	359.6	4520
21	47.385	31.8	299.7	204.6	167.1	389.7	4897
22	51.257	32.2	316.8	222.1	186.0	433.8	5272
23	55.520	32.4	345.3	239.8	202.3	471.8	5824
24	60.053	32.7	355.3	256.7	218.8	510.3	6263
25	64.532	32.7	373.8	269.4	227.7	531.0	6722
26	69.887	32.9	404.1	293.0	244.8	570.9	7001
27	76.475	33.2	446.8	325.6	302.6	705.5	7462
28	84.300	33.5	495.1	376.5	378.3	882.1	9150
29	91.600	33.8	546.8	442.6	463.6	1100.0	1133
30	97.200	34.2	595.9	506.2	529.6	1200.0	1376

Lp.	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃
1	1943	92.1	737	90.4	35.0	31.4	38.4
2	1986	94.1	757	92.7	47.0	43.4	51.6
3	2028	96.2	777	95.1	64.0	61.2	69.2
4	2071	98.2	798	97.7	78.0	76.5	84.7
5	2109	100.0	819	100.0	100.0	100.0	100.0
6	2151	102.0	843	102.8	118.8	124.4	115.2
7	2196	104.1	872	106.2	139.4	148.6	131.2
8	2505	106.3	903	109.8	161.7	175.1	148.6
9	2294	108.8	948	113.8	179.9	195.6	162.6
10	2352	110.5	976	118.2	199.6	217.5	177.6
11	2413	114.4	1015	122.7	217.2	237.5	188.4
12	2481	117.6	1057	127.6	239.9	260.2	287.9
13	2550	120.9	1098	132.5	262.3	285.4	224.9
14	2627	124.6	1143	137.7	286.6	317.7	242.4
15	2627	124.6	1143	137.7	286.6	347.0	263.1
16	2722	129.1	1198	144.1	317.2	383.1	290.9
17	2805	133.0	1248	149.7	349.6	415.7	316.0
18	2897	137.4	1302	155.8	378.7	438.6	332.8
19	2997	142.1	1365	163.0	399.0	479.6	366.8
20	3104	147.2	1430	170.5	435.5	523.3	402.9
21	3218	152.6	1500	178.6	474.5	561.8	431.1
22	3355	159.1	1588	188.8	510.1	605.1	462.0
23	3501	166.0	1680	199.5	550.4	661.8	505.6
24	3658	173.4	1782	211.5	601.9	720.1	548.1
25	3839	182.0	1899	225.0	654.9	782.2	585.3
26	4030	191.1	2035	239.8	707.8	847.1	635.1
27	4148	196.7	2127	250.6	763.7	937.2	701.1
28	4362	206.8	2298	268.6	845.1	1000.0	782.2
29	4616	218.9	2500	289.9	940.0	1200.0	876.1
30	4975	235.9	2783	320.6	1000.0	1300.0	976.0

Tabela 4.7 cd

Lp.	X ₁₄	X ₁₅	X ₁₆	X ₁₇	X ₁₈	X ₁₉	X ₂₀	X ₂₁	X ₂₁
1	53.2	2.5	193	2.820	1.110	838	870.7	1	0
2	64.2	4.1	200	3.000	1.302	868	1000.2	1	0
3	73.1	5.9	203	3.300	1.486	893	1161.2	1	0
4	84.7	9.5	216	3.960	1.615	928	1260.6	1	0
5	100.0	15.6	225	4.753	1.936	947	1494.7	1	1
6	115.2	20.5	239	5.234	2.129	974	1636.7	1	1
7	133.6	27.0	258	5.553	2.268	1005	1762.4	1	1
8	153.5	31.0	280	5.974	2.437	1039	1882.9	1	1
9	168.4	31.5	306	6.214	2.548	1078	1948.1	1	1
10	183.8	29.4	332	6.447	2.662	1119	2049.9	1	1
11	194.8	31.1	358	6.735	2.774	1161	2160.2	1	1
12	213.7	31.8	386	6.831	2.862	1208	2248.4	1	1
13	230.8	34.7	413	6.787	2.992	1254	2289.0	1	1
14	249.1	40.7	443	6.902	2.923	1304	2330.8	1	0
15	272.8	42.8	478	7.055	2.949	1364	2331.8	1	0
16	302.7	46.2	509	7.248	3.029	1417	2397.8	1	0
17	329.7	53.3	540	7.529	3.154	1475	2480.0	1	0
18	348.8	65.6	578	7.792	3.233	1453	2531.6	1	0
19	384.4	57.6	619	7.914	3.295	1614	2591.5	1	0
20	422.6	61.3	661	8.331	3.460	1691	2712.8	1	0
21	452.6	65.0	715	8.558	3.582	1787	2793.1	1	0
22	483.7	72.5	767	8.904	3.732	1889	2883.4	1	0
23	527.9	80.0	825	9.212	3.866	2002	2975.5	1	0
24	573.0	88.0	891	9.511	4.006	2130	3080.3	1	0
25	614.8	88.8	968	9.817	4.072	2270	3124.1	1	0
26	670.7	98.1	1029	10.124	4.200	2372	2331,9	1	0
27	741.1	132.1	1121	10.570	4.367	2542	3349.0	1	0
28	827.1	167.3	1226	10.980	4.490	2744	3419.3	1	0
29	928.0	204.5	1395	11.368	4.600	3036	3485.1	1	1
30	1000.0	239.2	1550	11.632	4.668	3331	3532.9	1	1

Modele zużycia energii elektrycznej w Polsce
w latach 1946-1975

Lp.	numery zmien- nych w modelu				odohyle- nie stan- dardowe reszt	wartości ocen parametrów			
	1	2	3	4		1	2	3	4
1	13	21	22		1.228	0.105	1.625	-3.496	
2	1	2	21	22	1.534	-0.642	0.196	9.404	-4.308
3	1	7	21	22	1.057	0.686	0.026	-62.130	-1.523
4	1	9	21	22	1.290	1.423	0.035	-54.407	-2.533
5	1	10	21	22	1.108	1.223	0.324	-52.760	-2.201
6	1	16	21	22	1.193	1.018	0.063	-30.098	-1.878
7	1	19	21	22	1.177	1.256	0.033	-53.110	-2.418
8	2	7	21	22	1.034	0.076	0.016	-30.825	-2.735
9	2	8	21	22	1.049	0.078	0.343	-30.531	-2.713
10	2	9	21	22	1.333	0.122	0.014	-11.537	-3.769
11	2	10	21	22	1.228	0.108	0.152	-14.012	-3.538
12	2	16	21	22	1.220	0.100	0.032	-5.699	-3.260
13	2	19	21	22	1.246	0.111	0.015	-13.547	-3.655
14	2	20	21	22	1.588	0.193	-0.002	-3.398	-3.763
15	4	12	21	22	1.159	-0.025	0.086	3.026	-2.794
16	4	13	21	22	0.938	-0.037	0.124	0.389	-2.437
17	5	12	21	22	1.184	-0.010	0.086	3.082	-2.855
18	6	12	21	22	1.156	-0.0009	0.087	3.436	-2.676
19	7	20	21	22	1.010	0.025	0.003	-48.658	-2.113
20	8	18	21	22	1.022	0.539	2.817	-48.333	-2.191
21	8	20	21	22	1.031	0.544	0.003	-48.628	-2.062
22	9	13	21	22	1.098	-0.014	0.143	9.808	-3.343

od tabe li 4.8

Lp	2				3		4		
23	9	18	21	22	1.053	0.034	5.618	-26.923	-3.934
24	9	20	21	22	1.106	0.034	0.006	-27.080	-3.709
25	10	17	21	22	0.988	0.306	2.106	-28.784	-3.694
26	10	18	21	22	0.943	0.311	4.831	-29.010	-3.427
27	10	20	21	22	0.978	0.316	0.005	-29.189	-3.225
28	11	16	21	22	1.646	0.050	0.029	- 0.387	-3.807
29	12	15	21	22	1.161	0.084	-0.047	2.799	-2.661
30	14	17	21	22	0.705	0.092	0.967	- 2.595	-3.128
31	14	18	21	22	0.647	0.093	3.300	- 2.678	-3.006
32	14	20	21	22	0.663	0.093	0.002	- 2.528	-2.907
33	16	17	21	22	0.979	0.059	-1.868	-11.342	-3.166
34	16	18	21	22	0.940	0.060	4.263	-11.275	-2.922
35	16	20	21	22	0.989	0.061	0.005	-11.119	-2.757
36	18	19	21	22	1.085	4.882	0.032	-28.659	-2.737
37	19	20	21	22	1.116	0.033	0.005	-28.832	-3.467

W tablicy 4.9 przedstawiono niektóre charakterystyki zbudowanych modeli. W kolumnie 3 zamieszczono wartości współczynnika zbieżności β^2 . We wszystkich modelach jego wartość jest bardzo mała, zawiera się w przedziale 0,0005 - 0,0037. Współczynnik zmienności przyjmuje wartości z przedziału 0.017 - 0.044. Liczba reszt dodatnich ilustruje symetrię reszt. W następnej kolumnie podano empiryczne wartości statystyki do badania stacjonarności reszt modeli. W kolumnie 7 pokazano wartości współczynników korelacji między resztami modelu $r_{u_t, u_{t-1}}$. Wartości bezwzględne współczynników korelacji zawarte są w przedziale 0,002 - 0,305, przy czym znakomita większość, z nich jest znacznie mniejsza od górnej granicy. W dziewięciu przypadkach znak skorelowania reszt jest ujemny, w pozostałych dodatni. W następnej kolumnie podano liczbę serii w 30 elementowym ciągu reszt w każdym z modeli. Przez serię, rozumiano nieprzerwany podciąg reszt o jednakowym znaku w chronologicznym ciągu reszt modelu. W ostatniej kolumnie zamieszczone są empiryczne wartości statystyki Studenta, które posłużyły do badania istotności parametrów. Wartości krytyczne przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ i odpowiednio 17 i 16 stopniach swobody wynosiły 2,110; 2,120. Jak już wskazano wyżej, nie badano istotności wyrazu wolnego modeli.

W zaprezentowanych modelach najczęściej występowały zmienne o numerach: 2 i 20 po osiem razy, zmienne numer 1, 16 i 18 sześciokrotnie, zmienne 9 i 10 po pięć razy, zmienne 12 i 19 po cztery razy. Wśród rzadziej występujących były zmienne 7, 8, 13, 14, 17 po trzy razy, zmienna 4 dwa razy,

Wybrane charakterystyki modeli zużycia energii elektrycznej

numer modelu	numery zmiennych objaśniających w modelu				współczynnik zbieżności	współczynnik zmienności	liczba reszt dodatnich	wskaźnik stacjonarności	współczynnik skorelowania reszt	liczba serii	empiryczne statystyki studenta			
	1	2	3	4							5	6	7	8
1	13	21	22		0.0020	0.033	18	0.871	0.151	10	117.143	3.698	-7.435	
2	1	2	21	22	0.0032	0.041	17	0.172	0.226	18	-2.283	35.813	1.522	-6.821
3	1	7	21	22	0.0015	0.028	14	0.067	0.144	12	4.665	52.247	-20.259	-3.609
4	1	9	21	22	0.0025	0.034	18	0.185	0.117	14	8.662	42.726	-13.977	-4.872
5	1	10	21	22	0.0017	0.029	16	0.154	0.079	18	8.466	49.832	-15.671	-4.946
6	1	16	21	22	0.0019	0.032	14	0.195	0.202	13	6.377	46.247	-7.455	-3.931
7	1	19	21	22	0.0049	0.051	14	0.137	0.081	14	8.213	46.378	-14.869	-5.103
8	2	7	21	22	0.0014	0.027	17	0.382	0.020	14	4.884	6.772	-8.515	-6.500
9	2	8	21	22	0.0015	0.028	17	0.341	0.025	14	4.907	6.620	-8.346	-6.332
10	2	9	21	22	0.0024	0.036	19	0.354	0.144	16	8.277	4.152	-8.660	-7.385
11	2	10	21	22	0.0020	0.033	20	0.440	0.107	14	7.317	5.001	-8.835	-7.515
12	2	16	21	22	0.0020	0.032	19	0.409	0.159	16	6.144	5.067	-11.067	-6.865
13	2	19	21	22	0.0021	0.033	20	0.391	0.128	14	7.578	4.851	-8.788	-7.667
14	2	20	21	22	0.0034	0.042	16	0.060	0.305	16	31.184	-2.120	-2.141	-6.188
15	4	12	21	22	0.0018	0.031	12	0.054	0.002	10	-2.594	23.497	6.529	5.340
16	4	13	21	22	0.0012	0.025	15	0.180	0.025	12	-4.504	29.271	0.898	-5.679
17	5	12	21	22	0.0019	0.031	14	0.097	0.024	10	-2.323	22.224	0.527	-5.342
18	6	12	21	22	0.0018	0.031	13	0.090	-0.018	12	-2.627	22.520	8.423	-4.905

od tabele 4.9

1	2				3	4	5	6	7	8	9			
19	7	20	21	22	0.0014	0.027	13	0.034	0.114	12	49.454	5.048	-71.099	-5.442
20	8	18	21	22	0.0014	0.027	15	0.006	0.131	12	44.829	5.174	-71.325	-5.552
21	8	20	21	22	0.0014	0.027	15	0.013	0.115	12	48.402	5.090	-70.618	-5.201
22	9	13	21	22	0.0016	0.029	14	0.275	0.081	10	-2.795	10.649	3.318	-7.889
23	9	18	21	22	0.0015	0.028	18	0.006	-0.104	16	43.494	11.198	-36.826	-9.766
24	9	20	21	22	0.0016	0.029	19	0.056	-0.088	16	45.123	10.556	-34.619	-8.756
25	10	17	21	22	0.0013	0.026	18	0.090	-0.139	12	42.169	9.838	-43.802	-9.721
26	10	18	21	22	0.0012	0.025	16	0.035	-0.070	16	48.518	10.397	-29.010	-3.427
27	10	20	21	22	0.0013	0.026	17	0.069	-0.069	16	50.999	9.958	-43.129	-8.601
28	11	16	21	22	0.0057	0.044	18	0.946	-0.046	11	3.001	2.175	-0.254	-4.445
29	12	15	21	22	0.0018	0.051	14	0.076	0.014	12	27.779	-2.574	5.439	-4.800
30	14	17	21	22	0.0006	0.019	16	0.156	0.086	12	59.308	5.676	-3.468	-11.475
31	14	18	21	22	0.0005	0.017	15	0.046	0.073	12	71.092	6.563	-4.036	-12.101
32	14	20	21	22	0.0006	0.017	15	0.063	0.074	12	75.432	6.303	-3.787	-11.428
33	16	17	21	22	0.0013	0.026	17	0.0	-0.043	16	42.979	8.652	-12.966	-8.446
34	16	18	21	22	0.0012	0.025	19	0.048	-0.040	16	48.803	9.018	-13.515	-8.094
35	16	20	21	22	0.0013	0.026	20	0.031	0.058	16	50.425	8.417	-12.722	-7.212
36	18	19	21	22	0.0016	0.029	16	0.078	0.035	14	9.155	42.181	-38.841	-8.827
37	19	20	21	22	0.0017	0.030	16	0.151	0.017	14	44.615	8.825	-37.204	-8.108

zaś zmienne o numerach 5, 6, 11, 15 wystąpiły tylko jednokrotnie. Zmienna o numerze 3 - osobowy fundusz płac - nie wystąpiła w żadnym modelu.

Wartości ocen parametrów przy zmiennej pierwszej są dodatnie i przyjmują wartości z przedziału 0,686 - 1,423, tylko w modelu nr 2 wartość oceny parametru jest ujemna i wynosi -0,642. Również przy drugiej zmiennej oceny parametrów są dodatnie, najmniejszą wartość /0,076/ przyjmuje w modelu 8, największą /0,196/ w modelu 2.

Podobnie jak powyższa również inne zmienne z tej grupy wykazują dodatni wpływ na poziom zużycia energii elektrycznej w Polsce. Wartości ocen parametrów przy zmiennych z grupy ilustrującej efekty działalności produkcyjnej, czyli zmiennych o numerach 12, 13, 14 są dodatnie i zawarte w przedziałach odpowiednio: 0,084-0,087, 0,105-0,143, 0,092-0,095. Ponadto w grupie tej występuje zmienna numer 11, przy której ocena parametru przyjęła wartość 0,050.

Oceny parametru przy zmiennych z grupy: zatrudnienie /zmienne o numerach 17, 18, 20/, przyjęły wartości odpowiednio: 0,967-2,106, 2,300-5,618, 0,002-0,006. Wartość oceny parametru przy zmiennej numer 20 w modelu 14 była ujemna i wynosiła -0,002.

Charakterystyczny wynik uzyskano przy zmiennych opisujących wielkość inwestycji. Wszystkie oceny parametrów przy zmiennych tej grupy /zmienne o numerach 4,5,6,15/ przyjmują wartości ujemne. Wynoszą one: dla zmiennej 5, -0,010, dla zmiennej 6, -0,0009, dla zmiennej 15, -0,047 zaś przy zmiennej 4, wartości ocen parametrów mieszczą się w przedziale od -0,037 do -0,025.

Trudno podać jednoznaczną interpretację faktu, iż przy wszystkich zmiennych grupy: inwestycje, we wszystkich modelach, wystąpiły ujemne wartości ocen parametrów. Wydaje się, że główną przyczyną tego faktu jest to, że inwestycje poniesione w danym roku tylko częściowo powodują wzrost zużycia energii elektrycznej - jest to zużycie przez przedsiębiorstwa budowlane, zużycie w nowouruchomionych zakładach itp. Przeważająca część inwestycji daje jednak przyrost zapotrzebowania dopiero w następnych latach. Próby wykrycia opóźnienia /poprzez użycie zmiennych opóźnionych w czasie/ doprowadziły wprawdzie do zmiany znaku oszacowania parametru przy opóźnieniach wynoszących 2 do 5 lat, jednakże własności takich modeli były niezadawalające.

Oceny parametrów przy zmiennych ilustrujących stan majątku trwałego /zmiennie numer 7, 8, 9, 10, 16, 19/ są dodatnie i pochodzą z przedziałów odpowiednio: 0.016-0.026, 0.343-0.544, 0.014-0.035, 0.152-0.324, 0.029-0.063, 0.015-0.033. Przy zmiennej numer 9 w modelu 22 wartość oceny parametru wynosi -0.014.

Zgodnie z oczekiwaniami oceny parametrów przy zmiennej zerojedynkowej we wszystkich modelach są ujemne, czyli w latach w których wystąpiło ograniczenie podaży zużycie było mniejsze.

Analiza ocen parametrów przy zmiennych pozwala na stwierdzenie, że w większości przypadków ich znaki są zgodne z intuicją a ich wartości nie różnią się drastycznie w poszczególnych modelach. Można więc przyjąć, że zaprezentowane modele są wystarczająco dobre, by można było przystąpić

do badania ich własności predyktywnych oraz do analizy ich przydatności do prognozowania na długi okres.

4.2.4. Badanie stabilności modelu.

Zgodnie z postulatami omówionymi w paragrafie 3.3, przed przystąpieniem do badania własności prognostycznych zbudowanych modeli, należy sprawdzić, czy spełnione jest założenie o stabilności modelu. Badanie stabilności modeli zostanie przeprowadzone zgodnie z ogólną procedurą opisaną w rozdziale 3.

W pierwszej kolejności zostały zastosowane testy badające tzw. stabilność modelu. W tym celu na podstawie każdego ze zbudowanych modeli obliczono po dziesięć prognoz wygasłych, tzn. spośród trzydziestu obserwacji, które posłużyły do budowy modelu, dwadzieścia pierwszych zostało wykorzystane do ponownego oszacowania ocen parametrów, pozostałych dziesięć pozwoliło na obliczenie prognoz wygasłych. Prognozy te zostały porównane z rzeczywiście zrealizowanymi wartościami zużycia energii elektrycznej. Odchylenia zwane błędami prognoz wygasłych posłużyły do testowania poszczególnych hipotez.

1. Pierwszy z zastosowanych testów zwany testem znaków kolejnych reszt, w postaci opisanej w rozdziale 3, służy sprawdzeniu czy po upływie kolejnych okresów model uległ dezaktualizacji. Tutaj sytuacja jest odmienna: obliczono dziesięć prognoz wygasłych i pytanie polega na tym, czy prognozy te odchylają się od wartości empirycznych w sposób losowy, czy też istnieje jakaś prawidłowość w ułożeniu odchyleń /błędów prognoz/ dodatnich i ujemnych.

Zbadanie prawdziwości hipotezy zerowej w której zakłada się, że model jest stabilny polega więc na zbadaniu czy odchylenia dodatnie i ujemne, w chronologicznym ciągu błędów predykcji, są ułożone losowo. Można tu zastosować któryś ze znanych testów opartych a analizę liczby lub długości serii. Bogaty przegląd takich testów podany jest np. w pracy [20].

W niniejszej pracy zastosowano kilka testów. Pierwszy z nich oparty jest o badanie liczby serii znaków w ciągu chronologicznym. Serią znaków nazwano nieprzerwany ciąg błędów prognoz wygasłych jednakowego znaku w chronologicznym ciągu błędów prognoz. Cztery kolejne testy oparte są na seriach monotonicznych.

2. W pierwszym z nich zwanym testem liczby serii znaków w ciągu monotonicznym tworzy się ciąg znaków:

$$\text{sign} (y_{p_{i+1}} - y_{p_i}), \quad (4.9)$$

gdzie:

y_{p_i} - prognoza wygasła na moment /okres czasowy/
o numerze i ; $i=1, 2, \dots, m$;

m - ilość wyznaczonych prognoz wygasłych.

Wartością sprawdzianu tego testu jest statystyka l , ogólna liczba serii jednakowych znaków w ciągu /4.9/. Jeśli ciąg jest losowy to należy spodziewać się dużej liczby serii o małej liczbie elementów. Obszar krytyczny buduje się lewostronnie, tzn. jeśli $l \leq l_\alpha$ to hipotezę zerową, o losowości ciągu, należy odrzucić.

3. Drugi test, zwany testem Moora-Wallisa oparty jest o badanie liczby znaków "+" w ciągu /4.9/. Liczbę znaków "+" w ciągu /4.9/ oznacza się z^+ ; jest to wartość sprawdzianu tego testu. Hipotezę zerową o losowości ciągu odrzuca się jeśli:

$$z_1 < z^+ < z_2, \quad /4.10/$$

gdzie:

$$z_1 = \frac{m}{2} - \left| z_{\alpha}^+ - \frac{m-1}{2} \right|, \quad /4.11/$$

$$z_2 = \frac{m-2}{2} + \left| z_{\alpha}^+ - \frac{m-1}{2} \right|, \quad /4.12/$$

m - ilość wyrazów ciągu /ilość postawionych prognoz/,
 z_{α}^+ - tablicowa wartość oczekiwanej liczby znaków "+".

4. Następny test zwany jest testem chi-kwadrat opartym na oczekiwanych i zaobserwowanych seriach monotonicznych różnej długości. Sprawdzian hipotezy zerowej o losowości ciągu oblicza się z wzoru:

$$\chi_e^2 = \frac{(l_1 - e_1)^2}{e_1} + \frac{(l_2 - e_2)^2}{e_2} + \frac{(l_3 - e_3)^2}{e_3}, \quad /4.13/$$

gdzie:

l_1, l_2, l_3 - liczba serii monotonicznych o długości
odpowiednio: 1, 2, i więcej niż 2;

$$e_1 = \frac{5m+1}{12}, \quad /4.14/$$

$$e_2 = \frac{11m-14}{60}, \quad /4.15/$$

$$e_3 = \frac{4m-11}{60}, \quad /4.16/$$

Hipotezę zerową odrzuca się jeśli $\chi_e^2 > \chi_\alpha^2$ dla dwu stopni swobody.

5. W kolejnym teście sprawdzianem jest statystyka

$$\chi_e^2 = \frac{(z^+ - E(Z^+))^2}{D^2(Z^+)} + \frac{(l - E(L))^2}{D^2(L)}, \quad /4.17/$$

gdzie:

$$E(Z^+) = \frac{m-1}{2}, \quad /4.18/$$

$$E(L) = \frac{2m-1}{3}, \quad /4.19/$$

$$D^2(Z^+) = \frac{m+1}{2}, \quad /4.20/$$

$$D^2(L) = 0.178m - 0.323, \quad /4.21/$$

z^+ - liczba znaków "+" w ciągu /4.9/,

l - ogólna liczba serii znaków.

Hipotezę zerową o losowości odrzuca się, jeśli dla dwu stopni swobody $\chi_e^2 > \chi_\alpha^2$. Powyższy test nosi nazwę testu chi-kwadrat opartego na oczekiwanej i zrealizowanej liczbie znaków "+" i liczbie serii znaków.

Dokładny opis przytoczonych testów można znaleźć w pracy [20], gdzie podana jest również bibliografia źródłowa.

W oparciu o tzw. test błędu średniego predykcji można skonstruować trzy testy badające stabilność modelu. Zakładając, że reszty modelu mają rozkład normalny, można się spodziewać, że błędy prognoz wygasłych uzyskanych na podstawie stabilnego modelu ekonometrycznego będą posiadały własność polegającą na tym, że zmienna losowa:

$$z = \frac{y_i - y_{p_i}}{v}, \quad /4.22/$$

gdzie:

y_i, y_{p_i} - odpowiednio: zrealizowana i prognozowana wartość zmiennej Y w okresie $i, i=1,2,\dots,m$;

V - średni błąd predykcji,

będzie miała rozkład normalny $N(0,1)$.

W rozdziale 3 wskazano, że prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na tym, że zmienna Z przyjmie wartość większą co do modułu niż jeden, dwa lub trzy wynosi odpowiednio: 0,318; 0,046; 0,0026. Korzystając z tej obserwacji można zbudować trzy testy badające stabilność modelu.

6. W pierwszym z nich sprawdzianem testu jest liczba błędów prognoz wygasłych, które są co do modułu większe od błędu średniego predykcji.

7. W drugim teście sprawdzianem jest liczba błędów większych co do modułu od dwu błędów średnich predykcji.

8. W trzecim teście sprawdzianem jest liczba błędów prognozy większych co do modułu od trzech błędów średnich predykcji.

Łatwo sprawdzić, że na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ odpowiednie wartości krytyczne wynoszą $k_1 = 6, k_2 = 2, k_3 = 1$. Jeśli empiryczne wartości sprawdzianu są większe lub równe wartościom krytycznym, wtedy należy uznać, że błędy prognoz wygasłych nie mają wymaganych własności, przeto model uległ dezaktualizacji, czyli jest niestabilny.

Łącznie do badania stabilności modeli zastosowano osiem wyżej opisanych testów. W tabeli 4.10 podane są wyniki badania stabilności modeli. Symbolem "1" oznaczono wynik polegający na uznaniu modelu za stabilny. Zaś symbolem "0" ozna-

czono wynik polegający na tym, że model należy uznać za niestabilny. W przedostatniej kolumnie podano sumę jedynek. Dla ostatecznej decyzji, że model jest stabilny lub niestabilny przyjęto zasadę, że jeśli co najmniej trzy czwarte testów uznaje model za stabilny, to można go uznać za stabilny. W tym przypadku, jeśli co najmniej sześć z ośmiu testów uznaje model za stabilny to model zostaje uznany za stabilny. W ostatniej kolumnie tabeli 4.10 podana jest decyzja. Litera "S" oznacza model stabilny, "N" oznacza model niestabilny. Ponieważ nieznana jest moc poszczególnych testów, przeto z konieczności przyjmuje się, że jest ona równa we wszystkich zastosowanych testach. W ostatnim wierszu podano sumę jedynek z poszczególnych kolumn /testów/. Widać, że najmniejsze sumy odpowiadające najmniejszej liczbie decyzji utrzymujących hipotezę o stabilności modelu, mają testy: oparty o liczbę serii w chronologicznym ciągu prognoz wygasłych oraz oparty o badanie oczekiwanej i zrealizowanej liczby znaków "+" i liczby serii monotonicznych w ciągu prognoz wygasłych.

W wyniku zastosowanego postępowania sześć modeli zostało uznane za stabilne, trzydzieści jeden uznano za niestabilne.

Wykrycie niestabilności modelu obliguje do poszukiwania przyczyn tej niestabilności. W rozdziale 3 stwierdzono, że możliwe jest, że niestabilność wynika z niestałości wariancji składnika losowego. W niniejszym badaniu stabilność wariancji reszt weryfikowano przy pomocy kilku testów.

Pierwszy z nich zwany testem medianowym, polega na porównaniu empirycznej liczby serii reszt mniejszych lub większych co do modułu od mediany reszt. Hipotezę zerową o losowości tak skonstruowanego ciągu odrzuca się wtedy, gdy:

Tabela 4.10

Wyniki testowania stabilności modeli zużycia energii elektrycznej w Polsce w latach 1946-1975

LP.	nr testu	1	2	3	4	5	6	7	8	Suma jedynek	deocyza
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1	0	1	1	1	0	1	1	0	5	N
2	2	0	1	1	1	0	1	1	1	6	S
3	3	1	1	1	1	0	1	1	1	7	S
4	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
5	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
6	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
7	7	0	0	1	0	0	1	1	1	4	N
8	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
9	9	0	0	0	0	0	0	1	0	1	N
10	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
11	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
12	12	0	0	0	0	0	0	0	0	1	N
13	13	1	1	1	1	1	1	1	1	8	S
14	14	0	1	1	1	0	0	0	0	3	N
15	15	0	1	0	1	0	0	0	0	2	N
16	16	0	1	0	1	0	1	1	1	5	N
17	17	1	1	1	1	0	0	0	0	4	N
18	18	0	0	1	0	0	1	1	1	4	N
19	19	0	0	1	0	0	1	1	1	4	N
20	20	0	0	1	0	0	1	1	1	4	N
21	21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
22	22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
23	23	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
24	24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
25	25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
26	26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
27	27	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
28	28	0	1	1	1	0	0	0	0	3	N
29	29	0	1	1	1	0	1	1	1	6	S
30	30	1	1	1	1	1	1	1	1	8	S
31	31	1	1	1	1	0	1	1	1	7	S
32	32	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
33	33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
34	34	0	0	0	0	0	0	0	0	0	N
35	35	0	0	0	0	0	0	0	1	1	N
36	36	0	0	0	0	0	0	0	1	1	N
37	suma nøk	jedy- 5	12	14	12	2	13	14	15	-	-

Uwaga: numery testów odpowiadają numerom przy opisie poszczególnych testów na stronach 133-138.

$$k_e < k_1 \quad \text{lub} \quad k_e < k_2 \quad /4.23/$$

gdzie:

k_1, k_2, k_e - odpowiednio: dolna dopuszczalna, górna dopuszczalna i empiryczna liczba serii.

Jeśli zamiast ogólnej liczby serii, rozważa się maksymalną długość serii to można zastosować cztery testy w których sprawdzianem jest odpowiednio:

- maksymalna długość serii powyżej mediany,
- maksymalna długość serii poniżej mediany,
- mniejsza z maksymalnych długości serii powyżej i poniżej mediany,
- maksymalna długość serii powyżej i poniżej mediany.

Rozkłady tych sprawdzianów są stabilizowane a tablice można znaleźć np. w pracy [20].

Innym testem zastosowanym do badania stabilności wariancji reszt jest test Bartletta opisany w rozdziale 3. Oprócz tego zastosowano test, którego sprawdzian

$$t = \frac{|r_{u,t}| \sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - r_{u,t}^2}}, \quad /4.24/$$

gdzie:

- $r_{u,t}$ - współczynnik korelacji reszt z czasem,
- u - reszty modelu,
- t - numery okresów,
- n - liczba obserwacji,

ma rozkład Studenta z $n-2$ stopniami swobody.

Hipotezę zerową o stałości wariancji odrzuca się jeśli zachodzi relacja: $t > t_{\alpha}$.

W wyniku zastosowania sześciu powyższych testów należy uznać, że reszty wszystkich badanych modeli mają stałą wariancję. Powyższy wniosek jest uzasadniony faktem, że wszystkie testy we wszystkich modelach nie dały podstaw do odrzucenia hipotezy o stałości wariancji.

4.3. Budowa modeli z uzmiennionymi parametrami.

Z powodu niestabilności wykrytej w trzydziestu jeden modelach, nie można ich wykorzystać bezpośrednio do prognozowania. Dlatego spróbowano wykryć ewentualne tendencje w zmianach parametrów. Spośród wielu rozwiązań opisanych w rozdziale 3 wybrano dwa. Pierwsze z nich polega na tym, że szacowano modele typu:

$$Y = \sum_{i=1}^k (\alpha_{1i}t + \alpha_{0i}) X_i + \epsilon, \quad /4.25/$$

$$t=1, 2, \dots, n;$$

następnie badano istotność parametrów α_{1i} . Wszędzie tam, gdzie parametr ten okazał się istotnie różny od zera, można było uznać, że występuje liniowy trend w zmianach wartości ocen parametrów. W tabelicy 4.11 podane są charakterystyki modeli z trendami parametrów, w których parametr α_{1i} jest istotny.

Tabela 4.11

Wybrane charakterystyki modeli typu /4.25/
opisujących wielkość zużycia energii elek-
trycznej w Polsce w latach 1946-1975

Lp.	numery zmiennych objaśniających w modelu				numery zmiennych objaśniających przy których parametr α_{1i} jest istotny			współczynnik zbieżności
1	2				3			4
1	13	21	22	-	13	21		0.00062
2	1	9	21	22	1	9		0.00093
3	1	10	21	22	1	10		0.00090
4	1	16	21	22	16			0.00187
5	1	19	21	22	19			0.00129
6	2	7	21	22	2	21		0.00051
7	2	8	21	22	2	21		0.00050
8	2	9	21	22	2	21		0.00048
9	2	10	21	22	2	21		0.00052
10	2	16	21	22	2	21		0.00053
11	2	19	21	22	2	21		0.00057
12	4	12	21	22	12	21		0.00074
13	4	13	21	22	13	21		0.00064
14	5	12	21	22	12	21		0.00069
15	6	12	21	22	21			0.00190
16	7	20	21	22	7			0.05046
17	8	18	21	22	8	18		0.00054
18	8	20	21	22	8	20		0.00068
19	9	13	21	22	13	21		0.00057
20	9	18	21	22	9	18		0.00065
21	9	20	21	22	9			0.00152
22	10	17	21	22	10	17		0.00059
23	10	18	21	22	10	18	22	0.00058
24	10	20	21	22	10	20	22	0.00056
25	11	16	21	22	21	22		0.00068
26	12	15	21	22	21			0.00193
27	16	17	21	22	17			0.00053
28	16	18	21	22	18			0.00062
29	16	20	21	22	20			0.00066
30	18	19	21	22	18	19		0.00067
31	19	20	21	22	20			0.00143

Drugie z wybranych rozwiązań opisano w punkcie 3.4.2 jako sposób trzeci, zwany szacowaniem trendu parametrów na podstawie przesuwającego się odcinka o stałej długości. Jak wspomniano w opisie tego sposobu, przed badaczem stoi kilka trudnych problemów. Pierwszy z nich polega na tym, że nie ma żadnych wskazówek jaką należy wybrać długość przesuwającego się segmentu. Drugi problem polega na tym, że w różnych momentach czasu uzyskuje się różne liczby oszacowań parametrów. W celu obliczenia trendów parametrów należy je uśrednić by uzyskać ciągi złożone z n obserwacji /średnich wartości ocen/. Sposób tego uśredniania zależy od decyzji ekonometryka. Trzeci problem polega na konieczności wyboru analitycznej postaci funkcji trendu parametrów.

Zasygnalizowane problemy zostały w niniejszej pracy rozwiązane w następujący sposób: Długość przesuwającego się odcinka była wybierana metodą iteracyjną. Przy ustalonym sposobie uśredniania wartości ocen parametrów i przy ustalonej postaci trendu parametrów wybierano taką długość segmentu, która minimalizowała wariancję resztową. W badaniu wypróbowano cztery sposoby uśredniania. Pierwszy polega na obliczaniu zwykłej średniej arytmetycznej wartości ocen parametrów uzyskanych w każdym momencie czasowym, czyli uśrednianie polegało na zastosowaniu wzoru /3.24/.

Trzy pozostałe sposoby uśredniania wartości ocen parametrów polegają na wykorzystaniu wzoru /3.29/, przy czym zastosowane wagi obliczane w sposobach II, III i IV odpowiednio przy pomocy wzorów /3.25/, /3.26/, /3.27/. Jak już wspomniano wagi /3.25/ skonstruowane są w oparciu o współczynnik zbież-

ności, wagi /3.26/ w oparciu o wielkość błędu prognozy zmiennej Y wybiegającej o jeden okres wprzód, zaś wagi /3.27/ uwzględniają położenie segmentu w szeregu czasowym /rodzaj wag harmoniczyh/.

Szczegółowe uwagi na temat konstrukcji i interpretacji poszczególnych wag zawarte są w punkcie 3.4.2.

Dla każdego z czterech wariantów uśrednianych wartości ocen parametrów wypróbowano dziewięć postaci trendu. Były to wielomiany: pierwszego, drugiego i trzeciego stopnia, oraz trendy pełzające z segmentami liniowymi i wykładniczymi, przy czym wypróbowano segmenty 5, 10 i 15 elementowe. W ten sposób, na podstawie każdego z 31 modeli uzyskano po 36 wariantów prognoz - po dziewięć trendów dla każdego z czterech sposobów uśredniania wartości ocen parametrów.

W dalszej części rozważań zostanie przebadana dokładność prognoz wielkości zużycia energii elektrycznej w Polsce sformułowanych na podstawie modeli tendencji rozwojowej i modeli regresyjnych opisanych w niniejszym rozdziale.

5. PORÓWNANIE PRZYDATNOŚCI WYBRANYCH TECHNIK PROGNOZOWANIA NA PODSTAWIE ANALIZY MIERNIKÓW DOBROCI PROGNOZ WYGASŁYCH.

5.1. Niektóre mierniki dokładności prognoz wygasłych.

Analiza przydatności wybranych technik prognozowania zostanie przeprowadzona na podstawie wielkości błędów prognoz wygasłych. Wprawdzie badanie takie można by przeprowadzić *ex ante*, lecz wydaje się, że tylko mierniki *ex post* dają pełny obraz możliwości poszczególnych modeli i technik przewidywania. Godnym podkreślenia jest fakt, że porównania *ex post* wolne są od obciążenia błędami związanymi z przewidywaniem realizacji zmiennych objaśniających, ponieważ są oparte o ich wartości rzeczywiście zrealizowane.

Do dyspozycji badacza stoi cały szereg mierników dokładności prognoz wygasłych. Najprostszy z nich, zwany średnią arytmetyczną błędów predykcji można zdefiniować następująco:

$$\bar{u} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (y_i - y_{p_i}) \quad /5.1/$$

gdzie:

- m - liczba prognoz obliczonych na podstawie modelu,
- y_i - empiryczne wartości zmiennej objaśnianej o numerach $n+1, n+2, \dots, n+m$, gdzie n oznacza liczbę obserwacji użytych do estymacji modelu. Dla wygody dokonano tu przenumerowania okresów oznaczając okres $n+1$ numerem 1 itd.,

y_{p_i} - prognozy wygasłe w analogicznym przedziale czasowym¹.

Miernik /5.1/ ma jasną interpretację w przypadku prognoz obliczonych w oparciu o zasadę predykcji nieobciążonej. Dodatnia wartość \bar{u} oznacza, że prognozy były zawyżone, ujemne \bar{u} sygnalizuje, że prognozy były zaniżone. Wydaje się, że omawiany wskaźnik ma mniejsze znaczenie dla porównań błędów prognoz obliczonych różnymi technikami lub na podstawie różnych modeli. Większą przydatnością do tego celu charakteryzuje się tzw. średnia arytmetyczna modułów błędów predykcji:

$$\bar{u}_a = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m |y_i - y_{p_i}|, \quad /5.2/$$

Miernik ten informuje o ile co do modułu odchylają się średnio prognozy od wartości rzeczywiście zrealizowanych. Wartości mierników /5.1/ i /5.2/ są sobie równe gdy wszystkie odchylenia są dodatnie. W przypadku gdy wszystkie błędy prognozy są ujemne to równe są moduły tych wskaźników.

Bardzo zbliżone w charakterze są tzw. względne mierniki dokładności prognoz wygasłych. Zwykle wartości tych mierników podaje się w odsetkach. Najczęściej stosowany jest miernik:

$$\bar{u}_{wi} = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (y_i - y_{p_i})}{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_{p_i}} \cdot 100\%, \quad /5.3/$$

¹ Wszystkie oznaczenia wprowadzone przy poszczególnych wzorach zachowują swe znaczenie w dalszym ciągu rozważań.

Wadą tego miernika przy porównaniach predyktywnych własności różnych modeli lub przy porównaniach różnych technik prognostycznych jest to, że za każdym razem licznik odnoszony jest do innej podstawy: średniej wartości sformułowanych prognoz \bar{y}_p .

Wolnym od tej niedogodności jest miernik:

$$\bar{u}_{w2} = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (y_i - y_{p_i})}{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_i} \cdot 100\%, \quad /5.4/$$

Trzeba tu podkreślić, że miernik /5.4/ jest wygodniejszy tylko przy porównaniach prognoz tej samej zmiennej Y , w przeciwnym przypadku, tzn. jeśli porównuje się prognozy różnych zmiennych, wtedy przydatność obu mierników jest taka sama.

Miernik /5.3/ porównuje rząd średnich błędów ze średnim poziomem sformułowanych prognoz, zaś /5.4/ ze średnim zaobserwowanym poziomem wartości zmiennej prognozowanej. Interpretacja obu mierników jest analogiczna jak w przypadku miernika /5.1/.

Podobne mierniki można zbudować w oparciu o miernik /5.2/. W niniejszej pracy zostanie zbadany miernik zdefiniowany wzorem:

$$\bar{u}_{w3} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left| \frac{y_i - y_{p_i}}{y_i} \right| \cdot 100\%, \quad /5.5/$$

Oprócz mierników ilustrujących średni poziom popełnionych

błądów, rozpatruje się momenty wyższego /najczęściej drugiego/ rzędu empirycznego rozkładu błędów prognoz wygasłych.

Wyrażenie:

$$S_p^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (y_i - y_{p_i})^2, \quad /5.6/$$

oraz

$$S_p = \sqrt{S_p^2}, \quad /5.7/$$

są miernikami najczęściej stosowanymi w badaniach empirycznych. Miernik /5.7/ zwany empirycznym błędem średnim predykcji mierzy przeciętny rząd odchyłeń prognoz od rzeczywiście zrealizowanych wartości zmiennej prognozowanej Y .

Z nieco innych przesłanek wychodzi się w konstrukcji mierników dobroci metod prognozowania zaproponowanych np. w pracy [110] zwanych funkcjami straty, mierzącymi wielkość strat wynikłych z oparcia decyzji na prognozie odbiegającej od wartości rzeczywiście zrealizowanych. Ogólnie można zapisać:

$$K = f(y, y_p), \quad /5.8/$$

gdzie: f oznacza pewną funkcję dwuargumentową, argumentami są wartości prognozy i realizacji zmiennej prognozowanej. W szczególności funkcja straty może przyjąć postać formy kwadratowej:

$$K_1 = \sum_{i=1}^m (y_i - y_{p_i})^2, \quad /5.9/$$

W tym przypadku wartości miernika /5.9/ są wielokrotnościami wartości miernika /5.6/.

L. Waszliewicz proponuje wprowadzenie do funkcji straty /5.9/ wag harmoniczných, które zmniejszają wpływ błędów w okresach najbardziej odległych od chwili formułowania prognozy na wielkość funkcji straty. Autorka uzasadnia to możliwością korekty decyzji w przypadku wcześniejszego zaobserwowania niezgodności prognozy z rzeczywistym rozwojem zjawiska. Funkcja straty przybiera wówczas postać:

$$K_2 = \sum_{i=1}^m C_{m-i+1}^m (y_i - y_{p_i})^2, \quad /5.10/$$

gdzie:

$$C_i^m = \frac{1}{m} \sum_{k=0}^{i-1} \frac{1}{m-k}, \quad i=1, 2, \dots, m; \quad /5.11/$$

Ważnym miernikiem dobroci prognoz wygasłych jest miernik wprowadzony przez H. Theila:

$$I^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (y_i - y_{p_i})^2}{\sum_{i=1}^m y_i^2}, \quad /5.12/$$

Łatwiejszy w interpretacji jest miernik:

$$I = \sqrt{I^2}, \quad /5.13/$$

który informuje o wielkości przeciętnego, względnego błędu prognoz wygasłych.

Praktyczne znalezienie miernika /5.12/ wynika z faktu, iż można go rozłożyć na sumę trzech niezależnych składników z których każdy posiada własną interpretację. Okazuje się, że:

$$I^2 = I_1^2 + I_2^2 + I_3^2, \quad /5.14/$$

gdzie:

$$I_1^2 = \frac{(\bar{y} - \bar{y}_p)^2}{R}, \quad /5.15/$$

$$I_2^2 = \frac{(S - S_p)^2}{R}, \quad /5.16/$$

$$I_3^2 = \frac{2 S \cdot S_p (1 - r)}{R}, \quad /5.17/$$

przy czym:

$$R = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_i^2, \quad /5.18/$$

$$\bar{y} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_i, \quad /5.19/$$

$$S = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2}, \quad /5.20/$$

$$r = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})(y_p - \bar{y}_p)}{S \cdot S_p} \quad /5.21/$$

$$\bar{y}_p = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_{p_i}, \quad /5.22/$$

natomiast

S_p - zdefiniowano wzorem /5.7/.

Miernik I_1^2 informuje o obojętności predykcji, I_2^2 informuje o tym na ile elastyczność predykcji była niedostosowana do zmienności zmiennej prognozowanej, zaś I_3^2 odzwierciedla udział błędów wynikających z niezgodności kierunków zmian prognoz z kierunkiem zmian realizacji zmiennej prognozowanej.

Wygodniejszy w interpretacji jest nieco inny rozkład miernika Theila, a mianowicie:

$$i_1^2 + i_2^2 + i_3^2 = 100\%, \quad /5.23/$$

gdzie:

$$i_1^2 = \frac{(\bar{y} - \bar{y}_p)^2}{S_p^2} \cdot 100\%, \quad /5.24/$$

$$i_2^2 = \frac{(s - s_p)^2}{s_p^2} \cdot 100\%, \quad /5.25/$$

$$i_3^2 = \frac{2 \cdot s \cdot s_p (1-r)}{s_p^2} \cdot 100\%, \quad /5.26/$$

przy czym S_p^2 zdefiniowano wzorem /5.6/:

Mierniki /5.24/, /5.25/, /5.26/ ilustrują procentowy udział obojętności, nieelastyczności i niezgodności kierunków zmian prognoz i zmiennej prognozowanej w całkowitym błędzie predykcji.

A.Gadd i H.Wold zaproponowali miernik zwany współczynnikiem Janusowym:

$$J = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (y_i - y_{p_i})^2}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (y_j - y_j)^2}, \quad /5.27/$$

gdzie:

- n - oznacza liczbę obserwacji w próbie na podstawie której oszacowano parametry modelu prognostycznego,
- y_j - zaobserwowane wartości zmiennej prognozowanej,
- y_j - wartości teoretyczne /obliczone na podstawie modelu/ dla $j=1, 2, \dots, n$.

Miernik ten porównuje średni kwadrat błędów predykcji z wariancją resztową modelu prognostycznego. Licznik tego miernika można rozłożyć analogicznie jak w przypadku miernika Theila. Interpretacja trzech składników miernika jest taka sama jak w przypadku miernika Theila.

Przytoczone tu mierniki nie są jedynie możliwymi. Wybrano najczęściej stosowane w praktyce. Bogaty przegląd innych możliwości w tej mierze można znaleźć np. w pracach Z. Pawłowski [83], A. Zoliasia [121], L. Waszkiewicz [110] i K. Meiliach [70].

5.2. Wybór mierników ex post dokładności prognoz do porównań efektywności technik prognozowania

W niniejszym badaniu porównanie efektywności różnych technik prognozowania polegało na tym, że dla każdego z modeli i dla każdego z wariantów modeli dokonano ponownego szacowania parametrów wykorzystując 20 obserwacji tzn. wykorzystano obserwacje z lat 1946-1965. Następnie stawiano prognozy wygasłe na lata 1966-1975. Dokładność prognoz wygasłych uznano za miarę efektywności sposobu formułowania prognozy.

Dla porównania efektywności różnych technik prognozowania nie ma potrzeby obliczania wszystkich znanych mierników dokładności prognoz. Wiele spośród nich jest bardzo podobnych, dają analogiczne informacje. W celu dokonania wyboru kilku mierników obliczono dla trzydziestu jeden modeli niestabilnych i dla trzydziestu sześciu wariantów każdego z modeli¹ trzynaście mierników. Na podstawie wartości każdego z mierników zaobserwowanych w poszczególnych modelach obliczono macierz współczynników korelacji między wartościami mierników. W tabeli 5.1 podane są wartości tych współczynników korelacji. W tabeli tej podane są także numery wzorów podanych w poprzednim paragrafie, które posłużyły do obliczenia poszczególnych mierników. W wyniku przeprowadzonej analizy merytorycznej oraz na podstawie wyliczonej macierzy korelacji dokonano wyboru sześciu mierników. Są to mierniki oznaczone w tabeli 5.1 numerami 2, 5, 10, 11, 12, 13. Wprawdzie mierniki 5 i 10 są ze sobą silnie skorelowane lecz ze względu na możliwość rozłożenia licznika w mierniku Theila na trzy części składowe zdecydowano, że zostanie on wykorzystany do porównań. Ponieważ wskaźnik 2 mierzy średnie odchylenia prognoz wygasych w procentach średniego, faktycznie zrealizowanego poziomu zmiennej prognozowanej Y, przeto przez analogię wprowadzono dodatkową modyfikację miernika 5, polegającą na poniższym przekształceniu:

$$S_{pm} = \frac{\sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_i - y_{p_i}^2}}{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m y_i} \cdot 100\%, \quad /5.28/$$

¹ Szczegółowe informacje o rodzaju wariantów modeli podane są w paragrafie 4.3.

Tabela 5.1

Macierz współczynników korelacji między wartościami
mierników dokładności prognoz wygasłych

Lp	nr wzoru	5.1	5.4	5.3	5.2	5.7	5.5	5.27	5.9	5.10	5.12	5.24	5.25	5.26
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	5.1	1.0000												
2	5.4	1.0000	1.0000											
3	5.3.	0.210	0.210	1.000										
4	5.2	0.329	0.329	0.292	1.000									
5	5.7	0.311	0.311	0.246	0.993	1.000								
6	5.5	0.329	0.329	0.226	0.999	0.986	1.000							
7	5.27	0.453	0.453	0.284	0.872	0.896	0.856	1.000						
8	5.9	0.509	0.500	0.343	0.873	0.874	0.869	0.912	1.000					
9	5.10	0.504	0.504	0.357	0.869	0.874	0.864	0.918	0.999	1.000				
10	5.12	0.509	0.509	0.343	0.873	0.874	0.869	0.912	1.000	0.999	1.000			
11	5.24	0.014	0.014	-0.005	0.186	0.132	0.206	0.012	0.036	0.028	0.036	1.000		
12	5.25	-0.426	-0.426	-0.028	0.096	0.125	0.086	-0.004	-0.062	-0.056	-0.062	0.156	1.000	
13	5.26	0.270	0.270	0.022	-0.186	-0.169	-0.192	-0.006	0.016	-0.018	0.016	-0.763	-0.758	1.000
14	-	0.126	0.126	0.022	0.214	0.167	-0.236	-0.011	0.105	0.096	0.105	0.230	-0.051	-0.118

Uwaga: w wierszu 14 podane są współczynniki korelacji wartości poszczególnych mierników
dokładności prognoz z wariancją resztową odpowiedniego wariantu modelu.

W ten sposób średniokwadratowe odchylenie błędów prognoz wygasłych wyrażone jest w procentach średniego rzeczywiście zrealizowanego poziomu zmiennej prognozowanej Y , w okresach objętych prognozą.

Ostatecznie, do porównań wybrano mierniki zdefiniowane wzorami: /5.4/, /5.28/, /5.12/ oraz /5.24/, /5.25/ i /5.26/. Wybrane mierniki interpretuje się następująco: Miernik /5.4/ zwany średnim, względnym błędem predykcji ilustruje o ile średnio rzecz biorąc, sformułowane prognozy były niższe /dodatnia wartość miernika/ lub wyższe /ujemna wartość miernika/ od rzeczywiście zrealizowanych wartości zmiennej prognozowanej Y . Wielkość błędu mierzona jest w procentach średniej wartości zmiennej Y w okresach objętych prognozą.

Miernik /5.28/ mierzy wielkość pierwiastka błędu średniokwadratowego popełnionego przy formułowaniu prognozy dla zmiennej Y . Podobnie jak poprzedni, również ten miernik wyrażony jest w procentach średniej wartości zmiennej prognozowanej Y .

Miernik Theila jest zbliżony w charakterze do miernika poprzedniego. Pierwiastek miernika Theila informuje o wielkości przeciętnego względnego błędu średniokwadratowego popełnionego przy formułowaniu prognoz zmiennej Y . Tutaj został użyty głównie ze względu na możliwość rozłożenia na trzy części składowe informujące o źródłach popełnionych błędów.

Jak już wspomniano, mierniki /5.24/, /5.25/, /5.26/ informują jaki odsetek błędu wynika odpowiednio: z obciążenia predykcji, z niedostosowania elastyczności predykcji do zmien-

ności zmiennej prognozowanej oraz z niezgodności kierunków zmian prognoz z kierunkami zmian zmiennej prognozowanej.

W tabeli 5.1, w wierszu 14 podane są współczynniki korelacji wartości wariancji resztowych z wartościami poszczególnych mierników dokładności prognoz wygasłych. Zwraca uwagę fakt, że w modelach o uzmiennionych parametrach, zależność między wielkością wariancji resztowej a dokładnością prognoz wygasłych jest niewielka.

5.3. Analiza dokładności prognoz wygasłych obliczonych na podstawie modeli klasycznych.

5.3.1. Modele tendencji rozwojowej.

Zgodnie z tym co napisano w paragrafie 4.1, do opisu zużycia energii elektrycznej zbudowano dwa trendy wielomianowe:

$$y = \alpha_2 t^2 + \alpha_0 + \xi, \quad /5.29/$$

$$y = \alpha_3 t^3 + \alpha_1 t + \alpha_0 + \xi, \quad /5.30/$$

oraz sześć wariantów trendu pełzającego. Trzy z nich posiadało segmenty liniowe o długości 5, 10 i 15 obserwacji, trzy segmenty wykładnicze o tej samej długości. Ponadto wykorzystano model wyrównywania wykładniczego Browna. Niestety, nie można było sprawdzić dokładności prognoz wygasłych dla trendów pełzających o segmentach 15 elementowych. Trudność ta wynika z konstrukcji programu obliczeniowego. Dla pozostałych obliczono wartości wybranych mierników dokładności prog-

noz wygasłych. Wyniki przedstawiono w tabeli 5.2. Średnie odchylenie dla wielomianów wynosi $-1,62\%$ średniej wartości zmiennej Y w latach 1966-1975. Jeśli zważyć, że jest to średnia dla prognoz postawionych na dziesięć lat naprzód to błąd ten trzeba uznać za niski. Błąd średniokwadratowy, rzędu $3,5\%$ średniej, należy uznać za bardzo niski. Zwraca uwagę fakt, że składniki współczynnika Theila przyjmują w obu modelach krańcowo różne wartości.

W modelu 5.29 na obciążenie przypada 0% błędu zaś na nieelastyczność 80% , w drugim modelu 86% błędu wynika z obciążenia a nieelastyczność jest przyczyną 0% błędu.

Błędy prognoz uzyskanych przy pomocy trendów pełzających o segmentach liniowych są stosunkowo duże. Średni błąd stanowi ponad 17% średniej wartości zmiennej prognozowanej Y w okresach objętych prognozą, zaś błąd średniokwadratowy przekracza 20% średniej. Prognozy uzyskane na podstawie modeli segmentowych są niższe od wartości rzeczywiście zrealizowanych.

Nieco mniejsze błędy popełniono formułując prognozy na podstawie trendów pełzających o segmentach wykładniczych. Średni błąd prognoz sformułowanych na podstawie trendu o segmentach 5-elementowych schodzi poniżej granicy 10% średniej, przy czym prognozy są w obu przypadkach zawyżone.

Model wyrównywania wykładniczego Browna dał prognozy o dokładności bardzo zbliżonej do średniej z modeli pełzających z segmentami wykładniczymi.

Tabela 5.2

Dokładność prognoz wygasłych obliczonych na podstawie
modeli tendencji rozwojowej

Lp.	Rodzaj trendu	M i e r n i k i					
		5.4	5.28	5.12	5.24	5.25	5.26
1	2	3	4	5	6	7	8
1.	I Trendy wielomianowe:						
2	5,29	-0.22	3.59	0.0012	0	80	20
3	5.30	-3.03	3.26	0.0010	86	0	14
	Srednio wielomiany:	-1,62	3.42	0.0011	43	40	17
	II Trendy pełzające:						
	-segmenty liniowe o długości:						
4	5 obserwacji	17.56	21.79	0.0451	65	34	1
5	10 obserwacji	18.09	22.27	0.0471	66	33	1
6	Srednio liniowe: - segmenty wykładnicze o długości:						
7	5 obserwacji	-9.42	9.61	0.0088	77	19	5
8	10 obserwacji	-13.92	16.11	0.0246	75	25	0
9	Srednio wykładnicze:	-11.07	12.86	0.0167	76	22	2
10	Srednio pełzające:	3,37	17.44	0.0314	71	28	1
11	III model Browna	9.57	12.36	0.0145	60	30	10
12	Srednio modele ten- dencji rozwojowej:	2.83	13.43	0.0203	61	32	7

Zwraca uwagę fakt, że we wszystkich modelach adaptacyjnych udział obciążenia w błędzie predykcji stanowi około dwu trzecich całości błędu, udział nieelastyczności w błędzie predykcji wynosi około 30%, zaś udział niezgodności kierunków zmian jest stosunkowo niewielki /poniżej 10%/.

Sumując analizę dokładności prognoz wygasłych wielkości zużycia energii elektrycznej w latach 1966-1975 trzeba stwierdzić, że spośród siedmiu modeli tendencji rozwojowej tylko dwa - trendy wielomianowe dają błąd tak mały, że można z zaufaniem podejść do prognoz uzyskanych na ich podstawie. Pozostałe modele są mniej przydatne do prognozowania badanego zjawiska.

5.3.2. Modele regresyjne.

Spośród wybranych 37 modeli, sześć okazało się stabilnymi, a więc zgodnie z wcześniejszymi sugestiami mogą być użyte bez dodatkowych modyfikacji do prognozowania wielkości zużycia energii elektrycznej. W tabeli 5.3 podane są numery zmiennych objaśniających wchodzących do poszczególnych modeli oraz wartości mierników dokładności prognoz wygasłych.

Wielkość średniego błędu mieści się w granicach 0.8-3.9% średniej wartości zmiennej prognozowanej Y . Również błąd średniokwadratowy nie przekracza 5% z wyjątkiem modelu 3 gdzie osiągnął wartość 7.97%. Średnio w sześciu modelach błąd średniokwadratowy wynosi 3.78% średniej wartości zmiennej Y . Zwraca uwagę stosunkowo równomierne rozłożenie przy-

Tabela 5.3

Dokładność prognoz wygasłych obliczonych na podstawie
stabilnych modeli regresyjnych

Lp.	Numery zmiennych objaśniających modelu				M i e r n i k i					
					5.4	5.28	5.12	5.24	5.25	5.26
1	2				3	4	5	6	7	8
1	1	2	21	22	3.59	4.18	0.0017	72	0	27
2	1	7	21	22	0.87	2.42	0.0006	13	7	80
3	2	20	21	22	-3.90	7.97	0.0030	24	57	19
4	14	17	21	22	-3.02	4.28	0.0017	50	45	6
5	14	18	21	22	-1.00	1.90	0.0003	28	56	16
6	14	20	21	22	-0.98	1.94	0.0004	25	58	17
7	Srednio w modelach stabilnych				-0.74	3.78	0.0018	35	37	28
8	Srednio w 31 modelach niestabilnych				-4.79	8.93	0.0088	52	33	15
9	Srednio w 37 modelach				-4.13	8.09	0.0076	49	34	17

czyn błędów prognoz wygasłych między trzy wyróżnione przyczyny: obciążenie /35%/, nieelastyczność /37%/, niezgodność kierunków zmian prognozy i zmiennej prognozowanej /28%/.

W tabeli 5.3 w wierszu 8 i 9 podane są średnie wartości mierników obliczonych dla 31 modeli niestabilnych oraz średnie wartości dla 37 modeli stabilnych i niestabilnych łącznie. Błąd średniokwadratowy w przypadku modeli niestabilnych osiągnął wartość ponad dwukrotnie wyższą niż w przypadku modeli stabilnych. Największą część, ponad 50% błędu trzeba przypisać obciążeniu predykcji. Najmniej /15%/ - niezgodności kierunków zmian prognoz i zmiennej prognozowanej.

5.4. Dokładność prognoz wygasłych obliczonych na podstawie modeli z uzmiennionymi parametrami.

5.4.1. Modele niestabilne z liniowymi trendami parametrów.

W tabeli 5.4 podane są wartości mierników dokładności prognoz wygasłych obliczonych na podstawie modeli z liniowymi trendami parametrów a więc modeli typu:

$$y = \sum_{i=1}^k (\alpha_{1i}t + \alpha_{0i}) X_i + \dots \quad /5.31/$$

Jak już wspomniano w niektórych modelach część parametrów α_{1i} okazała się nieistotnie różna od zera. W tabeli zaznaczono gwiazdką te zmienne przy których parametr kierunkowy α_{1i} okazał się istotny.

Srednie błędy względne uzyskanych prognoz są stosunkowo niewielkie, chociaż aż w 10 modelach przekraczają 5% średniej wartości zmiennej prognozowanej Y . W sześciu modelach błąd ten był mniejszy niż 1% średniej. Przeciętnie w 31 modelach prognozy wygasłe odchyłały się o -0.98% średniej. Również błędy średniokwadratowe należy uznać za umiarkowane. W sześciu przypadkach przekraczają wprawdzie granicę dziesięciu procent ale jest to przekroczenie stosunkowo niewielkie. Największą wartość tego miernika równą 12.89% osiąga model 21. Model pierwszy i trzynasty ma błąd średniokwadratowy rzędu $1,5\%$ średniej, co należy uznać za bardzo małą niedokładność. Średnia wartość tego miernika w 31 modelach wynosi 5.78% .

Charakterystyczny jest stosunkowo duży rozrzut błędów między trzy wyróżnione źródła, choć przeciętnie największą część błędu trzeba przypisać obciążeniu predykcji $/43\%/$, średnio 31% błędu wynika z nieelastyczności predykcji. W poszczególnych modelach udział ten jest zmienny i waha się od zera do 67% w przypadku miernika 5.24, od zera do 71% w przypadku miernika 5.25 i od 2 do 99% przy mierniku 5.26.

5.4.2. Modele niestabilne z trendami parametrów obliczanyimi na podstawie pełzającego segmentu liniowego.

W paragrafie 4.3 opisano sposób konstrukcji trendów parametrów w modelach niestabilnych na podstawie pełzającego segmentu liniowego. Na podstawie każdego modelu zbudowano

Tabela 5.4

Dokładność prognoz obliczonych na podstawie modeli
z liniowymi trendami parametrów

Lp.	Numery zmien- nych w modelach				M i e r n i k i					
					5.4	5.28	5.12	5.24	5.25	5.26
1	2				3	4	5	6	7	8
1	13 ^{sk}	21 ^{sk}	22	-	-0.48	4.43	0.0002	11	8	80
2	1 ^{sk}	9 ^{sk}	21	22	-0.34	11.84	0.0133	49	43	8
3	1 ^{sk}	10 ^{sk}	21	22	-8.32	10.94	0.0114	58	33	9
4	1	16 ^{sk}	21	22	-5.42	7.96	0.0060	46	41	13
5	1	19 ^{sk}	21	22	-4.04	5.77	0.0032	49	38	13
6	2 ^{sk}	7	21 ^{sk}	22	1.85	2.26	0.0005	67	13	20
7	2 ^{sk}	8	21 ^{sk}	22	1.66	2.06	0.0004	65	6	29
8	2 ^{sk}	9	21 ^{sk}	22	6.26	7.83	0.0058	64	34	2
9	2 ^{sk}	10	21 ^{sk}	22	-0.06	1.48	0.0002	0	1	99
10	2 ^{sk}	16	21 ^{sk}	22	-1.58	3.15	0.0009	25	33	42
11	2 ^{sk}	19	21 ^{sk}	22	1.20	1.99	0.0004	36	27	37
12	4	12 ^{sk}	21 ^{sk}	22	4.80	7.66	0.0056	39	38	22
13	4	13 ^{sk}	21 ^{sk}	22	-0.47	1.41	0.0002	11	8	81
14	5	12 ^{sk}	21 ^{sk}	22	4.00	6.48	0.0040	38	36	26
15	6	12	21 ^{sk}	22	6.42	9.36	0.0083	47	34	19
16	7 ^{sk}	20	21	22	-2.44	3.00	0.0009	66	16	18
17	8 ^{sk}	18 ^{sk}	21	22	1.54	3.07	0.0009	25	60	15
18	8 ^{sk}	20 ^{sk}	21	22	2.54	4.13	0.0016	38	53	10
19	9	13 ^{sk}	21 ^{sk}	22	7.82	10.26	0.0100	58	36	6
20	9 ^{sk}	18 ^{sk}	21	22	0.99	3.20	0.0010	10	71	19
21	9 ^{sk}	20	21	22	-9.51	12.89	0.0158	54	39	7
22	10 ^{sk}	17 ^{sk}	21	22	-6.22	7.99	0.0061	61	28	11
23	10 ^{sk}	18 ^{sk}	21	22 ^{sk}	-2.24	2.76	0.0007	66	0	34
24	10 ^{sk}	20 ^{sk}	21	22 ^{sk}	-2.76	3.45	0.0011	64	8	28
25	11	16	21 ^{sk}	22 ^{sk}	-7.10	10.54	0.0105	45	43	13
26	12	15	21 ^{sk}	22	-0.07	3.72	0.0013	0	5	95
27	16	17 ^{sk}	21	22	-5.17	7.17	0.0049	52	36	12
28	16	18 ^{sk}	21	22	-4.39	6.11	0.0036	51	35	14
29	16	20 ^{sk}	21	22	-4.02	5.72	0.0031	49	35	16
30	18 ^{sk}	19 ^{sk}	21	22	-0.53	1.96	0.0004	7	61	32
31	19	20 ^{sk}	21	22	-9.47	11.68	0.0129	66	31	3
32	Srednio w 31 mo- delach				-0.98	5.78	0.0044	43	31	27

trzydzieści sześć wariantów modeli i co za tym idzie obliczono tyle samo wariantów prognoz wygasłych. W tabeli 5.5 podano średnie wartości mierników dokładności prognoz wygasłych obliczonych z 36 wariantów dla każdego z 31 modeli niestabilnych. W następnych tabelach podano średnie wartości mierników obliczone dla 31 modeli w rozbiciu na 36 wariantów.

Na podstawie analizy tablicy 5.5 nasuwa się wniosek o dużym zróżnicowaniu średniej dokładności prognoz w poszczególnych modelach. Średni błąd względny waha się od 0.4% średnio w modelu dziewiątym do -22.3% w modelu trzynastym. Przeciętnie w 31 modelach wartość tego miernika wynosi -1.59%.

Błąd średniokwadratowy, podobnie jak poprzedni przyjmuje bardzo zróżnicowane wartości, największą w modelu 13 osiągnąco poziom 41.56%, najniższą w modelu dziewiątym /5.22%/ . Średnio w trzydziestu jeden modelach wartość miernika wynosi 17.08%.

Trzeba stwierdzić, że średnia dokładność w większości modeli jest stosunkowo niska. Analiza dalszych tablic pozwoli na wykrycie źródeł tak wysokich wartości mierników.

Jest rzeczą charakterystyczną, że mierniki 5.24, 5.25 i 5.26 przyjmują mniej zróżnicowane wartości. Miernik 5.24 waha się między 16 a 57%, miernik 5.25 przyjmuje wartości od 15% do 57%, a miernik 5.26 od 7% do 64%. Mniejsze zróżnicowanie wartości tych mierników wynika z tego, że są to wartości średnie z 36 wariantów w każdym modelu. Przeciętnie w trzydziestu jeden modelach trzy wyróżnione źródła błędów prognoz są odpowiedzialne za odpowiednio: 43, 35 i 22% błędu. Jest to zjawisko w jakimś sensie typowe, że największa część błędu

Srednia dokladność prognoz wygaszyoh w modelach
niestabilnyoh

Lp.	Numery zmiennych modelu				M i e r n i k i					
					5.4	5.28	5.12	5.24	5.25	5.26
1	2				3	4	5	6	7	8
1	13	21	22		2.41	9.38	0.0168	47	23	30
2	1	9	21	22	-7.59	18.99	0.0453	52	38	11
3	1	10	21	22	2.96	10.68	0.0403	37	18	45
4	1	16	21	22	-5.18	14.68	0.0298	51	36	13
5	1	19	21	22	15.28	27.59	0.1359	50	35	15
6	2	7	21	22	6.63	11.51	0.0160	56	36	8
7	2	8	21	22	2.84	12.80	0.0477	33	15	51
8	2	9	21	22	-6.53	14.12	0.0227	52	38	10
9	2	10	21	22	0.40	5.22	0.052	24	21	55
10	2	16	21	22	-3.57	8.63	0.0103	46	34	20
11	2	19	21	22	6.64	9.69	0.0158	48	37	15
12	4	12	21	22	-20.30	38.75	0.1601	40	53	7
13	4	13	21	22	-22.00	41.56	0.1872	36	57	8
14	5	12	21	22	15.79	34.41	0.1224	40	50	10
15	6	12	21	22	-18.79	32.82	0.1127	39	51	10
16	7	20	21	22	7.82	17.85	0.0590	57	34	9
17	8	18	21	22	11.83	34.20	0.3393	53	33	14
18	8	20	21	22	7.32	25.23	0.1838	43	18	39
19	9	13	21	22	4.30	7.08	0.0224	51	32	17
20	9	18	21	22	-3.66	5.61	0.0074	46	23	32
21	9	20	21	22	-6.13	9.15	0.0086	45	37	18
22	10	17	21	22	-3.59	10.06	0.0171	43	34	24
23	10	18	21	22	0.70	7.04	0.0123	32	27	42
24	10	20	21	22	-2.84	6.76	0.0069	41	27	31
25	11	16	21	22	-0.84	7.59	0.0059	16	20	64
26	12	15	21	22	-13.37	22.90	0.0537	40	51	9
27	16	17	21	22	-7.49	10.52	0.0110	50	39	11
28	16	18	21	22	-5.08	8.32	0.0077	52	37	11
29	16	20	21	22	-7.56	11.20	0.0137	48	37	15
30	18	19	21	22	16.28	29.24	0.1923	33	39	28
31	19	20	21	22	14.94	26.09	0.1478	31	44	25
32	Srednio w 31 modelach				-1.59	17.08	0.0662	43	35	22

wynika z obciążenia, najmniej zaś z niedopasowania kierunków zmian prognoz i zmiennej prognozowanej.

Analiza tabeli 5.6 i następnych umożliwia porównanie średniej dokładności prognoz wygasłych uzyskanych na podstawie różnych wariantów uśredniania wartości ocen parametrów oraz różnych postaci trendu parametrów. Jak już wspomniano, stosowano cztery sposoby uśredniania oraz dziewięć wariantów trendów.

Miernik średniego błędu względnego w zasadzie nie nadaje się do porównań różnych wariantów, daje on informację o średnim odchyleniu jakie popełnia się stosując dane rozwiązanie. Przykładowo, gdyby porównać średnią dla wielomianów i trendów poruszających o segmentach liniowych, to porównanie to wypadłoby na korzyść tych pierwszych, tymczasem średnie błędy popełnione przy użyciu trendów wielomianowych są przeważnie większe. Efekt ten związany jest ze znoszeniem się odchyleń o różnych znakach. Informacje zawarte w tabeli 5.6 wskazują, że na ogół prognozy są wyższe od wartości rzeczywiście zrealizowanego zużycia energii. Jedynie użycie trendów wielomianowych trzeciego stopnia prowadzi na ogół do zaniżenia prognoz. Średnio najdokładniejsze prognozy uzyskiwano stosując III sposób uśredniania wartości ocen parametrów i trend poruszający z 5-elementowymi segmentami liniowymi. Błąd wynosi -0.99% średniej. Najwyższy błąd wynoszący 29.22% uzyskiwano dla trendu wielomianowego trzeciego stopnia. Zwraca uwagę małe zróżnicowanie między sposobami uśredniania wartości ocen parametrów, natomiast duże zróżnicowanie występuje między różnymi sposobami liczenia trendu

Tabela 5.6

Srednie wartości miernika 5.4 dla trzydziestu sześciu wariantów prognoz wygasłych w 31 modelach niestabilnych

Lp.	Rodzaj trendu parametrów	Sposób uśredniania wartości ocen parametrów				Srednio dla wariantu trendu
		I	II	III	IV	
1	2	3	4	5	6	7
	I. Wielomiany stopnia:					
1	pierwszego,	-3.50	-3.50	-4.67	-2.88	-3.64
2	drugiego,	-7.36	-7.68	-6.67	-8.91	-7.66
3	trzeciego,	16.16	17.18	29.22	13.99	19.14
4	Srednio-wielomianowy	1.76	2.00	5.96	0.76	2.61
	II. Trendy pełzające o liniowych segmentach:					
5	5-elementowych,	-1.44	-1.66	-0.99	-2.57	-1.66
6	10-elementowych,	-4.08	-4.09	-3.70	-4.18	-4.01
7	15-elementowych,	-4.45	-4.54	-5.28	-4.33	-4.65
8	Srednio-liniowe :	-3.32	-3.43	-3.32	-3.69	-3.44
	III. Trendy pełzające o wykładniczych segmentach:					
9	5-elementowych,	-2.10	-2.27	-1.84	-2.98	-2.29
10	10-elementowych,	-4.54	-4.50	-4.17	-4.57	-4.44
11	15-elementowych,	-4.92	-5.00	-5.66	-4.86	-5.11
12	Srednio-wykładniczo:	-3.85	-3.92	-3.89	-4.14	-3.94
13	Srednio dla sposobu uśredniania wartości ocen parametrów:	-1.80	-1.78	-0.42	-2.37	-1.59

parametrów. Szczególnie duże różnice występują między poszczególnymi trendami wielomianowymi. Największą przydatność dla porównania dokładności prognoz uzyskanych różnymi technikami wykazuje miernik 5.28. Średnio największą wartość wskaźnik ten przyjmuje dla trendów wielomianowych - 26.64%, najmniejszy dla trendów segmentowych, wykładniczych - 12,13%, dla segmentowych liniowych jego wartość jest zbliżona i wynosi 12.55%. Spośród sposobów uśredniania wartości ocen parametrów najmniejsze błędy popełniono przy zastosowaniu: II sposobu - 16.04%, następnie I sposobu - 16.18%, dalej III i IV sposobu, odpowiednio 17.98% i 18.14%. Widać, że i tutaj potwierdza się poprzedni wniosek o większym różnicowaniu dokładności przy zastosowaniu różnych trendów niż różnych sposobów uśredniania. Wniosek ten potwierdza się jeszcze bardziej przy analizie wnętrza tabeli. Najmniejszą dokładność uzyskano stosując III sposób uśredniania i wielomian 3 stopnia, wartość miernika 53.1%. W każdym przypadku trend wielomianowy 3 stopnia daje najmniejszą dokładność. Podobnie mało dokładne prognozy uzyskuje się stosując trend paraboliczny. Dla odmiany, przy czterech sposobach uśredniania i trendzie kwadratowym najniższy błąd uzyskuje się przy III sposobie, najwyższy przy IV sposobie. Również trend liniowy daje prognozy średnio mało dokładne - średnia wartość miernika 16.48%.

Najdokładniejsze prognozy uzyskuje się przy wykorzystaniu trendu segmentowego o odcinkach wykładniczych dziesięcioelementowych /11.91%/ i pięcioelementowych /11.96%/, dalej idą trendy segmentowe o dziesięcioelementowych segmentach

liniowych /12.12%/ i pięcioelementowych segmentach wykładniczych /12.53%/.

Wśród sposobów uśredniania ocen parametrów najdokładniejsze prognozy uzyskuje się stosując III sposób i trendy segmentowe segmentach wykładniczych /11.12%/ i segmentach liniowych /11.68%/.

Bezwzględnie najdokładniejsze średnie prognozy uzyskuje się gdy zostanie zastosowany III sposób uśredniania wartości ocen parametrów oraz: 10-elementowe segmenty wykładnicze - wartość miernika 5.28 wynosi wtedy 10.48%, dalej 5-elementowe segmenty wykładnicze /10.94%/ i 10-elementowe segmenty liniowe /10.95%/.

Z porównania średniej dokładności prognoz sformułowanych na podstawie czterech sposobów uśredniania i liniowych, obejmujących trendów parametrów wynika, że w tym przypadku najdokładniejsze prognozy uzyskano przy wykorzystaniu III sposobu a dalej kolejno II, I i IV. Taka sama kolejność występuje przy trendach o segmentach wykładniczych.

Sumując analizę tablicy 5.7 trzeba stwierdzić, że dokładność prognoz postawionych na podstawie 36 wariantów modeli jest stosunkowo niewielka. Najmniejszą dokładność prognoz uzyskuje się stosując trendy wielomianowe. O wiele bardziej dokładne są trendy segmentowe. Nieco dokładniejsze wyniki uzyskuje się przez zastosowanie segmentów wykładniczych zamiast liniowych, lecz różnicowanie to jest niewielkie. Podobnie nieduże różnice uzyskuje się przez zastosowanie różnych sposobów uśredniania wartości ocen parametrów.

Tabela 5.7

Srednie wartości miernika 5.28 dla trzydziestu sześciu wariantów prognoz wygasłych w 31 modelach niestabilnych

Lp.	Rodzaj trendu parametrów	Sposób uśredniania wartości ocen parametrów				Srednio dla wariantu trendu
		I	II	III	IV	
1	2	3	4	5	6	7
	I. Wielomiany stopnia:					
1	pierwszego,	16.77	16.67	16.82	15.66	16.48
2	drugiego,	23.84	24.06	23.56	26.84	24.57
3	trzeciego,	29.07	30.60	53.10	42.73	38.15
4	Srednio-wielomiany,	23.23	23.77	31.16	28.41	26.64
	II. Trendy pełzające o segmentach liniowych:					
5	5-elementowych,	12.71	12.31	11.83	13.39	12.56
6	10-elementowych,	12.50	11.94	10.95	13.29	12.17
7	15-elementowych,	13.50	12.57	12.28	12.99	12.93
8	Srednio-liniowe,	12.90	12.41	11.68	13.21	12.55
	III. Trendy pełzające o segmentach wykładniczych:					
9	5-elementowych,	12.05	11.70	10.94	12.97	11.96
10	10-elementowych,	12.04	11.52	10.48	12.90	11.91
11	15-elementowych,	13.13	12.57	11.95	12.48	12.53
12	średnio-wykładnicze:	12.40	11.93	11.12	12.78	12.13
13	Srednio dla sposobu uśredniania:	16.18	16.04	17.98	18.14	17.08

Srednie wartości miernika 5.12 dla trzydziestu sześciu wariantów prognoz wygasłych w 31 modelach niestabilnych

Tabela 5.8

Lp.	Rodzaj trendu parametrów	Sposób uśredniania wartości ocen parametrów				Srednie dla wariantu trendu
		I	II	III	IV	
1	2	3	4	5	6	7
	I. Wielomiany stopnia:					
1	pierwszego,	0.0392	0.0390	0.0440	0.0333	0.0389
2	drugiego,	0.0961	0.0995	0.1077	0.1241	0.1069
3	trzeciego,	0.1556	0.1807	0.4916	0.3648	0.2982
4	Srednio-wielomiany:	0.0970	0.1064	0.2144	0.1741	0.1480
	II. Trendy pelzające o segmentach liniowych:					
5	5-elementowych,	0.0274	0.0258	0.0237	0.0290	0.0265
6	10-elementowych,	0.0257	0.0233	0.0185	0.0305	0.0245
7	15-elementowych,	0.0287	0.0267	0.0262	0.0276	0.0273
8	Srednio-liniowe:	0.0278	0.0253	0.0228	0.0291	0.0261
	III. Trendy pelzające o segmentach wykładniczych:					
9	5-elementowych,	0.0247	0.0233	0.0193	0.0278	0.0238
10	10-elementowych,	0.0247	0.0223	0.0171	0.0296	0.0234
11	15-elementowych,	0.0281	0.0261	0.0257	0.0266	0.0266
12	Srednio-wykładnicze:	0.0258	0.0239	0.0207	0.0280	0.0246
13	Srednio dla sposobu uśredniania:	0.0500	0.0519	0.0860	0.0771	0.0662

Tabela 5.9

Srednia wartości mierników 5.24, 5.25 i 5.26 dla trzydziestu sześciu wariantów prognoz wygasłych w 31 modelach niestabilnych

Lp.	Rodzaj trendu parametrów	Miernik 5.24					Miernik 5.25				Miernik 5.26					
		Sposób uśredniania				Srednio	Sposób uśredniania				Srednio	Sposób uśredniania				Srednio
		I	II	III	IV		I	II	III	IV		I	II	III	IV	
3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17		
	I. Wielomiany stopnia:															
1	pierwszego,	53	52	48	54	52	31	31	32	35	32	15	17	20	11	16
2	drugiego,	43	45	45	47	45	41	39	38	37	39	15	16	16	16	16
3	trzeciego,	38	43	39	41	40	30	28	25	36	30	33	30	36	23	30
4	Srednio-wielomiany:	45	47	44	47	46	34	33	32	36	34	21	21	24	17	20
	II. Trendy pełzające o segmentach liniowych:															
5	5-elementowych,	42	41	41	42	42	38	37	35	35	36	20	22	24	23	22
6	10-elementowych,	42	42	41	41	42	34	33	33	34	33	24	24	26	25	25
7	15-elementowych,	44	44	44	41	43	36	35	34	34	35	20	21	22	25	22
8	srednio-liniowe:	43	42	42	41	42	36	35	34	35	35	22	22	24	24	23
	III. Trendy pełzające o segmentach wykładniczych:															
9	5-elementowych,	41	41	39	41	41	38	37	36	36	37	21	22	24	23	22
10	10-elementowych,	41	42	40	40	41	34	34	33	35	34	25	25	27	25	25
11	15-elementowych,	43	41	43	39	41	35	36	35	35	35	22	23	23	26	23
12	Srednio-wykładnicze:	42	41	41	40	41	36	36	35	35	35	23	23	25	25	23
13	Srednio dla sposobu uśredniania:	43	43	42	43	43	35	34	33	35	35	22	22	24	22	22

Analiza tablicy 5.11 pozwala na stwierdzenie, że bez względu na sposób uśredniania wartości ocen parametrów i rodzaj trendu występuje prawie ta sama wielkość udziału trzech wyróżnionych przyczyn w wielkości błędu. Nieco większe zróżnicowanie występuje jedynie między różnymi trendami wielomianowymi, choć ogólna prawidłowość i tutaj jest zachowana. Prawidłowość ta polega na tym, że ponad 40% błędu wynika z obciążenia predykcji, około 35% z nieelastyczności oraz około 20% z niedostosowania kierunków zmian prognoz ze zmianami zmiennej prognozowanej. Obserwacja ta jest jednocześnie wskazówką, gdzie głównie należy szukać ewentualnego kierunku doskonalenia technik prognostycznych.

5.5. Porównanie dokładności wybranych technik prognostycznych zastosowanych do przewidywania wielkości zużycia energii elektrycznej.

Porównanie dokładności sformułowanych prognoz prowadzi do wniosku, że najdokładniejsze prognozy uzyskuje się w wyniku zastosowania trendów wielomianowych. Bardzo podobny poziom dokładności dają modele regresyjne uznane za stabilne, oraz niestabilne z liniowym trendem parametrów. Charakterystyczny wynik uzyskano obliczając prognozy na podstawie modeli niestabilnych. Popełnione błędy są mniejsze o około 50% od błędów prognoz postawionych na podstawie: trendów pełzających z segmentami wykładniczymi i modelu wyrównywania wykładniczego. W modelach niestabilnych, w których liczone trend parametrów na podstawie uśrednionych wartości ocen, trzeba wyróżnić warianty z trendem pełzającym o segmentach liniowych

i wykładniczych. Prognozy sformułowane na podstawie tych wariantów modeli były średnio o około 50% mniej dokładne niż prognozy sformułowane na podstawie niemodyfikowanych modeli niestabilnych. Jeszcze gorszą dokładność prognoz uzyskano przez zastosowanie trendów wielomianowych do uśrednionych wartości ocen parametrów. Błędy prognoz sformułowanych na podstawie tych wariantów modeli są podobne do błędów prognoz sformułowanych na podstawie trendów pełzających z segmentami liniowymi.

Powyższe wyniki skłaniają do kilku refleksji na temat przydatności metod ekonometrycznych w prognozowaniu na długie okresy.

Wielkość uzyskanych błędów prognoz wygasłych upoważnia do stwierdzenia, iż metody ekonometryczne mogą być zastosowane do przewidywania na długie okresy, żeby uzyskać dostatecznie dokładne prognozy, muszą być spełnione określone warunki, które najogólniej rzecz biorąc, można sprowadzić do postulatu by klasyczne założenie predykcji były spełnione. W szczególności powinien być znany model badanego zjawiska, przy czym potrzeba by model był bardzo dobrze dopasowany do przebiegu zjawiska w przeszłości, parametry tego modelu muszą być istotne a reszty muszą posiadać wymagane własności.

Zbudowany model powinien być stabilny. Postulat ten jest szczególnie ważny wobec obserwacji, że próby modyfikacji modeli niestabilnych na ogół nie prowadzą do poprawy stopnia dokładności sformułowanych prognoz. O sposobie badania stabilności modelu i sposobach wykrywania źródeł niestabilności pisano w rozdziale 3.

Niezwykle ważnym i trudnym problemem jest konieczność

Tabela 5.10

Porównanie średniej dokładności prognoz wygasłych

Lp.	Rodzaj modelu	M i e r n i k i					
		5.4	5.28	5.12	5.24	5.25	5.26
1	2	3	4	5	6	7	8
1	trendy wielomianowe	-1.62	3.42	0.0011	.43	40	17
2	trendy pełzające liniowe	17.82	22.03	0.0461	65	34	1
3	trendy pełzające wykładnicze	-11.07	12.86	0.0314	71	28	1
4	model wyrównywania wykładniczego	9.57	12.36	0.0145	60	30	10
5	modele stabilne	-0.74	3.78	0.0018	35	37	28
6	modele niestabilne	-4.79	8.93	0.0088	52	33	15
7	modele niestabilne z liniowym trendem parametrów	-0.98	5.78	0.0044	43	31	27
8	modele niestabilne z 36 wariantami trendu parametrów	-1.59	17.08	0.0662	43	35	22
9	w tym trendy: wielomianowe	2.61	26.64	0.1480	46	34	20
10	segmentowe, liniowe,	-3.44	12.55	0.0261	42	35	23
11	segmentowe, wykładnicze	-3.94	12.13	0.0246	41	35	23

określenia przyszłych realizacji zmiennych objaśniających. Niedokładne przewidywanie realizacji zmiennych objaśniających może zniszczyć wysiłek włożony w budowę dobrego modelu prognostycznego. W związku z powyższym na podkreślenie zasługuje fakt, że dobrze zbudowany model tendencji rozwojowej może dać prognozy równie dokładne jak stabilne modele regresyjne. Obserwacja ta jest jednocześnie postulatem praktycznym, by nie zaniedbywać wykorzystania modeli tendencji rozwojowej do przewidywania na długie okresy.

W przypadku, gdy nie uda się budowa stabilnego modelu regresyjnego lub dobrego modelu tendencji rozwojowej, można próbować wykorzystać model niestabilny, po odpowiedniej modyfikacji neutralizującej skutki niestabilności. Trzeba jednak pamiętać, że dokładność tak uzyskanych prognoz jest mniejsza.

W niniejszej pracy próbowano neutralizować skutki niestabilności modeli przy pomocy wprowadzania do modeli trendu parametrów. Wśród wypróbowanych propozycji, tylko modele /5.31/ dały zachęcające wyniki. Pozostałe propozycje prowadziły do pogorszenia dokładności prognoz. W przypadku trendów wielomianowych, pogorszenie to było bardzo duże.

Powyższe uwagi stawiają pod znakiem zapytania celowość stosowania niektórych trendów parametrów. Oczekiwanych wyników nie dały wprowadzone modyfikacje sposobów uśredniania wartości ocen parametrów. Widać, że większe możliwości kryją się w doskonaleniu sposobu liczenia trendu parametrów.

W modelach z trendami parametrów wyznaczonymi na podstawie przesuwającego się odcinka liczone jednakowe trendy dla wszystkich parametrów. Niemożliwe okazało się, głównie z powodów numerycznych liczenie różnych trendów dla poszczególnych

nych parametrów. Ograniczona liczba obserwacji powodowała drastyczne zmniejszenie liczby stopni swobody, zwłaszcza w przypadku trendów wielomianowych /głównie 2 i 3 stopnia/. Nie mogło to pozostawać bez wpływu na dokładność prognoz.

Należy zwrócić uwagę na ograniczoność powyższych wniosków, która wypływa z kilku źródeł: przydatność wybranych technik została zbadana tylko dla jednego, konkretnego zjawiska gospodarczego o specyficznym stosunkowo stabilnym charakterze. Być może w innych przypadkach przydatność niektórych technik okazałaby się większa. Badanie stabilności modeli było bardzo rygorystyczne i jest wysoce prawdopodobne, że niektóre z nich uznano za niestabilne, choć są w rzeczywistości stabilne. Mogło to doprowadzić do podwyższenia średniej dokładności prognoz uzyskanych na podstawie modeli niestabilnych.

Przytoczone wnioski na temat przydatności poszczególnych technik należy rozumieć w ten sposób, że są ważne tylko w konkretnych warunkach niniejszego badania, choć trudno oprzeć się pokusie rozciągania ich prawdziwości na zbliżone problemy badawcze.

6. UWAGI KONCOWE I OTWARTE PROBLEMY

W zaprezentowanej pracy podjęto wyonek ogromnej problematyki przewidywania długookresowego. Uwagę skoncentrowano na przydatności metod ekonometrycznych do przewidywania w elektroenergetyce. Wiele miejsca poświęcono sytuacji, w której trzeba prognozować na podstawie modeli co do których zachodzi uzasadnione podejrzenie, że w przyszłości ulegną dezaktualizacji. Przebadano szereg propozycji przezwyciężenia trudności wynikłych z niestałości zależności strukturalnych.

Podstawowym pytaniem, które leżało u podstaw prowadzonych w pracy rozważań, była kwestia - czy modele ekonometryczne mogą być użyte w prognozowaniu długookresowym.

W szczególności chodzi o odpowiedź na pytanie, czy w sytuacji gdy relacje strukturalne są niestabilne, można wykryć tendencje w ich zmianach oraz czy można wykorzystać wykryte tendencje do poprawy precyzji formułowanych prognoz.

Generalna odpowiedź na tak sformułowane pytania, w świetle przeprowadzonych badań, może być twierdząca, choć nie można nie uzupełnić tej odpowiedzi całym szeregiem zastrzeżeń i ograniczeń.

Dowodem słuszności twierdzącej odpowiedzi na pytanie dotyczące dopuszczalności wykorzystania modeli ekonometrycznych do prognozowania na długie okresy jest dokładność prognoz wygasłych. Wielkość błędów prognoz wygasłych w przypadku niektórych modeli jest tak mała, że uzasadnia możliwość wykorzystania tych modeli.

Najdokładniejsze prognozy uzyskano na podstawie modeli, które w przeszłości były stabilne, a więc istnieje uzasadniona podstawa do przypuszczenia, że zaobserwowane zależności będą funkcjonowały i w dalszej przyszłości.

Ponieważ prognozy sformułowane na podstawie modeli, w których relacje strukturalne były niestabilne są mniej precyzyjne, przeto można sformułować postulat badawczy, że należy dążyć do budowy modelu, który wykazuje stabilne własności. Postulat ten wydaje się być słusznym mimo pewnych zastrzeżeń jakie można zgłosić do procedury badania stabilności modeli. Zastrzeżenia te związane są głównie z tym, iż zakłada się stałość postaci analitycznej modelu, występują pewne niedostatki w sposobie testowania stabilności /brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej nie zawsze stwarza podstawy do jej przyjęcia/. Ponadto stwierdzenie, że zależności strukturalne były stabilne w przeszłości nie daje gwarancji, że będą stabilne także w przyszłości.

Zachęcające wyniki uzyskano przez wykorzystanie dobrze dopasowanych modeli tendencji rozwojowej.

Dokładność prognoz sformułowanych na podstawie modeli o niestabilnych relacjach strukturalnych jest dużo gorsze, a modyfikacje polegające na budowie trendów parametrów na ogół nie poprawiały dokładności. Jedynym wyjątkiem są modele typu /3.17/ z liniowymi trendami parametrów, które dały prognozy ze stosunkowo dużą dokładnością /rząd dokładności taki sam jak w przypadku modeli stabilnych/.

Wydaje się, że mimo dosyć niezachęcających wyników uzyskanych w niniejszej pracy nie należy rezygnować z prac nad możliwością wykorzystania modeli niestabilnych do prognozowania. Doskonalenia wymaga przede wszystkim sposób budowy trendów parametrów. Duże rezerwy wydają się tkwić w indywidualizacji doboru postaci analitycznej funkcji trendu dla każdego z parametrów. Ilustracją skali tych rezerw jest różnica dokładności stosunkowo "sztywnych" trendów wielomianowych i trendów pełzających. Zastosowanie tych ostatnich do wyodrębnienia tendencji w zmianach zależności strukturalnych znacznie zwiększa dokładność prognoz wygasłych.

Ciekawe możliwości tkwią zapewne w zróżnicowaniu sposobów periodyzacji szeregów czasowych, czyli wyboru takich odcinków czasowych, w których zależności strukturalne można uznać za stałe. W niniejszej pracy przedstawiono szereg propozycji w tym zakresie, lecz nie przebadano ich na prognozach wygasłych, ponieważ nierozwiązanym problemem pozostaje sposób przenoszenia zaobserwowanej w przeszłości periodyzacji w przyszłość. Dotyczy to przede wszystkim tych sposobów gdzie uzyskuje się podziały szeregów czasowych na odcinki rozłączne o różnej długości. Dodatkowa trudność jaka się tu pojawia, to zbyt mała liczba wartości ocen parametrów jaka może posłużyć do oszacowania trendu parametrów.

Problem zbyt małej liczby obserwacji przewija się w niemal każdej próbie takiej modyfikacji modelu niestabilnego, która umożliwiłaby jego wykorzystanie w prognozowaniu.

Szereg wątpliwości nasuwa się w związku z przypuszczeniem, że parametry strukturalne zmieniają się w czasie. Nie jest dostatecznie jasne jak interpretować takie założenie. W klasycznych rozważaniach ekonometrycznych uważa się, że parametr posiada stałą wartość. W rozdziale 3 stwierdzono, że należy rozumieć, że parametry mają stałą wartość tylko w konkretnym punkcie czasowym, wraz z czasem wartości te mogą się zmieniać. Interpretacja taka może budzić wątpliwości.

Ważnym problemem, zasygnalizowanym w niniejszej pracy jest kwestia szacowania prawdopodobieństwa spełnienia prognozy długookresowej. Problem ten jest niezwykle trudny i wymaga osobnych badań.

Podobnie ważnym zagadnieniem jest pytanie, czy wnioski dotyczące efektywności poszczególnych technik prognozowania, sformułowane na podstawie badania prognoz wygasłych można rozciągnąć na realną sytuację badawczą, w której trzeba prognozować na okresy przyszłe, w których realizacje zmiennych objaśniających również trzeba przewidywać, w jakim stopniu pogorszy się dokładność sformułowanych prognoz?

Podkreślenia wymaga ograniczoność wniosków sformułowanych w odniesieniu do poszczególnych technik prognozowania. Efektywność została przebadana w bardzo konkretnej sytuacji badawczej. Gdyby udało się potwierdzić wyniki badania również dla innych problemów, wtedy wnioski o przydatności modeli ekonometrycznych i ich modyfikacji można by uogólnić.

LITERATURA

- 1 ANDERSON T.W., Introduction to Multivariate Statistical Analysis, New York, London, 1958r.
- 2 BARTEL Z., Ekonometryczne prognozy popytu konsumpcyjnego w Polsce. PWN, Warszawa, 1964r.
- 3 BARTOSIEWICZ S., Ekonometria. PWE, Warszawa, 1976r.
- 4 BARTOSIEWICZ S., /red/ Estymacja modeli ekonometrycznych. Przykłady i zadania. AE Wrocław, 1979r.
- 5 BARTOSIEWICZ S., /red/ Metody ekonometryczne. PWE, Warszawa, 1974r.
- 6 BARTOSIEWICZ S., Prosta metoda wyboru zmiennych objaśniających w modelu ekonometrycznym. "Prace Naukowe WSE" "Wrocław", nr 43, 1974r.
- 7 BARTOSIEWICZ T., Budowa prognozy statystycznej metoda wyznaczania aproksymanty segmentowej z uzmiennionymi parametrami. W: Wybrane problemy prognoz statystycznych. GUS, Warszawa, 1970r.
- 8 BOX G.E.P., JENKINS G.M., Time Series Analysis. Forecasting and control. San Francisco, Cambridge, London, Amsterdam, 1970r.
- 9 BROWN R.G., Statistical Forecasting for Inventory Control. New-York, 1959r.
- 10 BROWN R.G., Smoothing, Forecasting and Prediction of discrete time Series. New York, 1963r.
- 11 CEGŁA S., MOTYL W., Porównanie elektroenergetyki polskiej z zagraniczną. Energoprojekt, Warszawa, 1972r.
- 12 CHOW G.C., Test of Equality between Sets of Coefficients in two Linear Regressions. "Econometrica", nr 3, 1960r.

- 13 CIEŚLAK M., Ocena przydatności metod ekonometrycznych do prognozowania popytu na kadry kwalifikowane. "Życie Szkoły wyższej", nr 9, 1975r.
- 14 CIEŚLAK M., O pewnej metodzie prognozowania przez analogię. Komitet Badań i Prognoz "Polska 2000", PAN, Warszawa, 1979r.
- 15 CIEŚLAK M., Smoluk A., O stabilności strukturalnej modelu. referat wygłoszony na XVI Konferencji Ekonometrii i Statystyki, Jeleniów 1980 /maszynopis/.
- 16 COLE S., Clark J., Archer M., Long-term Forecasting in western Europe. "Futures", nr 6, 1975r.
- 17 CRAMER H., Metody matematyczne w statystyce. PWN, Warszawa, 1958r.
- 18 CZERWINSKI Z., Prognoza, plan, prawdopodobieństwo. "Ekonomista", nr 11, 1975r.
- 19 DAVID H.A., The method of paired comparisons. London, 1963r.
- 20 DOMANSKI Cz., Statystyczne testy nieparametryczne. PWE, Warszawa, 1979r.
- 21 DOROSZ J., Mieczkowska E., Prognozowanie średnioterminowe wykresów obciążeń systemu elektroenergetycznego. Instytut Energetyki, Warszawa, 1974r.
- 22 DRAPER N.R., Smith H., Analiza regresji stosowana. PWN, Warszawa, 1973r.
- 23 DURBIN J., Watson G.S., Testing for serial correlation in Least Squares Regression. "Biometrika", 1951r.
- 24 DZIECHCIARZ J., Budowa regresyjnych modeli ekonometrycznych dla celów przewidywania w długich okresach czasu. Prace Naukowe AE Wrocław, nr 123, 1978r.
- 25 DZIECHCIARZ J., Ekonometryczne modele zużycia energii elektrycznej w Polsce. Prace Naukowe AE Wrocław /w druku/.

- 26 DZIECHCIARZ J., Ogólne zagadnienia metodologiczne w długookresowym prognozowaniu energetyki. Prace Naukowe AE Wrocław, nr 85, 1976r.
- 27 DZIECHCIARZ J., Przyczynek do problematyki budowy modeli dla prognoz długookresowych. Prace Naukowe AE Wrocław, nr 84, 1976r.
- 28 DZIECHCIARZ J., Przydatność niektórych metod ekonometrycznych do planowania elektroenergetyki. Zjednoczenie Energetyki, Warszawa, 1974r.
- 29 DZIECHCIARZ J., Własności prognostyczne modeli zużycia energii elektrycznej w Polsce. Prace Naukowe AE Wrocław /w druku/.
- 30 ENERGIA-stal-tworzywa sztuczne. Ossolineum, Warszawa, 1973r.
- 31 FALEWICZ J., Rentowność, gospodarność, koszty. PpN, Warszawa, 1963r.
- 32 FISCHER M.M., Regional taxonomy: A comparison of some hierarchic and non-hierarchic strategies. Paper presentet at the Regional Conference of the International Geographical Union. Lagos, 1978r.
- 33 FISZ M., Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN, Warszawa, 1958r.
- 34 FRISH R., Wagh F.V., Partial Time Regressions Compered with Individual Trends. "Econometrica", 1973r.
- 35 GOLDBERGER A.S., Teoria ekonometrii. PWN, Warszawa, 1972r.
- 36 GRABINSKI T., Numeryczne metody periodyzacji rozwoju obiektów gospodarczych. "Przegląd statystyczny", nr 3, 1975r.

- 37 GRABINSKI T., Wydymus S., Zeliaś A., Modele ekonometryczne w procesie prognozowania. AE Kraków, 1978r.
- 38 GREN J., Gry statystyczne i ich zastosowanie. PWE, Warszawa, 1972r.
- 39 GREN J., Metodologiczne aspekty prognozowania ekonomicznego. "Przegląd Statystyczny", nr 1, 1978r.
- 40 GREN J., Statystyka matematyczna. Modele i zadania. PWN, Warszawa, 1974r.
- 41 GRUSZCZYŃSKI M., Kasiewicz S., Prawdopodobieństwo subiektywne a heurystyczne metody prognozowania. "Przegląd Statystyczny", nr 3, 1974r.
- 42 HEBSTERMAN A.R.G., Modele prognostyczne w planowaniu gospodarki narodowej. PWN, Warszawa, 1975r.
- 43 HELLMIG Z., Aproksymacja stochastyczna. PWE, Warszawa, 1965r.
- 44 HELLMIG Z., Efekt katalizy w modelu ekonometrycznym, jego wykrywanie i usuwanie. "Przegląd Statystyczny", nr 1, 1977r.
- 45 HELLMIG Z., Problem optymalnego wyboru predyktant. "Przegląd Statystyczny", nr 3-4, 1969r.
- 46 HELLMIG Z., Regresja liniowa i jej zastosowanie w ekonomii. PWE, Warszawa, 1967r.
- 47 HELLMIG Z., Schemat budowy prognozy statystycznej za pomocą wag harmoniczných. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1967r.
- 48 HELLMIG Z., /red/ Teoria prognozy ekonometrycznej z zastosowaniami. AE Wrocław, 1978r.

- 49 HELLMIG Z., Test zgodności dla małych próbek i przykłady jego zastosowania. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1965r.
- 50 HELLMIG Z., /red./ Zarys ekonometrii. PWE, Warszawa, 1970r.
- 51 HELLMIG Z., Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę kwalifikowanych kadr. "Przegląd Statystyczny", nr 4, 1968r.
- 52 HELLMIG Z., Zastosowanie przekształcenia ortogonalnego do wyznaczania dopuszczalnych wartości zmiennych objaśniających w modelu ekonometrycznym. "Przegląd Statystyczny", nr 3, 1974r.
- 53 HOERL A.A., Kennard R.W., Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems. "Technometrics", nr 12, 1970r.
- 54 JOHNSTON J., Econometric Methods. New York, 1972r.
- 55 JAKUBCZYC J., Widmowa metoda analizy i prognozowania niestacjonarnych procesów stochastycznych. /rozprawa doktorska/, AE Wrocław, 1975r./maszynopis/.
- 56 KALECKI M., Model ekonometryczny a materialistyczne pojmowanie dziejów. "Ekonomista", nr 4, 1962r.
- 57 KLEIN L.R., Wstęp do ekonometrii. PWE, Warszawa, 1965r.
- 58 KOLUPA M., Metody estymacji modeli ekonometrycznych. PWE, Warszawa, 1974r.
- 59 KOTARBINSKI T., Walory dobrego planu. "Nauka Polska", nr 1, 1961r.
- 60 LANDERGRÉN U., Fredriksson S., Littke-Persson A., An application of the Delphi Technique to a Forecast of the Field of Ceramics - a methodological experiment. United Nations Economic Commission for Europe, Paris, 1970r.

- 61 LANGE O., *Ekonomia polityczna*. PWN, Warszawa, 1978r.
- 62 LEHMANN E.L., *Testowanie hipotez statystycznych*. PWN, Warszawa, 1968r.
- 63 LEONTIEW W., *Studia nad strukturą gospodarki amerykańskiej. Teoretyczne i empiryczne badania z dziedziny analizy nakładów i wyników*. PWN, Warszawa, 1963r.
- 64 LONG range economic projection. Princeton, 1954r.
- 65 LONG term aspects of plans and programmes. United Nations Organisation, New York, 1973r.
- 66 LONG term trends and problems of the european steel industry. United Nations Organisation, Geneve, 1959r.
- 67 MALY J., Prosta metoda wyboru zmiennych objaśniających do modelu ekonometrycznego dla celów predykcji kompleksowej. "Przegląd Statystyczny", nr 1, 1974r.
- 68 MAŁECKI-TEPICHT S., Zagadnienia prognoz gospodarczych. "Wiadomości statystyczne", nr 11, 1969r.
- 69 MALENTIEW L., Kononow J., Makarow A., O metodologii długosrocznego prognozowania w energetyce. "Woprosy ekonomiki", nr 1, 1971r.
- 70 MELICH K., O pewnych metodach mierzenia efektywności predykcji. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1972r.
- 71 METHODS of long-term projection of requirements for and supply of qualified manpower. UNESCO, Paris, 1967r.
- 72 MOSAKOWSKI K., Problemy rozwoju elektrowni atomowych. "Gospodarka Planowa", nr 4, 1973r.
- 73 NAUKOWE podstawy prognozowania ekonomicznego. PWN, Warszawa, 1974r.
- 74 NOWAK J., Współczynnik Janusowy jako narzędzie badania stabilności modeli ekonometrycznego. "Przegląd statystyczny", nr 4, 1974r.

- 75 O podstawach prognozowania. Ossolineum, Wrocław, Warszawa, Kraków, 1970r.
- 76 PAJESTKA J., Niektóre problemy prognozowania i studiów przyszłościowych. "Kultura i społeczeństwo", nr 2, 1968r.
- 77 . PAWŁOWSKI Z., Agregacja liniowa a estymacja parametrów strukturalnych. "Przegląd statystyczny", nr 3, 1964r.
- 78 PAWŁOWSKI Z., Ekonometria. PWN, Warszawa, 1965r.
- 79 PAWŁOWSKI Z., Metody analizy ciągów prognoz. "Ekonomista", nr 4, 1974r.
- 80 PAWŁOWSKI Z., Modele ekonometryczne równań opisowych. PWN, Warszawa, 1971r.
- 81 PAWŁOWSKI Z., O wadze różnych założeń przy szacowaniu parametrów metodą najmniejszych kwadratów. "Przegląd Statystyczny", nr 1, 1964r.
- 82 PAWŁOWSKI Z., O wykorzystaniu prognoz ekonometrycznych w gospodarce planowej. "Ekonomista", nr 4, 1971r.
- 83 PAWŁOWSKI Z., Prognozy ekonometryczne. PWN, Warszawa, 1971r.
- 84 PAWŁOWSKI Z., Teoria prognozy ekonometrycznej w gospodarce socjalistycznej. PWN, Warszawa, 1968r.
- 85 PAWŁOWSKI Z., Wstęp do statystyki matematycznej. PWN, Warszawa, 1965r.
86. PAWŁOWSKI Z., Wybór klasy modelu dla celów predykcji. "Przegląd Statystyczny", nr 1, 1971r.
- 87 PIEREGUDOW W., Metoda najmniejszych kwadratów i jej zastosowanie. PWN, Warszawa, 1967r.

- 88 PLUTA W., Metoda wyboru zmiennych objaśniających w modelach symptomatycznych. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1972r.
- 89 PROBLEMY metodologii prognozowania. Książka i Wiedza, Warszawa, 1976r.
- 90 PROBLEMY prognozowania w krajach socjalistycznych. Ossolineum. Wrocław-Warszawa-Kraków-Gdańsk, 1975r.
- 91 PROGNOZOWANIE gospodarki kapitalistycznej. PWE, Warszawa, 1973r.
- 92 RURARZ Z., Kryzys energetyczny, mit czy rzeczywistość. PWE, Warszawa, 1978r.
- 93 SADOWSKI W., Prognozy w procesie podejmowania decyzji. "Ekonomista", nr 6, 1975r.
- 94 SADOWSKI W., Decyzje i prognozy. PWE, Warszawa, 1977r.
- 95 SADOWSKI W., Statystyka matematyczna. PWE, Warszawa, 1968r.
- 96 SARAGE L.J., Elicitation of personal probabilities and expectations. W: Studies in Bayesian Econometrics and statistics. Amsterdam, Oxford, New York, 1975r.
- 97 SECOMSKI K., Prognozyka. Wiedza Powszechna. Warszawa, 1971r.
- 98 SECOMSKI K., Prognozy gospodarce a planowanie. W: Wybrane problemy prognoz gospodarczych. GUS, Warszawa, 1970r.
- 99 SECOMSKI K., Założenia współczesnych badań prognostycznych. "Nowe Drogi", nr 1, 1970r.
- 100 SECTORAL aspects of Projections for the World Economy. United Nations Organisation, New York, 1969r.
- 101 SPOŁECZNY rozwój Polski w pracach prognostycznych. Książka i Wiedza, Warszawa, 1974r.

- 102 STEINHAUS H., O prognozie. "Zastosowania Matematyki", T.III, 1958r.
- 103 SULMICKI P., Plan i prognoza w działaniu gospodarczym. W: Wybrane problemy prognoz statystycznych. GUS, Warszawa, 1970r.
- 104 SULMECKI P., Przepływy międzygałęziowe. PWE, Warszawa, 1959r.
- 105 SZYBISZ B., Wstęp do statystyki przepływów międzygałęziowych. PWE, Warszawa, 1969r.
- 106 THEIL H., Zasady ekonometrii. PWN, Warszawa, 1979r.
- 107 TOWARDS a System of Human Recourses Indicators for Less Developed Countries. Ossolineum, Wrocław, 1972r.
- 108 TROCKI M., Technika delfioka. "Przegląd organizacji", nr 7, 1975r.
- 109 UCHWAŁA nr 150 Rady Ministrów z dnia 17 09 1970r.
w sprawie wprowadzenia systemu prognoz jako podstawy opracowywania planów 5-letnich i planów perspektywicznych. "Monitor Polski", nr 34, poz. 266, 1970r.
- 110 WASZKIEWICZ L., Weryfikacja procedur prognostycznych, PWN, Warszawa, 1976r.
- 111 WELFE W., Ekonometryczne prognozy popytu konsumpcyjnego. "Wiadomości Statystyczne", nr 5, 1969r.
- 112 WORLD demand for paper to 1975. FAO, Rome, 1963r.
- 113 WYBRANE problemy prognoz statystycznych. GUS, Warszawa, 1970r.
- 114 WYDYMUS S., Metody analizy ciągów prognoz podstawowych wielkości charakteryzujących rozwój przemysłu w Polsce. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1978r.
- 115 WYDYMUS S., Sredniokresowe prognozy produkcji globalnej wybranych gałęzi przemysłu. "Przegląd Statystyczny", nr 3, 1973r.

- 116 ZADORA K., Predykcja szeregów czasowych metodą wyrównywania wykładniczego. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1969r.
- 117 ZELIAS A., Ekonometryczne metody prognozowania procesów gospodarczych. AE Kraków, 1976r.
- 118 ZELIAS A., Metody badania współliniowości w jednorównaniowych modelach regresji. "Przegląd Statystyczny", nr 3, 1973r.
- 119 ZELIAS A., Metody budowy długookresowej prognozy statystycznej. "Przegląd Statystyczny", nr 1, 1972r.
- 120 ZELIAS A., O pewnych metodach estymacji parametrów liniowego modelu ekonometrycznego w warunkach autokorelacji składników losowych. "Przegląd Statystyczny", nr 3, 1977r.
- 121 ZELIAS A., Teoria prognozy. PWE, Warszawa, 1979r.
- 122 ZELIAS A., Uwagi o problemie optymalnego wyboru wektora zmiennych objaśniających. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1970r.
- 123 ZELIAS A., Z problematyki badania współliniowości w modelach ekonometrycznych. "Przegląd Statystyczny", nr 2, 1977r.
- 124 ZIELINSKI Z., Analiza ciągłości zasilania sieci energetyki zawodowej. Instytut Energetyki, Warszawa, 1973r.
- 125 ŻURAWICKI S., Problemy prognozowania ekonomicznego. PWE, Warszawa, 1974r.