

A-105 f₂ III
H.

AKADEMIA WYCHOWANIA FIZYCZNEGO
im. E. Piaseckiego
w POZNANIU

Centralny Program Badań Podstawowych 08.06.

Grupa tematyczna V

Temat 2.3. „Modelowanie rynku turystycznego jako instrument
doskonalenia funkcjonowania gospodarki turystycznej”

Etap IV

4. Modelowanie ekonometryczne i prognozowanie relacji
przyczynowo-skutkowych podstawowych elementów
rynku turystycznego

Zespół autorski: doc.dr hab. Józef Garczarczyk

mgr Marek Mocek

mgr Grzegorz Szumiński

Kierownik tematu: doc.dr hab. Józef Garczarczyk

Kierownik grupy tematycznej V: doc.dr hab. Stefan Bosiacki

POZNAŃ 1989

SPIS TREŚCI

	str.
4. Modelowanie ekonometryczne i prognozowanie relacji przyczynowo-skutkowych podstawowych zjawisk na rynku turystycznym	
4.1. Metody modelowania i prognozowania relacji przyczynowo-skutkowych.....	3
4.1.1. Dobór zmiennych do modeli.....	3
4.1.2. Metody modelowania.....	7
4.1.3. Metody prognozowania.....	9
4.2. Modele przyczynowo-opisowe podstawowych elementów rynku turystycznego.....	10
4.2.1. Rynek usług noclegowych.....	10
4.2.2. Rynek usług organizacji i obsługi ruchu turystycznego.....	34
4.2.3. Rynek usług wczasowych.....	47
4.2.4. Rynek usług gastronomicznych.....	58
4.2.5. Rynek usług transportowych.....	75
4.2.6. Rynek sprzętu turystyczno-sportowego.....	78
4.3. Prognoza krótkookresowa wybranych zjawisk na rynku turystycznym.....	87
4.3.1. Rynek usług noclegowych.....	88
4.3.2. Rynek usług organizacji i obsługi ruchu turystycznego.....	92
4.3.3. Rynek usług wczasowych.....	97
4.3.4. Rynek usług gastronomicznych.....	101
4.3.5. Rynek usług transportowych.....	105
4.3.6. Rynek sprzętu turystyczno-sportowego.....	106
Aneks.....	110

4. Modelowanie ekonometryczne i prognozowanie relacji przyczynowo-skutkowych podstawowych elementów rynku turystycznego

4.1. Metody modelowania i prognozowania relacji przyczynowo-skutkowych

4.1.1. Dobór zmiennych do modeli

Modelowanie relacji przyczynowo-skutkowych na rynku turystycznym przeprowadzono według schematu przyjętego we wcześniejszych rozdziałach. Zgodnie z tym budowę modeli opisowych prowadzono niezależnie dla umownie przyjętych 6 rynków cząstkowych, a mianowicie :

- rynku usług noclegowych,
- rynku usług w zakresie organizacji i obsługi ruchu turystycznego,
- rynku usług wczasowych,
- rynku usług gastronomicznych,
- rynku usług transportowych,

oraz rynku sprzętu sportowo-turystycznego.

Dla każdego rynku osobno dokonano, po uprzedniej analizie współczynników korelacji, wyboru ze zbioru 95 zmiennych¹ reprezentantów, tak aby charakteryzowały one podstawowe relacje w zakresie podaży, popytu i cen. Ostatecznie do dalszych badań uwzględniono 22 zmienne zależne oraz 17 zmiennych niezależnych.

1. Szczegółowy wykaz rozpatrywanych zmiennych zamieszczony jest w aneksie.

Dobór tych zmiennych zależnych był zróżnicowany w zależności od poszczególnych rynków cząstkowych i przedstawiał się następująco :

1. rynek usług noclegowych :

- liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych ogółem /MOT/,
- liczba udzielonych noclegów turystom krajowym w obiektach turystycznych w tys. /UOT/,
- wartość sprzedaży usług zakwaterowania w obiektach turystycznych ogółem w mln zł - ceny bieżące /UZG/,
- realna wartość sprzedaży usług zakwaterowania w obiektach turystycznych ogółem w mln zł - ceny stałe z roku 1970 /UZGR/,

2. rynek usług w zakresie organizacji i obsługi ruchu turystycznego :

- liczba placówek usługowych w zakresie kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku /PLU/,
- liczba wycieczek i imprez turystycznych organizowanych przez PTTK ogółem w tys. /RWO/,
- liczba uczestników wycieczek i imprez turystycznych organizowanych przez PTTK ogółem w tys. osób /RUO/,
- wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego w mln zł - ceny bieżące /UOR/,
- realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego w mln zł - ceny stałe z 1970 r. /UORR/.

3. rynek usług wczasowych :

- liczba miejsc noclegowych w obiektach wczasowo-wypoczynkowych ogółem /MOW/,
- liczba udzielonych noclegów w obiektach wczasowo-wypoczynkowych ogółem w tys. /UOW/,

- wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem w mln zł - ceny bieżące /UWG/,
 - realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem w mln zł - ceny stałe z 1970 r. /UWGR/.
4. rynek usług gastronomicznych :
- liczba zakładów gastronomicznych ogółem /GZO/,
 - liczba miejsc konsumenckich w uspołecznionych zakładach gastronomicznych w tys. /GMU/,
 - wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem w mld zł - ceny bieżące /GSO/,
 - realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem w mld zł - ceny stałe z 1970 r. /GSOR/.
5. rynek usług transportowych :
- liczba przewiezionych pasażerów kolejami linowymi i wyciągami narciarskimi ogółem w tys. osób /PKL/.
6. rynek sprzętu sportowo-turystycznego :
- liczba uspołecznionych sklepów z artykułami zaspokojenia potrzeb wypoczynku, sportu i turystyki /SKW/,
 - realna wartość dostaw sprzętu turystyczno-sportowego na zaopatrzenie rynku w mln zł - ceny stałe z 1970 r. /DSGR/,
 - wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej w mln zł - ceny bieżące /SWT/,
 - realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej w mln zł - ceny stałe z 1970 r. /SWTR/.

Do opisu kształtowania się powyższych zmiennych zależnych dokonano, drogą kolejnych eliminacji, doboru zestawu zmiennych niezależnych. Były one następujące :

1. wskaźnik cen detalicznych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym /1970 = 100/ /TNSS/,
2. wskaźnik cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /1970 = 100/ /USTW/,
3. wskaźnik cen usług w zakresie wczasów /1970 = 100/ /UWG/,
4. wskaźnik cen w zakładach gastronomicznych otwartych /ogólnodostępnych/ ogółem /1970 = 100/ /ZGO/,
5. odsetek ludności miejskiej /w % ogółu/ /OLM/,
6. liczba pracujących w gospodarce uspołecznionej w tys. /LPU/,
7. wielkość nominalna przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/,
8. liczba pracujących w gospodarce narodowej w tys. /LPN/,
9. wskaźnik dynamiki dochodu narodowego podzielonego przeznaczonego na konsumpcję /spożycie/ /1970 = 100/ /DNPK/,
10. wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce narodowej /1970 = 100/ /IGN/,
11. realna wartość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł - /1970 = 100/ /PMWR/,
12. wskaźnik cen realnych usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /1970 = 100/ /USTWR/,
13. wskaźnik cen realnych w zakładach gastronomicznych otwartych ogółem /1970 = 100/ /ZGOR/,
14. wskaźnik cen realnych usług w zakresie wczasów /1970 = 100/ /UWGR/,
15. wskaźnik cen realnych usług w zakresie przejazdów i transportu /1970 = 100/ /UPTR/,
16. wskaźnik cen realnych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym /1970 = 100/ /TNSSR/,
17. zmienna czasowa /ZT/.

Przy modelowaniu relacji przyczynowo-skutkowych w ramach poszczególnych rynków częściowych wykorzystywano różne zestawy zmiennych niezależnych i były one następujące :

- rynek usług noclegowych - zmienne o numerach: 2,5,6,7,10,11, 12,17;
- rynek usług w zakresie organizacji i obsługi ruchu turystycznego - zmienne 2,5,7,8,9,10,11,12,17;
- rynek usług wczasowych - zmienne : 3,6,7,10,11,14,17;
- rynek usług gastronomicznych - zmienne :4,5,6,7,8,10,11,13,17;
- rynek usług transportowych - zmienne: 11,15,17;
- rynek sprzętu sportowo-turystycznego - zmienne: 1,5,7,10,11, 16,17,

Zakres czasowy powyższych zmiennych zależnych i niezależnych obejmował maksymalnie okres lat 1973 - 1987.

4.1.2. Metody modelowania

W oparciu o wyodrębnione zmienne budowano modele przyczynowo-opisowe począwszy od modeli jednej zmiennej, poprzez modele dwóch zmiennych i kończąc na modelach dla trzech zmiennych. Taka procedura postępowania była stosowana w ramach wszystkich rynków częściowych.

W przypadku modeli jednej zmiennej zastosowano cztery funkcje o następującej postaci :

- funkcja liniowa $y = a_0 + a_1 x,$

- funkcja potęgowa $y = a_0 \cdot x^{a_1},$

/postać zlogarytmizowana $\log y = \log a_0 + a_1 \log x$ /,

- funkcja hiperboliczna $y = a_0 + a_1 \frac{1}{x},$

- funkcja kwadratowa $y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2.$

Dla modeli z dwoma lub trzema zmiennymi niezależnymi zastosowano funkcję liniową oraz potęgową o postaci :

- funkcja liniowa $y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2$,

oraz $y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3$,

- funkcja potęgowa /postać zlogarytmizowana/

$$\log y = \log a_0 + a_1 \log x_1 + a_2 \log x_2 ,$$

oraz $\log y = \log a_0 + a_1 \log x_1 + a_2 \log x_2 + a_3 \log x_3$.

Oszacowanie parametrów tych funkcji a także parametrów struktury stochastycznej dokonano stosując metodę najmniejszych kwadratów. Dla oceny stopnia dobroci uzyskanych modeli zastosowano następujące miary :

- błąd resztowy $S_e = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n - k}}$,

- współczynnik zmienności losowej $V_e = \frac{S_e}{\bar{y}} \cdot 100$,

- współczynnik zbieżności $\varphi^2 = \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{\sum (y - \bar{y})^2}$,

- współczynnik determinacji $R^2 = 1 - \varphi^2$.

Ponadto dla każdego wyznaczonego modelu przeprowadzono weryfikację istotności ocen parametrów modelu stosując test t oraz badanie składnika losowego na :

- symetrię rozkładu /test symetrii St. Bartosiewicz/,

- losowość rozkładu /test liczby serii/,

- autokorelację rzędu pierwszego /test Durbina-Watsona/.

W wyniku powyższej weryfikacji dokonano wyboru modeli dopuszczalnych, które mogą być podstawą predykcji badanych zjawisk.

4.1.3. Metoda prognozowania

Przystępując do predykcji wybranych zjawisk występujących na rynku turystycznym zdawano sobie w pełni sprawę ze skali ryzyka takiego przedsięwzięcia. Zarówno bowiem dane źródłowe służące do oszacowania parametrów modeli opisowych, jak i uzyskane modele nie gwarantowały dużej trafności takich prognoz. Znaczna zmienność niektórych elementów rynku /ceny/ na skutek narastającej inflacji, brak stabilności w zachowaniach podmiotów rynku sprawiały, że dane źródłowe były obciążone. Stąd też do uzyskanych wyników należy podchodzić z największą ostrożnością, traktując je jedynie jako orientacyjne.

W związku z powyższymi zastrzeżeniami ograniczono horyzont prognozy jedynie dla lat 1990 i 1991.

Dane w wartościach zmiennych niezależnych uzyskano ekstrapolując dotychczasową tendencję ich zmian /było to bardzo ryzykowne, ale jedynie możliwe/.

Jako średni błąd prognozy stosowano wartość błędu resztowego - S_e .

4.2. Modele przyczynowo-opisowe podstawowych elementów rynku turystycznego

4.2.1. Rynek usług noclegowych

Rynek usług noclegowych powszechnie zaliczany jest do najważniejszych rynków cząstkowych składających się na rynek turystyczny. Jego przedmiot stanowią usługi, które polegają na odpłatnym udzielaniu noclegów turystom oraz zagwarantowaniu im bezpieczeństwa i higieny.¹ Usługi te wraz z usługami transportowymi i żywieniowymi zaliczane są do podstawowych usług turystycznych czyli takich, bez których turystyka nie może istnieć.²

Ważną częścią empirycznej analizy rynku usług noclegowych, podobnie jak i każdego innego rynku, jest badanie wpływu różnych czynników o charakterze ekonomiczno-społecznym, na kształtowanie się popytu i podaży. W celu zbadania zależności między wymienionymi zjawiskami rynkowymi a głównymi czynnikami je kształtującymi, podjęto budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych o jednej, dwóch i trzech zmiennych niezależnych.

W procesie modelowania ekonometrycznego podstawowych elementów rynku usług noclegowych jako zmienne objaśniane przyjęte zostały :
w zakresie podaży

- liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych ogółem /MOT/,

1. Zob. J. Wituska: Zarys ekonomiki i organizacji hotelarstwa. UG. Gdańsk 1980, s. 33.
2. Zob. m.in.: R. Gałęcki, G. Gołembowski: Ekonomika turystyki. AE. Poznań 1980, s. 16; W. W. Gaworecki: Ekonomika i organizacja turystyki. PWN. Warszawa 1978, s. 116; A. Kornak, M. Montygierd-Łoyba: Ekonomika turystyki. PWN. Warszawa-Wrocław 1985, s. 318.

w zakresie popytu

- liczba udzielonych noclegów turystom krajowym w obiektach turystycznych ogółem w tys. /UOT/,
- wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych /ceny bieżące/ w mln zł /UZG/,
- realna wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych /ceny stałe z 1970 roku/ w mln zł /UZGR/.

Natomiast jako zmienne objaśniające reprezentujące poszczególne czynniki wpływające na badane elementy rynku usług noclegowych przyjęto:

- odsetek ludności miejskiej w % ogółu /OLM/,
- liczbę pracujących w gospodarce uspołecznionej w tys. /LPU/,
- wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /ceny stałe; podstawa stała 1970 = 100/ /IGU/,
- nominalną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/,
- realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/,
- wskaźnik cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /podstawa stała 1970 = 100/ /USTW/,
- wskaźnik realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /podstawa stała 1970 = 100/ /USTWR/,
- zmienną czasową /ZT/.

W opracowaniu badaniem objęto usługi noclegowe świadczone przez ogólnie dostępne obiekty noclegowe określane w sprawozdawczości GUS mianem obiektów turystycznych. Zgodnie z obowiązującą klasyfikacją do tego rodzaju obiektów należą³: zakłady hotelarskie

3. Zob.: Definicje podstawowych pojęć z zakresu turystyki. Zeszyty Metodyczne nr 30. GUS. Warszawa 1979, s. 40-51; Klasyfikacja usług. Zeszyty Metodyczne nr 57. GUS. Warszawa 1985,

/hotele, motele, pensjonaty, domy wycieczkowe, schroniska, pokoje gościnne/, zespoły ogólnodostępnych domków turystycznych, obozowiska turystyczne /kempingi, pola biwakowe/ oraz inne obiekty wykorzystane dla turystyki.⁴

Estymacja zbudowanych modeli dokonana została w oparciu o dane w postaci szeregów czasowych. Dla modeli, w których za zmienną objaśnianą przyjęto liczbę miejsc noclegowych /MOT/ oraz liczbę udzielonych noclegów /UOT/ były to dane za lata 1973 - 1987, natomiast dla modeli, w których zmienną objaśnianą była wartość sprzedaży /UZG, UZGR/ - dane za lata 1975 - 1987.

Liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych ogółem /MOT/

Kierując się liczbą uwzględnionych zmiennych egzogenicznych proces modelowania ekonometrycznego dla zmiennej MOT podzielono na trzy etapy.

W I etapie podjęto się budowy i estymacji trzech modeli z jedną zmienną niezależną. Pierwszy z nich miał za zadanie określenie współzależności między wielkością oferty podażowej w zakresie usług noclegowych mierzonej liczbą miejsc noclegowych /MOT/ a po-

-
3. d.c.: s.41; Zarządzenie Przewodniczącego GKT z dnia 24 czerwca 1985 roku w sprawie rodzajów i kategorii zakładów hotelarskich, obozowisk i domków turystycznych. Monitor Polski, 1985, nr 25, s. 257-272; Turystyka i wypoczynek 1988. GUS. Warszawa 1989, s.6.
 4. Są to obiekty spełniające dodatkowo funkcje obiektów noclegowych dla potrzeb turystyki, w czasie niewykorzystania pomieszczeń /w części lub całości/ zgodnie z ich podstawowym przeznaczeniem. Do celów takich wykorzystywane są w szczególności: domy studenckie, internaty, szkoły oraz hotele pracownicze. Wymienione obiekty badane są tylko w okresach faktycznego spełniania funkcji noclegowej w turystyce i tylko w zakresie pomieszczeń wyznaczonych do tej funkcji. Zob.: Definicje podstawowych pojęć... op.cit., s. 46.

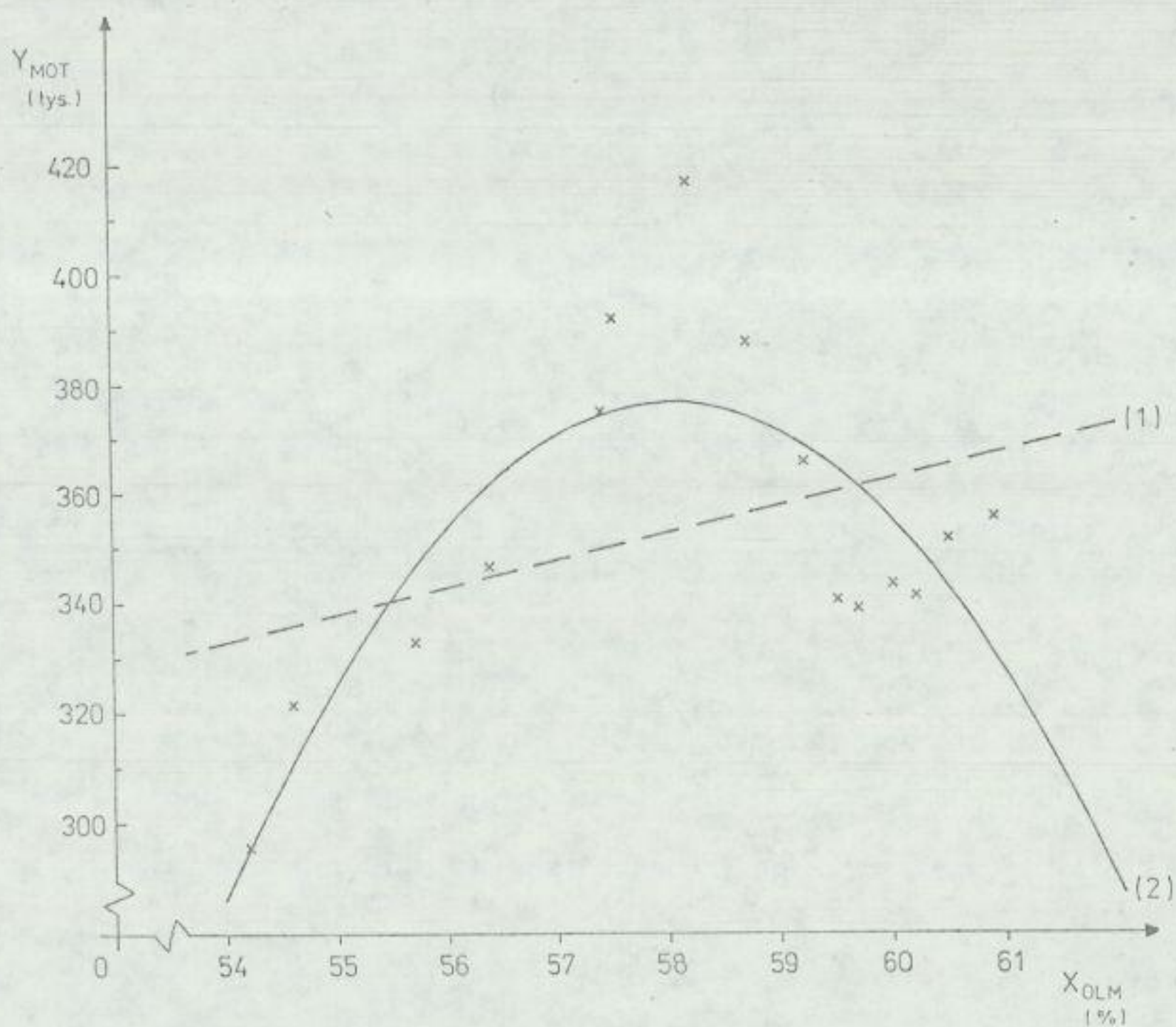
ziomem urbanizacji określanym poprzez odsetek ludności miejskiej /OLM/. Próba zastosowania do opisu powyższej relacji funkcji liniowej, potęgowej oraz hiperbolicznej nie dała pomyślnych wyników /tab. 4.1.1./. Oszacowane modele charakteryzują się niskim poziomem dopasowania do danych empirycznych. Świadczą o tym współczynniki zbieżności przyjmujące wartości w granicach 0,845 - 0,877. Oznacza to, że zmienność liczby miejsc noclegowych aż w ponad 84 %-tach nie jest wyjaśniana zmiennością odsetka ludności miejskiej. Na uwagę zasługuje natomiast fakt, że w omawianych modelach oszacowane parametry przy zmiennej OLM w statystycznie istotny sposób różnią się od zera na poziomie istotności nie przekraczającym 0,2 /najkorzystniejsza sytuacja w modelu z funkcją potęgową - analizowany parametr jest istotny na poziomie $\alpha = 0,15$ /. Relatywnie lepszy model uzyskano stosując funkcję kwadratową. Rezultaty estymacji takiego modelu /zmienna MOT w tys./ są następujące :

$$Y_{MOT} = -18312,942 + 644,186 X_{OLM} - 5,551 X_{OLM}^2$$

$$S_e = 20,051 ; \quad V_e = 5,67 \% ; \quad \psi^2 = 0,355$$

Powyższy model nie wyjaśnia jednak ponad jednej trzeciej zmienności zmiennej objaśnianej MOT, stąd też może służyć najwyżej do opisu badanych zależności. Natomiast wykorzystanie go do prognozowania byłoby posunięciem niecelowym. Oprócz bowiem dość słabego dopasowania, także wartość oszacowanego parametru przy zmiennej kwadratowej wskazuje, że zbudowane na jego podstawie prognozy byłyby mało realne.

Zdecydowanie lepsze wyniki dała próba zbudowania drugiego modelu jednej zmiennej tj modelu opisującego relacje między zmienną objaśnianą MOT a liczbą pracujących w gospodarce uspołecznionej/LPU/.



/1/ $Y_{MOT} = 67915,617 + 4910,214 X_{OLM}$

/2/ $Y_{MOT} = -18312,942 + 644,186 X_{OLM} - 5,551 X_{OLM}^2$

Wykres 4.2.1.1. Zależność między liczbą miejsc noclegowych w obiektach turystycznych /MOT/ a odsetkiem ludności miejskiej /OLM/ w latach 1973 - 1987

Szczegółowa weryfikacja oszacowanych funkcji /liniowej, potęgowej i hiperbolicznej - tab. 4.1.2./ wykazała, że najlepszym, w sensie przyjętych kryteriów, jest model potęgowy. Oszacowanie postaci logarytmicznej tego modelu przedstawia się następująco :

$$\log Y_{MOT} = -7,256 + 3,130 \log X_{LPU}$$

$$/1,297/ \quad /0,317/$$

$$S_e = 0,013 ; \quad V_e = 0,24 \% ; \quad \varphi^2 = 0,118$$

Oszacowane parametry strukturalne powyższego modelu w statystycznie istotny sposób różnią się od zera /przy $\alpha = 0,01$ /. Model charakteryzuje się dobrą wyrazistością, o czym świadczy wartość współczynnika zmienności losowej zdecydowanie niższa od 0,5 %. Cechuje go również dopasowanie do danych empirycznych; wyjaśnia ponad 88 % zmienności zmiennej MOT. Poza tym należy podkreślić, że badanie reszt modelu w pełni potwierdza jego pozytywną ocenę. Rozkład reszt jest bowiem symetryczny /przy $\alpha = 0,10$ / i losowy /przy $\alpha = 0,05$ /. Stwierdzono również, przy pomocy testu Durbina-Watsona, że składnik losowy modelu nie cechuje się autokorelacją / przy $\alpha = 0,05$ /.

Przedstawiony model, oprócz wymienionych zalet, posiada także interesujące walory poznawcze. Oszacowana wartość parametru przy zmiennej LPU oznacza bowiem, że przy jednoprocentowym wzroście liczby pracujących w gospodarce uspołecznionej liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych ogółem wzrośnie o 3,13 % $\pm$ 0,32 % czyli w granicach od 2,81 % do 3,45 %. Powyższe relacje wskazują, że wielkość oferty podaźowej w zakresie usług noclegowych charakteryzuje się znaczną elastycznością względem liczby pracujących w gospodarce uspołecznionej.

Reasumując analizę omawianego modelu można stwierdzić, iż

może on zostać wykorzystany z dużym powodzeniem w procesie prognozowania wielkości turystycznej bazy noclegowej.

Budowa trzeciego modelu o jednej zmiennej objaśniającej mającego określić zależności między zmienną MOT a poziomem nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej liczonych w cenach stałych /IGU/ zakończyła się niepowodzeniem. Oszacowane modele z rozpatrywanymi trzema funkcjami analitycznymi /tab.4.1.3./ odznaczały się słabym dopasowaniem do danych empirycznych wyjaśniając w najlepszym przypadku 15 % zmienności zmiennej MOT. Poza tym również parametry przy zmiennej IGU we wszystkich przypadkach były statystycznie nieistotne /przy $\alpha = 0,15$ /.

W II etapie badań podjęto budowę jednorównaniowego modelu o dwóch zmiennych objaśniających i przyjęto, że rolę tych zmiennych spełniać będą: odsetek ludności miejskiej /OLM/ i wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /IGU/. Wyniki estymacji tak zbudowanego modelu liniowego i potęgowego /tab.4.1.4./ okazały się korzystniejsze od rezultatów estymacji modeli, w których zmienną objaśniającą była tylko jedna z przyjętej pary zmiennych. Spośród obu modeli minimalnie lepszym okazał się model potęgowy, którego oszacowanie /postaci logarytmicznej/ przedstawia się następująco :

$$\log Y_{MOT} = 1,782 + 1,767 \log X_{OLM} + 0,285 \log X_{IGU}$$
$$\quad \quad \quad /0,977/ \quad /0,493/ \quad \quad \quad /0,082/$$

$$S_e = 0,026 ; \quad V_e = 0,46 \% ; \quad \psi^2 = 0,420$$

Model powyższy charakteryzuje się dość umiarkowanym dopasowaniem; prawie trzy piąte wariancji zmiennej zależnej MOT wyjaśniane jest przez zmienne uwzględnione w modelu, a pozostała część - to rezul-

tat oddziaływania czynników w nim nie ujętych. Poza tym oceny parametrów przy obu zmiennych objaśniających istotnie różnią się od zera /przy $\alpha = 0,01$ /, a to oznacza, że przyjęte w modelu zmienne mają istotny wpływ na kształtowanie się liczby miejsc noclegowych w obiektach turystycznych. Rozkład reszt z modelu jest symetryczny lecz nie ma charakteru losowego.

Generalnie biorąc analizowany model może okazać się niezbyt przydatnym w procesie prognozowania. Nie można natomiast podważyć jego wartości poznawczych, gdyż oszacowane parametry przy zmiennych, interpretowane jako współczynniki elastyczności, dostarczają interesujących informacji. Wartość parametru przy zmiennej OLM wskazuje na znaczną elastyczność wielkości oferty podażyowej w zakresie usług noclegowych /mierzonej liczbą miejsc noclegowych/ względem zmian w poziomie urbanizacji /przy założeniu niezmienności IGU/. Z kolei parametr przy zmiennej IGU pozwala wnioskować, że wielkość bazy materialnej dla świadczenia usług noclegowych jest mało elastyczna względem nakładów inwestycyjnych ponoszonych w gospodarce uspołecznionej /przy założeniu stałości odsetka ludności miejskiej/.

W ostatnim etapie modelowania zmiennej MOT podjęto próbę zbudowania modelu o trzech zmiennych objaśniających. Jako zmienne niezależne przyjęto : odsetek ludności miejskiej /OLM/, wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /IGU/ oraz zmienną czasową /ZT/. Analiza wyników estymacji modelu liniowego i potęgowego /tab.4.1.5./ pozwala stwierdzić, że znacznie korzystniejsze jest przyjęcie modelu liniowego. Oszacowana postać takiego modelu jest następująca :

$$Y_{MOT} = -1980853,007 + 40763,024 X_{OLM} + 450,148 X_{IGU} - 15426,773 X_{ZT}$$
$$\quad \quad \quad /449694,940/ \quad /8307,530/ \quad \quad \quad /114,664/ \quad \quad \quad /4104,198/$$

$$S_e = 14744,707 ; V_e = 4,17 \% ; \varphi^2 = 0,189$$

Przedstawiony model charakteryzuje się dobrym dopasowaniem do danych empirycznych zarówno ze względu na stopień wyjaśniania zmienności zmiennej objaśnianej /ponad 81 %/ jak i na poziom wyrazistości /współczynnik zmienności losowej równy 4,2 %/. Zaletą modelu jest również to, że oceny wszystkich parametrów w statystycznie istotny sposób różnią się od zera /wartość statystyki t w granicach 3,8 - 4,9/. Poza tym składnik losowy jest symetryczny i ma rozkład losowy. Nie można natomiast wypowiedzieć się odnośnie autokorelacji składnika losowego /wartość statystyki Durbina-Watsona równa 1148/.

Analizowany model ma duże wartości poznawcze. Oszacowany parametr przy zmiennej OLM oznacza, że wzrostowi odsetka ludności miejskiej o jeden punkt procentowy odpowiada wzrost liczby miejsc noclegowych o 40,8 tys. $\pm$ 8,3 tys. /przy założeniu niezmienności IGU i ZT/. Z kolei ocena parametru przy zmiennej IGU informuje iż przy jednopunktowym wzroście wskaźnika nakładów inwestycyjnych /liczonych w cenach stałych/ w gospodarce uspołecznionej liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych zwiększy się zaledwie o 450 miejsc $\pm$ 115 miejsc /przy założeniu stałości OLM i ZT/.

Natomiast oszacowany parametr przy ostatniej zmiennej wskazuje na występowanie stałej tendencji spadkowej w zakresie liczby miejsc noclegowych; średniorocznie baza noclegowa zmniejsza się o 15,4 tys. miejsc /przy założeniu niezmienności OLM i IGU/.

Reasumując należy stwierdzić, że omawiany model, oprócz przedstawionych wartości poznawczych posiada również znaczne wartości predyktywne i może zostać wykorzystany do budowy prognozy odnośnie wielkości turystycznej bazy noclegowej /mierzonej liczbą miejsc noclegowych/.

Liczba udzielonych noclegów turystom krajowym w obiektach turystycznych ogółem w tys. /UOT/

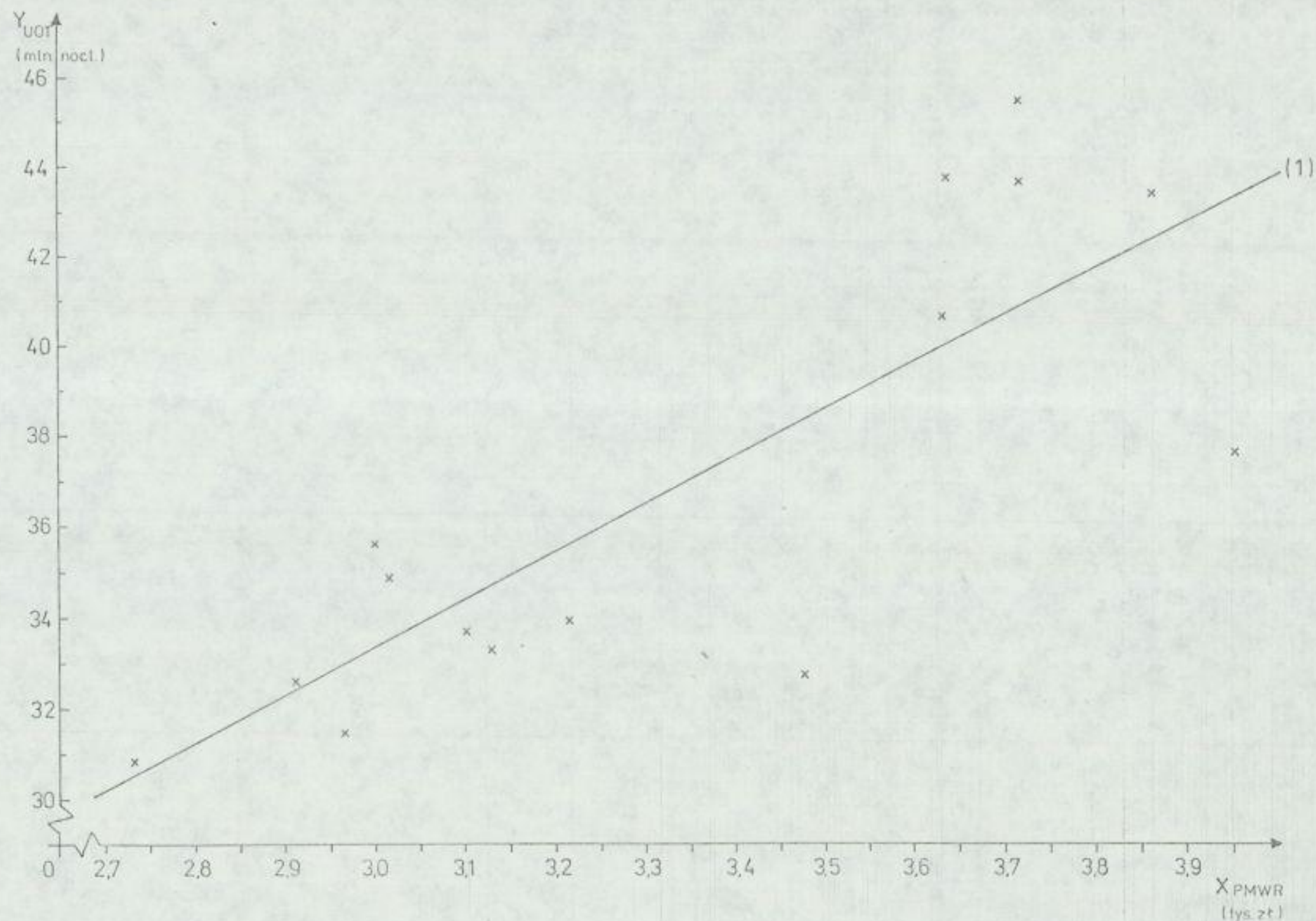
Procedura badawcza w przypadku zmiennej objaśnianej UOT reprezentującej wielkość popytu na usługi noclegowe /w ujęciu ilościowym/ składa się z trzech zasadniczych etapów.

W I etapie podjęto budowę dwóch modeli o jednej zmiennej objaśniającej. Zadaniem pierwszego modelu było przedstawienie zależności między wielkością popytu na usługi noclegowe mierzonego liczbą udzielonych noclegów /UOT/ a wielkością dochodów określonych poprzez realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej /PMWR/. W procesie budowy modelu opisującego powyższą relację zastosowano cztery funkcje analityczne: liniową, potęgową, hiperboliczną i kwadratową. Z porównania wyników estymacji wymienionych funkcji /tab.4.1.6./ wynika, że charakteryzują się one bardzo podobnym i jednocześnie niezbyt dobrym dopasowaniem do danych empirycznych /współczynniki zbieżności w granicach 0,32 - 0,34/. Biorąc pod uwagę inne własności stwierdzono, że najlepiej relację między zmiennymi UOT i PMWR opisuje model o następującej postaci :

$$\log Y_{UOT} = 1,238 + 0,945 \log X_{PMWR}$$
$$/0,638/ \quad /0,181/$$

$$S_e = 0,035 ; \quad V_e = 0,76 \% ; \quad \psi^2 = 0,324$$

Poważszy model pomimo, że nie wyjaśnia prawie jednej trzeciej wariancji zmiennej zależnej, posiada wiele właściwości pozwalających oceniać go pozytywnie. Model charakteryzuje się dość dobrą wyrazistością, o czym świadczy współczynnik zmienności losowej /nie przekracza 1 %/. Oceny parametrów modelu są statystycznie



$$/1/ \log Y_{UOT} = 1,238 + 0,945 \log X_{PMWR}$$

Wykres 4.2.1.2. Zależność między liczbą udzielonych noclegów turystom krajowym w obiektach turystycznych $/UOT/$ a realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej $/PMWR/$ w latach 1973 - 1987.

istotne na poziomie $\alpha = 0,075$. Rozkład reszt jest symetryczny i ma charakter rozkładu losowego / przy $\alpha = 0,05/$. Poza tym stwierdzono przy pomocy testu Durbina-Watsona, że nie występuje autokorelacja składnika losowego /wartość statystyki $\alpha = 1,497/$.

Mając na uwadze powyższe własności można przyjąć, iż omawiany model będzie przydatnym w procesie budowy prognozy dla zmiennej UOT. Ważną zaletą przedstawionego modelu są jego walory poznawcze: parametr przy zmiennej niezależnej można bowiem interpretować jako współczynnik elastyczności dochodowej. Oszacowana wartość tego parametru informuje, że wzrost przeciętnego realnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej o 1 % spowoduje wzrost liczby udzielonych noclegów w obiektach turystycznych o 0,95 % z możliwym odchyleniem $\pm 0,18$ %. Ponieważ uzyskany współczynnik elastyczności dochodowej jest mniejszy od jedności, należy stwierdzić, że liczba udzielanych noclegów jest mało elastyczna względem zmian realnych dochodów.

Próba zbudowania drugiego modelu jednorównaniowego o jednej zmiennej przedstawiającego zależności między zmienną UOT a wskaźnikiem realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /USTWR/ zakończyła się wynikiem negatywnym. W przypadku każdej z przyjętych czterech postaci funkcji analitycznej poziom dopasowania modelu do danych empirycznych był zbyt niski /relatywnie najkorzystniej przedstawiała się funkcja kwadratowa, ale i w tym przypadku nie było wyjaśnionej ponad 60 % zmienności zmiennej zależnej/. Należy również dodać, że dodatkowo sprawdzono przydatność funkcji trzeciego stopnia lecz i jej estymacja nie dała zadowalających wyników.

W II etapie analizy podjęto próbę zbudowania modelu z dwoma zmiennymi objaśniającymi tj. zmienną PMWR i zmienną USTWR. Wyniki

istotne na poziomie $\alpha = 0,075$. Rozkład reszt jest symetryczny i ma charakter rozkładu losowego / przy $\alpha = 0,05$ /. Poza tym stwierdzono przy pomocy testu Durbina-Watsona, że nie występuje autokorelacja składnika losowego /wartość statystyki $\lambda = 1,497$ /.

Mając na uwadze powyższe własności można przyjąć, iż omawiany model będzie przydatnym w procesie budowy prognozy dla zmiennej UOT. Ważną zaletą przedstawionego modelu są jego walory poznawcze: parametr przy zmiennej niezależnej można bowiem interpretować jako współczynnik elastyczności dochodowej. Oszacowana wartość tego parametru informuje, że wzrost przeciętnego realnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej o 1 % spowoduje wzrost liczby udzielonych noclegów w obiektach turystycznych o 0,95 % z możliwym odchyleniem $\pm 0,18$ %. Ponieważ uzyskany współczynnik elastyczności dochodowej jest mniejszy od jedności, należy stwierdzić, że liczba udzielanych noclegów jest mało elastyczna względem zmian realnych dochodów.

Próba zbudowania drugiego modelu jednorównaniowego o jednej zmiennej przedstawiającego zależności między zmienną UOT a wskaźnikiem realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /USTWR/ zakończyła się wynikiem negatywnym. W przypadku każdej z przyjętych czterech postaci funkcji analitycznej poziom dopasowania modelu do danych empirycznych był zbyt niski /relatywnie najkorzystniej przedstawiała się funkcja kwadratowa, ale i w tym przypadku nie było wyjaśnionej ponad 60 % zmienności zmiennej zależnej/. Należy również dodać, że dodatkowo sprawdzono przydatność funkcji trzeciego stopnia lecz i jej estymacja nie dała zadowalających wyników.

W II etapie analizy podjęto próbę zbudowania modelu z dwoma zmiennymi objaśniającymi tj. zmienną PMWR i zmienną USTWR. Wyniki

estymacji zarówno modelu z funkcją liniową jak i potęgową okazały się jednak niepomysłne /tab.4.1.8./, gdyż w obu przypadkach oceny parametrów przy zmiennej USTWR przedstawiającej poziom cen w statystycznie istotny sposób nie różniły się od zera. Oznacza to, że przy założeniu stałości dochodów zmiany realnych cen badanych usług nie mają istotnego wpływu na kształtowanie się liczby udzielanych noclegów w obiektach turystycznych.

W III etapie badania do poprzednio uwzględnionej pary zmiennych niezależnych /PMWR i USTWR/ dołączono zmienną czasową /ZT/. Analiza wyników estymacji modeli z trzema podanymi zmiennymi objaśniającymi wykazała, że nieco lepszym od modelu potęgowego jest model liniowy; jego oszacowana postać przedstawia się następująco:

$$Y_{UOT} = -5301,612 + 10,504 X_{PMWR} + 85,292 X_{USTWR} - 376,110 X_{ZT}$$
$$\quad \quad \quad /12994,117/ \quad /2,242/ \quad \quad \quad /115,326/ \quad \quad \quad /464,421/$$

$$S_e = 3256,641 ; \quad V_e = 8,83 \% ; \quad \varphi^2 = 0,320$$

Zaprezentowany model charakteryzuje się nie najgorszym dopasowaniem /wyjaśnia ponad dwie trzecie zmienności zmiennej objaśnianej UOT/. Posiada jednak znaczną wadę, która nie pozwala aby uzyskać dobrą ocenę. Przeprowadzona weryfikacja oszacowań poszczególnych oszacowań parametrów modelu wykazała bowiem, że statystycznie istotna jest tylko ocena parametru przy zmiennej PMWR, natomiast wszystkie pozostałe parametry nie różnią się w istotny sposób od zera. Wynika z tego, że na liczbę udzielonych noclegów w obiektach turystycznych nie mają istotnego wpływu zmiany poziomu realnych cen badanych usług, a także nie obserwuje się zasługującego na uwagę trendu w zakresie liczby udzielonych noclegów /przy założeniu, że pozostałe czynniki uwzględnione w modelu nie wpływają na

zmiennosć UOT/.

Nieprzychylnej oceny omawianego modelu nie zmieni w tym przypadku fakt, że jego reszty mają rozkład symetryczny i losowy oraz, że nie cechują się autokorelacją.

Wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych
/ceny bieżące/ w mln zł /UZG/

W przypadku zmiennej zależnej UZG reprezentującej popyt na usługi noclegowe w ujęciu wartościowym /według cen bieżących/ podjęto budowę dwóch modeli o jednej zmiennej niezależnej.

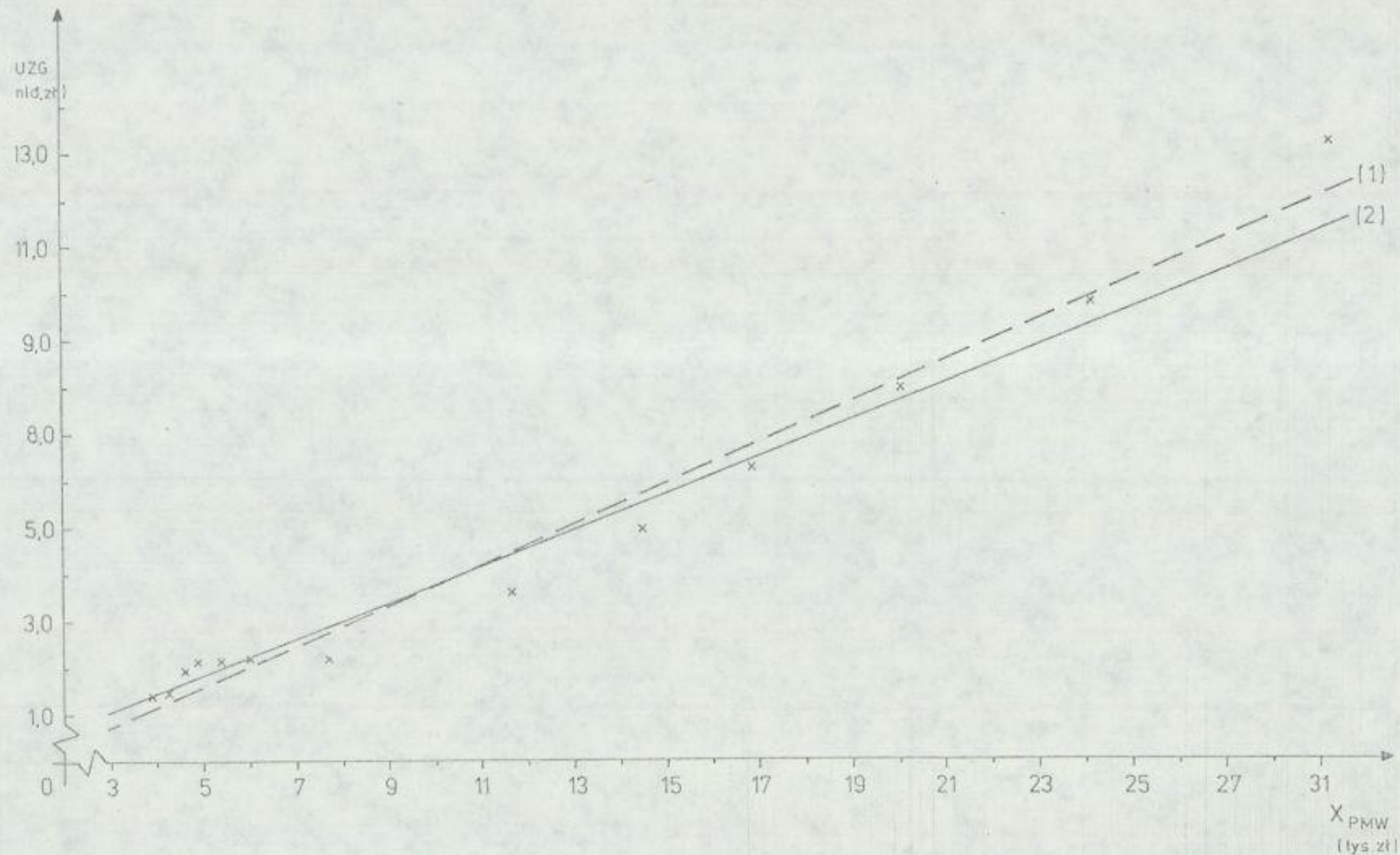
Pierwszy model przedstawia zależność między zmienną UZG a przeciętnym nominalnym wynagrodzeniem miesięcznym w gospodarce uspołecznionej /PMW/. Z zastosowanych przy budowie modelu trzech funkcji analitycznych /liniowej, potęgowej i hiperbolicznej/ najlepiej badaną relację przedstawia funkcja potęgowa /tab.4.1.10./.

Wyniki jej oszacowania są następujące:

$$\log Y_{UZG} = -0,564 + 1,035 \log X_{PMW}$$
$$/0,219/ \quad /0,055/$$

$$S_e = 0,060 ; \quad V_e = 1,68 \% ; \quad \varphi^2 = 0,030$$

Przedstawiony model odznacza się bardzo dobrym dopasowaniem do danych empirycznych /zmiennosć UZG tylko w 3 %-ach nie jest wyjaśniona zmiennoscią PMW/. Oceny parametrów modelu są statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,05$. Rozkład reszt jest symetryczny, lecz nie ma charakteru rozkładu losowego /przy $\alpha = 0,05$ /. Poza tym składnik losowy charakteryzuje się autokorelacją /statystyka d wynosi 0,730/. W oszacowanym modelu na uwagę zasługuje parametr przy zmiennej objaśniającej; Jego wartość informuje, że wzrost przecię-



$$/1/ \quad Y_{UZK} = -569,249 + 0,437 X_{PMW}$$

$$/2/ \quad \log Y_{UZK} = -0,564 + 1,035 X_{PMW}$$

Wykres 4.2.1.3. Zależność między wartością sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych w cenach bieżących /UZG/ a nominalną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej /PMW/ w latach 1975-1987

tnego nominalnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej o 1 % spowoduje wzrost sprzedaży usług noclegowych liczonej w cenach bieżących o 1,04 % $\pm$ 0,06 %. Należy więc stwierdzić, że wartość nominalna sprzedaży usług noclegowych jest doskonale elastyczna względem zmian poziomu nominalnych dochodów /wzrostowi dochodów towarzyszy minimalnie więcej niż proporcjonalny wzrost wartości sprzedaży usług/.

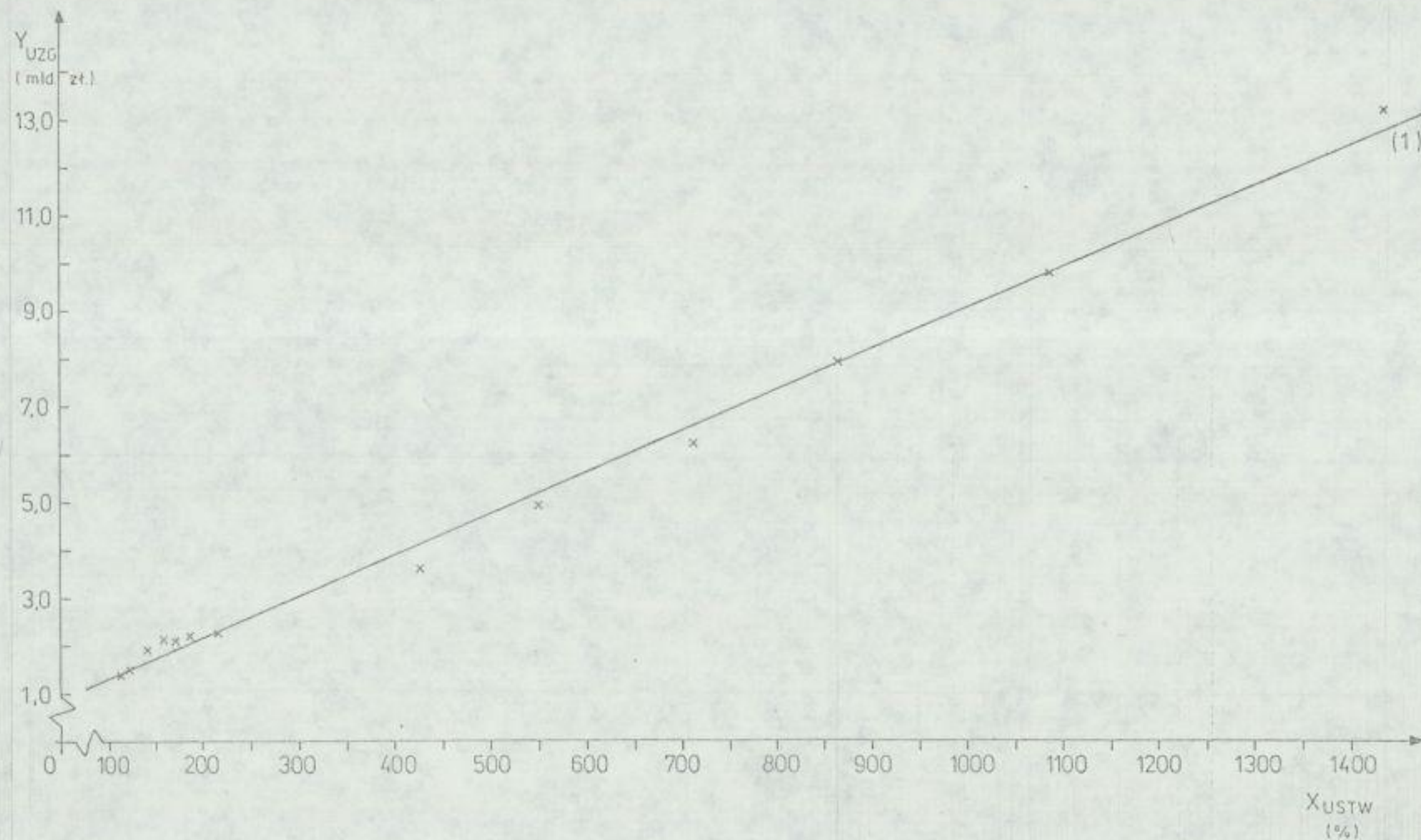
Biorąc pod uwagę ogół własności omawianego modelu można uznać, że może on być przydatny w prognozowaniu wielkości zmiennej Objasnianej UZG.

Drugi model jednej zmiennej opisuje zależność między zmienną UZG a wskaźnikiem nominalnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /USTW/. Spośród przyjętego zestawu funkcji analitycznych najkorzystniejsze wyniki estymacji uzyskano w przypadku funkcji liniowej /tab.4.1.11./. Oszacowana postać takiego modelu przedstawia się następująco :

$$Y_{UZG} = 438,310 + 8,728 X_{USTW} \\ /119,050/ \quad /0,189/$$

$$S_e = 281,715 ; \quad V_e = 6,15 \% ; \quad \psi^2 = 0,005$$

Model charakteryzuje się prawie idealnym dopasowaniem do danych empirycznych, gdyż zaledwie 0,5 % wariancji zmiennej zależnej nie jest wyjaśniona zmiennością poziomu nominalnych cen usług. Oszacowania parametrów modelu są statystycznie istotne /przy $\alpha = 0,001$ /, reszty są symetryczne i mają rozkład losowy /przy $\alpha = 0,05$ /, a jedyna zasługująca na uwagę wada modelu to autokorelacja składnika losowego /przy $\alpha = 0,05$ /. Pomimo jednak podanej wady należy stwierdzić, że omawiany model może zostać wykorzystany do budowy krótko-



$$/1/ \quad Y_{UZG} = 438,310 + 8,728 X_{USTW}$$

Wykres 4.2.1.4. Zależność między wartością sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych w cenach bieżących /UZG/ a wskaźnikiem cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /USTW/ w latach 1975 - 1987.

okresowej prognozy dla zmiennej UZG.

Przedstawiony model posiada również walory poznawcze. Wartość oszacowanego parametru przy zmiennej objaśniającej informuje bowiem, że przy wzroście wskaźnika cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /podstawa stała - 1970 = 100/ przykładowo o 10 punktów procentowych, wartość sprzedaży usług noclegowych liczona w cenach bieżących wzrosnie o 87,28 mln zł z możliwym odchyleniem $\pm 1,9$ mln zł.

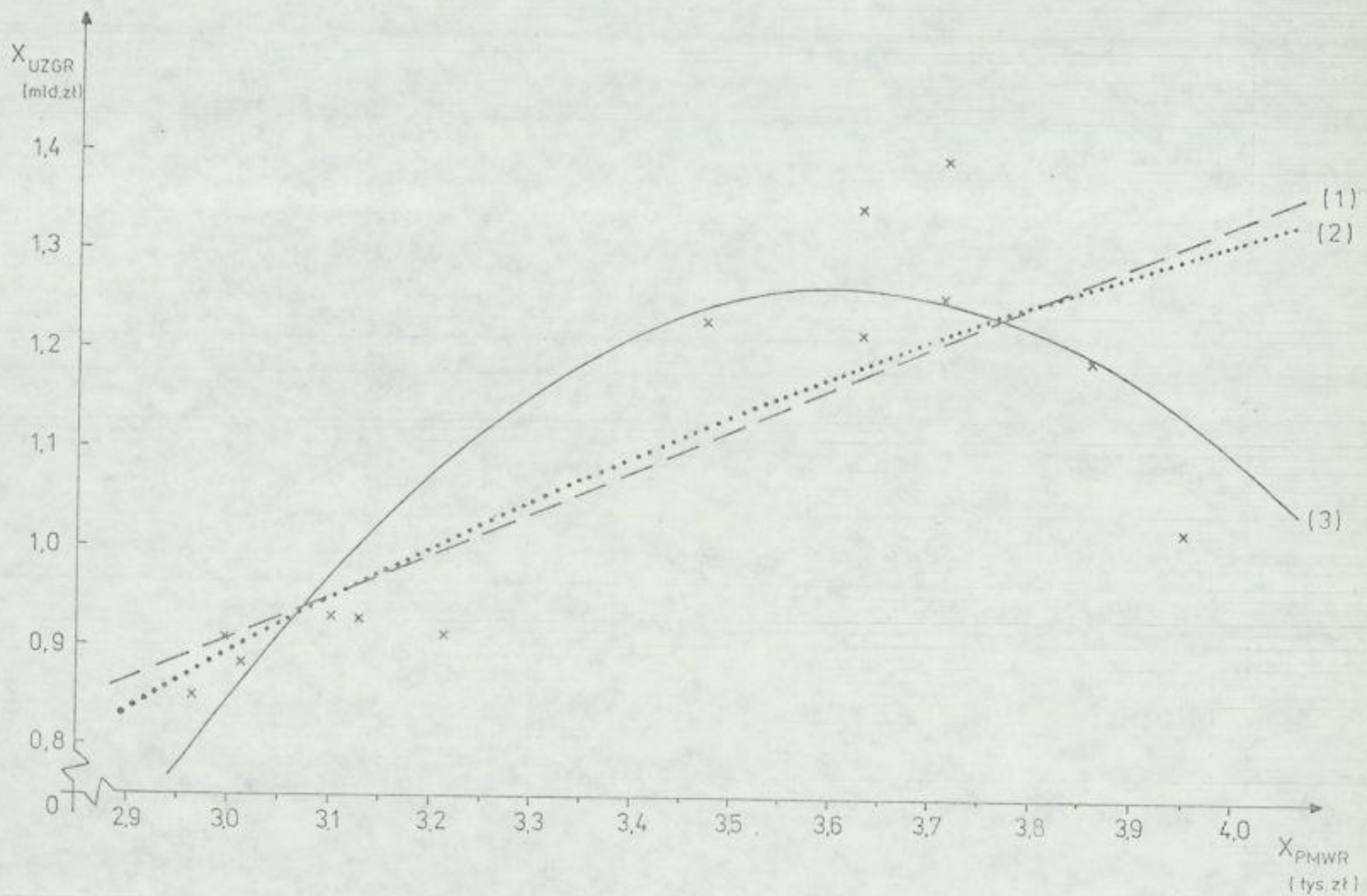
Realna wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych /ceny stałe z 1970 roku/ w mln. zł /UZGR/

Podobnie jak w przypadku zmiennych zależnych MOT i UOT modelowanie zmiennej UZGR przeprowadzone zostało w trzech zasadniczych etapach.

W I etapie zbudowano dwa modele z jedną zmienną objaśniającą. Pierwszy z nich opisuje zależność między zmienną UZGR a poziomem realnych dochodów reprezentowanym przez przeciętną wielkość realnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej /PMWR/. Do określenia podanej zależności zastosowano cztery typy funkcji analitycznej : liniową, potęgową, hiperbolę i parabolę. Analiza wyników estymacji wymienionych funkcji wykazała, że relatywnie najlepiej badaną zależność opisuje model paraboliczny o następującej postaci :

$$Y_{UZGR} = -13111,013 + 7,948 X_{PMWR} - 1,099 X_{PMWR}^2$$
$$S_e = 98,240 ; \quad V_e = 9,08 \% ; \quad \varphi^2 = 0,196$$

Oszacowany model, pomimo dobrego dopasowania oraz szeregu innych zalet, nie posiada własności predyktywnych, gdyż zbudowane przy jego pomocy prognozy z merytorycznego punktu widzenia nie będą realne.



$$/1/ \quad Y_{UZGR} = -362,144 + 0,423 X_{PMWR}$$

$$/2/ \quad Y_{UZGR} = 25,71,138 - 5034991,546 \frac{1}{X_{PMWR}}$$

$$/3/ \quad Y_{UZGR} = -13111,013 + 7,948 X_{PMWR} - 1,099 X_{PMWR}^2$$

Wykres 4.2.1.5. Zależność między realną wartością sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych /ceny stałe z 1970 roku/ /UZGR/ a realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej /PMWR/ w latach 1975 - 1987.

W procesie prognozowania zmiennej UZGR przydatnym może natomiast być model potęgowy, którego oszacowana postać logarytmiczna przedstawia się następująco :

$$\log Y_{UZGR} = -1,838 + 1,378 \log X_{PMWR} \\ /1,077/ \ /0,305/$$

$$S_e = 0,048 ; \quad V_e = 1,58 \% ; \quad \psi^2 = 0,350$$

Model powyższy w mniejszym stopniu wyjaśnia zmienność zmiennej zależnej UZGR niż miało to miejsce w przypadku funkcji parabolicznej ale dla odmiany charakteryzuje się większą wyrazistością. Poza tym posiada znaczne walory poznawcze, gdyż parametr przy zmiennej niezależnej można interpretować jako współczynnik elastyczności dochodowej popytu na usługi noclegowe. Oszacowana wartość wymienionego parametru informuje, że wzrost przeciętnego realnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej o 1 % spowoduje wzrost sprzedaży usług noclegowych /obliczanej w cenach stałych z 1970 roku/ o $1,34 \% \pm 0,3 \%$. Można tym samym stwierdzić, że realna wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych jest wysoce elastyczna względem zmian w poziomie realnych dochodów.

Próba zbudowania drugiego modelu, w którym rolę zmiennej objaśniającej spełniał wskaźnik realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /USTWR/ zakończyła się niepowodzeniem. Wyniki estymacji badanych czterech postaci funkcji analitycznej /tab.4.1.13./, okazały się niezadowalające, gdyż w każdym przypadku model odznaczał się słabym dopasowaniem do danych empirycznych /współczynnik zbieżności na poziomie około 0,70/.

W II etapie analizy podjęto budowę modelu opisującego zależność między zmienną UZGR a dwoma zmiennymi objaśniającymi charakte-

ryzującymi poziom realnych dochodów /PMWR/ oraz cen /USTWR/. Relacje ilościowe występujące między podanymi zmiennymi lepiej przedstawia model o postaci funkcji potęgowej niż liniowej, a jego oszacowanie jest następujące :

$$\log Y_{UZGR} = -0,621 + 1,202 \log X_{PMWR} - 0,286 \log X_{USTWR}$$
$$/1,557/ \quad /0,344/ \quad \quad \quad /0,266/$$

$$S_e = 0,048 ; \quad V_e = 1,57 \% ; \quad \varphi^2 = 0,314$$

Model wyjaśnia prawie dwie trzecie zmienności realnej wartości sprzedaży usług noclegowych i charakteryzuje się dopuszczalną wyrazistością. Natomiast jego wada to znacznej wielkości średnie błędy szacunku wyrazu wolnego i parametru przy zmiennej USTWR; w przypadku tego ostatniego hipotezę o statystycznej nieistotności można odrzucić dopiero na poziomie $\alpha = 0,308$. Oznacza to, że zmiany poziomu realnych cen usług, przy założeniu niezmienności realnych dochodów, nie powodują istotnych zmian w wielkości sprzedaży usług noclegowych liczonej w cenach stałych. Do stwierdzenia tego należy jednak podchodzić dość ostrożnie mając na uwadze, że analizowany model nie wyjaśnia jednej trzeciej wariancji zmiennej objaśnianej.

Obawy powyższe znalazły potwierdzenie w wynikach estymacji drugiego modelu, gdzie jako zmienne objaśniające przyjęto zmienną USTWR i zmienną czasową /ZT/. Oszacowany model liniowy opisujący zależności między zmienną objaśnianą UZGR a zmiennymi USTWR i ZT przedstawia się następująco :

$$Y_{UZGR} = 367,860 + 10,633 X_{USTWR} - 83,715 X_{ZT}$$
$$/241,829/ \quad /2,513/ \quad \quad \quad /11,101/$$

$$S_e = 69,171 ; \quad V_e = 6,39 \% ; \quad \varphi^2 = 0,105$$

Przedstawiony model wyjaśnia prawie 90 % zmienności wartości sprzedaży usług noclegowych /w cenach stałych z 1970 roku/. Standardowy błąd szacunku, wskazuje że sprzedaż określona na podstawie podanego modelu odchyła się od wielkości rzeczywistych średnio o 69,2 mln zł, co stanowi zaledwie 6,4 % średniej rocznej wielkości sprzedaży. Należy również podkreślić, iż oceny parametrów przy obu zmiennych objaśniających są statystycznie istotne. Poza tym analiza reszt z modelu wykazała, że mają one rozkład symetryczny i losowy. Nie można się tylko wypowiedzieć na temat autokorelacji składnika losowego, gdyż obliczona wartość statystyki Durбина-Watsona równa 1,08 nie pozwala na podjęcie decyzji w tym zakresie. Biorąc pod uwagę omówione własności należy stwierdzić, że model z powodzeniem może zostać zastosowany do budowy prognoz odnośnie kształtowania się realnej wartości sprzedaży usług noclegowych. Zaprezentowany model posiada znaczne walory poznawcze. Oszacowany parametr przy zmiennej czasowej /ZT/ wskazuje, że sprzedaż charakteryzuje się dość wyraźną tendencją spadkową, będącą wynikiem oddziaływania, wraz z upływem czasu, splotu pewnych czynników nie uwzględnionych w modelu; średnio z roku na rok wartość sprzedaży liczona w cenach stałych /z 1970 roku/ zmniejsza się o 83,7 mln zł /przy założeniu niezmienności USTWR/.

Z kolei ocena parametru przy drugiej zmiennej objaśniającej informuje, iż wzrostowi wskaźnika realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku o 1 punkt procentowy towarzyszy wzrost sprzedaży o 10,6 mln zł $\pm$ 2,5 mln zł /przy założeniu stabilizacji w zakresie obserwowanej tendencji rozwojowej/.

Dość zaskakujący kierunek stwierdzonej zależności wskazuje, że podaż w zakresie usług noclegowych jest wyraźnie za niska w stosunku do występującego popytu.

W III etapie analizy zbudowany został model z trzema zmiennymi objaśniającymi: PMWR, USTWR i ZT. Do opisu zależności między zestawem wymienionych zmiennych a zmienną objaśnianą UZGR zastosowano zarówno funkcję liniową jak i potęgową. Wyniki ich estymacji /tab.4.1.15./ okazały się ogólnie biorąc zadowalające, przy czym ze względu na stopień dopasowania stosunkowo lepszym okazał się model liniowy / $\psi^2 = 0,072$, natomiast biorąc pod uwagę walory poznawcze nieco bardziej interesującym wydaje się być model potęgowy. Oszacowana postać logarytmiczna tego ostatniego przedstawia się następująco:

$$\log Y_{UZGR} = -0,812 + 0,834 \log X_{PMWR} + 0,566 \log X_{USTWR} - 0,315 \log X_{ZT}$$

$$\quad \quad \quad /1,026/ \quad /0,247/ \quad \quad \quad /0,286/ \quad \quad \quad /0,084/$$

$$S_e = 0,031 ; \quad V_e = 1,03 \% ; \quad \psi^2 = 0,122$$

Zaprezentowany model wyjaśnia prawie 88 % zmienności sprzedaży usług noclegowych ujętej wartościowo /w cenach stałych z 1970 roku/ i charakteryzuje się dopuszczalną wyrazistością. Oszacowane parametry przy wszystkich zmiennych objaśniających w statystycznie istotny sposób różnią się od zera przy $\alpha = 0,1$, co oznacza, że między ujętymi w modelu zmiennymi niezależnymi a zmienną zależną UZGR występuje istotny związek.

Ze względu na logarytmiczną postać modelu oceny poszczególnych parametrów można interpretować, jako wskaźniki elastyczności cząstkowej wartości sprzedaży /liczonej w cenach stałych/. Pozwala to stwierdzić, że :

- elastyczność dochodowa jest dodatnia i dość niska / $e_y = 0,834$ /, co oznacza że sprzedaż usług noclegowych jest mało elastyczna względem dochodu /reaguje na zmianę dochodów w stopniu mniej niż proporcjonalnym/;

- elastyczność cenowa jest dodatnia i niska $/e_p = 0,566/$, co wskazuje, że sprzedaż usług noclegowych jest mało elastyczna względem cen /reaguje na zmianę cen w takim samym kierunku i w stopniu mniej niż proporcjonalnym/;
- elastyczność względem czasu jest ujemna i niska $/e_t = -0,315/$, co świadczy, że sprzedaż analizowanych usług ma tendencję spadkową i reaguje na upływający czas w stopniu mniej niż proporcjonalnym.

Reasumując przedstawione relacje można stwierdzić, że rynek usług noclegowych nie jest rynkiem zrównoważonym i prawidłowo rozwijającym się. Niska elastyczność dochodowa i równocześnie dodatnia elastyczność cenowa sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych w skali makroekonomicznej, na tak zróżnicowanym pod wieloma względami rynku, świadczy że jest to rynek sprzedawcy, który na dodatek z upływem czasu ulega coraz większemu wzmocnieniu.

4.2.2. Rynek usług w zakresie organizacji i obsługi ruchu turystycznego

Rynek usług związanych z organizacją i obsługą ruchu turystycznego jest jednym z istotniejszych spośród rynków cząstkowych tworzących rynek turystyczny. Jest on zarazem częścią ogólnych stosunków towarowo-pieniężnych i podobnie jak wszystkie rynki podlega rozmaitym wpływom. Określeniu wpływu różnych zjawisk i wielkości na poszczególne elementy badanego rynku, w tym przede wszystkim na wielkość podaży i popytu służy analiza współzależności zjawisk rynkowych. W tym też celu podjęto budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych.

Przy budowie i estymacji jednorównaniowych modeli ekonometrycznych jednej, dwóch i trzech zmiennych jako zmienne objaśniane reprezentujące podaż przyjęto:

- liczbę placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku /PLU/,
- liczbę wycieczek i imprez turystycznych organizowanych przez PTTK ogółem tj. powszechnych i kwalifikowanych w tys. /RWO/,

zaś zmiennymi reprezentującymi popyt były:

- wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego w mln zł /UOR/,
- liczba uczestników wycieczek i imprez turystycznych organizowanych przez PTTK ogółem tj. powszechnych i kwalifikowanych w tys. osób /RUO/,
- realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego w mln zł według cen stałych z 1970 roku /UORR/.

W modelowaniu tego rynku jako zmienne niezależne przyjęto:

- odsetek ludności miejskiej w % ogółu /OLM/,
- liczbę pracujących w gospodarce narodowej w tys. /LPN/,
- wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /ceny stałe; podstawa stała 1970 = 100/ /IGU/,
- wielkość nominalną przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/,
- wskaźnik cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /podstawa stała 1970 = 100/ /USTW/,
- wskaźnik dochodu narodowego podzielonego przeznaczonego na konsumpcję /spożycie/; /ceny stałe ; podstawa stała 1970 = 100/ /DNPK/,
- realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/,
- wskaźnik cen realnych usług w zakresie sportu , turystyki i wypoczynku /podstawa stała 1970 = 100/ /USTWR/,

oraz zmienną czasową t /ZT/.

Liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku /PLU/

W I etapie podjęto budowę modeli z jedną zmienną niezależną.

Związek między PLU a odsetkiem ludności miejskiej w % ogółu /OLM/ w latach 1976-1987 najlepiej przedstawia model z wykorzystaniem funkcji liniowej. Oszacowana postać tego modelu jest następująca:

$$Y_{PLU} = -34114,896 + 672,941 X_{OLM}$$

$$/3582,788/ \quad /60,693/$$

$$S_e = 280,611 ; \quad V_e = 5,01\% ; \quad f^2 = 0,075$$

Model ten wyjaśnia zmienność zmiennej objaśnianej w 92,5% oraz charakteryzuje się bardzo niskim błędem aproksymacji stanowiącym zaledwie 5% średniej. Ponadto model ten posiada symetryczny rozkład składnika losowego /dla $\alpha = 0,10$ /, rozkład ten jest rozkładem losowym /dla $\alpha = 0,05$ /. Nie można jednak podjąć decyzji o istnieniu lub braku autokorelacji składnika losowego.

Bardzo ważną zaletą tego modelu są również możliwości interpretacyjne, które przesądziły w głównej mierze o jego wyborze na niekorzyść modelu z hiperboliczną funkcją analityczną mimo podobnych cech jak model liniowy.

Parametr a_1 w przedstawionej funkcji liniowej równy 672,941 określa przeciętny przyrost liczby placówek usługowych w zakresie kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku na jednostkę przyrostu odsetka ludności miejskiej /w % ogółu/ w badanym okresie. Zatem liczba tych placówek usługowych wzrośnie przeciętnie rocznie o około 673 $\pm$ 61 placówek/ jeżeli odsetek ludności miejskiej /w % ogółu/ wzrośnie rocznie o 1 punkt procentowy.

W świetle powyższych argumentów należy stwierdzić, że model ten nadaje się również do prognozowania.

Relację między zmienną PLU a liczbą pracujących w gospodarce narodowej w tys. /LPN/ najlepiej spośród zastosowanych modeli opisuje funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{PLU} = -35,220 + 9,206 \log X_{LPN} \\ /10,686/ \quad /2,525/$$

$$S_e = 0,056 ; \quad V_e = 1,50\% ; \quad \rho^2 = 0,429$$

Wysoka wartość współczynnika zbieżności informuje, że wariancja zmiennej objaśnianej jest w blisko 43% rezultatem oddziaływania

czynników nie ujętych w modelu. Istotną wadą tego modelu jest również fakt, że reszty nie mają rozkładu losowego przy jednoczesnej ich autokorelacji. W związku z powyższym mimo relatywnie najlepszego dopasowania tego modelu spośród zastosowanych klas funkcji nie nadaje się on w zasadzie ani do modelowania, ani tym bardziej do prognozowania zależności między zmiennymi PLU a LPN

Jeszcze gorszym dopasowaniem charakteryzują się modele obrazujące zależność między PLU a wskaźnikiem nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /IGU/. Spośród 3 zastosowanych postaci analitycznych modelu /funkcja liniowa, potęgowa i hiperbola/ żadna postać funkcji nie nadaje się do modelowania czy prognozowania badanego zjawiska. Bardzo wysokie wartości współczynnika zbieżności φ^2 - ponad 63 % w przypadku funkcji liniowej i ponad 77 % w przypadku hiperboli mówią, że zastosowane funkcje charakteryzują się niskim stopniem dopasowania do danych empirycznych. Ponadto we wszystkich modelach występuje silna autokorelacja składnika losowego.

Znacznie lepsze rezultaty uzyskano natomiast przy budowie modelu dwóch zmiennych. Wpływ zmiennych OLM i IGU na zmienną zależną PLU w latach 1976-1987 najlepiej opisuje funkcja liniowa o postaci :

$$Y_{PLU} = -43570,008 + 814,201 X_{OLM} + 5,955 X_{IGU}$$
$$\quad \quad \quad /4730,500/ \quad \quad /74,345/ \quad \quad \quad /2,359/$$

$$S_e = 226,321 ; \quad V_e = 4,04\% ; \quad \varphi^2 = 0,044$$

O wyborze tej klasy funkcji /a nie funkcji potęgowej/ zdecydowała w głównej mierze niższa wartość współczynnika zbieżności φ^2 . Współczynnik ten informuje, że jedynie w 4,4 % zastosowany model nie wyjaśnia zmienności zmiennej objaśnianej. Model ten cechuje

ponadto symetria składnika losowego oraz jego losowość /dla $\alpha = 0,05/$. Nie można jednak podjąć decyzji o istnieniu lub braku autokorelacji reszt. Mimo to model ten można z powodzeniem zastosować do prognozowania.

Parametr a_1 informuje nas, że liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku wzrośnie przeciętnie o 814 $/\pm 74,3/$, gdy odsetek ludności miejskiej /w % ogółu/ wzrośnie o 1 punkt procentowy, a wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej pozostanie na niezmiennym poziomie.

Parametr a_2 z kolei mówi, że liczba tych placówek wzrośnie przeciętnie rocznie o około 6 $/\pm 2,4/$, gdy IGU wzrośnie przeciętnie rocznie o 1 punkt procentowy, a jednocześnie OLM nie zmieni się.

Również bardzo dobre dopasowanie modelu o postaci funkcji potęgowej:

$$\log Y_{PLU} = 3,129 + 0,180 \log X_{IGU} + 0,283 \log X_{ZT}$$
$$/0,122/ \quad /0,050/ \quad \quad \quad /0,016/$$

$$S_e = 0,012 ; \quad V_e = 0,32 \% ; \quad \varphi^2 = 0,018$$

uzyskano przy badaniu związku między zmienną objaśnianą PLU a zmiennymi objaśniającymi IGU i zmienną czasową ZT dla $t = 1, 2, \dots, 12$.

Stopień dopasowania tego modelu do danych empirycznych jest bardzo wysoki i wynosi ponad 98 %. Rozkład reszt jest rozkładem symetrycznym i losowym, a na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ brak również autokorelacji składnika losowego. Model ten nadaje się zatem do prognozowania.

W wyznaczonej funkcji potęgowej na uwagę zasługują parametry a_1 i a_2 , będące współczynnikami elastyczności. Pierwszy z nich informuje, że wzrost IGU o 1 % spowoduje wzrost PLU o 0,18 %, gdy ZT pozostanie bez zmian. Drugi z parametrów kierunkowych - a_2 wskazuje natomiast, że wzrost ZT o 1 % spowoduje wzrost PLU o 0,28 %

z możliwym odchyleniem $\pm 0,016 \%$ pod warunkiem, że IGU pozostanie na niezmiennym poziomie. Ponieważ uzyskane współczynniki elastyczności są mniejsze od jedności, należy stwierdzić, że zmienna PLU jest mało elastyczna względem zmiennych IGU i ZT.

Zbudowany został również model trzech zmiennych. Ze względu głównie na właściwości prognostyczne zbudowano go w oparciu o funkcję liniową :

$$Y_{PLU} = -63602,885 + 1162,417 X_{OLM} + 7,457 X_{IGU} - 123,054 X_{ZT}$$
$$\quad \quad \quad /19621,338/ \quad /339,270/ \quad \quad \quad /2,746/ \quad \quad \quad /117,013/$$

$$S_e = 225,001 ; \quad \varphi^2 = 0,039$$

Model ten wyjaśnia zmiany poziomu badanego zjawiska aż w 96 %, przy błędzie resztowym $S_e = 225,001$. Parametry kierunkowe określają przeciętne zmiany zmiennej PLU na jednostkę zmian zmiennych OLM, IGU i ZT.

Ze względu na brak możliwości określenia cech składnika losowego model ten należy stosować do prognozowania z dużą ostrożnością.

Liczba wycieczek i imprez turystycznych organizowanych przez PTTK ogółem tj. powszechnych i kwalifikowanych w tys. /RWO/

Przy budowie modelu jednej zmiennej mającego określić wpływ wskaźnika dochodu narodowego podzielonego przeznaczonego na konsumpcję /spożycie/ na zmienną RWO zastosowano zestaw trzech funkcji analitycznych. Po zbadaniu wyników estymacji stwierdzono, że żadna postać funkcji nie nadaje się do modelowania a tym bardziej do prognozowania badanego zjawiska. Bardzo wysokie wartości współczynnika zbieżności φ^2 mówią, że we wszystkich trzech przypadkach wariancja zmiennej objaśnianej jest w ponad 80 % rezultatem oddziaływań czynników nie ujętych w modelach. We wszystkich modelach

występuje również autokorelacja składnika losowego. Należy zatem zastosować inną klasę funkcji, co we wszystkich przypadkach potwierdza również przeprowadzony test serii.

Liczba uczestników wycieczek i imprez turystycznych organizowanych
przez PTTK^{ogółem} tj. powszechnych i kwalifikowanych w tys. osób /RUO/

Budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych mających określić wpływ zmiennych niezależnych na zmienną^{objaśnianą} RUO podzielono na dwa etapy.

W I etapie zbudowano dwa modele jednej zmiennej. Pierwszy z nich miał przedstawiać związek między zmienną RUO a realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce społecznej w zł /PMWR/. Analiza parametrów struktury wybranych funkcji pozwala na stwierdzenie, że żadna z nich nie nadaje się do modelowania współzależności obu zjawisk, ani tym bardziej do prognozowania opisywanej zmiennej. Wszystkie zastosowane funkcje charakteryzują się bardzo niskim stopniem dopasowania do danych empirycznych oraz autokorelacją składnika losowego. We wszystkich trzech przypadkach współczynnik zbieżności φ^2 przyjmuje wartości powyżej 93 %, co oznacza, że zastosowane funkcje jedynie w niespełna 7 % wyjaśniają zmienność zmiennej objaśnianej. Należy zatem zastosować inną klasę funkcji.

Również próba zbudowania jednorównaniowego modelu opisującego relację między zmienną objaśnianą RUO a zmienną USTWR /wskaźnik realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku 1970 = 100/ zakończyła się niepowodzeniem. Wszystkie modele z przyjętymi trzema funkcjami analitycznymi odznaczały się - podobnie jak i w poprzedniej próbie - bardzo słabym dopasowaniem do danych empirycznych, na co wskazywały wartości współczynników zbieżności

$\varphi^2 \geq 0,926/$. Ponadto we wszystkich trzech modelach wystąpiła autokorelacja składnika losowego, co potwierdził przeprowadzony test Durbina-Watsona.

W drugim etapie podjęto się zadania polegającego na zbudowaniu modelu dwóch zmiennych opisującego związek między tymi samymi zmiennymi jakie posłużyły przy próbie zbudowania modeli z jedną zmienną. Jako zmienna zależna wystąpiła zmienna RUO, a jako zmienne niezależne - PMWR i USTWR.

Mimo uzyskania trochę lepszych dopasowań do danych empirycznych należy jednoznacznie stwierdzić, że i ta próba zbudowania modelu dla zmiennej RUO zakończyła się wynikiem negatywnym. Wszystkie modele okazały się bowiem niedopuszczalne ze względu na bardzo wysokie wartości współczynnika zbieżności φ^2 , który w przypadku funkcji liniowej osiągnął wartość aż 0,846. Oznacza to, że model ten /a miał on najniższą wartość φ^2 / nie wyjaśnia blisko 85 % zaobserwowanej w ciągu 18 lat zmienności liczby uczestników wycieczek i imprez organizowanych przez PTTK.

Wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego w mln zł /ceny bieżące/ /UOR/

W przypadku tej zmiennej zależnej reprezentującej popyt podjęto budowę dwóch modeli z jedną zmienną objaśniającą.

Pierwszy model obejmujący lata 1975-1987 przedstawia związek między zmienną UOR a wielkością nominalną przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/. Najlepiej opisującą postacią analityczną przedstawionej relacji jest funkcja liniowa o postaci :

$$Y_{UOR} = -3284,807 + 1,379 X_{PMW}$$

$$/1370,197/ \quad /0,096/$$

$$S_e = 2813,216 ; \quad V_e = 21,73 \% ; \quad \phi^2 = 0,050$$

W 95 % wariancja zmiennej objaśnianej jest wyjaśniona zbudowanym modelem. Wartości teoretyczne odchylają się przeciętnie od wartości empirycznych w górę i w dół o 2813,216 mln zł /tj. 21,73 % średniej UOR/. Również przeprowadzone testy symetrii, serii oraz Durбина-Watsona potwierdzają, że oszacowany model dobrze opisuje zależność między UOR a PMW. W związku z powyższym nadaje się on również do prognozowania. Parametr a_1 w funkcji liniowej oznacza, że w badanym okresie wartość UOR wzrośnie przeciętnie o 1,379 mln zł /z możliwym odchyleniem $\pm 0,096$ /, gdy PMW wzrośnie przeciętnie o 1 zł.

Również funkcja liniowa najlepiej opisuje związek między UOR a wskaźnikiem cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku o podstawie stałej 1970 = 100 /USTW/. Model ten przyjmuje postać:

$$Y_{UOR} = -143,690 + 27,605 X_{USTW}$$

$$/855,046/ \quad /1,361/$$

$$S_e = 2023,342 ; \quad V_e = 15,63 \% ; \quad \phi^2 = 0,026$$

Otrzymane mierniki dobroci dopasowania funkcji, a więc błędy resztowe i współczynnik zbieżności informują, że funkcja ta nie wyjaśnia zaledwie 2,6 % zmienności zmiennej objaśnianej, a reszty mają rozkład losowy i symetryczny. Brak również autokorelacji składnika losowego przesądza o dopuszczeniu tej klasy funkcji do prognozowania.

Podobnymi zaletami charakteryzuje się także model o postaci funkcji

potęgowej opisujący tę samą zależność:

$$\log Y_{UOR} = 1,612 + 0,933 \log X_{USTW} \\ /0,165/ \quad /0,065/$$

$$S_e = 0,088 ; \quad V_e = 2,23 \% ; \quad \varphi^2 = 0,050$$

W tym przypadku stopień dopasowania do danych empirycznych jest jedynie nieznacznie gorszy i wynosi 95 %. Zatem model ten można również zastosować do prognozowania relacji między zmiennymi UOR i USTW.

W wyznaczonej funkcji potęgowej parametr a_1 informuje, że wzrost USTW o 1 % spowoduje wzrost wartości sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego o 0,933 % z możliwym odchyleniem $\pm 0,065$ %.

Realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi
ruchu turystycznego w mln zł. /ceny stałe z roku 1970/ /UORR/

Podobnie jak w przypadku zmiennej PLU budowę modelu dla zmiennej UORR podzielono na 3 etapy. W I etapie podjęto próbę budowy 2 modeli z jedną zmienną. Przy budowie pierwszego modelu mającego określić wpływ realnej wielkości przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/ na zmienną UORR wykorzystano zestaw 4 funkcji analitycznych. Po zbada-
nieniu wyników estymacji stwierdzono, że praktycznie żadna funkcja nie nadaje się do modelowania ani do prognozowania współzależności obu zjawisk. Najlepsze dopasowanie do danych empirycznych wykazywała funkcja kwadratowa, ale i tak w ponad 51 % nie wyjaśniała ona zmienności modelowanej zmiennej.

Jeszcze gorsze mierniki oceny uzyskano przy budowie modelu

mającego opisać relację między zmienną UORR a wskaźnikiem realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /USTWR/ w latach 1975-1987. Wszystkie modele z przyjętymi czterema funkcjami analitycznymi odznaczały się znikomym dopasowaniem do danych empirycznych na co wskazywały wartości współczynników zbieżności $\varphi^2 \gg 0,973$. Oznacza to, że we wszystkich przypadkach wariancja zmiennej objaśnianej jest prawie w całości rezultatem oddziaływań czynników nie ujętych w modelach.

Ponieważ wysiłki zbudowania modelu jednej zmiennej dla UORR nie dały żadnych rezultatów przystąpiono do II etapu - budowy modelu dwóch zmiennych, opisującego współzależność zmiennej UORR jednocześnie ze zmiennymi PMWR i USTWR. Tym razem uzyskano znacznie lepsze oceny dobroci dopasowania zastosowanych do opisu funkcji /liniowej i potęgowej/ lecz nie na tyle by można było użyć je bez zastrzeżeń do modelowania czy prognozowania. Obie klasy funkcji wyjaśniają zmienność zmiennej objaśnianej w niewiele ponad 54 %, co nie gwarantuje uzyskania nawet dość przybliżonych prognoz, szczególnie w dłuższym horyzoncie czasowym. Dodatkowym argumentem przemawiającym przeciw zastosowaniu obu funkcji do modelowania lub prognozowania jest również brak możliwości określenia cech rozkładu reszt.

Mimo tak wielu cech negatywnych możnaby jednak podjąć dość ostrożną próbę prognozowania zmiennej UORR za pomocą modelu dwóch zmiennych o postaci funkcji liniowej :

$$Y_{UORR} = -2623,175 + 1,141 X_{PMWR} + 12,628 X_{USTWR}$$
$$/1695,975/ \quad /0,330/ \quad /6,814/$$

$$S_e = 355,609 ; \quad V_e = 12,62 \% ; \quad \varphi^2 = 0,454$$

i o postaci funkcji potęgowej :

$$\log Y_{UORR} = -3,790 + 1,619 \log X_{PMWR} + 0,727 \log X_{USTWR}$$
$$\quad \quad \quad /2,132/ \quad /0,471/ \quad \quad \quad /0,364/$$

$$S_e = 0,065 ; \quad \varphi^2 = 0,455$$

a następnie przeprowadzić analizę porównawczą uzyskanych prognoz, ze względu na dość zbliżone cechy obu modeli.

Należy również podkreślić, że oba te modele posiadają przede wszystkim walory opisowe /interpretacyjne/. Przykładowo : w modelu liniowym parametr a_1 informuje nas, że realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego /wg cen stałych z roku 1970/ wzrośnie przeciętnie o 1,141 mln zł /z możliwym odchyleniem $\pm 0,330$ mln zł/, jeżeli realna wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce społeczno-nej wzrośnie o 1 zł, a wskaźnik realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /1970 = 100/ nie zmieni się.

Z kolei w modelu potęgowym parametr a_2 mówi, że wzrost wskaźnika realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku o 1 % spowoduje wzrost realnej wartości sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego o 0,727 % / $\pm 0,364$ %/, gdy zmienna PMWR pozostanie na niezmiennym poziomie. Ponieważ uzyskany współczynnik elastyczności jest mniejszy od jedności, należy stwierdzić, że zmienna UORR jest mało elastyczna względem zmian zmiennej USTWR.

W III etapie budowy - do modelu dwóch zmiennych opisującego wpływ zmiennych niezależnych PMWR i USTWR na zmienną UORR wprowadzono zmienną czasową ZT. W ten sposób powstał model trzech zmiennych opisujący wpływ zmiennych PMWR i USTWR oraz czasu ZT na zmienną UORR. Model ten zbudowano na bazie funkcji liniowej o postaci:

$$Y_{UORR} = -2911,185 + 0,793 X_{PMWR} + 30,896 X_{USTWR} - 108,258 X_{ZT}$$
$$/1558,752/ \quad /0,362/ \quad /12,285/ \quad /62,759/$$

$$S_e = 324,956 ; \quad \rho^2 = 0,341$$

Wyżej przedstawiony model wyjaśnia zmienność zmiennej^{objasniającej} w blisko 66 %, przy błędzie resztowym $S_e = 324,956$. Parametry kierunkowe „a” określają przeciętne zmiany zmiennej UORR na jednostkę zmian zmiennych PMWR, USTWR i ZT. Ze względu na brak możliwości określenia cech rozkładu składnika losowego uzyskane prognozy należy traktować z pewną ostrożnością.

4.2.3. Rynek usług wczasowych

Kolejnym rynkiem cząstkowym będącym składnikiem całego rynku turystycznego jest rynek usług wczasowych. Podobnie jak i w przypadku rynku usług w zakresie organizacji i obsługi ruchu turystycznego także i tu podjęto próbę budowy i estymacji jednorównaniowych modeli ekonometrycznych jednej, dwóch i trzech zmiennych. Zmienne wybrane do modelowania, a następnie do prognozowania są reprezentantami poszczególnych kategorii ekonomicznych charakteryzujących rynek usług wczasowych. Jako zmienną objaśnianą reprezentującą podaż przyjęto :

- liczbę miejsc noclegowych w obiektach wczasowo-wypoczynkowych ogółem /MOW/.

Z kolei wielkość popytu na ten rodzaj usług określona jest przez:

- liczbę udzielonych noclegów w obiektach wczasowo-wypoczynkowych ogółem w tys. /UOW/,
- wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem /ceny bieżące/ w mln zł /UWG/,
- realną wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem w mln zł /ceny stałe z 1970 roku/ /UWGR/.

W modelowaniu współzależności zjawisk występujących w obrębie tego rynku jako zmienne objaśniające przyjęto 7 zmiennych niezależnych :

- liczbę pracujących w gospodarce uspołecznionej w tys. /LPU/,
- wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /ceny stałe i podstawa stała 1970 = 100/ /IGU/,
- realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/,
- wskaźnik cen realnych usług w zakresie wczasów /podstawa stała 1970 = 100/ /UWCR/,

- wielkość nominalną przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/,
- wskaźnik cen usług w zakresie wczasów /podstawa stała 1970 = 100/ /UWC/ oraz
- zmienną czasową t /ZT/.

Liczba miejsc noclegowych w obiektach wczasowo-wypoczynkowych /MOW/

Budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych dla zmiennej MOW podzielono na dwa etapy. W I etapie zbudowano dwa modele jednej zmiennej. Pierwszy z nich przedstawia związek między zmienną MOW a wskaźnikiem nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /IGU/. Analiza parametrów wybranych klas funkcji /liniowej, potęgowej i hiperbolicznej/ pozwala stwierdzić, że funkcją najlepiej aproksymującą szereg empiryczny jest funkcja liniowa o postaci :

$$Y_{MOW} = 397567,294 + 566,179 X_{IGU}$$
$$/25850,471/ \quad /132,006/$$

$$S_e = 20595,961 ; \quad V_e = 4,07 \% ; \quad \varphi^2 = 0,414$$

Otrzymane mierniki dobroci dopasowania funkcji do danych empirycznych, a więc błędy resztowe i współczynnik zbieżności informują, że funkcja ta nie wyjaśnia aż 41,4 % zmienności zmiennej objaśnianej, reszty natomiast mają rozkład losowy /dla $\alpha = 0,05$ / i symetryczny /dla $\alpha = 0,10$ /. W modelu tym występuje niestety autokorelacja składnika losowego, co zostało potwierdzone przez przeprowadzony test Durbina-Watsona. O ile więc funkcję tę możnaby było dopuścić jeszcze do modelowania, o tyle zastosowanie tego modelu do prognozowania jest już raczej niemożliwe.

Próba zbudowania drugiego jednorównaniowego modelu opisującego relację między zmienną objaśnianą MOW a liczbą pracujących

w gospodarce uspołecznionej w tys. /LPU/ dała podobne rezultaty jak w poprzednim przypadku. Funkcją relatywnie najlepiej opisującą zależność między zmiennymi MOW i LPU była funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{MOW} = -1,770 + 1,827 \log X_{LPU}$$

$$/1,742/ \quad /0,426/$$

$$S_e = 0,018 ; \quad V_e = 0,35 \% ; \quad \psi^2 = 0,414$$

Funkcja ta również odznacza się nie najlepszym dopasowaniem do danych empirycznych, na co wskazuje wartość współczynnika zbieżności $\psi^2 = 0,414$. Ponadto w modelu tym /podobnie jak i w modelu liniowym i hiperbolicznym/ reszty nie mają rozkładu losowego /dla $d = 0,025$ / oraz występuje autokorelacja składnika losowego, co ostatecznie przesądza o niedopuszczeniu tego modelu do prognozowania zmiennej MOW.

W II etapie z kolei podjęto próbę zbudowania jednego modelu z dwoma zmiennymi niezależnymi. Przedstawia on zależność między zmienną objaśnianą MOW a zmiennymi LPU i ZT /zmienną czasową/. Tym razem uzyskano znacznie lepsze rezultaty i to zarówno dla modelu o postaci funkcji liniowej jak i funkcji potęgowej. Relatywnie nieznacznie lepsze mierniki oceny dobroci dopasowania do danych empirycznych otrzymano dla modelu o postaci funkcji potęgowej:

$$\log Y_{MOW} = -3,979 + 2,373 \log X_{LPU} - 0,032 \log X_{ZT}$$

$$/1,819/ \quad /0,446/ \quad \quad \quad /0,015/$$

$$S_e = 0,015 ; \quad V_e = 0,27 \% ; \quad \psi^2 = 0,293$$

W modelu tym wariancja zmiennej objaśnianej jest w ponad 70 % wyjaśniona zbudowanym modelem. Wartości teoretyczne odchylają się

przeciętnie od wartości empirycznych w górę i w dół o 0,015 punktu procentowego tj. zaledwie 0,27 % średniej MOW. Przeprowadzone testy serii i symetrii potwierdzają, że rozkład reszt jest rozkładem losowym i symetrycznym. Na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ nie można jednak podjąć decyzji o braku lub istnieniu autokorelacji składnika losowego. Mimo to model ten nadaje się do prognozowania zmiennej MOW.

Istotną zaletą tego modelu są również walory interpretacyjne jakie on posiada. W wyznaczonej funkcji potęgowej na uwagę zasługują przede wszystkim parametry a_1 i a_2 będące współczynnikami elastyczności. Przykładowo: pierwszy z nich informuje, że wzrostowi LPU o 1 % towarzyszy wzrost liczby miejsc noclegowych aż o 2,37 % z możliwym odchyleniem $\pm 0,446$ %, pod warunkiem, że zmienna ZT nie zmieni się. Ponieważ uzyskany współczynnik elastyczności jest większy od jedności należy stwierdzić, że zmienna MOW jest wysoce elastyczna względem zmian LPU.

Liczba udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypoczynkowych
w tys. /UOW/

Pierwszą zmienną charakteryzującą popyt na rynku usług czasowych jest zmienna UOW. Budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych dla tej zmiennej podzielono na trzy etapy. W I etapie zbudowano dwa modele jednej zmiennej. Pierwszy z nich przedstawia związek między zmienną UOW a realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/. Analiza parametrów struktury wybranych funkcji /liniowej, potęgowej i hiperbolicznej/ pozwala na stwierdzenie, że funkcją najlepiej opisującą relację między zmiennymi UOW i PMWR jest funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{UOW} = 1,372 + 0,936 \log X_{PMWR}$$

$$/0,617/ \quad /0,175/$$

$$S_e = 0,033 ; \quad V_e = 0,72 \% ; \quad \varphi^2 = 0,313$$

Otrzymana wartość współczynnika zbieżności informuje, że model ten wyjaśnia zmienność zmiennej objaśnianej w blisko 69 % oraz charakteryzuje się bardzo niskim błędem aproksymacji stanowiącym zaledwie 0,72 % średniej. Ponadto posiada on symetryczny rozkład składnika losowego /dla $\alpha = 0,10$ /, lecz nie jest on rozkładem losowym. W modelu tym występuje również autokorelacja składnika losowego, co potwierdził test Durbina-Watsona. Praktycznie więc nie można tego modelu zastosować do prognozowania.

Próba zbudowania drugiego jednorównaniowego modelu opisującego relację między zmienną objaśnianą UOW a wskaźnikiem realnych cen usług w zakresie wczasów /o podstawie stałej 1970 = 100/ /UWCR/ zakończyła się niestety niepowodzeniem. Wszystkie funkcje analityczne /liniowa, potęgowa i hiperboliczna/ odznaczały się słabym dopasowaniem do danych empirycznych, na co wskazywała wartość współczynników zbieżności $\varphi^2 > 0,77$. Ponadto we wszystkich trzech modelach wystąpiła autokorelacja składnika losowego, a rozkład reszt był rozkładem nielosowym.

Znacznie lepsze rezultaty uzyskano natomiast przy budowie modelu dwóch zmiennych. Wpływ zmiennych PMWR i UWCR na zmienną zależną UOW w latach 1973 - 1987 najlepiej opisuje funkcja potęgowa. Oszacowana postać tego modelu jest następująca :

$$\log Y_{UOW} = 1,865 + 0,871 \log X_{PMWR} - 0,122 \log X_{UWCR}$$

$$/0,624/ \quad /0,164/ \quad \quad \quad /0,066/$$

$$S_e = 0,031 ; \quad V_e = 0,66 \% ; \quad \varphi^2 = 0,243$$

Model ten wyjaśnia zmienność zmiennej UOW w ponad 75 %. Ze względu na brak możliwości określenia cech rozkładu reszt uzyskane prognozy należy traktować z dużą ostrożnością.

Parametry kierunkowe w tym modelu $a_1 = 0,871$ i $a_2 = -0,122$ są miarami elastyczności zmiennej zależnej. Przykładowo parametr a_2 oznacza, że wzrost wskaźnika realnych cen w zakresie czasów o 1 % spowoduje spadek liczby udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypoczynkowych o 0,122 %.

Ponieważ oba uzyskane współczynniki elastyczności są mniejsze od jedności należy stwierdzić, że zmienna UOW jest mało elastyczna względem zmian zmiennych PMWR i UWCR.

Ostatnim etapem budowy modelu dla zmiennej UOW było zbudowanie modelu o trzech zmiennych niezależnych: PMWR, UWCR i ZT /zmienna czasowa/. Model ten zbudowano korzystając z funkcji liniowej o postaci :

$$Y_{UOW} = -18130,467 + 16,307 X_{PMWR} + 180,035 X_{UWCR} - 2285,966 X_{ZT}$$
$$\quad \quad \quad /10129,631/ \quad /2,011/ \quad \quad \quad /55,719/ \quad \quad \quad /580,609/$$

$$S_e = 2329,942 ; \quad V_e = 4,99 \% ; \quad \varphi^2 = 0,110$$

Wariancja zmiennej objaśnianej nie jest wyjaśniona tym modelem jedynie w 11 %. Model charakteryzuje się niskim błędem aproksymacji stanowiącym zaledwie około 5 % wartości średniej, ponadto posiada on symetryczny i losowy rozkład reszt. Ponieważ nie można podjąć decyzji co do istnienia lub braku autokorelacji składnika losowego uzyskane prognozy należy traktować z pewną ostrożnością. Parametry kierunkowe posiadają walory interpretacyjne. Określają one przeciętne zmiany zmiennej UOW na jednostkę zmian zmiennych PMWR, UWCR i ZT. Przykładowo parametr a_2 informuje nas, że liczba udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypoczynkowych wzrośnie

przeciętnie o 180 tysięcy /z możliwym odchyleniem $\pm 55,7$ tys./, jeżeli UWCR wzrośnie przeciętnie o 1 punkt procentowy, a pozostałe zmienne /PMWR i ZT/ pozostaną na dotychczasowym poziomie.

Wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem /ceny bieżące/
w mln zł./UWG/

W przypadku tej zmiennej zależnej reprezentującej popyt podjęto budowę dwóch modeli z jedną zmienną objaśniającą.

Pierwszy model obejmujący lata 1975 - 1987 przedstawia związek między zmienną UWG a wielkością nominalną przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/. Najlepiej opisującą postacią analityczną przedstawionej relacji jest funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{UWG} = -0,974 + 1,212 \log X_{PMW}$$
$$/0,184/ \quad /0,046/$$

$$S_e = 0,050 ; \quad V_e = 1,30 \% ; \quad \psi^2 = 0,016$$

Zbudowany model w ponad 98 % wyjaśnia wariancję zmiennej objaśnianej oraz charakteryzuje się bardzo niskim błędem aproksymacji stanowiącym zaledwie 1,3 % średniej UWG. Przeprowadzony test symetrii potwierdza, że rozkład reszt jest rozkładem symetrycznym. Niestety w modelu tym reszty nie mają rozkładu losowego / dla $\alpha = 0,025$ / oraz cechuje je silna autokorelacja składnika losowego. Przydatność tego modelu do prognozowania jest zatem niewielka.

W drugim modelu jednej zmiennej z kolei funkcja liniowa najlepiej opisuje związek między UWG a wskaźnikiem cen usług w zakresie wczasów /o podstawie stałej 1970 = 100/ /UWC/. Model ten przyjmuje postać :

$$Y_{UWG} = 941,555 + 12,539 X_{UWC}$$

$$/325,998/ \quad /0,332/$$

$$S_e = 810,909 ; \quad V_e = 8,23 \% ; \quad \psi^2 = 0,008$$

Otrzymane mierniki dobroci dopasowania funkcji, a więc błędy resztowe i współczynnik zbieżności informują, że funkcja ta nie wyjaśnia zaledwie 1 % zmienności zmiennej objaśnianej, a reszty mają rozkład losowy i symetryczny. Brak również autokorelacji składnika losowego przesądza o dopuszczeniu tej klasy funkcji do prognozowania.

Parametr a_1 w przedstawionej funkcji liniowej oznacza, że w badanym okresie wartość UWG wzrosła przeciętnie o 12,539 mln zł /z możliwym odchyleniem $\pm 0,332/$, gdy UWC wzrosła przeciętnie o 1 punkt procentowy.

Realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem /ceny stałe z 1970 r. / w mln zł /UWGR/

Ostatnią zmienną charakteryzującą popyt na rynku usług wczasowych jest zmienna UWGR. Podobnie jak w przypadku zmiennej UOW budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych dla tej zmiennej podzielono na trzy etapy.

W I etapie zbudowano dwa modele jednej zmiennej. Przy budowie pierwszego modelu mającego określić wpływ realnej wielkości przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/ na zmienną UWGR wykorzystano zestaw 3 funkcji analitycznych. Po zbadaniu wyników estymacji stwierdzono, że funkcją najlepiej aproksymującą szereg empiryczny jest funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{\text{UWGR}} = - 2,711 + 1,673 \log X_{\text{PMWR}}$$

$$/1,044/ \quad /0,296/$$

$$S_e = 0,046 ; \quad V_e = 1,45 \% ; \quad \psi^2 = 0,256$$

Stopień dopasowania tego modelu do danych empirycznych wynosi blisko 75 %. Rozkład reszt jest rozkładem symetrycznym /dla $\alpha = 0,10/$ i losowym /dla $\alpha = 0,025/$. Na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ występuje niestety silna autokorelacja składnika losowego, co potwierdził przeprowadzony test Durbina-Watsona. Przydatność tego modelu do prognozowania jest zatem niewielka.

Próba zbudowania drugiego jednorównaniowego modelu opisującego relację między zmienną objaśnianą UWGR a wskaźnikiem realnych cen usług w zakresie wczasów /o podstawie stałej 1970 = 100/ /UWCR/ dała lepsze rezultaty. Funkcją najlepiej opisującą związek między tymi zmiennymi w latach 1975 - 1987 jest funkcja hiperboliczna o postaci :

$$Y_{\text{UWGR}} = 525,800 + 168996,968 \frac{1}{X_{\text{UWCR}}}$$

$$/200,470/ \quad /30613,331/$$

$$S_e = 171,475 ; \quad V_e = 10,71 \% ; \quad \psi^2 = 0,265$$

Model ten wyjaśnia zmiany poziomu badanego zjawiska w ponad 73 % oraz charakteryzuje się stosunkowo niskim błędem aproksymacji stanowiącym około 11 % średniej. Przeprowadzone testy symetrii /dla $\alpha = 0,10/$, serii /dla $\alpha = 0,05/$ oraz Durbina-Watsona na poziomie istotności $\alpha = 0,01$ potwierdzają również, że oszacowany model dobrze opisuje zależność między UWGR a UWCR. W związku z powyższym nadaje się on do prognozowania zmiennej objaśnianej.

W II etapie z kolei podjęto próbę zbudowania modelu dla zmien-

nej UWGR z dwoma zmiennymi niezależnymi PMWR i UWCR. Związek między tymi zmiennymi w latach 1975 - 1987 najlepiej obrazuje model z wykorzystaniem funkcji potęgowej. Oszacowana postać tego modelu jest następująca :

$$\log Y_{UWGR} = -0,098 + 1,116 \log X_{PMWR} - 0,293 \log X_{UWCR}$$
$$\quad \quad \quad /1,671/ \quad /0,397/ \quad \quad \quad /0,155/$$

$$S_e = 0,042 ; \quad V_e = 1,31 \% ; \quad \psi^2 = 0,188$$

Model ten wyjaśnia zmienność zmiennej UWGR w ponad 81 %. Ze względu na brak możliwości określenia cech rozkładu reszt uzyskane prognozy należy traktować z dużą ostrożnością.

W III etapie budowy - do modelu dwóch zmiennych opisującego relację między zmiennymi niezależnymi PMWR i UWCR a zmienną UWGR wprowadzono zmienną czasową ZT. W ten sposób powstał model trzech zmiennych opisujący wpływ PMWR, UWCR oraz ZT na zmienną objaśnianą UWGR. Model ten zbudowano na bazie funkcji liniowej o postaci :

$$Y_{UWGR} = -803,016 + 0,597 X_{PMWR} + 6,841 X_{UWCR} - 111,728 X_{ZT}$$
$$\quad \quad \quad /610,225/ \quad /0,124/ \quad \quad \quad /2,453/ \quad \quad \quad /26,298/$$

$$S_e = 101,529 ; \quad V_e = 6,34 \% ; \quad \psi^2 = 0,076$$

Wyżej przedstawiony model nie wyjaśnia zmienności zmiennej objaśnianej jedynie w około 8 %. Wartości teoretyczne odchylają się od wartości empirycznych w górę i w dół o 101,5 mln zł, co stanowi zaledwie 6,34 % wartości średniej UWGR. Rozkład reszt jest rozkładem losowym i symetrycznym; nie występuje również autokorelacja składnika losowego /dla $\alpha = 0,05$ /. Model ten można więc z powodzeniem stosować do prognozowania zmiennej UWGR, a dodatkową jego

zaletą są walory interpretacyjne. Parametry kierunkowe „a” określają bowiem przeciętne zmiany zmiennej UWGR na jednostkę zmian zmiennych PMWR, UWCR i ZT.

4.2.4. Rynek usług gastronomicznych

Rynek usług gastronomicznych zalicza się powszechnie wraz z rynkiem usług noclegowych do podstawowych rynków cząstkowych składających się na rynek turystyczny. Jego znaczenie wynika z faktu, iż umożliwia zaspokajanie potrzeb dominującej części turystów w zakresie zarówno wyżywienia podstawowego /śniadania, obiady, kolacje/ jak i uzupełniającego /słodycze, napoje/. Potrzeby te, szczególnie w zakresie wyżywienia podstawowego, zaliczane są do bytowych, z zaspokojenia których to turyści nie mogą zrezygnować.

Analizując zjawiska występujące na rynku usług gastronomicznych należy mieć na uwadze fakt, że w skali makroekonomicznej turyści nie są jedynymi konsumentami tych usług i nie tylko turystyka jest czynnikiem mającym wpływ na kształtowanie się tych zjawisk.

W procesie ekonometrycznego modelowania głównych elementów rynku usług gastronomicznych jako zmienne objaśniane przyjęte zostały :

w zakresie podaży

- liczba zakładów gastronomicznych ogółem /GZO/,
- liczba miejsc konsumenckich w uspołecznionych zakładach gastronomicznych w tys. /GMU/,

w zakresie popytu

- wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem /ceny bieżące/ w mld zł /GSO/,
- realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem /ceny stałe z 1970 roku/ w mld zł /GSOR/.

Natomiast do zmiennych objaśniających reprezentujących czynniki, których wpływ na podstawowe elementy rynku jest badany zaliczono:

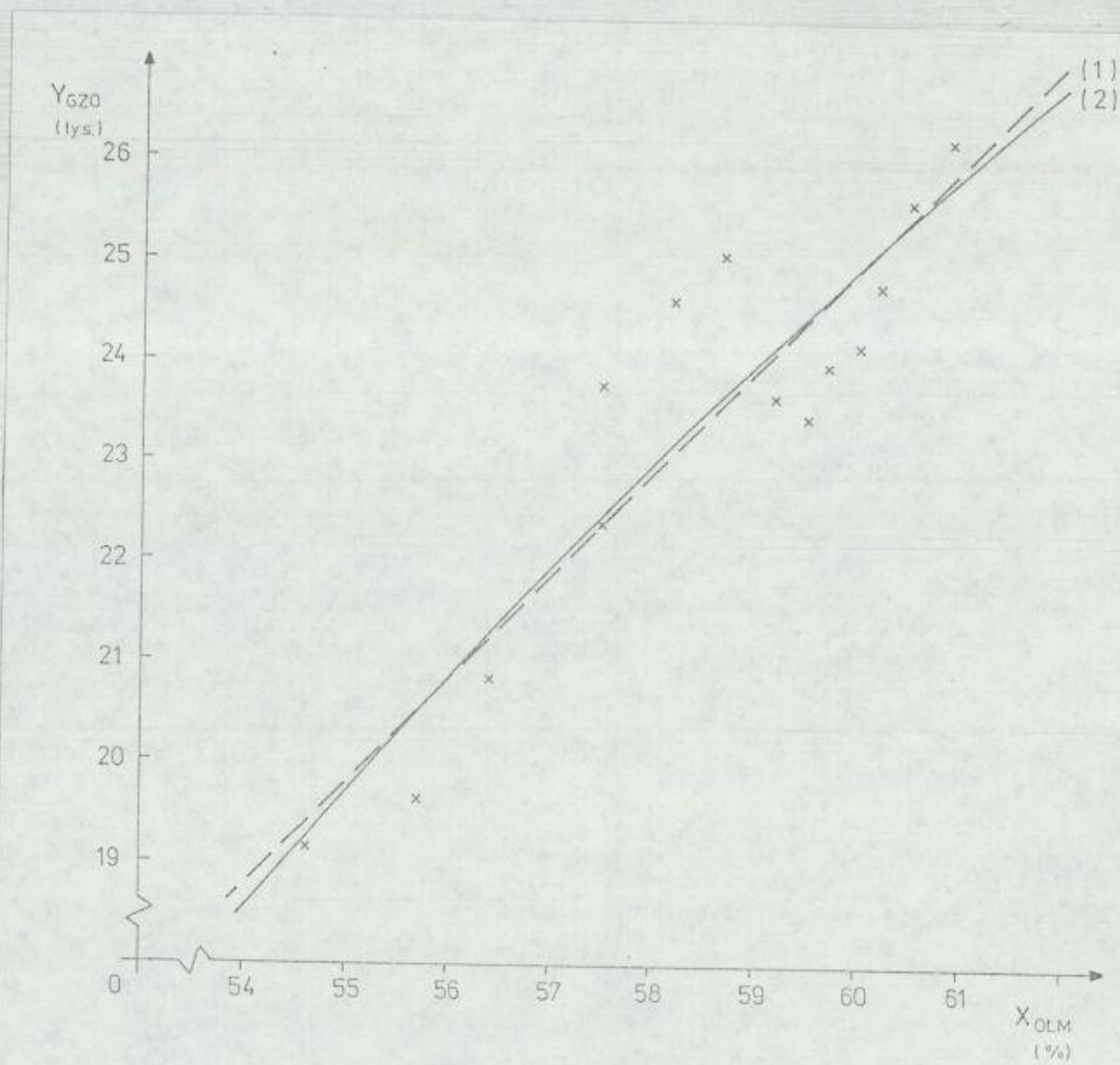
- odsetek ludności miejskiej /w % ogółu/ /OLM/,
- liczbę pracujących w gospodarce narodowej w tys. /LPN/,
- liczbę pracujących w gospodarce uspołecznionej w tys. /LPU/,
- wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /ceny stałe; podstawa stała 1970 = 100/ /IGU/,
- nominalną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/,
- realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/,
- wskaźnik cen w zakładach gastronomicznych otwartych ogółem /podstawa stała 1970 = 100/ /ZGO/,
- wskaźnik realnych cen w zakładach gastronomicznych otwartych ogółem /podstawa stała 1970 = 100/ /ZGOR/,
- zmienną czasową /ZT/.

Estymacja wszystkich modeli zbudowanych dla rynku usług gastronomicznych dokonana została w oparciu o dane w postaci szeregów czasowych obejmujących lata 1974 - 1987.

Liczba zakładów gastronomicznych ogółem /GZO/

W I etapie analizy podjęto budowę jednorównaniowych modeli z jedną zmienną objaśniającą. Zbadane zostały zależności występujące pomiędzy zmienną objaśnianą GZO a kolejno zmienną OLM, LPN i IGU.

Pierwszy model przedstawia związek między wielkością oferty podażowej w zakresie usług gastronomicznych określonej poprzez liczbę zakładów gastronomicznych /GZO/ a poziomem urbanizacji określonym poprzez odsetek ludności miejskiej /OLM/. Do opisu zależ-



$$/1/ \quad Y_{GZO} = -36376,763 + 1021,764 X_{OLM}$$

$$/2/ \quad Y_{GZO} = 82092,448 - 3430266,687 \frac{1}{X_{OLM}}$$

wykres 4.2.4.1. Zależność między liczbą zakładów gastronomicznych /GZO/ a odsetkiem ludności miejskiej /OLM/ w latach 1974 - 1987.

ności zastosowano trzy typy funkcji analitycznej: liniową, potęgową i hiperboliczną. Analiza wyników ich estymacji /tab.4.4.1./ wykazała, że model o postaci funkcji hiperbolicznej charakteryzuje się minimalnie lepszym dopasowaniem do danych empirycznych niż pozostałe. Jego oszacowana postać przedstawia się następująco:

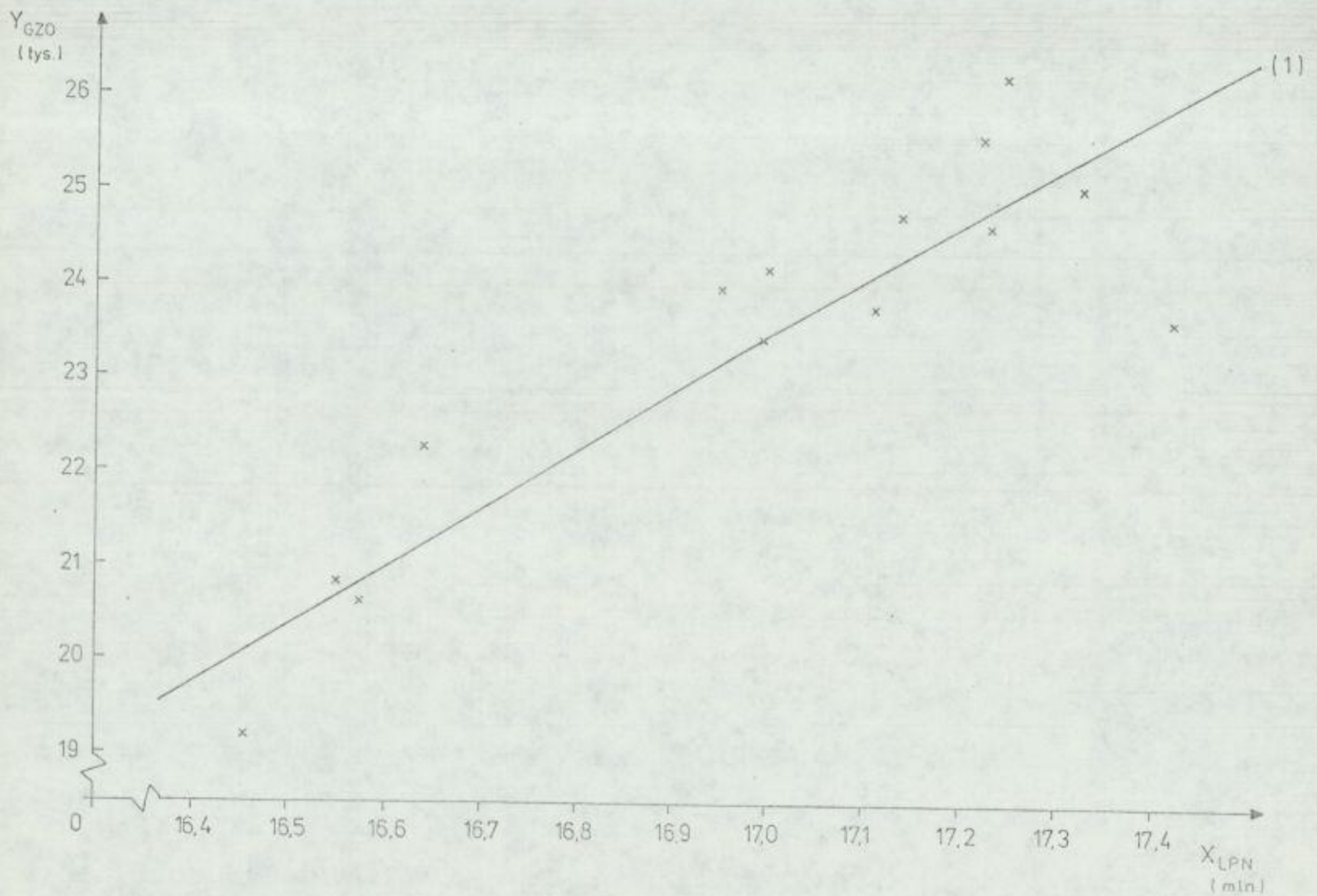
$$Y_{GZO} = 82092,448 - 3430266,687 \frac{1}{X_{OLM}} \\ /7400,043/ \quad /431974,572/$$

$$S_e = 891,648 ; \quad V_e = 3,82 \% ; \quad \psi^2 = 0,160$$

Model wyjaśnia 84 % wariancji zmiennej GZO, cechuje się dopuszczalną wyrazistością a oceny jego parametrów są statystycznie istotne /przy $\alpha = 0,01$ /. Nieco gorzej przedstawia się analiza reszt z modelu; ich rozkład jest symetryczny ale nie ma charakteru losowego /przy $\alpha = 0,05$ / i ponadto składnik losowy cechuje się autokorelacją /statystyka d wynosi 0,78/. Pomimo stwierdzenia pewnych niedoskonałości, model może zostać wykorzystany do prognozowania zmiennej GZO, lecz do uzyskanych przy ^{jego} pomocy wyników należy podchodzić z ostrożnością.

Oszacowana wartość wyrazu wolnego funkcji informuje, że oddziaływanie procesu urbanizacji na rozmiary podaży w zakresie usług gastronomicznych ustanie, gdy liczba zakładów gastronomicznych osiągnie poziom nieco przekraczający 82 tys.

Drugi model o jednej zmiennej objaśniającej opisuje współzależność między zmienną GZO a liczbą zatrudnionych w gospodarce narodowej /LPN/. Realizacja identycznej jak poprzednio procedury badawczej /tab.4.4.2./ doprowadziła do przyjęcia modelu, którego oszacowana postać jest następująca :



$$/1/ \quad Y_{GZO} = 125173,515 - 1729132047,000 \frac{1}{X_{LPN}}$$

Wykres 4.2.4.2. Zależność między liczbą zakładów gastronomicznych /GZO/ a liczbą pracujących w gospodarce narodowej /LPN/ w latach 1974 - 1987

$$Y_{GZO} = 125173,515 - 1729132047,000 \frac{1}{X_{LPN}} \\ /15135,455/ \quad /257008421,200$$

$$S_e = 1020,816 ; \quad V_e = 4,37 ; \quad \psi^2 = 0,210$$

Przedstawiony model wyjaśnia prawie 80 % zmienności zmiennej objaśnianej, jest dostatecznie wyrazisty i oceny jego parametrów są istotne /przy $\alpha = 0,01$ /. Reszty z modelu są symetryczne, lecz nie mają rozkładu losowego, a badanie ich autokorelacji testem Durbin-Watsona zakończyło się wynikiem nierozstrzygniętym / $d = 1,168$ /. Ogólnie biorąc omawiany model ma pewne własności predyktywne i można go wykorzystać w procesie prognozowania zmiennej ZGO, ale tylko jako narzędzie pomocnicze.

Próba zbudowania trzeciego modelu o jednej zmiennej niezależnej opisującego związek między GZO a poziomem nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /IGU/ zakończyła się niepowodzeniem. Każda z trzech rozpatrywanych postaci funkcji analitycznej odznaczała się bardzo słabym dopasowaniem do danych empirycznych /współczynnik zbieżności w granicach 0,81 - 0,87/.

Podjęta w II etapie analizy próba zbudowania modelu o dwóch zmiennych objaśniających tj. LPN i IGU zakończyła się także niepowodzeniem. Wyniki estymacji modelu liniowego i potęgowego wykazały, że ocena parametru przy zmiennej IGU jest statystycznie istotna zaledwie na poziomie $\alpha = 0,76$, co w konsekwencji eliminuje wymienioną zmienną z przyjętej pary zmiennych objaśniających.

W III etapie badań skonstruowano z dobrym wynikiem model jednorównaniowy z trzema zmiennymi niezależnymi. Przedstawia on zależność między zmienną objaśnianą GZO, a zmiennymi opisującymi : poziom zatrudnienia w gospodarce narodowej /LPN/, poziom nakładów

inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /IGU/ oraz ogólną tendencję rozwojową występującą w zakresie objaśnianej zmiennej /zmienna czasowa ZT/.

Ogólnie biorąc pomyślniejsze okazały się wyniki estymacji modelu liniowego; jego oszacowana postać przedstawia się następująco:

$$Y_{GZO} = -43443,387 + 3,623 X_{LPN} + 13,642 X_{IGU} + 349,447 X_{ZT}$$
$$/11998,222/ \quad /0,723/ \quad \quad \quad /5,273/ \quad \quad \quad /67,178/$$

$$S_e = 589,062 ; \quad V_e = 2,52 \% ; \quad \psi^2 = 0,058$$

Oceniając dopasowanie zaprezentowanego modelu do danych empirycznych należy stwierdzić, że pod każdym względem jest ono więcej niż dobre. Zmienność zmiennej objaśniającej jest w ponad 94 % wyjaśniana zmiennością uwzględnionych w modelu zmiennych objaśniających. Wielkość błędu resztowego stanowi zaledwie 2,5 % przeciętnej wielkości zmiennej objaśnianej, co świadczy w przypadku modelu liniowego o bardzo dobrej jego wyrazistości. Oceny wszystkich parametrów strukturalnych modelu są statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,05$, a to oznacza, iż wszystkie z uwzględnionych zmiennych objaśniających w istotny sposób wiążą się z przyjętą zmienną objaśnianą. Dobrymi własnościami odznacza się również składnik losowy rozpatrywanego modelu; reszty z modelu mają bowiem rozkład symetryczny /przy $\alpha = 0,1$ / i losowy /przy $\alpha = 0,05$ / oraz nie są obciążone autokorelacją /wartość statystyki d testu Durbina-Watsona wynosi 1,86/.

W kontekście przedstawionych zalet omawiany model może zostać z dużym powodzeniem zastosowany do predykcji ogólnej liczby zakładów gastronomicznych.

- Zaprezentowany model posiada także znaczne walory poznawcze. Wartości oszacowanych parametrów pozwalają bowiem stwierdzić, że:
- wraz ze wzrostem zatrudnienia w gospodarce narodowej o tysiąc osób ogólna liczba zakładów gastronomicznych wzrasta o 3,6 z możliwym odchyleniem $\pm 0,7$ /przy warunku ceteris paribus/,
 - wraz ze wzrostem wskaźnika nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /ceny stałe z 1970 roku/ o 1 punkt procentowy liczba zakładów gastronomicznych zwiększa się o $13,6 \pm 5,3$ /założenie jak wyżej/,
 - liczba zakładów gastronomicznych charakteryzuje się tendencją rosnącą; z roku na rok przybywa 349,4 zakładów gastronomicznych $\pm 67,2$ zakłady /przy warunku ceteris paribus/.

Liczba miejsc konsumenckich w uspołecznionych zakładach gastronomicznych w tys. /GMU/

Przy budowie modelu jednej zmiennej mającego określić zależność między wielkością oferty podażowej w zakresie usług gastronomicznych mierzoną liczbą miejsc konsumenckich w zakładach gastronomicznych /GMU/ a poziomem zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej /LPU/ zastosowany został zestaw trzech funkcji analitycznych. Analiza wyników estymacji wykazała, że stosunkowo najlepiej badaną relację opisuje model o postaci funkcji liniowej /tab.4.4.6./. Jego oszacowanie jest następujące :

$$Y_{GMU} = -1322,424 + 0,200 X_{LPU}$$
$$/477,198/ \quad /0,039/$$

$$S_e = 33,702 ; \quad V_e = 2,92 \% ; \quad \psi^2 = 0,308$$

Zaprezentowany model odznacza się umiarkowanym dopasowaniem do danych empirycznych wyjaśniając prawie 70 % wariancji zmiennej obja-

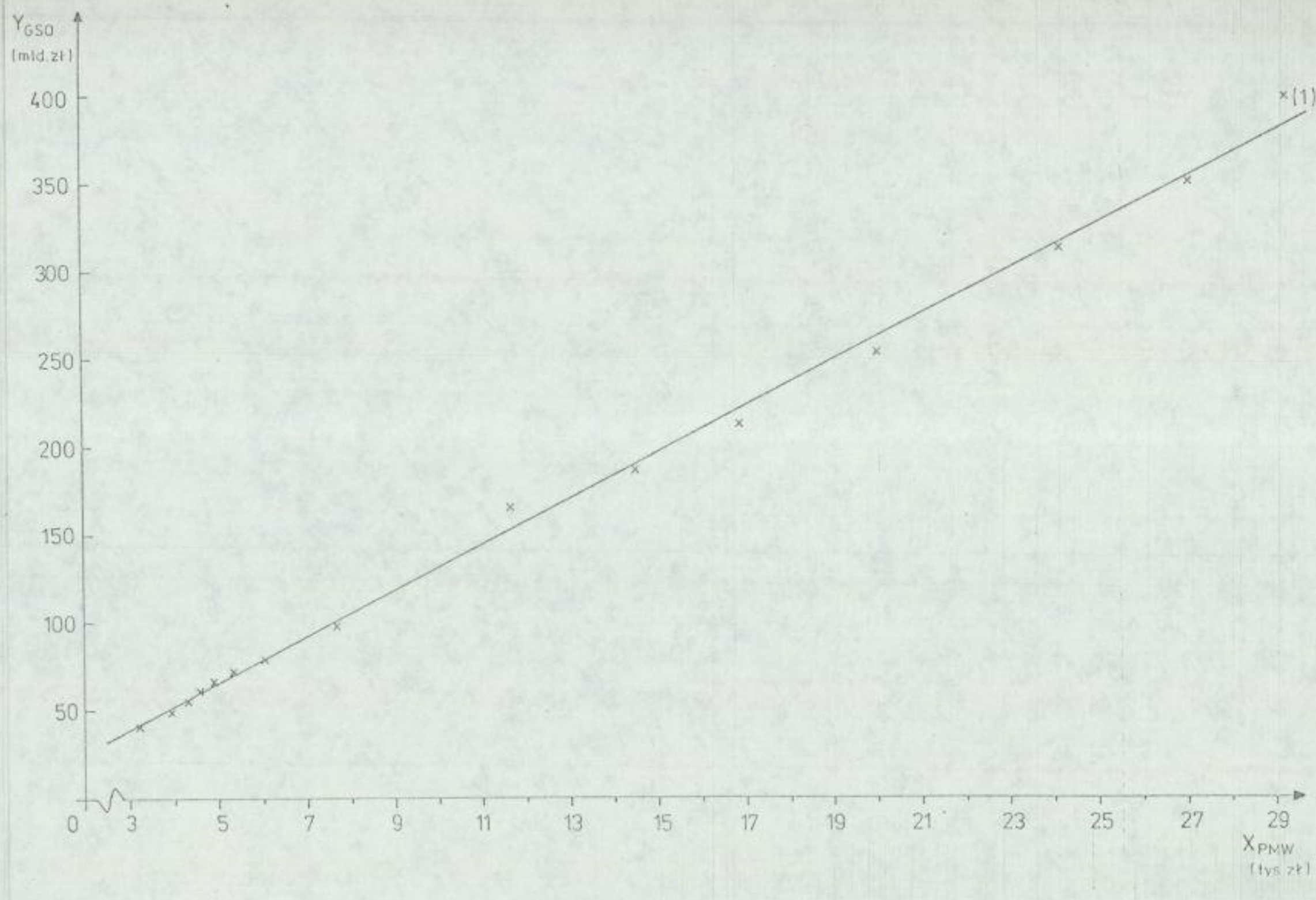
śnianej. Poza tym cechuje go dobra wyrazistość i statystycznie istotne oceny parametrów strukturalnych /przy $\alpha = 0,05$ /. Posiada również symetryczny i losowy rozkład reszt, które jednak charakteryzują się autokorelacją rzędu pierwszego /przy $\alpha = 0,05$ /. Ponadto interpretowalny jest parametr przy zmiennej objaśniającej; jego wartość informuje, że przy wzroście liczby pracujących w gospodarce uspołecznionej w skali rocznej o tysiąc osób uspołeczniiona baza gastronomiczna powiększy się średnio o 200 miejsc konsumenckich. Reasumując należy stwierdzić, że przedstawiony model pomimo pewnych niedoskonałości może zostać z umiarkowaną ostrożnością wykorzystany przy predykcji krótkookresowej wielkości zmiennej objaśnianej GMU.

Podjęta z kolei próba budowy modelu, gdzie w roli zmiennej objaśniającej występowała zmienna IGU opisująca poziom nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /w cenach stałych/ spotkała się z niepowodzeniem. Z podobnym skutkiem zakończyła się próba estymacji modelu z dwoma zmiennymi objaśniającymi, w roli których oprócz zmiennej IGU wystąpiła zmienna czasowa ZT. Zastosowana w obu przypadkach wcześniej już opisywana procedura badawcza, nie doprowadziła do uzyskania modeli, które charakteryzowałyby się dopuszczalnym poziomem dopasowania do rzeczywistości /tab.4.4.7. i 4.4.8./.

Wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem /bieżące
ceny detaliczne/ w mld zł /GSO/

W przypadku tej zmiennej zależnej podjęto budowę dwóch modeli z jedną zmienną niezależną.

Pierwszy model przedstawia wpływ poziomu nominalnych dochodów na sprzedaż w zakładach gastronomicznych /ujęta wartościowo



$$/1/ \log Y_{GSO} = -1,868 + 0,996 \log X_{PMW}$$

Wykres 4.2.4.3. Zależność między wartością sprzedaży w zakładach gastronomicznych w cenach bieżących /GSO/ a wielkością nominalną przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w latach 1974 - 1987,

i liczoną w cenach bieżących/, przy czym jako miernik poziomu dochodów przyjęto wielkość przeciętnego nominalnego wynagrodzenia w gospodarce uspołecznionej /PMW/. W wyniku przeprowadzonej procedury badawczej /tab.4.4.9./ ustalono, że analizowaną zależność najdokładniej przedstawia model potęgowy, którego oszacowana postać logarytmiczna jest następująca :

$$\log Y_{GSO} = -1,868 + 0,996 \log X_{PMW} \\ /0,055/ \quad /0,014/$$

$$S_e = 0,016 ; \quad V_e = 0,79 \% ; \quad \psi^2 = 0,002$$

Model charakteryzuje się prawie idealnym dopasowaniem do danych empirycznych, dużą wyrazistością, statystycznie istotnymi ocenami parametrów strukturalnych /przy $\alpha = 0,01$ /, resztami o symetrycznym oraz losowym rozkładzie i także wzajemnie nieskorelowanymi /statystyka d o wartości 1,94/. Model posiada również duże własności predyktywne i stąd może stanowić dobre narzędzie do budowy prognozy dla GSO.

Na uwagę zasługuje parametr przy zmiennej objaśniającej będący współczynnikiem elastyczności dochodowej sprzedaży. Informuje on, że wzrost przeciętnego nominalnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej o 1 % spowoduje wzrost sprzedaży w zakładach gastronomicznych o 0,996 % z możliwym odchyleniem $\pm 0,014\%$. Ponieważ uzyskany współczynnik elastyczności dochodowej jest prawie równy jedności, należy stwierdzić, że sprzedaż w zakładach gastronomicznych liczona w cenach bieżących reaguje na zmiany nominalnych dochodów w stopniu wprost proporcjonalnym.

Powyższy poziom elastyczności dochodowej wskazuje, że usługi gastronomiczne mogą być usługami o charakterze półluksusowym.

Drugi ze zbudowanych modeli opisuje wpływ poziomu bieżących cen detalicznych w zakładach gastronomicznych /ZGO/ na wartość sprzedaży /GSO/. Realizacja procedury badawczej /tab.4.4.10./ doprowadziła do wyboru modelu liniowego, którego oszacowana postać przedstawia się następująco:

$$Y_{GSO} = 18,341 + 0,290 X_{ZGO} \\ /4,798/ \ /0,008/$$

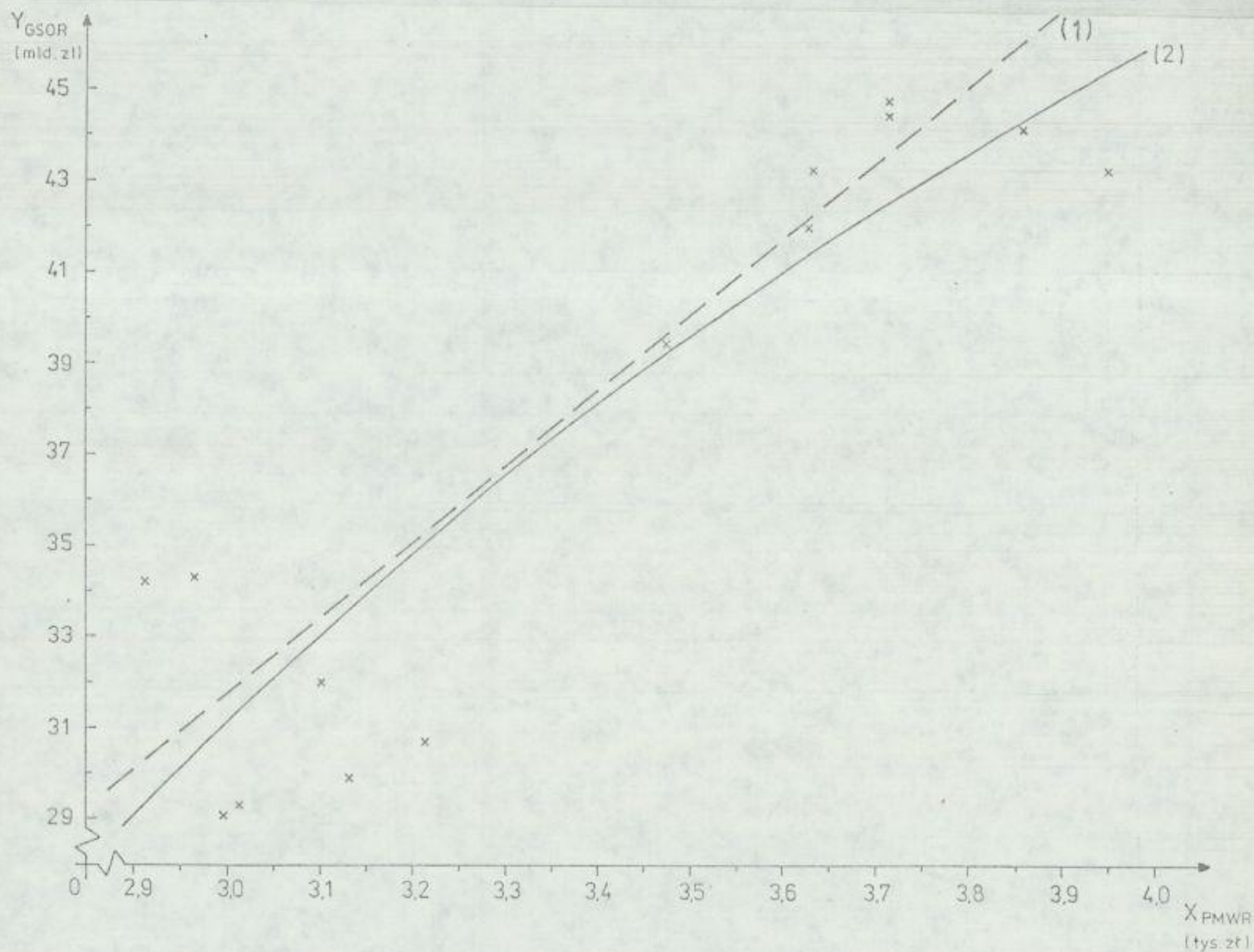
$$S_e = 11,523 ; \quad V_e = 7,89 \% ; \quad \psi^2 = 0,010$$

Podany model odznacza się bardzo dobrym dopasowaniem /wyjaśnia 99 % zmienności zmiennej objaśnianej/, umiarkowaną wyrazistością, statystycznie istotnymi ocenami parametrów. Jego reszty są symetryczne ale ich rozkład nie jest losowy /przy $\alpha = 0,05$ / i ponadto charakteryzują się autokorelacją stopnia pierwszego /przy $\alpha = 0,05$ /. Poza tym należy podkreślić walory poznawcze modelu; wartość oszacowanego parametru przy zmiennej objaśniającej oznacza, że wzrost wskaźnika cen /1970 = 100/ w zakładach gastronomicznych o 10 punktów procentowych spowoduje zwiększenie wartości sprzedaży /liczonej w cenach bieżących/ średnio o 2,9 mld zł.

Zaprezentowany model, pomimo pewnych niedoskonałości w zakresie składnika losowego, może zostać wykorzystany do sporządzania krótkookresowej prognozy dla zmiennej GSO.

Realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem
/ceny stałe z 1970 roku/ w mld zł /GSOR/

W przypadku tej zmiennej objaśnianej zbudowano dwa modele z jedną zmienną objaśniającą oraz jeden model z trzema zmiennymi objaśniającymi.



$$/1/ \quad Y_{GSOR} = -15,823 + 0,016 X_{PMWR}$$

$$/2/ \quad Y_{GSOR} = 90,197 - 177232,589 \frac{1}{X_{PMWR}}$$

Wykres 4.2.4.4. Zależność między realną wartością sprzedaży w zakładach gastronomicznych /ceny stałe z 1970 roku/ /GSOR/a realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej /PMWR/ w latach 1974 - 1987.

Pierwszy model przedstawia zależność między realną wartością sprzedaży /GSOR/ a poziomem realnych dochodów opisanych przez realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej /PMWR/. Do opisu badanej zależności zastosowano cztery funkcje analityczne /liniową, potęgową, hiperbolę i parabolę/ i po ocenie uzyskanych rezultatów /tab.4.4.11./ stwierdzono, że relatywnie najlepszym dopasowaniem odznacza się model o postaci funkcji liniowej. Wyniki jego oszacowania są następujące :

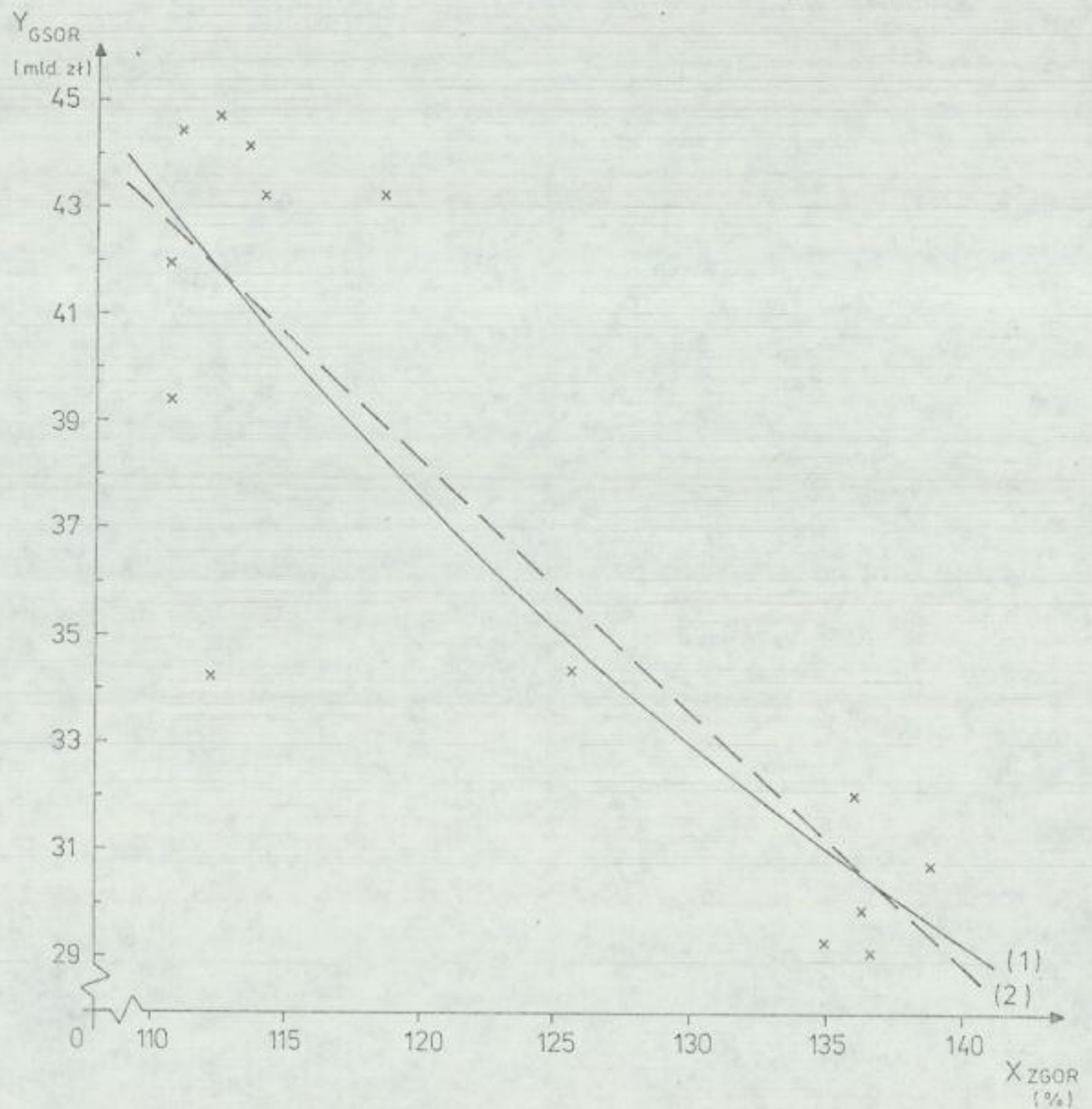
$$Y_{GSOR} = -15,823 + 0,016 X_{PMWR}$$
$$/7,080/ \ /0,002/$$

$$S_e = 2,759 ; \quad V_e = 7,42 \% ; \quad \psi^2 = 0,175$$

Model charakteryzuje się dobrym dopasowaniem, umiarkowaną wyrazistością, statystycznie istotnymi ocenami parametrów strukturalnych /przy $\alpha = 0,05$ /. Badając reszty nie stwierdzono ich autokorelacji /przy $\alpha = 0,01$ / jak i losowości /przy $\alpha = 0,05$ /, natomiast ustalono, że są symetryczne.

Model można wykorzystać w procesie predykcji zmiennej GSOR, ale do otrzymanych wyników należy podchodzić z pewną ostrożnością. Natomiast z oszacowania wartości parametru przy zmiennej niezależnej wynika, że przy wzroście przeciętnego realnego wynagrodzenia w gospodarce uspołecznionej o 100 zł realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych wzrośnie o 1,6 mld zł $\pm$ 0,2 mld zł, czyli od 1,4 mld do 1,8 mld zł.

Nieco gorszymi wynikami zakończyła się budowa drugiego modelu, w którym za zmienną objaśniającą przyjęto zmienną ZGOR przedstawiającą wskaźnik realnych cen w zakładach gastronomicznych /1970 = 100/. Spośród zastosowanych czterech funkcji analitycznych i oce-



$$/1/ \quad \log Y_{GSOR} = 4,941 - 1,619 \log X_{ZGOR}$$

$$/2/ \quad Y_{GSOR} = 94,974 - 0,473 X_{ZGOR}$$

Wykres 4.2.4.5. Zależność między realną wartością sprzedaży w zakładach gastronomicznych /ceny stałe z 1970 roku/ /GSOR/ a wskaźnikiem realnych cen w zakładach gastronomicznych /ZGOR/ w latach 1974 - 1987.

nie uzyskanych wyników /tab.4.4.12./ do dalszej analizy przyjęto model o postaci funkcji potęgowej. Rezultaty jego estymacji są następujące:

$$\log Y_{GSCR} = 4,941 - 1,619 \log X_{ZGOR} \\ /0,523/ \quad /0,251/$$

$$S_e = 0,037 ; \quad V_e = 2,37 \% ; \quad \psi^2 = 0,224$$

Model jest w miarę dobrze dopasowany do danych empirycznych, dostatecznie wyrazisty, a oceny parametrów są statystycznie istotne /przy $\alpha = 0,01$ /. Posiada w sumie dostateczne własności prognostyczne i może być wykorzystany w procesie predykcji, lecz do wyników uzyskanych przy jego pomocy trzeba podchodzić z ostrożnością. Ważną zaletą analizowanego modelu są jego własności poznawcze; oszacowany parametr przy zmiennej objaśniającej można bowiem interpretować, jako współczynnik elastyczności cenowej sprzedaży. Ponieważ jest on w tym przypadku znacznie niższy od -1, stąd można wnioskować, że realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych jest doskonale elastyczna - reaguje na zmianę cen w przeciwnym kierunku i w stopniu więcej niż proporcjonalnym. Oznacza to, że usługi świadczone przez zakłady gastronomiczne są usługami o charakterze co najmniej półluksusowymi.

Podjęta próba zbudowania modelu z trzema zmiennymi objaśniającymi zakończyła się pełnym powodzeniem. Zarówno model liniowy jak i potęgowy w których to jako zmienne niezależne przyjęto PMWR, ZGOR oraz zmienną czasową ZT, charakteryzowały się bardzo dobrym dopasowaniem do danych empirycznych /tab.4.4.14./. Ze względu na minimalnie lepsze dopasowanie oraz własności poznawcze do dalszej analizy przyjęto model potęgowy, którego oszacowana postać zlogarytmizowana przedstawia się następująco :

$$\log Y_{\text{GSOR}} = 4,056 + 0,430 \log X_{\text{PMWR}} - 1,960 \log X_{\text{ZGOR}} + 0,101 \log X_{\text{ZT}}$$
$$\quad \quad \quad /0,959/ \quad /0,135/ \quad \quad \quad /0,253/ \quad \quad \quad /0,024/$$

$$S_e = 0,010 ; \quad V_e = 0,66 \% ; \quad \psi^2 = 0,014$$

Zaprezentowany model zasługuje pod każdym względem na bardzo wysoką ocenę. Charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem /wyjaśnia ponad 98 % wariancji zmiennej objaśnianej/, dobrą wyrazistością, statystycznie istotnymi ocenami wszystkich parametrów /przy $\alpha = 0,01$ /, nieskorelowanymi, symetrycznymi i losowymi resztami.

Doniosłe są jego walory poznawcze modelu, gdyż ze względu na jego logarytmiczną postać oceny poszczególnych parametrów można interpretować, jako współczynniki elastyczności cząstkowej wartości sprzedaży /liczonej w cenach stałych/. Pozwala to stwierdzić, że

- elastyczność dochodowa jest dodatnia i dość niska $/e_y = 0,430/$, co oznacza, że sprzedaż w zakładach gastronomicznych jest mało elastyczna względem dochodu /reaguje na zmianę dochodów w takim samym kierunku i ^wstopniu mniej niż proporcjonalnym/,
- elastyczność cenowa jest ujemna i wysoka $/e_p = -1,960/$, co wskazuje, że sprzedaż w zakładach gastronomicznych jest wysoce elastyczna względem cen /reaguje na zmianę cen w przeciwnym kierunku i w stopniu więcej niż proporcjonalnym/,
- elastyczność względem czasu jest dodatnia i bardzo niska $/e_t = 0,101/$, co świadczy, że sprzedaż w zakładach gastronomicznych ma tendencję rosnącą i reaguje na upływający czas w stopniu mniej niż proporcjonalnym.

4.2.5. Rynek usług transportowych

Kolejnym rynkiem cząstkowym całego rynku turystycznego jest rynek usług transportowych. Podobnie jak i w przypadku wyżej opisanych rynków także i tu podjęto budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych. Przy budowie i estymacji jednorównaniowych modeli ekonometrycznych jednej, dwóch i trzech zmiennych zdecydowano się na wybór tylko jednej zmiennej objaśnianej reprezentującej popyt. Zmienną tą jest liczba przewiezionych pasażerów kolejami linowymi i wyciągami narciarskimi ogółem w tysiącach osób /PKL/. W modelowaniu współzależności zjawisk występujących w obrębie tego rynku jako zmienne objaśniające przyjęto trzy zmienne:

- realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/,
- wskaźnik cen realnych usług w zakresie przejazdów i transportu o podstawie stałej 1970 = 100 /UPTR/

oraz - zmienną czasową ZT.

Liczba przewiezionych pasażerów kolejami linowymi i wyciągami narciarskimi ogółem w tys. osób /PKL/

W I etapie poszukiwania współzależności zjawisk występujących na rynku usług transportowych zbudowano 2 modele z jedną zmienną. Pierwszy z nich przedstawia relację między realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł. a zmienną PKL.

Porównując mierniki dokładności estymacji dla poszczególnych postaci analitycznych modelu /liniowego, potęgowego i hiperbolicznego/ stwierdzono, że żadna postać funkcji nie nadaje się do modelowania oraz do prognozowania. Wskazują na to przede wszystkim bardzo wysokie wartości współczynnika zbieżności $f^2 > 0,65$.

Wszystkie zastosowane funkcje charakteryzują się zatem niskim stopniem dopasowania do danych empirycznych. Należy więc zastosować inną klasę funkcji.

Jeszcze gorsze mierniki oceny dobroci dopasowania do danych empirycznych uzyskano przy budowie drugiego modelu opisującego zależność zmiennej PKL od wskaźnika cen realnych usług w zakresie przejazdów i transportu /o podstawie stałej 1970 = 100/ UPTR. We wszystkich trzech przypadkach /funkcja liniowa, potęgowa i hiperboliczna/ wariancja zmiennej objaśnianej jest w ponad 88 % rezultatem oddziaływania czynników nie ujętych w modelu. Funkcje te nie nadają się zatem do prognozowania i należy je odrzucić, mimo że charakteryzują się one brakiem autokorelacji składnika losowego, jego symetrią i losowym rozkładem reszt.

Pozytywny rezultat dała natomiast dodatkowo podjęta próba zbudowania modelu w oparciu o funkcję paraboliczną. Model ten o postaci:

$$Y_{PKL} = -11,179 + 0,426 X_{UPTR} - 0,062 X_{UPTR}^2$$

$$\phi^2 = 0,459$$

wyjaśnia zmienność zmiennej objaśnianej w ponad 54 %. Nie posiada on niestety walorów interpretacyjnych /opisowych/. Ponieważ nie znamy cech rozkładu składnika losowego /głównie wyników testu Durbina-Watsona/ model ten można wykorzystać do prognozowania, ale w ograniczonym zakresie.

Przejdźcie do drugiego etapu budowy modelu dla zmiennej PKL - modelu dwóch zmiennych /PMWR i UPTR/ dało nieznacznie lepsze rezultaty, lecz nie na tyle, by można uzyskany model zastosować do dalszych badań. Analiza parametrów strukturalnych wybranych modeli pozwoliła stwierdzić, że funkcją najlepiej aproksymującą szeregiem empiryczny jest funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{PKL} = 2,257 + 0,318 \log X_{PMWR} + 0,235 \log X_{UPTR}$$

$$\quad \quad \quad /0,450/ \quad /0,103/ \quad \quad \quad /0,117/$$

$$S_e = 0,031 ; \quad \varphi^2 = 0,552$$

lecz mimo to nie można zastosować jej do modelowania ani tym bardziej do prognozowania współzależności obu zjawisk. Model ten wyjaśnia bowiem zmienność zmiennej objaśnianej jedynie w około 45 %, co przy braku pewności co do rozkładu reszt nie daje żadnej gwarancji uzyskania wiarygodnych wyników.

W III etapie budowy modelu dla zmiennej PKL do modelu dwóch zmiennych /PMWR i UPTR/ wprowadzono dodatkowo zmienną czasową ZT. Model trzech zmiennych zbudowano w oparciu o funkcję liniową o postaci :

$$Y_{PKL} = 1323,403 + 0,490 X_{PMWR} + 35,919 X_{UPTR} + 66,810 ZT$$

$$\quad \quad \quad /1488,733/ \quad /0,237/ \quad \quad \quad /14,643/ \quad \quad \quad /36,002/$$

$$S_e = 435,997 ; \quad \varphi^2 = 0,459$$

Model ten charakteryzuje się lepszym dopasowaniem do danych empirycznych niż modele dwóch zmiennych. Wyjaśnia on bowiem zmiany poziomu badanego zjawiska w czasie w 54 %, przy błędzie resztowym $S_e = 435,997$. Parametry kierunkowe „a” posiadają również walory interpretacyjne. Określają one przeciętne zmiany zmiennej PKL na jednostkę zmian zmiennych PMWR, UPTR i ZT. Przykładowo: parametr a_2 informuje nas, że liczba przewiezionych pasażerów kolejami linowymi i wyciągami narciarskimi wzrośnie przeciętnie o około 36 tys. osób /z możliwym odchyleniem $\pm 14,6$ tys./, jeżeli wskaźnik cen realnych usług w zakresie przejazdów i transportu /o podstawie stałej 1970 = 100/ wzrośnie przeciętnie o 1 punkt procentowy, a pozostałe zmienne /PMWR i ZT/ nie zmienią się.

4.2.6. Rynek sprzętu turystycznego

Rynek sprzętu turystyczno-sportowego jest rynkiem charakterystycznym, o specyficznych towarach występujących w określonym czasie, na odpowiednim obszarze i wyróżniających się funkcją celu jakiemu one służą. Podobnie jak i pozostałe rynki cząstkowe podlega on rozmaitym wpływom różnych zjawisk rynkowych. Celem uchwycenia tych relacji podjęto próbę budowy jednorównaniowych modeli ekonometrycznych jednej, dwóch i trzech zmiennych. Zmienne wybrane do modelowania, a następnie do prognozowania są jedynie reprezentantami poszczególnych kategorii ekonomicznych charakteryzujących rynek sprzętu turystyczno-sportowego. Jako zmienne objaśniane reprezentujące podaż przyjęto :

- liczbę uspołecznionych sklepów z artykułami zaspokojenia potrzeb wypoczynku, sportu i turystyki /SKW/,
- realną wartość dostaw sprzętu turystyczno-sportowego na zaopatrzenie rynku w mln zł. /ceny stałe z roku 1970/ /DSGR/.

Wielkość popytu na ten rodzaj usług określona jest przez:

- wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej - bieżące ceny detaliczne w mln zł /SWT/,
- realną wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej - ceny stałe z 1970 roku w mln zł /SWTR/.

W modelowaniu tego rynku jako zmienne niezależne przyjęto :

- wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej w cenach stałych 1970 = 100 /IGU/,
- odsetek ludności miejskiej /w % ogółu/ /OLM/,
- wielkość nominalną przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/,

- wskaźnik cen detalicznych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym - podstawa stała 1970 = 100 /TNSS/,
- realną wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/,
- wskaźnik cen realnych /detalicznych/ sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym - podstawa stała 1970 = 100 /TNSSR/,
- zmienną czasową t /ZT/.

Liczba uspołecznionych sklepów z artykułami zaspokojenia potrzeb wypoczynku, sportu i turystyki /SKW/

Budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych dla zmiennej SKW podzielono na dwa etapy. W I etapie zbudowano model jednej zmiennej opisujący związek między zmienną SKW a zmienną niezależną IGU - wskaźnikiem nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /o podstawie stałej 1970 = 100/.

Analiza parametrów struktury wybranych klas funkcji pozwala na stwierdzenie, że żadna z nich nie nadaje się do modelowania współzależności obu zjawisk, ani tym bardziej do prognozowania opisywanej zmiennej. Wszystkie zastosowane funkcje charakteryzują się niskim stopniem dopasowania do danych empirycznych na co wskazuje wartość współczynnika zbieżności $\eta^2 > 0,56$. Oznacza to, że zbudowane modele w niespełna 44 % wyjaśniają zmienność zmiennej objaśnianej. Należy zatem zastosować inną klasę funkcji.

Lepsze rezultaty uzyskano w drugim etapie - przy budowie modelu dwóch zmiennych dla zmiennej SKW. Obok zmiennej niezależnej IGU wprowadzono dodatkowo zmienną czasową ZT. Najlepsze mierniki oceny dobroci dopasowania do danych empirycznych uzyskano dla modelu o postaci funkcji potęgowej :

$$\log Y_{SKW} = 3,506 + 0,183 \log X_{IGU} + 0,032 \log X_{ZT}$$
$$\quad \quad \quad /0,136/ \quad /0,058/ \quad \quad \quad /0,017/$$

$$S_e = 0,013 ; \quad \rho^2 = 0,410$$

Stosunkowo wysoka wartość współczynnika zbieżności $\rho^2 = 0,410$ informuje, że wariancja zmiennej objaśnianej jest w 41 % rezultatem oddziaływania czynników nie ujętych w modelu. Model ten można zatem zastosować do prognozowania jedynie w krótkim horyzoncie czasowym, przy czym uzyskane wyniki należy analizować z dużą ostrożnością.

W wyznaczonej funkcji potęgowej na uwagę zasługują parametry a_1 i a_2 będące współczynnikami elastyczności. Przykładowo pierwszy z nich informuje, że wzrostowi IGU o 1 % towarzyszy wzrost liczby sklepów uspołecznionych z artykułami zaspokojenia potrzeb wypoczynku, sportu i turystyki o 0,183 %, z możliwym odchyleniem $\pm 0,058$ %, pod warunkiem, że zmienna ZT nie zmieni się. Ponieważ $a_1 < 1$ należy stwierdzić, że zmienna SKW jest mało elastyczna względem zmiennej IGU /oraz ZT, gdyż $a_2 < 1/$.

Realna wartość dostaw sprzętu turystyczno-sportowego na zaopatrzenie rynku w mln zł, ceny stałe z 1970 r. /DSGR/

Budowę modeli ekonometrycznych dla drugiej zmiennej reprezentującej podaż na rynku sprzętu turystyczno-sportowego - zmiennej DSGR również podzielono na dwa etapy. W I etapie podjęto próbę znalezienia związku między zmienną DSGR a odsetkiem ludności miejskiej /OLM/, lecz próba ta zakończyła się niepowodzeniem. Uzyskane wartości współczynników zbieżności dla funkcji liniowej, potęgowej i hiperbolicznej wskazują, że we wszystkich trzech przypadkach wariancja zmiennej zależnej jest w niespełna 8 % rezultatem oddziaływania czynników ujętych w modelach. Ponadto w modelach liniowym

i potęgowym na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ występuje silna autokorelacja składnika losowego. Należy zatem zastosować inną klasę funkcji. Funkcją tą może być funkcja kwadratowa o postaci :

$$Y_{DSGR} = 3535,487 - 117,916 X_{OIM} + 0,984 X_{OIM}^2$$

$$r^2 = 0,420$$

która wyjaśnia zmienność zmiennej objaśnianej w około 58 %. Brak rozeznania co do cech rozkładu reszt dla tej klasy funkcji zmusza nas do bardzo ostrożnego stosowania tego modelu do prognozowania.

W II etapie budowy modelu dla zmiennej DSGR obok zmiennej niezależnej OIM wprowadzono dodatkowo zmienną czasową ZT. Uzyskane mierniki oceny dobroci dopasowania do danych empirycznych dla zastosowanych funkcji /liniowej i potęgowej/ jednoznacznie wskazują, że nie mogą one służyć jako narzędzia do prognozowania kształtowania się zmiennej DSGR w czasie.

Wartość sprzedaży detalicznej sprzętu sportowo-turystycznego przez jednostki gospodarki uspołecznionej w mln zł - bieżące ceny detaliczne /SWT/

Pierwszą zmienną reprezentującą popyt na rynku sprzętu sportowo-turystycznym jest zmienna SWT. Dla zmiennej tej zbudowano dwa modele, z których pierwszy przedstawia wpływ wielkości nominalnej przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMW/ na SWT, drugi natomiast opisuje związek ze wskaźnikiem cen detalicznych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym o podstawie stałej 1970 = 100 /TNSS/. Oba te modele są modelami jednej zmiennej.

W pierwszym przypadku funkcją najlepiej aproksymującą szereg empiryczny jest funkcja liniowa o postaci:

$$Y_{\text{SWT}} = 447,491 + 0,413 X_{\text{PMW}}$$

$$/393,096/ \quad /0,032/$$

$$S_e = 1096,575 ; \quad V_e = 25,74 \% ; \quad \varphi^2 = 0,088$$

Model ten wyjaśnia zmienność zmiennej objaśnianej w ponad 91 % oraz charakteryzuje się stosunkowo niezbyt wysokim błędem aproksymacji stanowiącym około 26 % średniej. Ponadto model ten posiada symetryczny rozkład składnika losowego /dla $\alpha = 0,10/$, Rozkład ten nie jest niestety rozkładem losowym /dla $\alpha = 0,05$ i $\alpha = 0,025/$ oraz charakteryzuje się autokorelacją reszt. Te dwie ostatnie cechy bardzo niekorzystnie wpływają na ocenę przydatności tego modelu do prognozowania. Mimo stosunkowo dobrego dopasowania do danych empirycznych model ten należałoby w zasadzie odrzucić i nie stosować do prognozowania zmiennej SWT.

Podobnymi cechami charakteryzuje się również jednorównaniowy model przedstawiający wpływ zmiennej TNSS na SWT. W przypadku tego modelu funkcją najlepiej opisującą kształtowanie się współzależności obu zmiennych jest także funkcja liniowa o postaci :

$$Y_{\text{SWT}} = 692,584 + 13,859 X_{\text{TNSS}}$$

$$/408,134/ \quad /1,163/$$

$$S_e = 1176,357 ; \quad V_e = 27,61 \% ; \quad \varphi^2 = 0,101$$

Wariancja zmiennej objaśnianej jest jedynie w 10 % rezultatem oddziaływania czynników nie ujętych w modelu. Najbardziej istotną wadą tego modelu, który - podobnie jak w modelu poprzednim - praktycznie uniemożliwia zastosowanie go do prognozowania jest brak losowości rozkładu reszt oraz autokorelacja składnika losowego.

Realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej w mln zł /SWTR/

Ostatnią zmienną charakteryzującą popyt na rynku sprzętu turystyczno-sportowego jest zmienna SWTR. Budowę jednorównaniowych modeli ekonometrycznych dla tej zmiennej podzielono na trzy etapy. W I etapie zbudowano dwa modele jednej zmiennej. Pierwszy z nich przedstawia związek między zmienną SWTR a realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/. Analiza parametrów struktury wybranych funkcji /liniowej, potęgowej i hiperbolicznej/ pozwala na stwierdzenie, że funkcją najlepiej aproksymującą szereg empiryczny jest funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{SWTR} = -6,311 + 2,726 \log X_{PMWR}$$
$$/0,810/ \quad /0,232/$$

$$S_e = 0,070 ; \quad Y_e = 2,17 \% ; \quad \rho^2 = 0,104$$

Otrzymane mierniki dobroci dopasowania funkcji do danych empirycznych, a więc błędy resztowe i współczynnik zbieżności informują, że funkcja ta nie wyjaśnia zaledwie 10,4 % zmienności zmiennej objaśnianej, a reszty mają rozkład losowy /dla $\alpha = 0,025$ / i symetryczny /dla $\alpha = 0,10$ /. Brak również autokorelacji składnika losowego przesądza o dopuszczeniu tej klasy funkcji do prognozowania. Przedstawiony model potęgowy posiada również walory interpretacyjne. Parametr a_1 w wyznaczonej tu funkcji informuje, że wzrostowi PMWR o 1 % towarzyszy wzrost realnej wartości sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej o 2,73 % z możliwym odchyleniem $\pm 0,23$ %. Ponieważ uzyskany współczynnik elastyczności jest większy od jedności, należy stwierdzić, że zmienna SWTR jest wysoce elastyczna względem

zmian PMWR.

Próba zbudowania drugiego jednorównaniowego modelu opisującego relację między zmienną objaśnianą SWTR a wskaźnikiem realnych cen detalicznych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym o podstawie stałej 1970 = 100 /TNSSR/ zakończyła się niestety niepowodzeniem. Wszystkie funkcje analityczne /liniowa, potęgowa i hiperboliczna/ odznaczały się słabym dopasowaniem do danych empirycznych, na co wskazywała wartość współczynników zbieżności $\varphi^2 > 0,69$ /. Ponadto we wszystkich trzech modelach wystąpiła autokorelacja składnika losowego, co potwierdził przeprowadzony test Durbina-Watsona. Reszty nie miały również rozkładu losowego.

W II etapie z kolei podjęto próbę zbudowania dwóch modeli z dwoma zmiennymi niezależnymi.

Pierwszy z nich przedstawia relację między zmienną objaśnianą SWTR a zmiennymi niezależnymi PMWR i TNSSR. Związek między tymi zmiennymi /w latach 1970 - 1987/ najlepiej przedstawia model z wykorzystaniem funkcji potęgowej. Oszacowana postać tego modelu jest następująca :

$$\log Y_{SWTR} = -6,348 + 2,730 \log X_{PMWR} + 0,012 \log X_{TNSSR}$$
$$\quad \quad \quad /1,880/ \quad /0,296/ \quad \quad \quad /0,550/$$

$$S_e = 0,072 ; \quad \varphi^2 = 0,104$$

Model ten wyjaśnia zmienność zmiennej SWTR w blisko 90 %. Ze względu na brak możliwości określenia cech rozkładu reszt uzyskane prognozy należy traktować z dużą ostrożnością.

Jeszcze lepsze mierniki oceny dobroci dopasowania do danych empirycznych uzyskano przy budowie drugiego modelu dwóch zmiennych dla zmiennej zależnej SWTR. W miejsce zmiennej niezależnej TNSSR

wprowadzono zmienną czasową ZT. Związek między zmienną SWTR a PMWR i ZT najlepiej opisuje - podobnie jak i w poprzednim modelu - funkcja potęgowa o postaci :

$$\log Y_{SWTR} = -7,814 + 3,193 \log X_{PMWR} - 0,146 \log X_{ZT}$$

$$\quad \quad \quad /0,903/ \quad /0,268/ \quad \quad \quad /0,056/$$

$$S_e = 0,060 ; \quad V_e = 1,86 \% ; \quad \rho^2 = 0,071$$

Wyżej przedstawiony model wyjaśnia kształtowanie się zmiennej SWTR w latach 1970 - 1987 w blisko 93 %, przy błędzie resztowym wynoszącym zaledwie 1,86 % wartości średniej. Rozkład reszt jest rozkładem losowym i symetrycznym ; nie występuje również autokorelacja składnika losowego. Model ten można więc z powodzeniem stosować do prognozowania współzależności zmiennej SWTR i PMWR w czasie. Parametry kierunkowe w tym modelu $a_1 = 3,193$ i $a_2 = -0,146$ są miarą elastyczności zmiennej zależnej. Przykładowo parametr a_2 oznacza, że zmianie czasu o 1 % towarzyszy spadek realnej wartości sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej o około 0,15 %, pod warunkiem, że zmienna PMWR pozostanie na dotychczasowym poziomie.

Ostatnim etapem budowy modelu dla zmiennej SWTR było zbudowanie modelu o trzech zmiennych niezależnych. Relację między SWTR a zmiennymi PMWR, TNSSR i ZT również w tym przypadku najlepiej opisuje funkcja o postaci :

$$\log Y_{SWTR} = -6,692 + 3,113 \log X_{PMWR} - 0,424 \log X_{TNSSR} - 0,164 \log X_{ZT}$$

$$\quad \quad \quad /1,579/ \quad /0,285/ \quad \quad \quad /0,487/ \quad \quad \quad /0,060/$$

$$S_e = 0,060 ; \quad \rho^2 = 0,068$$

Jedynie w około 7 % wariancja zmiennej objaśnianej nie jest wyjaś-

niona zbudowanym modelem. Wartości teoretyczne odchylają się od wartości empirycznych w górę i w dół o 0,06. Ponieważ nie znamy cech rozkładu składnika losowego uzyskane za pomocą tego modelu prognozy należy dokładnie przeanalizować.

4.3. Prognoza krótkookresowa wybranych zjawisk na rynku turystycznym

Prognozowanie zjawisk zachodzących na rynku turystycznym jest aktualnie zadaniem niezwykle trudnym i ryzykownym. Rynek ten, podobnie jak i inne rynki branżowe, jest częścią ogólnych stosunków towarowo-pieniężnych będących odzwierciedleniem całej niezmiernie skomplikowanej sytuacji gospodarczej kraju. Niestabilność wszystkich kategorii ekonomicznych sprawia, że wiarygodność poszczególnych zmiennych charakteryzujących zjawiska rynkowe jest w znacznym stopniu ograniczona. Powoduje to, że do wszystkich wyników predykcji trzeba podchodzić niezmiernie ostrożnie uznając je w zasadzie jako wielkości orientacyjne.

Horyzont budowanych prognoz, w wyniku przedstawionej sytuacji, ograniczony został jedynie do lat 1990 i 1991. Natomiast niezbędne dane o szacowaniu się w najbliższej przyszłości wartości zmiennych objaśniających uzyskano w jedynie możliwy obecnie sposób tj. ekstrapolując dotychczasową tendencję ich zmian /głównie - obserwowaną po 1981 roku/.

Procesem prognozowania objęte zostały zmienne opisujące zasadnicze elementy sześciu wyodrębnionych rynków częściowych składających się na rynek turystyczny. Elementy te, czyli podaż i popyt, w miarę możliwości ujęte były ilościowo oraz wartościowo, przy czym w tym ostatnim wypadku uwzględniono tylko wartość liczoną w cenach stałych, przyjmując za takowe ceny z 1970 roku.

Podstawą predykcji badanych zjawisk były ekonometryczne modele przyczynowo-opisowe, których budowa, wyniki estymacji oraz weryfikacja omówione zostały w poprzednim podrozdziale. Tam też poszczególne modele oceniano pod względem ich własności predykcyjnych i dokonywano wyboru modeli dopuszczalnych.

4.3.1. Rynek usług noclegowych

Liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych ogółem /MOT/

Proces predykcji zmiennej MOT przeprowadzono posługując się metodą prognozowania na podstawie jednorównaniowego modelu przyczynowo-episowego o jednej zmiennej objaśniającej /LPU/, dwóch zmiennych /OLM,IGU/ i trzech zmiennych /OLM,IGU,ZT/.

Ogólnie biorąc, wyniki prognozowania wskazują, że podaż usług noclegowych, mierzona liczbą miejsc noclegowych w obiektach turystycznych, będzie miała w najbliższych latach charakter malejący. Świadczą o tym prognozy zbudowane w oparciu o dwa relatywnie najlepiej dopasowane modele tj. model określający zależności między zmienną MOT a wielkością zatrudnienia /LPU/ oraz model opisujący zależności między MOT a wielkością zatrudnienia /LPU/, poziomem nakładów inwestycyjnych /IGU/ i zmienną czasową /ZT/. Mając na uwadze aktualną sytuację gospodarczą kraju, można powiedzieć, że prognozy zbudowane w oparciu o trzeci model przedstawiający relacje między MOT a rozwojem procesu urbanizacji /OLM/ i poziomem nakładów inwestycyjnych nie są realne; będąc nawet wielkim optymistą trudno przyjąć, by wielkość bazy noclegowej w najbliższych dwóch latach przekroczyła 400 tys. miejsc, gdy np. w 1987 roku liczyła ona tylko 355 tys. miejsc.

Reasumując można stwierdzić, że jako ostateczne należy przyjąć wielkości uzyskane z modelu o trzech zmiennych objaśniających. Wynika z tego, że jeżeli obserwowana tendencja rozwojowa w zakresie procesów urbanizacyjnych, procesów inwestycyjnych oraz ogólna tendencja rozwoju turystycznej bazy noclegowej nie ulegnie istotnym zmianom, to należy się spodziewać, że ogólna liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych w Polsce wynosić będzie :

w roku 1990 - 351,1 tys. $\pm$ 14,7 tys.

w roku 1991 - 345,2 tys. $\pm$ 14,7 tys.

Liczba udzielonych noclegów turystom krajowym w obiektach turystycznych ogółem w tys. /UOT/

W procesie predykcji zmiennej UOT opisującej wielkość popytu na usługi noclegowe w ujęciu ilościowym wykorzystano model z jedną zmienną objaśniającą /PMWR/ oraz model z trzema zmiennymi objaśniającymi /PMWR/, USTWR/, ZT/.

Z uzyskanych w oparciu o podane modele prognoz wynika, że popyt turystów krajowych na usługi noclegowe w obiektach turystycznych będzie miał w najbliższym czasie charakter rosnący.

Generalnie wyższe wartości posiadają prognozy zbudowane w oparciu o model przedstawiający zależności między MOT a poziomem realnych dochodów /PMWR/, poziomem realnych cen na usługi z zakresu sportu, turystyki i wypoczynku /ZSTWR/ i ogólną tendencją rozwojową obserwowaną w przypadku liczby udzielonych noclegów /ZT/. Wartości te jednak mieszczą się w obszarze zmienności prognoz otrzymanych w wyniku zastosowania modelu z jedną zmienną objaśniającą opisującą poziom realnych dochodów.

Wyniki uzyskane za pomocą tego ostatniego modelu wydają się najbardziej realne i stąd przyjęto je uznać jako ostateczne. Przy założeniu, że obserwowana w ostatnich latach tendencja zmian w zakresie wielkości przeciętnego realnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej nie ulegnie istotnym zmianom, można oczekiwać, iż liczba udzielonych noclegów turystom krajowym w obiektach turystycznych wynosić będzie :

w roku 1990 - 33,9 mln noclegów

w roku 1991 - 34,6 mln noclegów

z średnim błędem prognozy wynoszącym 2,9 mln noclegów.

Realna wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych /ceny stałe z 1970 roku/ w mln zł /UZGR/

W procesie predykcji zmiennej UZGR zastosowano cztery oszacowane modele przyczynowo-opisowe : jeden o jednej zmiennej objaśniającej /PMWR/, dwa o dwóch zmiennych /PMWR i USTWR oraz USTWR i ZT/ i jeden z trzema zmiennymi /PMWR,USTWR,ZT/.

Ogólnie biorąc wyniki predykcji wskazują, że popyt na usługi noclegowe w ujęciu wartościowym /ceny stałe/ powinien mieć charakter rosnący, przy czym tempo zmian jest, w świetle poszczególnych modeli, dość zróżnicowane. Biorąc jednak pod uwagę aktualną sytuację gospodarczą kraju, prognozy przewidujące wzrost w najbliższych dwóch latach realnej wartości sprzedaży usług noclegowych wydają się być bardzo mało prawdopodobne. Stąd też jako ostateczne przyjęte wyniki uzyskane przy pomocy relatywnie najlepiej dopasowanego modelu, w którym w roli zmiennych objaśniających wystąpił wskaźnik realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku /USTWR/ oraz zmienną czasową /ZT/. Prognozy zbudowane w oparciu o powyższy model wskazują, że sprzedaż usług noclegowych liczona w cenach stałych z 1970 roku będzie w najbliższym okresie malała. Jeżeli obserwowana w minionych latach tendencja zmian w zakresie realnych cen usług sportu, turystyki i wypoczynku oraz występująca od kilku lat ogólna tendencja zmian w zakresie sprzedaży usług noclegowych nie ulegnie istotnym zmianom, to można sądzić, że wartość sprzedaży badanych usług/w cenach stałych z 1970 roku/ wynosić będzie:

w roku 1990 - 995,5 mln zł $\pm$ 69,2 mln zł,

w roku 1991 - 965,0 mln zł $\pm$ 69,2 mln zł.

Tabela 1

Prognoza podstawowych elementów rynku usług noclegowych

Zmienna prognozowana	Zmienne objasniające	Postać analityczna funkcji	Prognoza			Średni błąd prognozy
			1989	1990	1991	
MOT /tys.miejsc/	LPU	potęgowa	334,4	328,4	324,1	10,7
	OLM,IGU	potęgowa	400,3	404,8	408,8	20,9
	OLM,IGU,ZT	liniowa	356,5	351,1	345,2	14,7
UOT /tys.noclegów	PMWR	potęgowa	33410,2	33936,2	34566,7	2939,8
	PMWR,USTWR,ZT	liniowa	35049,7	35744,6	36425,2	3256,6
UZGR /mln zł; ceny stałe/	PMWR	potęgowa	898,4	919,1	944,1	119,4
	PMWR,USTWR	potęgowa	821,2	829,3	842,5	118,6
	USTWR,ZT	liniowa	1011,2	995,5	965,0	69,2
	PMWR,USTWR,ZT	potęgowa	943,8	958,8	972,6	78,0

4.3.2. Rynek usług w zakresie organizacji i obsługi ruchu turystycznego

Liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku /PLU/

Proces predykcji zmiennej PLU przeprowadzono posługując się modelami ekonometrycznymi jednej, dwóch i trzech zmiennych. Związek między zmienną PLU a odsetkiem ludności miejskiej /OLM/ najlepiej przedstawia model z wykorzystaniem funkcji liniowej i na jego też podstawie zbudowano prognozę dla liczby placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku. Ogólnie biorąc, wyniki procesu prognozowania wskazują, że podaż usług świadczonych przez te placówki mierzona zmienną PLU będzie miała charakter rosnący. W roku 1990 - przy założeniu, że procesy urbanizacyjne w naszym kraju będą przebiegać tak jak dotychczas - liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku będzie wynosiła około 7406, a w roku 1991 - 7540, a więc odpowiednio o 468 i 602 placówki więcej niż w 1987 roku. Uwzględniając błędy prognozy ex post należy stwierdzić, że w roku 1990 liczba tych placówek będzie się wahać w granicach 7125 - 7686, a w roku 1991 od 7260 do 7821 przy założeniu, że odsetek ludności miejskiej w Polsce będzie wynosił w 1980 roku - 61,7 %, a w 1991 roku - 61,9 % ogółu populacji.

Również model o postaci funkcji liniowej najlepiej przedstawiał relację między zmienną PLU a odsetkiem ludności miejskiej /OLM/ oraz wskaźnikiem nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej /IGU/. Uzyskane rezultaty predykcji przy pomocy tego modelu wskazują, że liczba placówek usługowych z zakresu kultury

fizycznej, turystyki i wypoczynku w latach 1990 - 1991 wzrosnie jeszcze bardziej niż przewidywano posługując się modelem dla jednej zmiennej. Można przypuszczać, że wyniki uzyskane przy pomocy modelu dwóch zmiennych stanowią górny poziom zwiększenia się ilości placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku w latach 1990 - 1991.

Pamiętając o błędach prognozy ex post można stwierdzić, że w roku 1990 ilość tych placówek będzie wynosić od 7690 do 8143, natomiast w roku 1991 w granicach 7871 - 8324.

O wiele niższe wartości prognoz uzyskano w drugim modelu dwóch zmiennych przedstawiającym wpływ zmiennych objaśniających IGU i zmiennej czasowej ZT na zmienną objaśnianą PLU. Najlepiej opisującym powyższą zależność był model zbudowany na bazie funkcji potęgowej, który charakteryzował się bardzo dobrym dopasowaniem do danych empirycznych wynoszącym ponad 98 %. Uzyskane w oparciu o ten model prognozy wskazują, że w roku 1990 liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku wynosić będzie około 7583 /tj od 7376 do 7795/, a w roku 1991 około 7742 /tj od 7531 do 7959/.

Ostatnim modelem zbudowanym dla zmiennej PLU był model trzech zmiennych przedstawiający relację między zmienną PLU a zmiennymi niezależnymi OIM, IGU, i ZT. Otrzymane mierniki dobroci dopasowania do danych empirycznych wskazywały jednoznacznie, że modelem najlepiej nadającym się do prognozowania zmiennej PLU jest w tym przypadku model zbudowany w oparciu o funkcję liniową. Model ten wyjaśnia zmiany poziomu badanego zjawiska aż w 96 %.

Przewidywania dotyczące kształtowania się liczby placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku w latach 1990 - 1991 są dość optymistyczne lecz nieznacznie niższe niż w

modelu opisującym wpływ zmiennych OLM i IGU na zmienną PLU. Uzyskane na podstawie tego modelu prognozy wskazują, że liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku wynosić będzie w roku 1990 - około 7838 $\pm$ 225 placówek/, natomiast w roku następnym już 7970 placówek $\pm$ 225/.

Analizując wszystkie prognozy dla zmiennej PLU na lata 1990 - 1991 oraz zakładając, że przewidywania uzyskane przy pomocy modelu dwóch zmiennych opisującego zależność między PLU a OLM i IGU w oparciu o funkcję liniową są zbyt optymistyczne i odbiegające od pozostałych prognoz, można stwierdzić, że liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku /PLU/ powinna w roku 1990 wahać się w przedziale 7613 - 7686 placówek, a w roku 1991 od 7745 do 7820 placówek. Mając jednak na uwadze, że prognozy zmiennych niezależnych również obciążone są pewnymi błędami należy oczekiwać, że przewidywania te będą jeszcze bardziej rozbieżne.

Realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego w mln zł /ceny stałe z roku 1970/ /UORR/

W przypadku zmiennej UORR prognozy zostały wyznaczone za pomocą modelu dwóch i trzech zmiennych.

W pierwszej wersji zbudowano model dwóch zmiennych opisujący współzależność zmiennej UORR oraz zmiennych niezależnych: PMWR /realnej wielkości przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł/ i USTWR /wskaźnika cen realnych usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku o podstawie stałej 1970 = 100/. Prognozy krótkoterminowe kształtowania się poziomu badanej zmiennej wyznaczono w oparciu o model zbudowany na bazie funkcji liniowej oraz w oparciu o model potęgowy, ze względu - jak to już

wspomniano wyżej - na bardzo zbliżone oceny przydatności obu klas funkcji do prognozowania.

Przewidywania dotyczące kształtowania się zmiennej UORR w latach 1990 - 1991 wyznaczone w oparciu o model liniowy są nieco bardziej optymistyczne niż zbudowane w oparciu o model potęgowy /dotyczy to szczególnie prognozy na rok 1990/. Obciążone są one porażką tym mniejszym błędem predykcji ex post. W 1990 roku realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego liczona w cenach stałych z 1970 roku może się zatem wahać - w pierwszym przypadku - w granicach od 2837,4 mln zł do 3548,7 mln zł; w drugim natomiast przypadku - od 2718,4 mln zł do 3667,0 mln zł.

Z kolei w 1991 roku realna wartość sprzedaży tych usług będzie się kształtować na poziomie - odpowiednio 2969,0 mln zł do 3680,3 mln zł oraz 2860,4 mln zł do 3858,6 mln zł.

Prognozy uzyskane za pomocą modelu o postaci funkcji liniowej są zatem bardziej precyzyjne i oscylują wokół poziomu 3193,055 mln zł dla roku 1990 oraz 3324,655 mln zł dla roku następnego lecz należy podchodzić do nich bardzo ostrożnie ze względu na niski stopień dopasowania tego modelu do danych empirycznych.

Ostatnim modelem, w oparciu o który przeprowadzono predykcję zmiennej UORR był model trzech zmiennych niezależnych, który powstał przez wprowadzenie do dotychczasowego modelu dwóch zmiennych /PMWR i USTWR/ zmiennej czasowej ZT. Do budowy prognoz zastosowano model o postaci funkcji liniowej, która charakteryzowała się znacznie lepszym dopasowaniem niż ważniejsza funkcja dwóch zmiennych. Na podstawie uzyskanych prognoz można się spodziewać, że w roku 1990 realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego liczona w cenach stałych z 1970 roku wy-

nosić będzie około 3491,097 mln zł / $\pm$ 324,956 mln zł/, a w roku 1991 - 3584,899 mln zł / $\pm$ 324,956 mln zł/.

Analizując wszystkie uzyskane prognozy dla zmiennej UORR oraz mając na uwadze błędy szacunków dla poszczególnych modeli można przyjąć, że realna wartość sprzedaży tych usług w roku 1990 będzie się zamykała w przedziale 3166,1 - 3548,7 mln zł, a w roku 1991 - 3259,9 - 3680 mln zł.

4.3.3. Rynek usług czasowych

Liczba miejsc noclegowych w obiektach czasowo-wypoczynkowych ogółem /MOW/

Proces predykcji zmiennej MOW przeprowadzono posługując się jedynie modelem dwóch zmiennych opisujących związek między zmienną MOW a liczbą pracujących w gospodarce uspołecznionej /LPN/ i zmienną czasową /ZT/.

Modele jednej zmiennej nie nadawały się niestety do prognozowania głównie ze względu na niski stopień dopasowania do danych empirycznych i silną autokorelację składnika losowego.

Prognozę dla zmiennej MOW zbudowano wykorzystując model o postaci funkcji potęgowej charakteryzujący się stosunkowo dobrym wygładzeniem szeregu empirycznego. Wyniki predykcji wskazują, że podaż usług noclegowych, mierzona liczbą miejsc noclegowych w obiektach czasowo-wypoczynkowych, będzie malała. W 1990 roku liczba miejsc noclegowych w tych obiektach winna wynosić 461485, podczas gdy już w roku następnym o 5324 miejsca mniej osiągając poziom zbliżony do poziomu z roku 1973 co wydaje się jednak mało prawdopodobne. Nie ma bowiem żadnych przesłanek do tak głębokiego spadku tej wielkości.

Liczba udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypoczynkowych ogółem w tys. /UOW/

W przypadku zmiennej UOW prognozy zostały wyznaczone za pomocą modeli dwóch i trzech zmiennych. Model dwóch zmiennych opisujący współzależność zmiennej UOW oraz zmiennych niezależnych PMWR /realna wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospo-

darce uspołecznionej w zł/ i UWCR /wskaźnik cen realnych usług w zakresie czasów o podstawie stałej 1970 = 100/ zbudowano w oparciu o funkcję potęgową. Przewidywania dotyczące kształtowania się zmiennej UOW w latach 1990 - 1991 są dość optymistyczne. Liczba udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypoczynkowych w 1990 roku będzie się wahać w granicach 37161 tys. - 42863 tys., a w roku 1991 od 37715 tys. do 43503 tys.

Znacznie mniej optymistyczne są natomiast prognozy dla tej zmiennej uzyskane w oparciu o model trzech zmiennych z dodatkową zmienną czasową ZT/, zbudowany na bazie funkcji liniowej. Z analizy uzyskanych wyników można wyciągnąć wniosek, że liczba udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypoczynkowych będzie się zmniejszać i w roku 1990 wyniesie około 41048 tys. noclegów / ± 2330 noclegów/, a w roku następnym już około 40641 tys. / ± 2330 noclegów/.

Porównując prognozy uzyskane za pomocą obu modeli można z dużym prawdopodobieństwem przewidywać, że w roku 1990 liczba udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypoczynkowych będzie się kształtować na poziomie 38718 - 42863 tys., a w roku 1991 od 38311 do 42971 tys. noclegów.

Realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem w mln zł
/ceny stałe z roku 1970/ /UWGR/

W procesie prognozowania zmiennej UWGR opisującej realną wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem posłużono się modelami ekonometrycznymi jednej, dwóch i trzech zmiennych niezależnych.

Związek między zmienną UWGR a wskaźnikiem cen realnych usług w zakresie czasów o podstawie stałej 1970 = 100 /UWCR/ najlepiej

przedstawiał model z wykorzystaniem funkcji hiperbolicznej i na jego też podstawie zbudowano prognozę dla zmiennej UWGR. Wyniki procesu prognozowania wskazują, że realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem będzie miała charakter malejący. W roku 1990 - przy założeniu, że wskaźnik cen realnych w zakresie wczasów będzie się kształtował tak jak dotychczas - realna wartość sprzedaży tych usług będzie wynosiła 1127,2 mln zł / $\pm$ 171,5 mln zł/, a w roku 1991 - 1116,7 mln zł / $\pm$ 171,5 mln zł/, a więc odpowiednio 127,7 i 138,2 mln zł mniej niż w roku 1987.

Z kolei model o postaci funkcji potęgowej najlepiej przedstawiał relację między zmienną UWGR a zmiennymi objaśniającymi UWGR i PMWR /realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł/. Uzyskane wyniki predykcji przy pomocy tego modelu wskazują, że realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem przy uwzględnieniu błędów prognozy ex post w roku 1990 będzie się kształtował na poziomie 1074,0 - 1303,2 mln zł, a w roku następnym w granicach 1092 - 1325,0 mln zł.

Znacznie niższe wartości prognoz uzyskano w modelu trzech zmiennych przedstawiającym wpływ zmiennych niezależnych UWGR, PMWR i zmiennej czasowej ZT na zmienną UWGR. Modelem charakteryzującym się najlepszym dopasowaniem do danych empirycznych wynoszącym ponad 92 % był model zbudowany na bazie funkcji liniowej i on też posłużył do prognozowania zmiennej UWGR. Uzyskane w oparciu o ten model prognozy wskazują, że w roku 1990 realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem wynosić będzie około 1152,5 mln zł / $\pm$ 101,5 mln zł/ wg cen stałych z 1970 roku, a w roku następnym tj. w 1991 - około 1110,8 mln zł / $\pm$ 101,5 mln zł/.

Analizując wszystkie prognozy dla zmiennej UWGR na lata 1990-1991 otrzymane przy pomocy modeli jednej, dwóch i trzech zmien-

nych można stwierdzić, że realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem powinna w roku 1990 wahać się w przedziale 1074,0 - 1254,0 mln zł, a w roku 1991 od 1092,0 do 1212,3 mln zł licząc w cenach stałych z 1970 roku.

4.3.4. Rynek usług gastronomicznych

Liczba zakładów gastronomicznych ogółem /GZO/

W procesie predykcji zmiennej GZO wykorzystano łącznie trzy modele ekonometryczne - dwa o jednej zmiennej objaśniającej /OLM i LPN/ oraz jeden o trzech zmiennych objaśniających /LPN, IGU, ZT/.

Ogólnie biorąc wyniki predykcji otrzymane przy pomocy podanych modeli wskazują, że podaż usług gastronomicznych mierzona liczbą zakładów gastronomicznych będzie miała charakter rosnący.

Najmniej optymistyczne prognozy uzyskano z modelu, w którym jako zmienną objaśnianą przyjęto poziom zatrudnienia w gospodarce narodowej /LPN/. Analiza ich wartości wskazuje jednak, że są one nierealne, gdyż już w 1986 roku liczba zakładów była wyższa od prognozowanej na 1991 rok.

Z kolei najbardziej optymistyczne są prognozy zbudowane w oparciu o model z trzema zmiennymi objaśniającymi charakteryzującymi kolejno: poziom zatrudnienia /LPN/, poziom nakładów inwestycyjnych /IGU/ i ogólną tendencję rozwojową zmiennej objaśnianej /ZT/. Model ten odznacza się relatywnie najlepszym dopasowaniem a także pozytywnymi wynikami badania składnika losowego ze względu na symetrię, losowość i autokorelację. Stąd też rezultaty predykcji na podstawie tego modelu przyjęto uznać za najbardziej realne.

Ostatecznie można podać, że jeżeli dotychczasowa tendencja w zakresie wielkości zatrudnienia i nakładów inwestycyjnych oraz ogólna tendencja rozwojowa zmiennej prognozowanej nie ulegnie istotnym zmianom, to należy się spodziewać, iż globalnie liczba zakładów gastronomicznych w Polsce wynosić będzie :

w roku 1990 - 28,1 tys.,

w roku 1991 - 28,6 tys.,

z średnim błędem prognozy kształtującym się na poziomie 0,6 tys.

Liczba miejsc konsumenckich w uspołecznionych zakładach gastronomicznych w tys. /GMU/

Przy budowie prognozy dla wartości zmiennej GMU przedstawiającej wielkość oferty podaźowej sektora uspołecznionego w zakresie usług gastronomicznych wykorzystano model o postaci funkcji liniowej z jedną zmienną objaśniającą. Opisuje on zależność między prognozowaną zmienną a poziomem zatrudnienia w gospodarce uspołecznionej /LPU/.

Rezultaty predykcji dokonanej w oparciu o podany model wskazują, że potencjał usługowy uspołecznionych zakładów gastronomicznych będzie z upływem czasu ulegał zmniejszaniu. Zakładając, iż obserwowana tendencja w zakresie wielkości zatrudnienia w sektorze uspołecznionym nie ulegnie istotnym zmianom, można przewidywać, że liczba miejsc konsumenckich w uspołecznionych zakładach gastronomicznych wynosić będzie :

w 1990 roku - 1085,6 tys.,

w 1991 roku - 1075,6 tys.,

przy czym podane wielkości mogą odchylać się od rzeczywistych o $\pm 33,7$ tys.

Realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem
/ceny stałe z 1970 roku/ w mld zł /GSOR/

Predykcję wielkości zmiennej GSOR przeprowadzono posługując się trzema modelami. Dwa z nich to modele o jednej zmiennej objaśniającej /PMWR i ZGOR/, a trzeci jest modelem o trzech zmiennych objaśniających /PMWR/ZGOR,ZT/.

Wyniki predykcji w oparciu o model opisujący zależność między GSOR a zmienną określającą poziom realnych dochodów wskazują, że realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych w najbliższych latach będzie wzrastać. Natomiast prognozy zbudowane za pomocą pozostałych dwóch modeli różnią się nieznacznie i jednocześnie wskazują, że analizowana sprzedaż w najbliższym okresie będzie ulegać zmniejszaniu, co z uwagi na obecną i przewidywaną sytuację gospodarczą kraju wydaje się być zdecydowanie bardziej realne.

Jako najbardziej prawdopodobną należy przyjąć prognozę uzyskaną w wyniku zastosowania modelu przedstawiającego relacje między zmienną GSOR a poziomem realnych dochodów /PMWR/, poziomem realnych cen w zakładach gastronomicznych /ZGORR/ i zmienną czasową /ZT/. Model ten odznacza się bowiem wieloma własnościami, które sprawiają, że otrzymana prognoza charakteryzuje się wyraźnie większą precyzją od prognozy uzyskanej za pomocą pozostałych modeli.

Ostatecznie można więc podać, że jeżeli obserwowane dotychczas tendencje zmian w zakresie realnych dochodów i cen oraz trend GSOR nie ulegną istotnym zmianom, to należy przewidywać, iż wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych liczona w cenach stałych /z 1970 roku/ wynosić będzie :

w 1990 roku - 30,3 mld zł,

w 1991 roku - 29,7 mld zł,

z średnim błędem prognozy równym 0,9 mld zł.

Tabela 2

Prognoza podstawowych elementów rynku usług gastronomicznych

Zmienna prognozowana	Zmienne objaśniające	Postać analityczna funkcji	Prognoza	
			1989	1990
GZO /zakłady/	OLM	hiperboliczna	26316	26497
	LPN	hiperboliczna	25166	25281
	LPN, IGU, ZT	liniowa	27600	28076
GMU /tys.miejsc/	LPU	liniowa	1099,6	1085
GSOR /mld zł; ceny stałe/	PMWR	liniowa	32,2	33
	ZGOR	potęgowa	31,0	29
	PMWR, ZGOR, ZT	potęgowa	31,4	30

4.3.5. Rynek usług transportowych

Liczba przewiezionych pasażerów kolejami linowymi i wyciągami
narciarskimi ogółem w tys. osób /PKL/

Proces predykcji zmiennej PKL przeprowadzono posługując się jedynie modelem trzech zmiennych opisującym związek między zmienną PKL a realną wielkością przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/, wskaźnikiem cen realnych usług w zakresie przejazdów i transportu o podstawie stałej 1970 = 100 /UPTR/ i zmienną czasową /ZT/. Prognozy krótkookresowe uzyskane przy pomocy modelu jednej zmiennej okazały się bowiem nierealne.

Prognozę dla zmiennej PKL zbudowano wykorzystując model o postaci funkcji liniowej charakteryzującej się niestety nie najlepszym dopasowaniem do danych empirycznych wynoszącym zaledwie 54 %. Wyniki procesu predykcji wskazują, że liczba przewożonych pasażerów kolejami linowymi i wyciągami narciarskimi będzie wzrastać. W 1990 roku wielkość ta winna wynosić około 8082 tys. osób / $\pm$ 436 tys./ podczas gdy już w roku następnym zwiększy się ona o dalsze 186 tys. osób czyli odpowiednio o 1202 tys. i 1388 tys. osób więcej niż w roku 1986.

Z uwagi jednak na słabe dopasowanie modelu do szeregu empirycznego uzyskane prognozy należy traktować z bardzo dużą ostrożnością.

4.3.6. Rynek sprzętu turystycznego

Liczba uspołecznionych sklepów z artykułami zaspokojenia potrzeb wypoczynku, sportu i turystyki /SKW/

W przypadku zmiennej SKW reprezentującej na rynku sprzętu turystycznego podaż prognozy krótkookresowe zostały wyznaczone jedynie za pomocą modelu dwóch zmiennych. Model ten opisujący związek zmiennej SKW oraz zmiennych niezależnych IGU /wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej; ceny stałe; podstawa stała 1970 = 100/ i ZT /zmienna czasowa/ zbudowano w oparciu o funkcję potęgową. Prognozy dotyczące kształtowania się zmiennej SKW w latach 1990 - 1991 mają charakter rosnący. Liczba uspołecznionych sklepów z artykułami zaspokojenia potrzeb wypoczynku, sportu i turystyki w roku 1990, przy uwzględnieniu błędu prognozy ex post, będzie oscylować w granicach 8987 - 9541, a w roku 1991 od 9032 do 9589 sklepów przy założeniu, że wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej w cenach stałych będzie kształtował się według dotychczasowej tendencji. Z uwagi jednak na stosunkowo niski stopień dopasowania tego modelu do danych empirycznych oraz mając na uwadze fakt, że prognozy zmiennych niezależnych również są obciążone pewnym błędem, uzyskane wyniki należy analizować z dużą ostrożnością.

Realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej w mln zł /ceny stałe z roku 1970/ /SWTR/

Ostatnią zmienną reprezentującą popyt na rynku sprzętu turystycznego jest zmienna SWTR. Prognozowanie zmiennej SWTR przeprowadzono posługując się modelami jednej, dwóch i trzech zmiennych.

Relację między zmienną SWTR a realną wielkością przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia w gospodarce uspołecznionej w zł /PMWR/ najlepiej przedstawił model z wykorzystaniem funkcji potęgowej charakteryzujący się blisko 90 % dopasowaniem do danych empirycznych. Na podstawie tego modelu zbudowano prognozę dla zmiennej SWTR. Wyniki procesu predykcji wskazują, że realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego w latach 1990 - 1991 będzie miała charakter rosnący. W roku 1990 - przy utrzymaniu dotychczasowego tempa zmian w wielkości realnego przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej - realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej będzie się wahać w granicach 1309,8 - 1808,0 mln zł licząc w cenach stałych z 1970 roku. W roku 1991 wartość tej sprzedaży zamknie się natomiast w przedziale 1381,2 - 1906,6 mln zł. Przewidywania te uwzględniają oczywiście błędy prognozy ex post.

Również model o postaci funkcji potęgowej najlepiej przedstawił związek między zmienną SWTR a zmiennymi objaśniającymi PMWR i TNSSR /wskaźnikiem cen realnych - detalicznych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym o podstawie stałej 1970 = 100/. Uzyskane przy pomocy tego modelu prognozy są bardziej optymistyczne i wskazują, że realna wartość tej sprzedaży w latach 1990 - 1991 wzrośnie o 5 - 6 mln zł więcej niż przewidywano posługując się modelem uwzględniającym jedynie zmienną niezależną PMWR. Można założyć, że wyniki uzyskane przy pomocy tego modelu dwóch zmiennych stanowią górny pułap dla zmiennej SWTR w latach 1990 i 1991. Realna wartość sprzedaży tego sprzętu przez jednostki gospodarki uspołecznionej liczona w cenach stałych z 1970 roku powinna wynosić bowiem 1308,1 do 1822,4 mln zł, natomiast

w roku 1991 - od 1379,9 do 1922,4 mln zł.

O wiele niższe wartości prognoz uzyskano w drugim modelu dwóch zmiennych przedstawiającym wpływ zmiennej czasowej ZT i zmiennej PMWR na zmienną objaśnianą SWTR. Najlepiej opisującym powyższą zależność był model zbudowany również na bazie funkcji potęgowej, który charakteryzował się bardzo dobrym dopasowaniem do danych empirycznych wynoszącym blisko 93 %. Uzyskane w oparciu o ten model prognozy pozwalają twierdzić, że w roku 1990 realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej wynosić będzie około 1313,2 mln zł /1143,7 - 1507,7/, a w roku 1991 około 1388,0 mln zł /1208,9 - 1593,6/.

Ostatnim modelem zbudowanym dla zmiennej SWTR był model trzech zmiennych przedstawiający relację między zmienną SWTR a zmiennymi niezależnymi PMWR, TNSSR i ZT. Otrzymane mierniki dobroci dopasowania do danych empirycznych wskazywały jednoznacznie, że również i tym razem modelem najlepiej nadającym się do prognozowania zmiennej SWTR jest model zbudowany w oparciu o funkcję potęgową. Model ten wyjaśnia zmiany poziomu badanego zjawiska w stopniu podobnym jak model poprzedni.

Przewidywanie dotyczące kształtowania się realnej wartości tej sprzedaży w latach 1990 - 1991 są najbardziej pesymistyczne w porównaniu z przewidywaniami uzyskanymi przy pomocy poprzednich modeli. Uzyskane prognozy wskazują, że w roku 1990 realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej wahać się będzie w granicach 1028,6 - 1355,9 mln zł, natomiast w roku następnym 1074,3 - 1416,2 mln zł, czyli odpowiednio o około 395,5 mln zł i 343,0 mln zł mniej niż w roku 1987 licząc w cenach stałych z 1970 roku.

Analizując wszystkie prognozy dla zmiennej SWTR na lata 1990 - 1991 można z dużym prawdopodobieństwem stwierdzić, że realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej w roku 1990 winna się zamknąć w przedziale 1309,8 - 1355,9 mln zł, a w roku 1991 - 1381,2 - 1416,2 mln zł licząc w cenach stałych z roku 1970. Są to wspólne dla wszystkich modeli obszary zmienności dla zmiennej SWTR, jednak mając na uwadze, że zmienne niezależne również są obciążone pewnymi błędami należy oczekiwać, że przewidywania te mogą być jeszcze bardziej rozbieżne.

A N E K S

ZBIOR ZMIENNICZ „RTUR 89”

- 1 - MOT - liczba miejsc noclegowych w obiektach turystycznych ogółem
- 2 - UOT - liczba udzielonych noclegów turystom krajowym w obiektach turystycznych ogółem /w tys./
- 3 - UZG - wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych ogółem ; ceny bieżące /w mln zł/
- 4 - MHT - liczba miejsc noclegowych w hotelach
- 5 - UHT - liczba udzielonych noclegów turystom krajowym w hotelach /w tys./
- 6 - UZH - wartość sprzedaży usług noclegowych w hotelach ; ceny bieżące /w mln zł/
- 7 - GZO - liczba zakładów gastronomicznych ogółem
- 8 - GMU - liczba miejsc konsumenckich w uspołecznionych zakładach gastronomicznych /w tys./
- 9 - GSO - wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem; bieżące ceny detaliczne /w mld zł/
- 10 - MOW - liczba miejsc noclegowych w obiektach czasowo-wypożyczynkowych ogółem
- 11 - UOW - liczba udzielonych noclegów w obiektach czasowo-wypożyczynkowych ogółem /w tys./
- 12 - UWG - wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem ; ceny bieżące /w mln zł/
- 13 - PLU - liczba placówek usługowych z zakresu kultury fizycznej, turystyki i wypoczynku
- 14 - UOR - wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego ; ceny bieżące /w mln zł/

- 15 - RWO - liczba wycieczek i imprez turystycznych organizowanych przez PTTK ogółem tj. powszechnych i kwalifikowanych /w tys./
- 16 - RUO - liczba uczestników wycieczek i imprez turystycznych organizowanych przez PTTK ogółem tj. powszechnych i kwalifikowanych /w tys. osób/
- 17 - PKL - liczba przewiezionych pasażerów kolejami linowymi i wyciągami narciarskimi ogółem /w tys. osób/
- 18 - PWN - liczba przewiezionych pasażerów wyciągami narciarskimi i krzesełkowymi kolejami linowymi /PWN < PKL/ /w tys. osób/
- 19 - DSG - wartość ogólnych dostaw sprzętu turystyczno-sportowego na zaopatrzenie rynku/z produkcji krajowej i importu łącznie;/ bieżące ceny detaliczne /w mln zł/
- 20 - SKW - liczba uspołecznionych sklepów z artykułami zaspokojenia potrzeb wypoczynku, sportu i turystyki
- 21 - SWT - wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej; bieżące ceny detaliczne /mln zł/
- 22 - TUK - wskaźnik cen detalicznych towarów i usług konsumpcyjnych; podstawa stała - 1970 = 100
- 23 - TKO - wskaźnik cen detalicznych towarów konsumpcyjnych /towary żywnościowe + napoje alkoholowe + konsumpcyjne towary nieżywnościowe/ podstawa stała - 1970 = 100
- 24 - TZG - wskaźnik cen detalicznych towarów żywnościowych ogółem; podstawa stała - 1970 = 100
- 25 - TNG - wskaźnik cen detalicznych konsumpcyjnych towarów nieżywnościowych ogółem; podstawa stała - 1979 = 100

- 26 - TNSS - wskaźnik cen detalicznych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym; podstawa stała - 1970 = 100
- 27 - UKG - wskaźnik cen usług konsumpcyjnych; podstawa stała - 1970 = 100
- 28 - USTW - wskaźnik cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku; podstawa stała - 1970 = 100
- 29 - UWC - wskaźnik cen usług w zakresie wczasów; podstawa stała - 1970 = 100
- 30 - UPT - wskaźnik cen usług w zakresie przejazdów i transportu; podstawa stała - 1970 = 100
- 31 - ZGO - wskaźnik cen w zakładach gastronomicznych otwartych /tj. ogólnie dostępnych/ ogółem; podstawa stała - 1970 = 100
- 32 - CU1 - przeciętna cena noclegu dla turysty krajowego w hotelu dwuosobowym z łazienką /za jedną dobę/; /w zł/
- 33 - CU6 - przeciętna cena pobytu na wczasach pracowniczych /za jeden osobodzień/; /w zł/
- 34 - CU9 - przeciętna cena całodziennego wyżywienia osoby dorosłej na wycieczce krajowej organizowanej przez PTTK; /w zł/
- 35 - CNU1 - średnia cena usługi nabywanej przez gospodarstwo domowe w zakresie turystyki krajowej /za jeden dzień/; /w zł/
- 36 - CNU4 - średnia cena usługi nabywanej przez gospodarstwo domowe w zakresie wczasów /poza pracowniczymi/ /za jeden dzień/; /w zł/
- 37 - WKU - wskaźnik kosztów utrzymania gospodarstw domowych pracowników zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej; podstawa stała - 1970 = 100

- 38 - LLPC - liczba ludności w Polsce - stan w dniu 30.VI.
/w tys./
- 39 - LIM - liczba ludności w miastach - stan w dniu 31.XII.
/w tys./
- 40 - OLM - odsetek ludności miejskiej /w % ogółu
- 41 - LPU - liczba pracujących w gospodarce uspołecznionej ;
/w tys./
- 42 - LPN - liczba pracujących w gospodarce narodowej ; /w tys./
- 43 - WON - wielkość nominalna wkładów oszczędnościowych w NBP
/PKO/ - stan w dniu 31.XII. /w mln zł/
- 44 - WOZ - wielkość nominalna wkładów oszczędnościowych w BGŻ
/BS/ - stan w dniu 31.XII.; /w mln zł/
- 45 - WOG - wielkość nominalna wkładów oszczędnościowych ogółem
/tj. w NBP + BGŻ/ - stan w dniu 31.XII.; /w mln zł/
- 46 - NDO - wielkość ogólna nominalnych dochodów osobistych lud-
ności /tj. pieniężnych i niepieniężnych/; /w mld zł/
- 47 - RDO - wielkość ogólna realnych dochodów osobistych ludności
/tj. pieniężnych i niepieniężnych/; /w mld zł/
- 48 - PMW - wielkość nominalna przeciętnego wynagrodzenia miesię-
cznego w gospodarce uspołecznionej; /w zł/
- 49 - SOJ - ogólne spożycie przez ludność dóbr materialnych i
usług niematerialnych na jednego mieszkańca; ceny bie-
żące /w zł/
- 50 - SPG - ogólne spożycie przez ludność dóbr materialnych i
usług niematerialnych /tj. spożycie finansowane z do-
chodów osobistych ludności oraz z dochodów ludności
z tytułu świadczeń społecznych w naturze/; ceny bie-
żące /w mld zł/

- 51 - SPOG - ogólne spożycie przez ludność dóbr materialnych i usług niematerialnych z zakresu sportu, turystyki i wypoczynku /tj. sprzęt turystyczno-sportowy + + usługi turystyczno-wczasowe/; ceny bieżące /w mld zł/
- 52 - SPSG - ogólne spożycie przez ludność dóbr z zakresu sprzętu turystyczno-sportowego /co do wielkości równe SPSD tj. zmiennej 57/; ceny bieżące /w mld zł/
- 53 - SPTG - ogólne spożycie przez ludność usług turystyczno-wczasowych; ceny bieżące /w mld zł/
- 54 - SDJ - ogólne spożycie przez ludność dóbr materialnych i usług niematerialnych z dochodów osobistych na jednego mieszkańca; ceny bieżące /w zł/
- 55 - SPD - ogólne spożycie przez ludność dóbr materialnych i usług niematerialnych z dochodów osobistych; ceny bieżące /w mld zł/
- 56 - SPOD - spożycie przez ludność dóbr materialnych i usług niematerialnych z zakresu sportu, turystyki i wypoczynku z dochodów osobistych; ceny bieżące /w mld zł/
- 57 - SPSD - spożycie przez ludność dóbr z zakresu sprzętu turystyczno-sportowego z dochodów osobistych; ceny bieżące /w mld zł/
- 58 - SPTD - spożycie przez ludność usług turystyczno-wczasowych z dochodów osobistych; ceny bieżące /w mld zł/
- 59 - UTW - wartość sprzedaży usług w zakresie turystyki i wypoczynku /w mld zł/
- 60 - LSP - liczba prywatnych samochodów osobowych /w tys./
- 61 - MOU - liczba mieszkań oddanych do użytku /w tys./
- 62 - PDO - wielkość nominalna pieniężnych dochodów osobistych ludności /w mld zł/

- 63 - PDOL - wielkość nominalna pieniężnych dochodów osobistych ludności na jednego mieszkańca /w tys.zł/
- 64 - DNP - wskaźnik dochodu narodowego podzielonego ogółem; ceny stałe; podstawa stała - 1970 = 100
- 65 - DNPK - wskaźnik dochodu narodowego podzielonego przeznaczonego na konsumpcję /spożycie/; ceny stałe; podstawa stała - 1970 = 100
- 66 - IGN - wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce narodowej; ceny stałe; podstawa stała - 1970 = 100
- 67 - IGU - wskaźnik nakładów inwestycyjnych w gospodarce uspołecznionej; ceny stałe; podstawa stała - 1970 = 100
- 68 - UZGR - realna wartość sprzedaży usług noclegowych w obiektach turystycznych ogółem; w mln zł; ceny stałe z roku 1970
- 69 - UZHR - realna wartość sprzedaży usług noclegowych w hotelach; w mln zł; ceny stałe z roku 1970
- 70 - GSOR - realna wartość sprzedaży w zakładach gastronomicznych ogółem w mld zł; ceny stałe z roku 1970
- 71 - UWGR - realna wartość sprzedaży usług związanych z wypoczynkiem; w mln zł; ceny stałe z roku 1970
- 72 - UORR - realna wartość sprzedaży usług w zakresie organizowania i obsługi ruchu turystycznego; w mln zł; ceny stałe z roku 1970
- 73 - DSGR - realna wartość dostaw sprzętu turystyczno-sportowego na zaopatrzenie rynku; w mln zł; ceny stałe z roku 1970
- 74 - SWTR - realna wartość sprzedaży detalicznej sprzętu turystyczno-sportowego przez jednostki gospodarki uspołecznionej; w mln zł; ceny stałe z roku 1970

- 75 - CU1R - przeciętna cena realna noclegu dla turysty krajowego w hotelu, w pokoju dwuosobowym z łazienką /za jedną dobę/ w zł; ceny stałe z roku 1970
- 76 - CU6R - przeciętna cena realna pobytu na wczasach pracowniczych /za jeden osobodzien/; w zł; ceny stałe z roku 1970
- 77 - CU9R - przeciętna cena realna całodziennego wyżywienia osoby dorosłej na wycieczce krajowej organizowanej przez PTTK; w zł; ceny stałe z roku 1970
- 78 - CNU1R - średnia cena realna usługi nabywanej przez gospodarstwo domowe w zakresie turystyki krajowej /za jeden dzień/; w zł; ceny stałe z roku 1970
- 79 - CNU4R - średnia cena realna usługi nabywanej przez gospodarstwo domowe w zakresie wczasów /poza pracowniczymi/ za jeden dzień; w zł; ceny stałe z roku 1970
- 80 - WOGR - realna wielkość wkładów oszczędnościowych ogółem /tj. w NBP i BGŻ łącznie/ - stan w dniu 31.XII.; w mln zł
- 81 - PMWR - realna wielkość przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w gospodarce uspołecznionej; w zł
- 82 - SDJR - realna wartość ogólnego spożycia przez ludność dóbr materialnych i usług niematerialnych z dochodów osobistych na jednego mieszkańca; w zł; ceny stałe z roku 1970
- 83 - SPDR - realna wartość ogólnego spożycia przez ludność dóbr materialnych i usług niematerialnych z dochodów osobistych; w mld zł; ceny stałe z roku 1970

- 84 - SPODR - realna wartość spożycia przez ludność dóbr materialnych i usług niematerialnych z zakresu sportu, turystyki i wypoczynku z dochodów osobistych; w mld zł; ceny stałe z roku 1970
- 85 - SPSDR - realna wartość spożycia przez ludność dóbr z zakresu sprzętu turystyczno-sportowego z dochodów osobistych; w mld zł; ceny stałe z roku 1970
- 86 - SPTDR - realna wartość spożycia przez ludność usług turystyczno-wczasowych z dochodów osobistych; w mld zł; ceny stałe z roku 1970
- 87 - UTWR - realna wartość sprzedaży usług w zakresie turystyki i wypoczynku; w mln zł; ceny stałe z roku 1970
- 88 - PDOR - realna wielkość pieniężnych dochodów osobistych ludności; w mld zł
- 89 - PDOLR - realna wielkość pieniężnych dochodów osobistych ludności na jednego mieszkańca; w tys. zł
- 90 - USTWR - wskaźnik realnych cen usług w zakresie sportu, turystyki i wypoczynku; podstawa stała - 1970 = 100
- 91 - ZGOR - wskaźnik realnych cen w zakładach gastronomicznych otwartych /tj. ogólnie dostępnych/ ogółem; podstawa stała - 1970 = 100
- 92 - UWCR - wskaźnik realnych cen usług w zakresie wczasów; podstawa stała - 1970 = 100
- 93 - UPTR - wskaźnik realnych cen usług w zakresie przejazdów i transportu; podstawa stała - 1970 = 100
- 94 - TNSSR - wskaźnik realnych cen detalicznych sprzętu turystyczno-sportowego w uspołecznionym handlu rynkowym; podstawa stała - 1970 = 100
- 95 - ZT - zmienna czasowa

Tablica 1.

Podstawowe charakterystyki statystyczne zmiennych
wchodzących w skład zbioru „RTUR89”

Zmienna		Średnia arytmetyczna $\bar{x}$	Odchylenie standardowe δ	Współczynnik zmienności V_s /% /
Nr	Symbol			
1	MOT	353591,87	30094,67	8,51
2	UOT	36889,27	5103,58	13,83
3	UZG	4577,04	3756,85	82,08
4	MHT	48938,20	3796,74	7,76
5	UHT	9378,91	674,55	7,19
6	UZH	3198,77	2636,95	82,44
7	GZO	23359,93	2142,50	9,17
8	GMU	1154,99	58,34	5,05
9	GSO	146,00	111,44	76,33
10	MOW	506069,80	30842,87	6,09
11	UOW	46676,01	6218,55	13,32
12	UWG	9857,95	8878,52	90,06
13	PLU	5599,83	975,51	17,42
14	UOR	12945,89	12008,44	92,76
15	RWO	243,92	34,28	14,05
16	RUO	8851,93	1452,77	16,41
17	PKL	6713,50	584,14	8,70
18	PWN	2837,72	461,11	16,25
19	DSG	11055,13	7442,55	67,32
20	SKW	8651,40	349,34	4,04
21	SWT	4260,78	3585,68	84,16
22	TUK	285,29	256,85	90,03
23	TKO	292,63	265,39	90,69

Tablica 1. /ciąg dalszy/

Nr	Symbol	$\bar{x}$	δ	V_s /%/
24	TZG	310,51	289,25	93,15
25	TNG	258,04	220,83	85,58
26	TNSS	257,47	245,28	95,27
27	UKG	245,04	211,15	86,17
28	USTW	370,81	399,39	107,71
29	UWC	542,58	655,25	120,77
30	UPT	235,97	202,79	85,94
31	ZGO	365,05	365,00	99,99
32	CU1	910,88	553,44	60,76
33	CU6	314,88	214,86	68,24
34	CU9	482,13	279,04	57,88
35	CNU1	477,34	271,26	56,83
36	CNU4	583,30	401,66	68,86
37	WKU	292,15	267,29	91,49
38	LLFC	35129,00	1663,38	4,74
39	LLM	20241,06	1941,74	9,59
40	OIM	57,27	2,86	4,99
41	LPU	12051,33	693,47	5,75
42	LPN	16692,44	659,21	3,95
43	WON	593869,11	560045,13	94,30
44	WOZ	146062,56	144596,31	99,00
45	WOG	739931,44	704317,71	95,19
46	NDO	2787,72	2766,83	99,25
47	RDO	889,91	169,89	19,09
48	PMW	9224,78	8283,61	89,80
49	SOJ	77288,22	75088,01	97,15

Tablica 1. /ciąg dalszy/

Nr	Symbol	$\bar{x}$	δ	v_{δ} /%/
50	SPG	2819,44	2849,22	101,06
51	SPOG	55,90	65,70	117,55
52	SPSG	6,75	3,70	54,73
53	SPTG	90,97	68,53	75,33
54	SDJ	66955,00	63495,19	94,83
55	SPD	2423,55	2415,63	99,67
56	SPOD	28,15	31,07	110,37
57	SPSD	6,76	3,70	54,73
58	SPTD	41,27	30,27	73,35
59	UTW	27405,49	24559,98	89,62
60	LSP	2044,07	1238,97	60,61
61	MOU	219,69	35,37	16,10
62	PDO	2542,13	2517,93	99,02
63	PDOL	69,78	66,39	95,14
64	DNP	155,77	26,02	16,70
65	DNPK	160,04	29,85	13,65
66	IGN	175,70	43,14	24,55
67	IGU	178,74	48,51	27,14
68	UZGR	1081,91	194,82	18,01
69	UZHR	765,67	162,73	21,25
70	GSOR	37,17	6,34	17,06
71	UWGR	1600,88	318,79	19,91
72	UORR	2818,44	481,86	17,10
73	DSGR	2524,25	673,81	26,69
74	SWTR	1851,29	902,43	48,75
75	CU1R	177,38	21,59	12,17

Tablica 1. /dokonczenie/

Nr	Symbol	$\bar{x}$	δ	v_{δ} /%/
76	CU6R	57,46	13,02	22,66
77	CU9R	94,45	8,51	9,01
78	CNU1R	94,48	7,49	7,93
79	CNU4R	110,50	20,48	18,53
80	WOGR	247609,47	63207,42	25,53
81	PMWR	3175,11	515,24	16,23
82	SDJR	22510,68	4103,94	18,23
83	SPDR	784,28	149,29	19,04
84	SPODR	8,67	2,49	28,72
85	SPSDR	1,96	0,79	40,31
86	SPTDR	6,57	0,79	12,02
87	UTWR	6027,65	769,48	12,77
88	PDOR	824,01	156,78	19,02
89	PDOLR	23,03	3,81	16,54
90	USTWR	115,97	17,84	15,54
91	ZGOR	117,29	14,04	11,97
92	UWGR	149,49	49,43	33,07
93	UPTR	89,10	12,10	13,58
94	TNSSR	90,56	8,22	9,08
95	ZT	9,50	5,34	56,21