

220582 L/1

RAPORTY INSTYTUTU ENERGOELEKTRYKI POLITECHNIKI WROCŁAWSKIEJ

Seria PREPRINTY Nr 103

METODA STATYSTYCZNEJ IDENTYFIKACJI
POTRZEB ENERGETYCZNYCH PRZEMYSŁU
MAKROREGIONU

Bogumiła Wnukowska

Słowa kluczowe: makroregion, przemysł, identyfikacja
energetyczna, statystyka matematyczna

80101301001

WROCŁAW 1980

Mgr inż. Bogumiła Wnukowska
Instytut Energoelektryki
Politechniki Wrocławskiej
ul. Chelmońskiego 12
51-630 Wrocław

Rozprawa doktorska
przedstawiona do oceny Radzie Naukowo-Dydaktycznej
Instytutu Energoelektryki Politechniki Wrocławskiej.

Promotor

Doc.dr hab.inż. Jacek Malko

Raport wpłynął w kwietniu 1980 r.

SPIS TREŚCI

	Str.
WYKAZ OZNACZEŃ, PODSTAWOWYCH DEFINICJI I JEDNOSTEK	5
WSTĘP	15
1. METODY IDENTYFIKACJI ODBIORCY PRZEMYSŁOWEGO JAKO UŻYTKOWNIKA ENERGII	18
2. SFORMUŁOWANIE CELU PRACY, TEZA	38
3. METODA REPREZENTACYJNA BADANIA WSKAZNIKÓW ENERGO- CHŁONNOŚCI Z WYKORZYSTANIEM TECHNIK EKONOMETRYCZNYCH	40
3.1. Podział na grupy elementów zbioru skończonego	41
3.2. Wybór reprezentantów grup	47
4. ANALIZA STATYSTYCZNA ENERGOCHŁONNOŚCI DLA WZORCOWYCH REPREZENTANTÓW GAŁĘZI PRZEMYSŁU	52
4.1. Dobór zmiennych	52
4.2. Wybór analitycznej postaci modeli ekonometrycz- nych	57
4.3. Estymacja parametrów modeli	59
4.4. Weryfikacja modeli	64
5. METODA KONSTRUOWANIA AGREGATOWYCH ZMIENNYCH DIAGNOS- TYCZNYCH	77
6. PROGNOZOWANIE ZAPOTRZEBOWANIA NOSNIKÓW ENERGETYCZNYCH	80
6.1. Model prognozy	80
6.2. Wyznaczanie horyzontu prognozy	86
7. INTERPRETACJA WYNIKÓW I MOŻLIWOŚCI ICH WYKORZYSTA- NIA DO OCENY ZAPOTRZEBOWANIA ENERGII PRZEZ PRZEMYSŁ W MAKROREGIONIE GOSPODARCZYM	90
7.1. Reprezentatywność zużycia nośników energetycz- nych dla rozwoju regionalnego	90
7.2. Ocena wyników badań części diagnostycznej . . .	92

7.3. Analiza zmian energochłonności produkcji przemysłowej w latach 1960-1977	95
7.4. Makroregion w krajowym bilansie paliwowo-energetycznym	128
8. PODSUMOWANIE I WNIOSKI	133
9. SPIS LITERATURY	139

ANEKS

ZAŁĄCZNIK 1 - Wykaz gałęzi przemysłu	
ZAŁĄCZNIK 2 - Przykład zastosowania metody reprezentacyjnej	
ZAŁĄCZNIK 3 - Przykładowe tablice statystyczne	
ZAŁĄCZNIK 4 - Program obliczania wielkości charakteryzujących model	
ZAŁĄCZNIK 5 - Przykład statystycznej identyfikacji energetycznej przedsiębiorstw - reprezentantów	
ZAŁĄCZNIK 6 - Przykład konstruowania agregatowych zmiennych diagnostycznych	
ZAŁĄCZNIK 7 - Przykład wyznaczania horyzontu prognozy	

WYKAZ OZNACZEŃ, PODSTAWOWYCH DEFINICJI I JEDNOSTEK
UŻYTYCH W TEKŚCIE

Poniżej przedstawiono podstawowe oznaczenia i definicje stosowane w niniejszej rozprawie wg [58], [152], [96], [110], [118].

- A - zużycie nośników energetycznych,
- A^* - wartość prawdopodobieństwa,
- $A_{C_h t}$ - całkowite zużycie hipotetyczne nośników energetycznych w gałęzi przemysłu dla dowolnego roku t ,
- A_{FB} - całkowite zużycie nośników energet. przez F -tą grupę przedsiębiorstw podobnych w roku bazowym t_B ,
- $A_{R_f B}$ - zużycie nośników energet. przez f -tego reprezentanta w roku bazowym t_B ,
- $A_{R_f t}$ - zużycie nośników energet. przez f -tego reprezentanta w roku t ,
- a_M - minimalna długość szeregu $\bar{x}$,
- α_t^l - t - element zbioru przedsiębiorstw l -tej gałęzi,
- a, b - współczynniki regresji w modelach,
- α_i - parametry strukturalne modelu,
- α - poziom istotności,
- B - macierz obserwacji,
- B_k - liczba szeregów $\bar{x}$,
- C - macierz odległości,
- c_{kr} - odległość krytyczna,
- c_{rs} - odległość elementu r od elementu s ,
- D_{max} - dopuszczalna maksymalna wartość błędu prognozy (założona),
- $D^2(\xi)$ - wariancja składnika losowego,
- d - wartość statystyki Durbina-Watsona,

- d_i - suma odległości i-tego elementu od pozostałych elementów r-tej grupy,
- $E(y_T)$ - wartość oczekiwana zmiennej prognozowanej,
- e - wskaźnik energochłonności,
- F - liczba grup przedsiębiorstw podobnych w gałęzi przemysłu,
- f - liczba reprezentantów w gałęzi przemysłu,
- φ^2 - współczynnik zbieżności,
- φ_0^2 - wartość krytyczna współczynnika zbieżności,
- H_0 - hipoteza zerowa,
- H_1 - hipoteza alternatywna,
- h_T - średni kwadratowy błąd prognoz T -letnich,
- I - wartość rocznych nakładów inwestycyjnych,
- I^2 - macierz jednostkowa,
- i - kolejny numer bieżący (wskaźnik),
- J - zbiór stymulant,
- K - wartość statystyki testu serii do badania losowości składnika losowego,
- K_α - wartość krytyczna statystyki testu serii,
- K_M - kryterium zgodności prognozy i rzeczywistego przebiegu,
- k - wymiar przestrzeni; liczba zmiennych diagnostycznych, liczba zmiennych objaśniających,
- ξ - składnik losowy,
- $l(\bar{y})$ - długość szeregu $\bar{y}$,
- λ_i - współczynnik hierarchiczny,
- M - metoda prognozowania,
- m - liczba reszt modelu, dodatnich lub ujemnych, do badania symetrii składnika losowego, liczba gałęzi przemysłu,
- N - rozkład normalny,

- n - liczba możliwych obserwacji, liczba stopni swobody,
- Ω - zbiór przedsiębiorstw przemysłowych w R-tym makroregionie gospodarczym,
- Ω_i - i-ty podzbiór zbioru Ω ,
- P - wartość produkcji, globalnej, prawdopodobieństwo,
- P_0, P_i - punkty przestrzeni wielowymiarowej, utożsamiane z przedsiębiorstwami,
- ψ - minimalna suma kwadratów reszt modelu,
- Q - wartość statystyki testu von Neumanna,
- Q_i - wszystkie odległości nie większe od odległości krytycznej,
- R - współczynnik korelacji, wybrany (dowolny) makroregion (makroobszar),
- r - współczynnik korelacji reszt losowych i czasu dla oceny stacjonarności rozkładu reszt modelu,
- ϱ - promień kuli, współczynnik autokorelacji,
- $\varrho(\alpha_i, \alpha_j)$ - odległość między sąsiednimi zmiennymi,
- S - odchylenie standardowe, standardowy błąd oceny,
- S_M - zbiór wszystkich możliwych szeregów czasowych,
- S_{pT} - standardowy błąd oceny prognozy,
- S_u - błąd standardowy reszt modelu,
- S^2 - wariancja resztowa,
- S_{pT}^2 - wariancja prognozy,
- σ - średnie odchylenie kwadratowe,
- σ^2 - wariancja składnika losowego,
- T - okres prognozy,
- t - zmienna czasowa, liczba przedsiębiorstw w l-tej gałęzi, wartość statystyki t-Studenta lub statystyki dla określania stacjonarności rozkładu reszt modelu,

- t_{α} - wartość odczytana z tablic t-Studenta przy założonym poziomie istotności,
- t_B - rok bazowy (wyjściowy),
- t_H - horyzont prognozy,
- $t_h(\bar{x})$ - przewidywalność szeregu $\bar{x}$ (metodą M przy kryterium K),
- t_M - maksymalna odległość na jaką można dokonać prognozy metodą M,
- $t_{\text{kryt.}}$ - krytyczna wartość statystyki t-Studenta dla założonego poziomu istotności i liczby stopni swobody,
- Θ - t_1 - elementowy zbiór przedsiębiorstw 1-tej gałęzi przemysłu,
- τ - odległość, przy której prognoza szeregu $\bar{x}_0$ za pomocą metody M będzie wystarczająco zgodna z rzeczywistością,
- u - reszta modelu,
- $u_{fB} [\%]$ - udział zużycia nośników energetycznych przez f-tego reprezentanta w całkowitym zużyciu energii przez F-tą grupę przedsiębiorstw podobnych w roku bazowym t_B ,
- $u_t [\%]$ - odchylenie względne procentowe,
- $u_w [\%]$ - stopień regresji,
- V - współczynnik zmienności losowej,
- V_e - poziom energochłonności przemysłu,
- V_i - wartość statystyki dla testu istotności i-tego współczynnika regresji,
- V_0 - krytyczna wartość współczynnika zmienności losowej,
- W_r - współczynnik rozbieżności n par liczb ($y_{PT}; y_T$),
- W_{r1}^2 - współczynnik obciążoności predykcji,

- $w_{r_2}^2$ - współczynnik wahań zmiennej prognozowanej,
- $w_{r_3}^2$ - współczynnik niezgodności zmian kierunku realizacji z prognozą,
- w_i - suma odległości dla poszczególnych elementów α_i ,
- X - zmienne losowe objaśniające,
- x_{ij} - wartość j-tej cechy w i-tym przedsiębiorstwie,
- x'_{ij} - standaryzowana wartość j-tej cechy w i-tym przedsiębiorstwie,
- $\bar{x}_j$ - średnia arytmetyczna j-tej cechy,
- Y - zmienne losowe objaśniane,
- Y_t - wartość zmiennej objaśnianej w roku t,
- Y_{nT} - wartość oszacowanej prognozy w okresie T,
- $\bar{y}_{pT}$ - średnia wartość oszacowanej prognozy w okresie T,
- y_T - wartość realizacji zmiennej prognozowanej w okresie T,
- $\bar{y}_T$ - średnia wartość realizacji zmiennej prognoz. w okresie T,
- Z - liczba zatrudnionych,
- z_i - i-ta wartość prognozy.

DEFINICJE

Identyfikacja - ustalenie tożsamości badanego układu i zjawisk w nim zachodzących na podstawie ich najbardziej charakterystycznych cech.

Struktura (układu, systemu) - relacje zachodzące wewnątrz elementów (układu, systemu) lub relacje z otoczeniem systemu.

Region - obszar województwa w granicach ustalonych w dniu 1 czerwca 1975 r.

Makroregion - zespół województw odpowiadający okręgom planistyczno-sprawozdawczym, ustalony zarządzeniem Prezesa Rady Ministrów nr 44 z dnia 30 czerwca 1975 r.

Energia pierwotna - energia zawarta we wszelkich rodzajach nośników energii pierwotnej, czyli dostarczanych przez naturę.

Nośniki energii pierwotnej - paliwa pierwotne (węgiel kamienny i brunatny, ropa naftowa, gaz ziemny wysokometanowy i zaazotowany, drewno opałowe i torf opałowy) oraz energia jądrowa i energia wodna.

Energia pochodna - energia zawarta w nośnikach energii po procesie przemian energii mających na celu przystosowanie jej do bezpośredniego użytkowania.

Nośniki energii pochodnej - paliwa pochodne (brykiety z węgla kamiennego, brykiety z węgla brunatnego, paliwa ciekłe z ropy naftowej: benzyny silnikowe i oleje napędowe, koks metalurgiczny, koks opałowy i półkoks, oleje opałowe, gaz ciekły, gazy sztuczne: gaz miejski (mieszany), gaz koksowniczy, gaz czadnicowy i gaz wylewny), a także energia elektryczna i ciepło w parze i wodzie gorącej.

Energia odpadowa - część energii, odprowadzonej w postaci palnych substancji lub ciepła, z procesów technologicznych do otoczenia, której ponowne wykorzystanie byłoby technicznie możliwe i ekonomicznie uzasadnione (gaz wielkopiecowy, ługi powarzelne, paździerz itp. oraz ciepło odpadowe).

Energia odzyskana - część energii odpadowej, która zostaje wykorzystana poza procesem ją wydzielającym.

Przemiany energii - wszelkie procesy mające na celu przystosowanie nośników energii do ich bezpośredniego użytkowania. W praktyce energia pochodna jest produktem przemian przeprowadzonych w specjalnie w tym celu zorganizowanych przedsiębiorstwach i zakładach lub wydzielonych wydziałach.

Zużycie bezpośrednie energii - zużycie nośników energii pierwotnej lub pochodnej dla potrzeb energetycznych lub surowcowych, to znaczy nie będących przemianami energii w sensie definicji podanej dla przemian energii.

Zużycie na cele energetyczne - zużycie nośników energii dla uzyskania pracy mechanicznej ciepła, dźwięku, światła i energii elektrycznej dla elektrolizy.

Zużycie na cele surowcowe - zużycie nośników energii (paliw), które stanowią surowiec dla wytworzenia produktów, nie będących nośnikami energii.

Zużycie bezpośrednie końcowe energii - zużycie bezpośrednie energii pomniejszone o energię odpadową (odzyskaną), np. gaz wielkopiecowy.

Wskaźnik technologiczny jednostkowego zużycia energii e_T - ilość energii faktycznie zużytej w procesie (ciągu) technologicznym na wytworzenie jednostki produkcji P

$$e_T = \frac{A_T - A_{odz.}}{P}$$

Wskaźnik produkcyjny jednostkowego zużycia energii e_{pr} -
suma energii doprowadzonej do procesu technologicznego i wy-
działowych obiektów pomocniczych

$$e_{pr} = \frac{A_T - A_{odz.} + A_{up}}{P} .$$

Wskaźnik zakładowy jednostkowego zużycia energii e_z -
suma energii doprowadzonej do procesu (ciągu) technologicznego
oraz do wydziałowych i zakładowych obiektów pomocniczych.

$$e_z = \frac{A_T - A_{odz.} + A_{up} + A_d - A_{az}}{P} ,$$

gdzie:

- A_T - energia bezpośrednio zużyta w badanym procesie technolo-
gicznym (energia dostarczana do procesu),
- P - wytworzona wartość produkcji (w okresie objętym analizą),
na którą zużyto energię A_T ,
- $A_{odz.}$ - wartość energii odzyskanej w procesie produkcji P ,
- A_{up} - wartość energii zużytej w pomocniczych (wydziałowych)
urządzeniach produkcyjnych związanych bezpośrednio z pro-
cesem technologicznym produkcji P ,
- A_d - wartość energii zużytej dodatkowo w urządzeniach pomoc-
niczych, nie związanych bezpośrednio z technologią pro-
dukcji P ,
- A_{oz} - wartość energii oddanej na zewnątrz innym odbiorcom.

Ekonometria - nauka zajmująca się ustalaniem za pomocą metod statystycznych prawidłowości zachodzących w życiu gospodarczym. Ekonometria poprzez łączenie elementów ekonomii i statystyki, a obecnie również prakseologii, cybernetyki i informatyki, wzbogaca poznanie prawidłowości występujących w masowych procesach gospodarczych.

Obiekt wielowymiarowy - jednostka statystyczna lub jednostka przestrzenna, określona przez wartości zbioru zmiennych, bądź zmienną, które opisują jej realizacje w poszczególnych jednostkach.

Wielowymiarowa analiza porównawcza - zbiór różnorodnych metod służących do wykrywania prawidłowości w zbiorowościach statystycznych, których jednostki opisane są przez stosunkowo liczny zespół zmiennych.

Taksonomia - nauka o zasadach porządkowania i klasyfikacji.

Odległość taksonomiczna - odległość między punktami wielowymiarowej przestrzeni liczona najczęściej wg zasad używanych w geometrii analitycznej.

Predykcja - proces wnioskowania w przyszłość na podstawie znajomości dotychczasowego przebiegu badanych zjawisk ekonomicznych.

Prognoza - efekt procesu predykcji - probabilistyczne oszacowanie wartości procesu dla określonego wyprzedzenia czasowego.

Programowanie - następuje po oszacowaniu prognoz i polega na określeniu celów przyszłej działalności ludzkiej i sposobu ich realizacji.

Planowanie - podejmowanie decyzji (czasowych, przestrzennych i rzeczowych) o przyszłym postulowanym stanie zjawisk oraz ustalenie warunków i środków realizacji tego stanu.

Zarządzanie - procesy kierowania wykonawcami planu.

JEDNOSTKI MIAR

Naturalne: dla paliw stałych i ciekłych	t ,
dla gazów	Nm ³ ,
dla drewna opałowego	m ³ ,
dla ciepła	TJ ,
dla energii elektrycznej	MW·h.

Przeliczeniowe: 1 Tcal = 4,1868 TJ,

1 TJ = 0,2388 Tcal.

W przypadku, gdy nie dysponowano rzeczywistymi wartościami opałowymi poszczególnych paliw, przyjęto dla określania wartości energii przeliczniki wg [133], [132].

Z uwagi na to, że wszystkie dane statystyczne dotyczące wielkości zużycia nośników energetycznych zbierane w poszczególnych zakładach przemysłowych, czy też dostępne ze sprawozdań rocznego zużycia paliw i energii wg formularzy GUS GM-3 oraz GM-5a wyrażone są w Gcal, dla łatwości porównań i wobec obowiązku stosowania jednostek zgodnych z układem SI, zastosowano podwójną skalę TJ i Tcal.

Przedstawiono metodę statystycznej identyfikacji ^{(potrzeb} energetycznych przemysłu w makroregionie gospodarczym z wykorzystaniem procedury reprezentacyjnej.

Metodę sprawdzono na przykładzie kilku gałęzi przemysłu Dolnego Śląska. Przedstawiono wyniki obliczeń i wnioski.

WSTĘP

Rola paliw i energii jako czynników warunkujących rozwój gospodarczo-społeczny zmusza do opracowania i wdrożenia skutecznych a zarazem możliwie dokładnych metod oceny aktualnej i perspektywicznej struktury energetycznej kraju i jego podobszarów.

W ciągu ostatnich trzydziestu lat ogólne zużycie paliw i energii w Polsce wzrosło prawie czterokrotnie, a pomimo to podstawowa struktura zużywanych paliw, sposób gospodarowania nimi, a także związane z tym schematy myślowe uległy tylko nieznacznym zmianom [60]. Pod tym względem kraj nasz stanowi wyjątek spośród innych krajów rozwiniętych, w których gospodarka energetyczna w ciągu tego czasu przeszła już 3 czy 4 razy gwałtowne przemiany [66], [52], [30], [17], [141].

W obecnych warunkach spiętrzone od lat trudności i problemy energetyczne ujawniają się we wszystkich dziedzinach [130]. Są one już dziś bardzo złożone i trudne do ogarnięcia w skali kraju i z tego względu wymagają przede wszystkim badań cząstkowych [71], [143], [13].

Obok więc metod oszacowań globalnych, istotną rolę odegrać w tym zakresie mogą analizy i prognozy w ujęciu regionalnym

(wojewódzkim) i makroregionalnym (zespołów województw) [98], [76] [95], [55]. Województwa w obecnym swym kształcie, z uwagi na stosunkowo niewielki obszar, umożliwiają dostatecznie szczegółową inwentaryzację infrastruktury energetycznej i bardziej precyzyjnie niż dotychczas ustalenie perspektywicznych potrzeb i możliwości energetycznych. Wynika stąd celowość prowadzenia takich badań. Jednakże regionów nie można traktować jako jednostek wyodrębnionych w zakresie produkcji i zużycia paliw i energii, istnieje zatem konieczność agregacji w zespoły makroregionalne, pozwalające na bardziej reprezentatywną syntezę w oparciu o wiarygodne i kompletne informacje z poszczególnych regionów.

Dotychczas nie wykonano w Polsce wyczerpujących badań kompleksowych, dotyczących wykorzystania paliw i energii w gospodarce narodowej oraz przyczyn nadmiernego ich zużycia, jak również nie poświęcono należytej uwagi zagadnieniom użytkowania paliw i energii przez przemysł.

Szersze badania w tym zakresie rozpoczął w ostatnich latach Ośrodek Badawczo-Rozwojowy Gospodarki Paliwowo-Energetycznej (OBRGPE) Państwowego Inspektoratu Gospodarki Energetycznej (PIGE) [152], [109], [4], [5], [7], [2], [3] oraz Zakład Problemów Energetyki Instytutu Podstawowych Problemów Techniki (IPPT) PAN [19], [30], [21].

Ilość energii zużywanej do produkcji przemysłowej w Polsce w 1975 r. [5] stanowiła ok. 53% ($1748 \cdot 10^3$ TJ) ogólnego zużycia paliw i energii przez gospodarkę narodową. Do najbardziej energochłonnych gałęzi zaliczyć można przemysł hutnictwa żelaza (29,5%), przemysł chemiczny (21,6%) i przemysł materiałów budowlanych (14%). W dalszej kolejności pozostają: przemysł spożywczy (7,2%), przemysł metali nieżelaznych (3,9%), przemysł włókienniczy (3,4%) i przemysł maszynowy (3,1%).

Wartość zużycia energii przez przemysł zależy od rozmiarów samej produkcji, postępu technicznego jak również od struktury produkcji. Czynniki te decydują o przeciętnej energochłonności produkcji przemysłowej.

Celem podjętego w niniejszej rozprawie postępowania jest zidentyfikowanie prawidłowości, występujących w użytkowaniu nośników energetycznych przez przemysł w poszczególnych jego gałęziach w wybranym makroregionie i zbadanie odrębności charakteryzujących jego elementy składowe.

Badania przeprowadzono w oparciu o materiały z lat 1960-1977 dla przemysłu Dolnego Śląska, obejmującego obszar dawnego woj. wrocławskiego. Makroregion dolnośląski, obejmujący obecnie cztery województwa: wrocławskie, legnickie, jeleniogórskie i wałbrzyskie, należy do najbardziej rozwiniętych regionów kraju i zajmuje ok. 6% całkowitej powierzchni Polski, dając ok. 15% produkcji globalnej przemysłu krajowego. Na terenie Dolnego Śląska znajduje się duża liczba zakładów przemysłowych (ponad 5 tysięcy), reprezentujących niemal wszystkie gałęzie przemysłu.

Praca niniejsza stanowi próbę stworzenia modeli ekonomicznych, obrazujących zużycie nośników energetycznych w zależności od wielkości ekonomicznych, takich jak produkcja globalna, zatrudnienie i nakłady inwestycyjne.

Ze względu na brak danych statystycznych, dotyczących zużycia nośników energetycznych w przemyśle w przekroju gałęziowym, zastosowano metodę reprezentacyjną przedsiębiorstw w ramach badanej gałęzi i w oparciu o nią zbudowano modele gałęziowe.

1. METODY IDENTYFIKACJI ODBIORCY PRZEMYSŁOWEGO

JAKO UŻYTKOWNIKA ENERGII

Gospodarka energetyczna obejmuje wiele dziedzin, kierunków i aspektów ujmowanych mniej lub bardziej kompleksowo [96], [21], [19].

Przedmiotem badań gospodarki energetycznej są zasoby energetyczne, pozyskanie energii pierwotnej, uszlachetnienie i przetwarzanie paliw na wtórne nośniki energii, ich transport i przesył oraz użytkowanie i wykorzystanie [67], [31].

Podstawowym zadaniem nowoczesnej gospodarki jest optymalizacja globalna całości kompleksowego systemu energetycznego kraju, to jest struktury obiektów energetycznych i ich powiązań wzajemnych z uwzględnieniem oddziaływań i ograniczeń otoczenia [20], [32], [70], [97], [125], [101].

Analiza, prowadzona w skali ogólnokrajowej, ogranicza się jedynie do górnych poziomów struktury hierarchicznej. Zagadnieniami dotyczącymi niższych poziomów zajmują się bardziej szczegółowe dyscypliny badawcze, takie jak np. gospodarka elektroenergetyczna, gazoenergetyczna, gospodarka cieplna, górnictwo itp. [68], [69], [143], [132], [122].

Tak rozumiana gospodarka energetyczna stanowi szeroki nurt, w którym wydzielić można cały szereg bardziej szczegółowych działów i kierunków badawczych. Gospodarka energetyczna dzieli się bowiem na działy ze względu na rodzaj nośników (gospodarka: paliwami stałymi, paliwami ciekłymi, paliwami gazowymi, energią elektryczną, energią cieplną w parze i gorącej wodzie, paliwami rozszczepialnymi) oraz ze względu na fazę procesów: gospodarka zasobami energetycznymi wraz z eksploatacją, wzbogacanie i prze-

tworzenie paliw, transport i rozdział paliw i energii, gospodarka energetyczna w przemyśle z dalszym podziałem na energochłonne gałęzie oraz gospodarkę energetyczną miast i osiedli, wsi i rolnictwa oraz ośrodków rekreacyjnych [96], [128].

Identyfikacja polega na ustaleniu tożsamości badanego układu i zjawisk w nim zachodzących na podstawie ich najbardziej charakterystycznych cech, a więc na sporządzeniu matematycznego opisu badanego układu. W układach i systemach rzeczywistych można określić zwykle tak liczny zbiór różnorodnych relacji, że nie sposób zajmować się nimi wszystkimi. Z tego względu wyróżnia się tylko pewne wąskie klasy relacji zwane strukturą (układu, systemu) [65].

Najczęściej przedmiotem zainteresowania są:

- struktura funkcjonalna (ze względu na określone relacje oddziaływania),
- struktura przestrzenna (ze względu na relacje rozmieszczenia),
- struktura podporządkowania (np. ze względu na relacje kierowania),
- struktura obejmowania (ze względu na relacje przynależności),
- struktura rodzajowo-ilościowa (ze względu na udziały ilościowe poszczególnych rodzajów elementów w całości elementów systemu, np. udziały poszczególnych rodzajów nośników w ogólnym zużyciu energii).

W szerszych badaniach elementy systemu traktuje się niekiedy jako obiekty złożone, nazywane podsystemami. Podobnie poddaje się analizie otoczenie systemu [79].

Jest więc zrozumiałe, że dla tak licznych kierunków badawczych stosowane mogą być różne metody.

Metody identyfikacji można podzielić wg różnych zasad, przy czym najczęściej przyjmuje się dwie linie podziału wyróżniając:

- metody identyfikacji charakterystyk statycznych,
 - metody identyfikacji charakterystyk dynamicznych
- oraz
- metody deterministyczne,
 - metody statystyczne (probabilistyczne).

Metody te umożliwiają w zasadzie identyfikację modeli liniowych o stałych współczynnikach. Dlatego też w przypadkach zadań optymalizacyjnych nieliniowych (ekstremalnych) metody te nie są na ogół stosowane [93].

Odrębną grupę stanowią metody analityczne, służące do znalezienia ogólnego opisu matematycznego badanego procesu przed przystąpieniem do identyfikacji eksperymentalnej.

Metody analityczne opierają się na równaniach bilansowych. Są to w zasadzie najstarsze metody, obecnie przeżywające swój renesans i nabierające znaczenia w przypadku badania złożonych procesów technologicznych.

Wśród statystycznych metod identyfikacji K. Mańczak [93] wyróżnia następujące metody:

- metodę funkcji korelacji,
- metodę analizy regresyjnej,
- metodę analizy czynnikowej,
- metodę aproksymacji stochastycznej,
- metodę decyzji statystycznych.

Najbardziej popularną jest metoda funkcji korelacji, służąca do wyznaczania charakterystyk dynamicznych na podstawie obserwacji wejść i wyjść obiektu w trakcie jego normalnej pracy.

U podstaw tej metody leżą bardzo silne ograniczenia, zmniejszające zakres jej zastosowań.

Podstawową metodą jest metoda analizy regresyjnej, którą można zastosować do identyfikacji statycznych charakterystyk złożonych obiektów (układów) w warunkach normalnej eksploatacji, też na podstawie obserwacji wejścia i wyjścia obiektu. Na metodzie analizy regresyjnej jest oparta metoda analizy czynnikowej, która służy do wyznaczania charakterystyk statycznych, opartych na eksperymencie czynnym (czyli z naruszeniem normalnych warunków pracy). Jej treścią jest planowanie eksperymentu ekstremalnego.

Metoda aproksymacji stochastycznej jest probabilistyczną procedurą iteracyjną i podobnie jak metoda decyzji statystycznych, umożliwia identyfikację parametrów modelu regresyjnego wielowymiarowego obiektu sterowania.

Współczesny etap rozwoju metod ilościowych w analizie zjawisk gospodarczych, rozwój teorii i zastosowań metod ekonometrycznych, pozwala już w dużej mierze na ich praktyczne wykorzystanie w procesie planowania i zarządzania gospodarką narodową - zarówno w skali makroekonomicznej, jak i mikroekonomicznej. Zagadnieniem tym poświęcone są między innymi prace [37], [11], [123], [124], [63], [110].

Podstawowym pojęciem ekonometrii jest model ekonometryczny. W skład modelu wchodzi zmienne, parametry i zakłócenia losowe. Powiązanie zmiennych i parametrów ze względu na postać analityczną funkcji modelu każe podzielić modele na liniowe, nieliniowe, sprowadzalne do liniowych i nieliniowe, niesprowadzalne do liniowych. Ponadto modele można podzielić na jednofunkcyjne i wielofunkcyjne (wielorównaniowe). Modele wielofunkcyjne dzielą

się z kolei na 3 grupy: modele proste, rekurencyjne i o równaniach współzależnych.

Inny podział modeli ekonometrycznych wynika z roli czasu w badanych zależnościach (modele statyczne i dynamiczne).

Modele jednofunkcyjne lub każdą funkcję oddzielnie w modelu wielofunkcyjnym można rozpatrywać jako modele z jedną zmienną objaśniającą X lub z wieloma zmiennymi objaśniającymi $\{X\}$. Pierwsza grupa modeli jest szczególnie dogodnym obiektem badań, ponieważ zależność prezentowaną przez taki model można zilustrować odpowiednim wykresem, co znakomicie ułatwia ustalenie klasy funkcji, estymację parametrów, interpretację wyników szacunku oraz procedurę prognozowania. Jeżeli zmienne objaśniające (w każdej funkcji) modelu są przyczynami kształtowania się zmiennej objaśnianej, model taki należy do klasy modeli przyczynowo-skutkowych. Często jednak buduje się modele tylko na zasadzie mocnej więzi między zmiennymi objaśnianą a objaśniającymi. Są to modele symptomatyczne. Wśród nich wyróżniamy modele tendencji rozwojowych, gdzie jedyną zmienną objaśniającą jest czas, będący jednocześnie symptomem zmiany występujących w czynnikach kształtujących badane zjawisko. Modele przyczynowo-skutkowe mogą służyć jako podstawy programowania matematycznego, tzn. dla celów decyzyjnych. Tej zalety nie posiadają modele symptomatyczne. Mogą one służyć jedynie celom poznawczym i predyktywnym.

Ciekawe rozważania poświęcone analizie modeli ekonometrycznych w zależności od rodzaju materiału statystycznego (dane przekrojowe, szeregi czasowe) oraz metod badań (badania całkowite, badania metodą reprezentacyjną) przeprowadza Z. Czerwiński w pracy [28].

Modelowanie ekonometryczne gospodarki narodowej osiągnęło już tę fazę, w której jego wyniki można wykorzystać - przynajmniej częściowo - w praktyce. Już teraz opracowane są cząstkowe modele ekonometryczne, dotyczące różnych dziedzin ekonomicznych [10], [74], [111]. Wydaje się więc, że makromodely ekonometryczne w powiązaniu z analizą przepływów międzygałęziowych i modelami optymalizacyjnymi mogą spełniać ważną i pożyteczną rolę w konstruowaniu planów gospodarczych [9].

Szybki rozwój teorii ekonometrii, a szczególnie nowych metod estymacji, uwzględniających coraz bardziej realistyczne założenia, [64], [73], [33], [74], [75], [35], rozwój teorii predykcji ekonometrycznej [49], [133], [140], [155], jak również oszacowanie wielu makromodeli w różnych krajach świadczy o znacznym zainteresowaniu modelem ekonometrycznym dużych systemów gospodarczych [110], [94].

Konieczność prowadzenia precyzyjnych analiz ilościowych powoduje, że proste i przybliżone metody są już niewystarczające.

Problematyka modelowania różnych dziedzin rozwoju społeczno-gospodarczego również w Polsce jest przedmiotem badań w wielu ośrodkach naukowych.

Należy tu wspomnieć o dużym dorobku ekonometryków, zwłaszcza z ośrodka katowickiego, gdzie pod kierunkiem prof. Z. Pawłowskiego opracowano i zweryfikowano prosty model prognostyczny na podstawie danych statystycznych z lat 1950-1964. Intensywne badania w tym zakresie prowadzone były również w Uniwersytecie Łódzkim pod kierunkiem prof. W. Welke.

W Instytucie Planowania (prof. K. Porwit) prowadzone są szeroko zakrojone prace nadliniowymi modelami planistycznymi,

w których badany jest wpływ rozdziału inwestycji i zatrudnienia na wzrost dochodu narodowego [121].

Również prof. T. Pyka z Katowic opracował model optymalizacyjny nakładów inwestycyjnych dla kilku sektorów produkcyjnych. Znane są także prace prowadzone przez prof. S. Piaseckiego (WAT) nad kompleksowym modelem gospodarczym z uwzględnieniem handlu zagranicznego.

Serię modeli kompleksowych społeczno-gospodarczego rozwoju kraju opracowuje się w Instytucie Organizacji i Kierowania PAN.

Warto zwrócić uwagę na prowadzone przez prof. Z. Czerwińskiego liczne prace teoretyczne z zakresu modeli liniowych i nieliniowych gospodarki [28].

Opracowano również szereg modeli dla niektórych sektorów gospodarczych w Polsce. Znane są zwłaszcza prace prof. K. Kopeczkiego z tej dziedziny, poświęcone modelom produkcji i spożycia energii elektrycznej w Polsce, a także długookresowego prognozowania wzrostu zapotrzebowania na paliwa i energię [67], [68], [69], [70].

Istnieje znaczna liczba prac dotyczących tworzenia modeli handlu zagranicznego (prof. W. Trzeciakowski), gospodarki żywnościowej (prof. A. Woś), regionalnych (prof. R. Domański) i innych.

Wyróżnić należy także liczne prace ośrodka wrocławskiego (prof. Z. Hellwig) o zróżnicowanej problematyce badawczej ekonometrii, m.in. poświęconej analizie tendencji rozwojowych wydajności pracy na różnych szczeblach organizacyjnych gospodarki narodowej. Problematyka wykorzystania metod statystyczno-matematycznych do badań indywidualnej wydajności pracy została szeroko potraktowana w książce prof. M. Cieślak [24].

Duże osiągnięcia w dziedzinie optymalizacji rozwoju krajowego systemu paliwowo-energetycznego posiada Zakład Problemów Energetyki Instytutu Podstawowych Problemów Techniki PAN w Warszawie, gdzie pod kierunkiem doc. W.Bojarskiego prowadzone są prace nad modelem optymalizacyjnym programu rozwoju systemu paliwowo-energetycznego [20]. Należy dodać, że Instytut ten współpracuje z Ośrodkiem Badawczo-Rozwojowym Gospodarki Paliwowo-Energetycznej Państwowego Inspektoratu Gospodarki Energetycznej w Katowicach i jego filią w Warszawie - Zakładem Programowania Rozwoju Gospodarki Energetycznej, czego efektem są liczne prace teoretyczne oraz Szkoły: "Badania Systemowe w Gospodarce Paliwowo-Energetycznej" (Jabłonna, marzec 1977), "Racjonalizacja Użytkowania Paliw i Energii w Przemśle" (Jabłonna, październik 1978) i symposium: "Programowanie Rozwoju Energetyzacji Regionów Kraju" (Świdry k/Warszawy grudzień 1976) i "Modelowanie Gospodarki Paliwowo-Energetycznej" (Jachranka, grudzień 1978).

Ośrodek Badawczo-Rozwojowy Gospodarki Paliwowo-Energetycznej PIGE w Katowicach posiada również bogaty dorobek w zakresie analizy gospodarki paliwowo-energetycznej, metod określania zapotrzebowania paliw i energii, efektywności użytkowania energii i metod optymalizacji gospodarki energetycznej w przemyśle [103], [106], [50], [151].

Istniejące modele z reguły dotyczą pewnych wyspecjalizowanych odcinków życia gospodarczego. U ich podstaw leżą też często różne założenia, co powoduje, że niejednokrotnie generują one odmienne wielkości ekonomiczne. Fakt ten utrudnia ich praktyczne wykorzystanie. W związku z tym wynika konieczność podjęcia wysiłków, zmierzających do połączenia opracowanych dotychczas

modeli w jeden zagregowany kompleks współdziałających modeli rozwojowych. Analogiczne dążenia obserwuje się również w innych krajach [29], [34], [101].

Stan badań w Polsce nad zagadnieniami energetycznymi, dotyczącymi procesów wytwarzania, przetwarzania, transportu i użytkowania paliw i energii, nie jest zadowalający. Szczególnie niewiele jest prac poświęconych zagadnieniom użytkowania paliw i energii w przemyśle i analiz przyczyn nadmiernego poziomu ich zużycia [38], [39]. Również interesujące, a mało dotychczas rozwinięte, wydają się tutaj badania w różnych układach terytorialnych.

Przemysł jest, obok sektora komunalno-bytowego i rolnictwa, głównym odbiorcą paliw i energii, zużywanych zarówno do przemian, jak i w sposób bezpośredni. Ze względu na jego podział gałęziowy, przemysł charakteryzuje się znacznym zróżnicowaniem struktury potrzeb energetycznych, co utrudnia prognozowanie zapotrzebowania paliw i energii. Istnieje zatem potrzeba wykonienia gałęzi energo-ohłonnych i poddanie ich wnikliwej analizie. Problematykę tę podjęła Szkoła pt.: „Racjonalizacja użytkowania paliw i energii w przemyśle” zorganizowana przez IPPT PAN w Jabłonnie w 1978 r. [72], [134], [149] i konferencja pt. „Racjonalne użytkowanie energii w procesach produkcyjnych” Wrocław 1978 [85], [126], [142], [150]. Należałoby tu wspomnieć też o pracach [86], [51], [138], [87], [88], które poruszają problem związany z racjonalizacją użytkowania paliw i energii w przemyśle. Godne uwagi są także pozycje zagraniczne [131], [80], [26], [34].

Ostatnie lata przyniosły ożywienie badań typu regionalnego. Wiąże się to z ogólną koncepcją planowania i prognozowania rozwoju społeczno-gospodarczego i przestrzennego zagospodarowania kraju. Zachodzi konieczność istotnego pogłębienia badań

przestrzennych przede wszystkim w ujęciu regionalnym [1], [14], [145], [48]. Dobrze rezultaty osiągnięto w dziedzinie wiązania rozwoju gospodarki danego kraju z gospodarką światową, wywierając one współcześnie ogromny wpływ na bieżącą politykę ekonomiczną [115].

O wiele skromniej przedstawiają się zdobycze teorii i praktyki w dziedzinie wykorzystania przesłanek rozwoju regionalnego.

W naszym kraju zapoczątkowane są prace dla czterech układów terytorialnych [98], [109], [77]:

- krajowy,
- makroregionalny,
- regionalny,
- aglomeracji miejsko-przemysłowych.

Taki kierunek prac prognostycznych i planistycznych wyznacza ramy obszarów, dla których należy podjąć prace w zakresie modelowania gospodarki paliwowo-energetycznej, będącej jedną z funkcji wzrostu gospodarczego. Najkorzystniejszy rozdział nośników energii na poszczególne regiony z punktu widzenia optymalizacji bilansu krajowego i całego społeczno-gospodarczego rozwoju kraju można uzyskać drogą kolejnych posunięć iteracyjnych, polegającą na równoważeniu bilansu krajowego z bilansami regionalnymi.

Od 1976 r. Ośrodek Badawczo-Rozwojowy Gospodarki Paliwowo-Energetycznej patronował pracy pt.: "Opracowanie generalnych zasad i koncepcji energetycznej regionów, makroregionów i aglomeracji" wykonywanej przez 8 terenowych ośrodków badawczych w której m.in. zespół z Instytutu Energoelektryki PWr. wykonał opracowania dla makroregionu południowo-zachodniego [56], [57], [54], [55].

W oparciu o dotychczasowe doświadczenia zebrane przy opracowaniu tych prac można stwierdzić, że była ona niezwykle pracowita, co spowodowane było przede wszystkim barierą dostępności danych statystycznych i brakiem adekwatnych metod badawczych [4], [5], [7], [2], [3].

Traktując modelowanie gospodarki paliwowo-energetycznej jako proces przygotowania decyzji dla planujących i programujących rozwój krajowej gospodarki paliwowo-energetycznej, a odnoszących się do ukierunkowania regionalnego jej rozwoju w skali całego kraju, można stwierdzić, że jest ona również niezbędnym elementem dla prawidłowego prognozowania rozwoju krajowego systemu energetycznego, który ma istotny wpływ na całość rozwoju społeczno-gospodarczego kraju [146], [121], [94].

Wnioski z dotychczasowych badań teoretycznych i z doświadczeń praktycznych w dziedzinie gospodarki regionalnej i przestrzennego zagospodarowania regionów pozwalają na określenie założeń, które powinny tworzyć podstawy planowej polityki rozwoju regionów ekonomicznych [98], [100], [104], [53].

Ewolucja, jaką przeszła już teoria rozwoju regionów wykazuje, że polityka ich rozwoju stanowi integralny element rozwoju społeczno-gospodarczego państwa. W związku z tym kładzie się obecnie duży nacisk na realizację makroekonomicznych i ogólnospołecznych celów polityki regionalnej, przy uwzględnieniu optymalnego wykorzystania możliwości rozwojowych wszystkich regionów [95], [55], [76].

Różnice w wymienionych celach cząstkowych narzucają konieczność stosowania różnych metod badawczych. Ponadto o doborze metod decyduje również charakter, tzn. liczba, jakość i stopień agregacji danych statystycznych, tworzących materiał źródłowy dla dociekań [78], [153], [116].

Jak już wspomniano we wstępie, analizę zużycia nośników energetycznych dokonuje się w celu opisu tego zużycia jako całości oraz jego elementów składowych [89], [92], [147], [148]; opis ten ma także stworzyć podstawy dla dokonania oceny stopnia energochłonności kraju czy makroregionu.

Duże znaczenie posiadają metody bilansowe [16], [96], [18], [100], [90]. Istota bilansu energetycznego polega na możliwie wiernym i pełnym przedstawieniu i stworzeniu podstawy do analizy i oceny rzeczywistych (bilans za okres przeszły) lub przewidywanych (bilans perspektywiczny) stosunków energetycznych w określonym układzie (zakład, region, kraj itp.).

Znaczenie bilansów za okres przeszły polega na tym, że stanowią one podstawę krytycznej oceny efektywności gospodarki energetycznej w tym okresie i tworzą materiał statystyczny dla opracowania bilansów perspektywicznych. Bilanse perspektywiczne są podstawą do wyboru prawidłowego kierunku przyszłego rozwoju gospodarki paliwowo-energetycznej, do określenia optymalnych udziałów poszczególnych rodzajów nośników energii oraz do opracowania perspektywicznej koncepcji systemu paliwowo-energetycznego.

Bilans energetyczny, zestawiony w postaci liczbowej, zaopatruje się dla zwiększenia przejrzystości w ilustrację graficzną w postaci ideowego schematu przemian energii lub też w postaci wykresu Sunkey'a, gdzie poszczególne strumienie są przedstawione w pewnej skali.

Oprócz bilansów ogólnych zestawia się bilanse cząstkowe, obejmujące poszczególne grupy odbiorców (np. sektory gospodarki narodowej, wybrane regiony), poszczególne postacie energii (bilans węgla, bilans koksu, bilans energii elektrycznej) lub też poszczególne grupy przemian energii (bilans przemian w elektrowniach,

gazowniach, procesach technologicznych itd.). Dużą trudnością w zestawianiu bilansów energetycznych stanowi brak statystyki wykorzystania energii w jej ostatecznej, użytkowej postaci.

Metody symulacyjne, dzięki swej prostocie, łatwości programowania i możliwościom wielostronnego zastosowania, rozwijają się bardzo szybko. Znane są próby zastosowania metod symulacyjnych do zagadnień ekonomicznych [81]. Wadą metod symulacyjnych jest konieczność wykonania dużej liczby eksperymentów, gdy chcemy osiągnąć dużą dokładność. Opracowano wiele metod, które pozwalają zmniejszyć liczbę eksperymentów, noszą one nazwę „redukcji wariancji”.

Metody symulacyjne można stosować do zagadnień statycznych i dynamicznych [83]. Niektórzy autorzy uważają, że zagadnienia statyczne, jako prostsze (gdyż odnoszą się do jednego przekroju czasowego) należy rozwiązywać metodami analitycznymi, chociażby dlatego, że dzięki nim można uzyskać rozwiązania ścisłe i względnie optymalne, podczas gdy metody symulacyjne dają na ogół rozwiązanie przybliżone (suboptymalne).

W każdym systemie ocen działalności gospodarczej przedsiębiorstw podstawową funkcję spełniają analizy ekonomiczne. Prowadzi się je w celu uzyskania informacji o sposobie gospodarowania w pewnym okresie lub momencie , przy czym ich wyniki mają być podstawą do planowania i optymalizacji pracy przedsiębiorstwa w okresie przyszłym.

Można przyjąć, iż większość analiz jest wykonywana retrospektywnie tzn., że postawione na ich podstawie diagnozy stanowią podsumowanie działalności w okresie ubiegłym. Uzyskane informacje o prawidłowościach rozwoju zjawisk cząstkowych i ich wzajemnych powiązaniach są z kolei stosowane do programowania działań,

usprawniających funkcjonowanie przedsiębiorstwa w okresie przyszłym. Należy jednak zauważyć, że podejmowane w tym zakresie decyzje muszą uwzględniać fakt, że kształtowanie się pewnych zjawisk cząstkowych jest zależne od przedsiębiorstwa, a innych nie, bądź tylko w ograniczonym stopniu. W każdym z wymienionych przypadków dla precyzji prowadzonego rachunku mogą być stosowane różne metody, wśród których na szczególną uwagę zasługują metody statystyczne [107], [15], [23], [27], [137].

W celu dokonania możliwie syntetycznego opisu zużycia nośników energetycznych przemysłu w układzie gałęziowym posługujemy się różnego rodzaju miernikami oraz wykresami. Dla przemysłu znane są następujące metody analizy zużycia energii [13]:

- dla energochłonnych gałęzi przemysłu oraz pozostałego zużycia stosuje się metody gałęziowe,
- dla wytworzenia określonych produktów energochłonnych oraz pozostałego zużycia stosuje się metodę wskaźnikową.

W metodzie analizy gałęziowej całkowite zużycie energii w przemyśle dzieli się na m gałęzi przemysłu. Wykorzystać tu można statystyki odnoszące się do każdej z gałęzi składowych lub w przypadku braku takich statystyk, po zastosowaniu metody reprezentacyjnej, dla przedsiębiorstw - wzorców, reprezentujących każdą grupę przedsiębiorstw podobnych w gałęzi, a więc:

- zużycia nośników energetycznych A ,
- wskaźnika energochłonności e ,
- wartości produkcji globalnej P ,
- liczby zatrudnionych Z ,
- wartości rocznych nakładów inwestycyjnych I ,
- czasu t .

Traktując dla każdego reprezentanta gałęzi przemysłu osobno

e jako zmienną losową objaśnianą Y, a czynniki ekonomiczne P, Z, I oraz czas t jako zmienne losowe objaśniające X, poszukuje się związków typu regresyjnego:

a) między Y a jednym z czynników ekonomicznych (regresja prosta)

$$Y = aX + b,$$

gdzie X oznacza kolejno P, Z, I; a, b - współczynniki regresji,

b) między Y a wszystkimi czynnikami ekonomicznymi (regresja wieloraka)

$$Y = b_1P + b_2Z + b_3I + b_4,$$

gdzie: b_1, b_2, b_3, b_4 - współczynniki regresji cząstkowej.

Zanim jednak związki takie mogą być wykryte rachunkiem, należy ustalić, czy między zmiennymi istnieje dostatecznie silna korelacja. Bada się to przez oszacowanie rachunkiem statystycznym współczynnika korelacji i zbadanie testem (np. t-Studenta) czy współczynnik ten różni się istotnie od zera. Jeśli rachunek ten wypada pozytywnie, to oblicza się oszacowanie współczynników regresji: a, b lub b_1, b_2, b_3 i b_4 i bada, czy ich istotność różni się od zera.

Jeżeli jednak istotność dla któregośkolwiek ze współczynników okaże się niedostateczna, to odpowiedni czynnik ekonomiczny, przy którym stoi współczynnik nieistotny, usuwa się z rachunku i całość obliczeń powtarza się bez niego.

W celu identyfikacji odbiorcy przemysłowego jako użytkownika energii stosuje się różnego rodzaju wskaźniki [99], [105], [86], [46], [47], [142].

Stosowane obecnie w kraju ogólne zasady i szczegółowe metody określania wskaźników jednostkowego zużycia energii w najbardziej energochłonnych procesach technologicznych przemysłu dają wystarczające, choć niedostatecznie wykorzystane, podstawy do oceny

użytkowania energii w tych procesach.

Jak wykazał przeprowadzony w 1977 r. przegląd wskaźników (norm) jednostkowego zużycia paliw i energii, zasady te nie są dostatecznie znane. Powszechną formą korzystania z tych wskaźników jest dotychczas tzw. analiza kształtowania się ich wartości, osiąganych w określonych przedziałach czasu (kwartał, rok) przy czym względny spadek wartości niektórych wskaźników stanowił zarazem wystarczającą podstawę do wykazywania poprawy użytkowania energii. Bardziej szczegółowe analizy dowiodły jednak, że obserwowany w wielu procesach technologicznych względny spadek wartości wskaźników jednostkowego zużycia energii wynikał z przyczyn pozaenergetycznych (wzrost skali produkcji, zmiana surowców lub technologicznych metod wytwarzania i in.). Nieliczne były przypadki podejmowania prac studialno-badawczych nad energetyczną optymalizacją najbardziej energochłonnych procesów technologicznych.

W niektórych krajach (NRD, ZSRR) zakres normowania zużycia energii pokrywa się z zakresem stosowania statystycznych wskaźników jednostkowego zużycia energii [94]. Bardzo ograniczone zastosowanie znajdowały również wskaźniki jednostkowego zużycia energii do prognozowania i planowania rozwoju gospodarki paliwowo-energetycznej, badania stanu tej gospodarki w różnych przekrojach lub optymalizacji [13].

Zwiększony zakres praktycznego wykorzystania wskaźników mógłby w istotny sposób wpłynąć na wzbogacenie treści zbiorczych publikacji GUS [119], które od wielu lat nie uległy większym zmianom.

Do oceny zużycia paliw i energii w przedsiębiorstwach oraz w całym przemyśle krajowym stosuje się dotychczas następujące

mierniki:

- a) bilanse paliwowo-energetyczne,
- b) wskaźniki jednostkowego zużycia paliw i energii w najbardziej energochłonnych urządzeniach i procesach technologicznych.

Są one okresowo (kwartał, rok) zestawiane wg jednolitych zasad metodycznych [105], [99], [47] i wystarczają do kontroli rozplywu energii we wszystkich fazach jej użytkowania - od pozyskania do zużycia energii.

Bilanse paliwowo-energetyczne stosuje się do kompleksowej oceny rozplywu energii i zestawia się je w formie bilansów globalnych lub cząstkowych:

- bilansu paliw (z podziałem na różne ich rodzaje i postaci),
- bilansu ciepła (w parze i wodzie gorącej) oraz
- bilansu energii elektrycznej.

Obecna forma tych bilansów została ukształtowana pod wpływem formularzy sprawozdawczości statystycznej (GM) [136], [142].

Wskaźniki jednostkowego zużycia paliw i energii-technologiczne, produkcyjne i zakładowe- stanowią najbardziej precyzyjne mierniki oceny bezpośredniego zużycia energii w odbiornikach końcowych przemysłu, gdyż określa się je wg jednolitych zasad metodycznych i na podstawie pomiarów.

Zakresy stosowania tych wskaźników różnią się dość znacznie w poszczególnych gałęziach przemysłu, co wynika z różnych techniczno-organizacyjnych możliwości szczegółowej oceny zużycia energii w odbiornikach końcowych.

W odniesieniu do badań przemysłu w układzie gałęziowym w ujęciu makroregionalnym można stosować metodę agregacji danych mikroekonomicznych, czyli danych odnoszących się do poszczególnych przedsiębiorstw, lub metodę reprezentacyjną, tzn. badania odnieść

tylko do wybranych w pewien sposób przedsiębiorstw, będących reprezentantami każdej gałęzi [114], [154], [117].

Stosowanie metody reprezentacyjnej jest korzystniejsze w porównaniu z badaniami metodą tradycyjną, tj. przy obserwowaniu całej zbiorowości statystycznej. Korzyści te mają znaczenie zarówno czysto statystyczne, jak i szersze, przede wszystkim pozwalają na szybsze uzyskanie obrazu interesującej nas zbiorowości. Badanie reprezentacyjne gwarantuje dokładność wyników i jest z reguły tańsze.

Ponadto, objęcie obserwacją jedynie części elementów, składających się na interesującą zbiorowość, oznacza często możliwość przeprowadzenia głębszych, bardziej wszechstronnych i dokładnych badań.

Model przedsiębiorstwa przedstawia ilościowe związki między rozpatrywanymi zmiennymi w tym przedsiębiorstwie, z którego pochodzą dane statystyczne. Model gałęziowy natomiast wyraża pewną przeciętną z relacji, jakie występują w poszczególnych przedsiębiorstwach. Oznacza to, że oba rodzaje modeli są identyczne tylko wówczas, gdy wszystkie przedsiębiorstwa, składające się na daną gałąź, mają ten sam model [139].

Liczba przedsiębiorstw w gałęzi jest zwykle znaczna, tak więc estymacja modeli gałęziowych może być oparta na stosunkowo dużych próbach. Decyzja o budowie modelu przedsiębiorstwa lub modelu gałęziowego zależy przede wszystkim od celu badania i jest często przez ten cel zdeterminowana. Taka analiza jest oczywiście uzależniona od dostępności i liczby danych statystycznych. W badaniach ekonometrycznych spotyka się niekiedy modele odnoszące się do gałęzi przemysłu jako całości. Zmiennymi endogenicznymi i egzogenicznymi są niekiedy zmienne zagregowane na poziomie

gałęzi lub ewentualnie zmienne o charakterze makroekonomicznym. Są to modele rozwoju gałęzi [111], [82], [84].

Sporządzony powyżej przegląd metod identyfikacji i analizy struktury energetycznej przemysłu w dowolnym makroobszarze wykazał, że metody te nadają się do badań przede wszystkim pojedynczego odbiorcy energii lub do zbiorowości odbiorców, np. w kraju, traktowanych jako całość. Nie ma natomiast jak dotąd możliwości dogodnej identyfikacji elementów składowych wyróżnionej zbiorowości [129], [119] w dowolnym układzie terytorialnym i w dowolnym podziale rodzajowym (np. podział gałęziowy przemysłu w makroregionie) lub wykonywane jest to w sposób intuicyjny, na drodze badania wytypowanych a priori odbiorców energii lub użytkowników "dużych" (jak np. w elektroenergetyce).

Istnieje zatem potrzeba podania sposobu podejścia w zakresie użytkowników energii dla pojedynczego obiektu (przedsiębiorstwa) [25], [127] i później przejścia do całości (zbiór przedsiębiorstw np. w makroregionie czy w gałęzi), jak również podanie sposobu identyfikacji zbiorowości poprzez dokładną identyfikację poszczególnych jednostek.

W ostatnich latach zauważa się wzrastające zainteresowanie metodami wielowymiarowej analizy porównawczej [36], [25], [44], [102]. Mają one zastosowanie zarówno w naukach "jakościowych" - ekonomikach branżowych (zwłaszcza w ekonomice rolnictwa, przemysłu, handlu i przedsiębiorstwa), jak i w naukach "ilościowych" (statystyce i ekonometrii).

W niniejszej pracy zaproponowano metodę reprezentacyjną badania wyróżnionych wskaźników dla wybranych przedsiębiorstw w gałęzi przemysłu, pozwalającą na dokładną identyfikację struktury energetycznej gałęzi i prognozę tej struktury [41], [112].

Metoda ta, wykorzystując pewne elementy metod taksonomicznych [118], [22] pozwala na wykrywanie prawidłowości w zbiorowościach statystycznych, charakteryzowanych przez zespół zmiennych [40], [8], [59], [42], oraz przyczynia się do rozszerzenia możliwości prowadzenia różnorodnych porównań na obiektach wielowymiarowych.

2. SFORMUŁOWANIE CELU PRACY, TEZA

Przedstawiona praca powstała w wyniku konieczności określania potrzeb energetycznych nie tylko w skali kraju, ale również w dowolnym układzie terytorialnym w podziale na grupy odbiorców i w różnych ujęciach czasowych.

W czasie prac nad energetyzacją makroregionów, prowadzonych przy współudziale autorki [56], [57], [54], [55] pod patronatem Ośrodka Badawczo-Rozwojowego Gospodarki Paliwowo-Energetycznej w Katowicach, Zakład Programowania Rozwoju Gospodarki Energetycznej w Warszawie, a także prac [89], [91], [147], [148] wynikała trudność określania zużycia nośników energetycznych w przemyśle w układzie gałęziowym. Powstała zatem potrzeba opracowania metod badań gospodarki energetycznej w przemyśle, gdyż w tej dziedzinie kryją się wielkie możliwości usprawniania - od skali urządzeń i ciągów technologicznych, przez skalę zakładów przemysłowych, gałęzi przemysłowych aż do skali całego przemysłu. Konieczne są więc badania szczególnie w gałęziach energochłonnych.

Celem niniejszej pracy jest zatem dokonanie statystycznego opisu i rodzajowego zidentyfikowania struktury zużycia nośników energetycznych oraz określenie stopnia energochłonności działalności prowadzonej przez przemysł w poszczególnych jego gałęziach w makroregionie gospodarczym. Jest to pewien wstępny, ale niezbędny etap opracowania kompleksowego zużycia nośników energii w makroregionie dla potrzeb planowania i optymalizacji struktury energetycznej.

Tezę pracy sformułowano następująco: Możliwa jest statystyczna identyfikacja energetyczna przemysłu w makroregionie

gospodarczym dla potrzeb planowania i optymalizacji struktury energetycznej z wykorzystaniem metody reprezentacyjnej.

Takie sformułowanie celu i tezy pracy wynika z wymagań stawianych określaniu potrzeb energetycznych dla celów planowania i zarządzania. Korzyści wynikające z tego typu badań są niezmiernie istotne, gdyż pozwalają one w oparciu o rozeznanie stanu istniejącego opracować między innymi programy energetyzacji regionów i makroregionów. Programy te muszą z jednej strony zapewnić realizację zamierzeń rozwojowych w badanych obszarach, a z drugiej zaś strony - uwzględniać ogólne założenia rozwoju kraju w zakresie bazy paliwowo-energetycznej.

Kształtowanie polityki energetycznej kraju jest więc procedurą iteracyjną, w której na drodze interakcyjnego korygowania zamierzeń regionalnych i centralnych uzyskuje się możliwość zoptymalizowania gospodarki paliwowo-energetycznej na szczeblu centralnego prognozowania, planowania i zarządzania. Optymalizacja dla makroregionów i regionów winna wynikać z dekompozycji zoptymalizowanego modelu energetycznego kraju.

3. METODA REPREZENTACYJNA BADANIA WSKAŹNIKÓW ENERGOCHŁONNOŚCI Z WYKORZYSTANIEM TECHNIK EKONOMETRYCZNYCH

Zbiór przedsiębiorstw przemysłowych makroregionu czy kraju jest podzielony na gałęzie. Kryterium podziału stanowi najczęściej rodzaj wytwarzanych produktów i świadczonych usług produkcyjnych. Tak więc przedsiębiorstwa należące do jednej gałęzi tworzą zbiór jednostek o jednakowym w przybliżeniu asortymencie produkowanych wyrobów czy usług, lecz różniących się - i to niekiedy bardzo istotnie - wartościami takich cech jak: ilość i jakość produkcji, jednorodność procesu technologicznego, zużywane przedmioty pracy i środki pracy, zużycie nośników energetycznych, nakłady inwestycyjne, ponoszone koszty, liczba zatrudnionych pracowników itp.

W celu umożliwienia przeprowadzania wszelkiego rodzaju porównań pomiędzy jednostkami, wchodzącymi w skład danej gałęzi i pomiędzy poszczególnymi gałęziami, konieczne jest dokonanie podziału przedsiębiorstw w ramach każdej gałęzi. Wydzielone w pewien sposób grupy przedsiębiorstw podobnych stanowić będą zbiory przedsiębiorstw o jednorodnych elementach, przez które należy rozumieć przedsiębiorstwa o zbliżonych wartościach charakteryzujących je cech. Następnie dokonuje się wyboru przedsiębiorstw "wzorców", będących reprezentantami wydzielonych grup przedsiębiorstw jednorodnych w każdej gałęzi.

Badanie danej gałęzi ograniczać się więc będzie do badania przedsiębiorstw tzw. "reprezentantów", a uzyskane wyniki - z pewnymi nieznacznymi modyfikacjami - będą aktualne dla całej gałęzi.

Ma to znaczenie w analizie porównawczej, gdyż upraszcza prowadzenie pracochłonnych i kosztownych badań, pozwalając na szybsze uzyskiwanie pożądanych wyników [114], [154], [117].

3.1. Podział na grupy elementów zbioru skończonego

Zbiór przedsiębiorstw przemysłowych w pewnym obszarze gospodarczym można przyporządkować odpowiednim gałęziom przemysłowym. Przedsiębiorstwa z jednej gałęzi mogą być zróżnicowane wartościami charakteryzującymi je cech, nie mniej jednak można wydzielić w ramach każdej gałęzi grupy przedsiębiorstw podobnych, tzn. o zbliżonych wartościach cech diagnostycznych.

Niech Ω oznacza zbiór wszystkich przedsiębiorstw przemysłowych w R-tym makroregionie gospodarczym. Istnieją $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ zbiory przedsiębiorstw przemysłowych, przynależnych m gałęziom przemysłu, przy czym

$$\Omega = \theta_1 \cup \theta_2 \cup \theta_3 \cup \dots \cup \theta_m.$$

Przy wydzieleniu grup przedsiębiorstw podobnych w danej gałęzi korzysta się z metod stosowanych przy wydzieleniu grup cech podobnych [120].

Niech $\theta_l = \{\alpha_1^l, \alpha_2^l, \dots, \alpha_t^l\}$ oznacza t_l - elementowy zbiór przedsiębiorstw l-tej gałęzi przemysłu, charakteryzowany przez k cech diagnostycznych. A, B, ... są podzbiorami zbioru θ_l i oznaczają grupy przedsiębiorstw podobnych w l-tej gałęzi ($l = 1, 2, \dots, m$).

Każde więc przedsiębiorstwo można uważać za punkt przestrzeni k-wymiarowej, którego współrzędnymi są wartości ustalonego zespołu cech diagnostycznych.

Zbiór θ_l przedsiębiorstw można określić macierzą obserwacji

$$B = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{t1} & x_{t2} & \dots & x_{tk} \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

gdzie:

t - liczba przedsiębiorstw w 1-tej gałęzi,

k - liczba cech diagnostycznych,

x_{ij} - wartość j -tej cechy w i -tym przedsiębiorstwie.

Standaryzacja zmiennych

Zestawione w macierzy (3.1) zmienne są niejednorodne, opisują bowiem różne właściwości jednostek, występują zatem w różnych jednostkach miary, co dodatkowo utrudnia prowadzenie jakichkolwiek działań arytmetycznych, niezbędnych w poszczególnych procedurach. Dlatego kolejną wstępną czynność, jaką należy wykonać, polega na standaryzacji zmiennych.

Przeprowadza się ją następująco. Dla każdej cechy liczy się średnią arytmetyczną

$$\bar{x}_j = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t x_{ij} \quad \text{dla } i = 1, 2, \dots, t; \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (3.2)$$

i odchylenie standardowe

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{t} \sum_{i=1}^t (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \quad , \quad (3.3)$$

a następnie od poszczególnych wartości cechy odejmuje średnią arytmetyczną i otrzymany wynik dzieli przez odchylenie standardowe

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (3.4)$$

gdzie:

x'_{ij} - standaryzowana wartość j -tej cechy w i -tym przedsiębiorstwie

Wyznaczanie współczynników hierarchicznych

Standaryzacja zmiennych wywołuje również ujemne skutki, polegające na tym, że tak określone cechy zespołu diagnostycznego wywierają jednakowy wpływ przy wydzielaniu grup przedsiębiorstw podobnych. Należy więc tę niedogodną sytuację zmienić przez zróżnicowanie cech w sensie wydzielenia cech bardziej istotnych tj. takich, które wywierają większy wpływ na rezultaty osiągane przy grupowaniu przedsiębiorstw. Ten sposób postępowania w stosunku do zespołu cech diagnostycznych jest i wtedy celowy, gdy liczba cech jest stosunkowo duża [119]. Złagodzenie tego niekorzystnego zjawiska można osiągnąć przez wprowadzenie współczynników hierarchicznych (wag), różnicujących zmienne ze względu na ich rangę. Współczynniki te określają pozycję każdej zmiennej, jej znaczenie oraz rolę w prowadzonym badaniu.

Obliczeń współczynników hierarchicznych można dokonać m.in. przy pomocy tzw. odległości krytycznej. Odległością tą może być największa odległość między sąsiednimi zmiennymi:

$$c_{kr} = \max_i \min_j g(\alpha_i, \alpha_j). \quad (3.5)$$

Następnie:

- dla każdej zmiennej zbioru diagnostycznego ustala się wszystkie odległości nie większe od odległości krytycznej:

$$Q_i = \{(i, j) \mid g(\alpha_i, \alpha_j) \leq c_{kr}, \quad j = 1, 2, \dots, k\}; \quad (3.6)$$

- sumuje się otrzymane odległości dla poszczególnych elementów α_i

$$w_i = \sum_{(i, j) \in Q_i} g(\alpha_i, \alpha_j);$$

- wybiera się zmienną, dla której obliczona suma odległości jest największa:

$$w_m = \max_i w_i ; \quad (3.7)$$

- oblicza się współczynniki hierarchiczne:

$$\lambda_i = \frac{w_i}{w_m} . \quad (3.8)$$

W przedstawionej powyżej metodzie obliczania współczynników hierarchicznych korzysta się ze wszystkich odległości mniejszych od w pewien sposób ustalonej odległości krytycznej. Wybrane odległości znajdują się zatem między zmiennymi najbliższymi sobie leżącymi, a tym samym obrazują najsilniejsze powiązanie między tymi zmiennymi.

Postępowanie prowadzące do zróżnicowania cech diagnostycznych przebiega następująco:

wartości cech diagnostycznych X_j

$$X_1 = (x_{11}, x_{21}, \dots, x_{t1})$$

$$X_2 = (x_{12}, x_{22}, \dots, x_{t2})$$

$$\dots \dots \dots$$

$$X_k = (x_{1k}, x_{2k}, \dots, x_{tk})$$

mnoży się przez odpowiadające im wagi λ_j

$$\lambda_1 X_1, \lambda_2 X_2, \dots, \lambda_k X_k,$$

z otrzymanych iloczynów tworzy się następującą macierz

$$B' = \begin{bmatrix} x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1k} \\ x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2k} \\ \dots \dots \dots \\ x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tk} \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

gdzie: $x'_{ji} = \lambda_j x_{ij}$, ($i = 1, \dots, t$; $j = 1, \dots, k$).

Wydaje się, że spośród wielu metod obliczania współczynników hierarchicznych, w pewnym sensie "lepszą" jest metoda opisana po-

wyżej, gdyż w praktyce łatwiej stosować tę metodę, w której odległość krytyczną ustala się poprzez wyszukiwanie najmniejszych odległości w każdej kolumnie (lub wierszu) macierzy i z kolei wybranie z nich wartości największej.

Macierz odległości

Po dokonaniu standaryzacji zmiennych i uwzględnieniu otrzymanych wag przystępuje się do obliczenia elementów macierzy odległości

$$C = \begin{bmatrix} 0 & c_{12} & \dots & c_{1t} \\ c_{21} & 0 & \dots & c_{2t} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ c_{t1} & c_{t2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

przy czym $c_{rs} = \varphi(\alpha_r, \alpha_s)$ oznacza odległość elementu r od elementu s :

$$c_{rs} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k |x'_{rj} - x'_{sj}| \text{ dla } r, s = 1, 2, \dots, t; \quad j = 1, 2, \dots, k$$

gdzie:

x'_{rj} - wartość liczbowa cechy j w przedsiębiorstwie r ,

x'_{sj} - wartość liczbowa cechy j w przedsiębiorstwie s .

Elementy powyższej macierzy stanowią podstawę przy prowadzeniu badań za pomocą procedur taksonomicznych. Posiadają one następujące własności:

$$c_{rr} = 0, \quad (3.11)$$

$$c_{rs} = c_{sr}, \quad (3.12)$$

$$c_{rs} \leq c_{rl} + c_{ls}. \quad (3.13)$$

Wyznaczona w taki sposób macierz odległości może być bezpośrednio wykorzystywana przy wydzielaniu grup przedsiębiorstw podobnych A, B... w l -tej gałęzi (które, jak już zaznaczono, wydziela się tak samo jak grupy cech podobnych) lub też użyta

do wyboru "reprezentantów" grup przedsiębiorstw podobnych.

Metoda kul

Podziału zbioru przedsiębiorstw na jednorodne podzbiory można dokonać również tzw. metodą kul. Ogólny sposób postępowania, odnoszący się do dowolnego wymiaru przestrzeni, jest następujący.

Dany jest zbiór Ω przedsiębiorstw (punktów) P_i o współrzędnych $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})$, przy czym $i = 1, 2, \dots, t$. Dla każdego punktu P_i tworzy się kulę o znanym promieniu ϱ :

$$K(P_i, \varrho). \quad (3.14)$$

Następnie ustala się liczbę punktów P_j znajdujących się wewnątrz każdej kuli:

$$\Omega_i = \{P_j \in \Omega : c_{ij} < \varrho\}, \quad (3.15)$$

gdzie Ω_i oznacza i -ty podzbiór zbioru Ω . Jest on utworzony przez punkty $P_j \in \Omega$, spełniające warunek $c_{ij} < \varrho$.

Jeśli l_i będzie oznaczać liczebność podzbioru Ω_i , to:

$$l_{i1} = \max_i l_i \quad (3.16)$$

jest wartością określającą wydzielony podzbiór. W przypadku istnienia kilku podzbiorów o maksymalnej liczebności postępuje się w taki sposób, że oblicza się odległości środków wybranych kul od początku układu współrzędnych. Pierwszy podzbiór Ω_{i1} stanowią przedsiębiorstwa zawarte w kuli najbliższej leżącej po początku układu współrzędnych.

Dalsze postępowanie przebiega w taki sam sposób, z tym że dotyczy jednostek, które pozostały po wyeliminowaniu pierwszego podzbioru. Znaczy to, że przy wydzielaniu dalszych podzbiorów rozpatruje się zbiór $\Omega \setminus \Omega_{i1}$.

Przedstawione postępowanie jest kontynuowane do momentu całkowitego rozdysponowania zbioru Ω .

Do wyjaśnienia pozostał jeszcze problem związany z szacowaniem wartości φ , którą określić można np. ze wzoru:

$$\varphi = \max_j \min_i c_{ij}. \quad (3.17)$$

3.2. Wybór reprezentantów grup

Przy rozwiązywaniu tego zagadnienia stosować można dwie metody. W metodzie środka ciężkości proponuje się postępowanie wg sposobu podanego przy ustalaniu zespołu cech diagnostycznych. Prowadzi to do wybrania takiego przedsiębiorstwa, które posiada "przeciętne" wartości cech tej grupy przedsiębiorstw.

Sposób wybierania reprezentantów zależy w tej metodzie od liczebności grup. Wyróżnia się grupy jednoelementowe, dwuelementowe oraz o większej liczbie elementów.

Wydzielenie się grup jednoelementowych świadczy o tym, że przedsiębiorstwa te różnią się wyraźnie od pozostałych przedsiębiorstw i zalicza się je do zespołu przedsiębiorstw "wzorców".

W grupach o liczbie elementów większej od dwóch wyboru przedsiębiorstwa "wzorca" dokonuje się po obliczeniu sumy odległości każdego elementu od pozostałych elementów badanej grupy przedsiębiorstw podobnych:

$$d_i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^1 \varphi(\alpha_i, \alpha_j), \quad (3.18)$$

gdzie:

α_i - element o numerze i ,

$i, j = 1, 2, \dots, l$,

l - liczba zmiennych w grupie,

d_i - suma odległości i -tego elementu od pozostałych elementów r -tej grupy.

Do zespołu przedsiębiorstw "wzorców" zalicza się ten element grupy, którego suma odległości od pozostałych elementów jest najmniejsza:

$$d_m = \min_i d_i. \quad (3.19)$$

W grupie dwuelementowej oblicza się sumę odległości każdego elementu tej grupy od ustalonych poprzednio przedsiębiorstw "wzorców" (tj. przedsiębiorstw grup jednoelementowych i przedsiębiorstw wybranych z grup o liczbie elementów większej od dwóch):

$$d_i = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^p g(\alpha_i, \alpha_j), \quad (3.20)$$

gdzie:

α_i - element o numerze i ,

$i = 1, 2, \dots, 2k$,

$j = 1, 2, \dots, p$,

$2k$ - liczba elementów w k grupach dwuelementowych,

p - liczba elementów odosobnionych i elementów wybranych z grup wieloelementowych.

Reprezentantem każdej z grup jest element, którego odległość od elementów odosobnionych i pochodzących z grup wieloelementowych (o liczbie elementów większej od dwóch) jest największa:

$$d_m = \max_i d_i, \quad (3.21)$$

gdzie $i = 1, 2$.

Po przeprowadzeniu wymienionych czynności otrzymuje się zespół elementów - wzorców, reprezentujących każdą z wyróżnionych grup. Wybrane elementy znajdują się blisko "środk ciężkości" grupy i dlatego posiadają "przeciętne" wartości charakteryzujących je zmiennych.

W drugiej z proponowanych metod, prowadzących do ustalenia przedsiębiorstw "wzorców", korzysta się z miernika syntetycznego, charakteryzującego w pewien sposób badane przedsiębiorstwa. Miernik ten jest tak skonstruowany, że stanowi wypadkową cech zespołu diagnostycznego, a tym samym pozwala uszeregować przedsiębiorstwa wewnątrz wydzielonych grup jednorodnych.

Dla osiągnięcia zamierzonego celu należy wśród cech zespołu diagnostycznego wyróżnić stymulanty i destymulanty.

Podział na dwa wymienione rodzaje został przeprowadzony przy uwzględnieniu sposobu oddziaływania każdej z cech na rozwój przedsiębiorstw. Cechy działające w sposób pobudzający nazywa się stymulantami, w odróżnieniu od cech działających hamująco - destymulant. Stymulantami (destymulantami) są więc te cechy, których duże wartości wpływają na wzrost (zmniejszenie) "rozwoju" przedsiębiorstw. Jeśli np. weźmie się pod uwagę wartość produkcji przemysłowej, to wysokie wartości tej cechy świadczą, że jest to przedsiębiorstwo duże (znajduje się na wyższym "stopniu rozwoju"), niż przedsiębiorstwo, w którym wartość produkcji kształtuje się na niższym poziomie (niższy "stopień rozwoju" tego przedsiębiorstwa). Tak więc cechę tę należy zaliczyć do zbioru stymulant. Rozróżnienie wśród zespołu cech diagnostycznych stymulant i destymulant służy do skonstruowania tzw. wzorca rozwoju, którym jest punkt P_0 o współrzędnych

$$P_0(x_{01}, x_{02}, \dots, x_{0k})$$

gdzie:

$$x_{0j} = \max_i x_{ij}, \text{ jeśli } j \in J,$$

$$x_{0j} = \min_i x_{ij}, \text{ jeśli } j \notin J, \text{ dla } i = 1, 2, \dots, t, \\ j = 1, 2, \dots, k,$$

J - zbiór stymulant.

Odległości pomiędzy poszczególnymi punktami - przedsiębiorstwami a punktem P_0 , obrazującym wzorzec rozwoju, oznacza się przez c_{i0} , czyli

$$c_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^k (x_{ij} - x_{0j})^2} \quad \text{dla } i = 1, 2, \dots, t. \quad (3.22)$$

Odległości te są podstawowymi elementami używanymi przy obliczaniu miary rozwoju d_i

$$d_i = 1 - \frac{c_{i0}}{c_0}, \quad (3.23)$$

gdzie:

$$c_0 = \bar{c}_0 + 2s_0,$$

$$\bar{c}_0 = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t c_{i0},$$

$$s_0 = \left[\frac{1}{t} \sum_{i=1}^t (c_{i0} - \bar{c}_0)^2 \right]^{1/2}.$$

Miara rozwoju d_i charakteryzuje się tym, że tylko z prawdopodobieństwem bliskim zera przyjmuje wartości ujemne. Interpretacja tak skonstruowanego miernika syntetycznego jest następująca: przedsiębiorstwo jest tym bardziej rozwinięte, im bardziej wartość jego miary rozwoju zbliża się do jedności.

Dla wybranych (jednym ze sposobów) wzorcowych reprezentantów gałęzi przemysłu przeprowadza się analizę statystyczną energo-

chłonności.

Sposób postępowania prowadzący do wydzielenia grup przedsiębiorstw podobnych i wyboru reprezentantów tychże grup w niniejszej rozprawie został zaprezentowany dla trzech gałęzi przemysłu z makroregionu dolnośląskiego, a mianowicie przemysłu chemicznego (38 przedsiębiorstw), przemysłu maszynowego (42 przedsiębiorstwa) i przemysłu materiałów budowlanych (36 przedsiębiorstw) dla 1977 roku. Każde przedsiębiorstwo scharakteryzowane jest przy pomocy 5 lub 7 cech diagnostycznych. (Materiały szczegółowe zawarte są w Aneksie).

Po zastosowaniu procedur, mających na celu wyłonienie reprezentantów grup, wybrano dla gałęzi przemysłu chemicznego 4 przedsiębiorstwa, dla gałęzi przemysłu maszynowego - 2 przedsiębiorstwa i dla gałęzi przemysłu materiałów budowlanych - 2 przedsiębiorstwa. Dla tych przedsiębiorstw przeprowadzono analizę statystyczną energochłonności.

Pełny opis funkcjonowania tej metody zamieszczono w Aneksie (załącznik 2). Na przykładzie danych dla 42 przedsiębiorstw przemysłu maszynowego wykazano możliwość wyłonienia dwóch przedsiębiorstw reprezentantów całej gałęzi. Są to w grupie wieloelementowej przedsiębiorstwo nr 13 (Zakłady Artykułów Technicznych i Elementów Zamiennych "Jodłownik", Jodłownik k/Bielawy) i w grupie dwuelementowej przedsiębiorstwo nr 31 (Kombinat Typowych Elementów Hydrauliki Siłowej "PZL-Hydral", Wrocław).

4. ANALIZA STATYSTYCZNA ENERGOCHŁONNOŚCI DLA WZORCOWYCH REPREZENTANTÓW

Proces poznania rzeczywistości za pomocą ekonometrii polega na budowie modelu rozpatrywanego zjawiska, statystycznej estymacji tego modelu i wreszcie na wnioskowaniu, w oparciu o dany model, o mechanizmie rozwoju danego zjawiska w czasie i z tego też względu problemy prawidłowej budowy modeli należą do podstawowych zagadnień teorii ekonometrii.

Wg Z. Pawłowskiego "model ekonometryczny jest to konstrukcja formalna, która za pomocą jednego równania lub układu równań przedstawia zasadnicze powiązania występujące pomiędzy rozpatrywanymi zjawiskami ekonomicznymi" ([110] s. 47).

Wykryte prawidłowości, charakteryzujące przebieg badanych procesów i zjawisk gospodarczych, stanowią jedną z podstawowych informacji wykorzystywanych w kierowaniu i podejmowaniu decyzji społeczno-gospodarczych.

4.1. Dobór zmiennych

Pierwszy etap badań ekonometrycznych sprowadza się do wyboru zmiennych, które powinny być uwzględnione w modelu ekonometrycznym, a więc zmiennych objaśnianych i zmiennych objaśniających.

W specyfikacji zmiennych chodzi zatem o wybór właściwych zmiennych objaśniających, tj. takich, których łączny wpływ na kształtowanie się zmiennej objaśnianej jest na tyle znaczny, że umożliwia praktyczne zastosowanie modelu do analizy danego zjawiska oraz przewidywania kierunków jego rozwoju. Nie jest to zadanie łatwe. Niezbędnym warunkiem optymalnego wyboru zmiennych

objaśniających jest merytoryczna znajomość przedmiotu badania.

Model ekonometryczny przedstawia za pomocą równań zależności występujące pomiędzy zmiennymi. Jest zasadą, że każde równanie modelu przedstawia mechanizm jednej i tylko jednej zmiennej, to znaczy wyraża relacje, w jakich zmienna ta zmienia się w zależności od tego, jakie wartości przyjmą inne zmienne odgrywające w danym przypadku rolę przyczyn [110].

Zakładając, że badane zmienne pozostają w zależnościach liniowych względem parametrów strukturalnych, ogólną postać modelu można zapisać za pomocą następującego układu równań:

$$\begin{aligned} Y_1 &= \sum_{j \neq 1}^m \alpha_{1j} X_j + \xi_1, \\ Y_2 &= \sum_{j \neq 2}^m \alpha_{2j} X_j + \xi_2, \\ &\dots \dots \dots \\ Y_h &= \sum_{j \neq h}^m \alpha_{hj} X_j + \xi_h. \end{aligned} \quad (4.1)$$

Użyte w zapisie symbole charakteryzują trzy grupy składowych modelu ekonometrycznego: zmienne, parametry oraz elementy losowe. Zmienne $Y_1, Y_2, \dots, Y_h$, występujące po lewej stronie poszczególnych relacji modelu są zmiennymi zależnymi - objaśnianymi. Natomiast wszystkie zmienne, występujące po prawej stronie relacji modelu, są zmiennymi objaśniającymi. Zmienne $X_{h+1}, X_{h+2}, \dots, X_m$ występują w modelu wyłącznie w roli zmiennych objaśniających.

Podział zmiennych na objaśniane i objaśniające ma charakter formalny. Natomiast ze względu na właściwości teoretyczne i praktyczne modelu (4.1) zbiór zmiennych możemy podzielić na podzbiór zmiennych endogenicznych oraz na podzbiór zmiennych egzogenicznych.

Zmienne endogeniczne są wyjaśniane przez mechanizm zależności poszczególnych równań modelu, tzn. są one zmiennymi objaśnianymi przez model. Wartości $Y_1, Y_2, \dots, Y_h$ zmiennych endogenicznych mogą zależeć od ich wartości odnoszących się do okresów wcześniejszych, od wartości przyjmowanych przez inne zmienne endogeniczne oraz od wartości zmiennych egzogenicznych. Natomiast zmienne egzogeniczne $X_{h+1}, X_{h+2}, \dots, X_m$ nie są objaśniane przez model, lecz oddziałują one jednak na zmienne endogeniczne. Jedną ze zmiennych egzogenicznych, uwzględnianą niejednokrotnie w modelu, jest zmienna czasowa t .

Zmienne endogeniczne i zmienne egzogeniczne mogą występować bez opóźnień czasowych, bądź też mogą być zmiennymi opóźnionymi w czasie, tzn. opisującymi poziom zjawisk lub procesów we wcześniejszych, w stosunku do bieżącego, okresach. Zmienne endogeniczne, odnoszące się do tego samego okresu (momentu), dla którego równania modelu opisują badane zależności, przyjęto nazywać zmiennymi łącznie współzależnymi. Zmienne endogeniczne opóźnione w czasie i wszystkie egzogeniczne określone są mianem zmiennych z góry ustalonych.

Omówioną wyżej klasyfikację zmiennych występujących w modelu można zilustrować dodatkowo za pomocą podstawowych symboli, używanych w teorii mnogości ([124], s. 24).

Drugą grupę składowych modelu (4.1) stanowią stałe parametry α_{ij} , gdzie $i = 1, 2, \dots, h$; $j = 1, 2, \dots, m$. Charakteryzują one wewnętrzną strukturę powiązań między zmiennymi objaśnianymi i objaśniającymi i stąd są nazwane parametrami strukturalnymi modelu. Wskaźniki i określają numery równań, a wskaźniki j - numery zmiennych, przy których α_{ij} występują jako współczynniki.

Parametry α_{ij} przy zmiennych objaśniających ($j = 1, 2, \dots, m$) są miarami bezpośredniego wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą relacji.

Wartości liczbowe parametrów strukturalnych są ustalane przy zastosowaniu odpowiedniej procedury estymacyjnej, która winna uwzględniać ich charakter losowy. Tym niemniej wartości liczbowe parametrów niejednokrotnie traktować można jako stałe, rozumiane w zwykłym sensie. Ma to miejsce np. wówczas, gdy oszacowane wartości parametrów strukturalnych modelu równań opisowych zastosowano do budowy modelu optymalizacyjnego, z którego wyników korzysta się z kolei w procesie podejmowania decyzji gospodarczych.

Trzecią składową modelu stanowią jego elementy losowe, oznaczone w modelu (4.1) symbolem ξ_i ($i = 1, 2, \dots, h$). Składnik losowy jest zmienną losową, stąd też ważna jest znajomość jej rozkładu. Przyjmuje się, że wartość oczekiwana składnika losowego jest równa zero, bowiem w wyniku realizacji doświadczenia suma dodatnich i ujemnych odchylen (mających charakter losowy) rzeczywistych wartości zmiennej zależnej od jej wartości obliczonych za pomocą modelu równa się zero:

$$E(\xi_i) = 0. \quad (4.2)$$

Natomiast wariancja składnika losowego, oznaczana zwykle symbolem $D^2(\xi_i) = \sigma_i^2$, jest większa od zera, czyli:

$$D^2(\xi_i) = \sigma_i^2 > 0. \quad (4.3)$$

Pierwiastek kwadratowy z wariancji składnika losowego jest odchyleniem standardowym składnika losowego.

W niniejszej rozprawie rozpatrzono na przykładzie wybranych przedsiębiorstw przemysłowych z Dolnego Śląska kształtowanie się następujących zmiennych:

- produkcji globalnej,
- liczby zatrudnionych,
- nakładów inwestycyjnych,
- czasu.

Zmienne te w dalszej części rozprawy nazwane będą zmiennymi objaśniającymi lub egzogenicznymi. Są to zmienne niezależne.

Dysponowano szeregami chronologicznymi zmiennych objaśniających: $\{x_t\}_i = \{x_1, \dots, x_n\}_i$, gdzie n jest licznością szeregu wyjściowego, $i = 1, \dots, k$, gdzie k jest liczbą zmiennych objaśniających. Rozporządzano także szeregami chronologicznymi zmiennych objaśnianych dla poszczególnych zakładów przemysłowych:

$$\{y_t\}_j = \{y_1, \dots, y_n\}_j \text{ gdzie } j = 1, \dots, m.$$

Za zmienne objaśniane (endogeniczne) przyjęto wskaźniki energochłonności e . Wartości y_t oraz x_t można uważać za wylosowane z populacji generalnej, którą jest w tym przypadku system gospodarczy makroregionu [42].

Wartości liczbowe szeregów czasowych są realizacjami pewnych procesów stochastycznych - procesów zapotrzebowania poszczególnych nośników (proces zapotrzebowania spełnia definicję procesu stochastycznego, podanego w [42] czy w pracach [8], [113], [153]).

W badaniach ekonomicznych do opisu i analizy procesów stochastycznych używa się metod korelacji i regresji oraz innych specjalnych metod, podanych np. w [35], [43], [45], [11]. Procesy zapotrzebowania (zużycia) są procesami ciągłymi o czasie dyskretnym.

Założmy teraz, że należy zbudować model przedstawiający za-

leżność pewnej zmiennej endogenicznej Y od zmiennych objaśniających $X_1, X_2, \dots, X_k$. W ogólnej postaci model taki zapisywać będziemy następująco:

$$Y = f(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt}) + \xi, \quad (4.4)$$

gdzie: ξ - jest składnikiem losowym (zmienną losową) o rozkładzie $N(0, s)$.

Symbol f oznacza określoną postać analityczną funkcji zmiennych objaśniających $X_1, X_2, \dots, X_k$. Równanie to jest słuszne dla każdego $t = 1, 2, \dots, n$ z dokładnością do składnika losowego.

Proces stochastyczny może być wyrażony także za pomocą pewnej funkcji czasu:

$$y_t = f(t) + \xi. \quad (4.5)$$

Funkcję $f(t)$ nazywa się też funkcją trendu hipotetycznego lub trendem hipotetycznym procesu $\{y_t\}$, [43], przy czym trend może być rozumiany jako linia wyrażająca ogólną tendencję przebiegu krzywej czasowej (krzywej będącej wykresem szeregu czasowego) lub też trend można traktować jako geometryczny obraz funkcji, wg której przebiega badany proces stochastyczny.

4.2. Wybór analitycznej postaci modeli ekonometrycznych

Po ustaleniu zmiennych występujących w modelu ekonometrycznym wybiera się analityczną postać modelu (jeżeli sama metoda zmiennych nie definiuje tej postaci), czego dokonuje się jedną z niżej podanych metod (lub ich kombinacją):

- 1) na podstawie pozastatystycznych informacji o typie związku, który łączy zmienną objaśnianą ze zmiennymi objaśniającymi, a więc na podstawie apriorycznej wiedzy o prawidłowościach obowiązujących w badanym fragmencie rzeczywistości,

- 2) metodą heurystyczną, tj. metodą prób, polegającą na zastosowaniu modeli różnych postaci analitycznych do opisu danego fragmentu rzeczywistości i wyborze jednego z nich na podstawie wyróżnionego kryterium "dobroci" dopasowania modelu do rzeczywistości,
- 3) metodą oceny wzrokowej wykresów rozrzutu (dla modeli o jednej zmiennej objaśniającej); szczególnym przypadkiem oceny wzrokowej jest metoda aproksymacji segmentowej [123],
- 4) metodą badania przyrostów (tylko dla modeli tendencji rozwojowej); metoda ta zakłada, że model ma postać wielomianu, a wybór dotyczy tylko stopnia wielomianu [108].

Żadna z wymienionych metod nie jest doskonała, nie mają one bowiem charakteru w pełni obiektywnych narzędzi wyboru klasy modelu lub zakres ich zastosowań jest ograniczony.

Istnieją też tzw. modele adaptacyjne, w których nie zakłada się a priori postaci analitycznej, lecz wynika ona na skutek zastosowania pewnych algorytmów "wygładzających" obserwowany faktycznie związek zmiennej objaśnianej ze zmiennymi objaśniającymi.

Należy zwrócić uwagę na konieczność kompromisowego podejścia do zagadnienia wyboru postaci analitycznej pomiędzy dążeniem do pełnej merytorycznej poprawności postaci analitycznej a możliwościami szacunku parametrów modelu. Względ na znane i stosunkowo proste w zastosowaniu metody estymacji parametrów modeli ekonometrycznych każe doprowadzić funkcje opisujące związki między zmiennymi do postaci liniowej względem parametrów poprzez metodę transformacji liniowej [64], [123].

W niniejszej rozprawie wyboru analitycznej postaci modeli dokonano metodą heurystyczną w połączeniu z metodą oceny wzrokowej

graficznego obrazu funkcji.

Zajęto się modelami opartymi na korelacji prostej i wielorakiej (metody regresyjne) kształtowania się wskaźnika energochłonności przedsiębiorstwa - reprezentanta ze wskaźnikami ekonomicznymi (produkcja globalna, liczba zatrudnionych, nakłady inwestycyjne), a więc badano:

$$e = f(P), \quad (4.6)$$

$$e = f(Z), \quad (4.7)$$

$$e = f(I) \quad (4.8)$$

oraz tendencję rozwojową

$$e = f(t), \quad (4.9)$$

a także

$$e = f(P, Z, I). \quad (4.10)$$

Po szeregu próbach zdecydowano na poszukiwanie właściwej aproksymanty wśród kilku postaci funkcji, a mianowicie:

- funkcji liniowej $y = a_1x + a_0, \quad (4.11)$

- funkcji kwadratowej $y = a_2x^2 + a_1x + a_0, \quad (4.12)$

- funkcji sześcienniej $y = a_3x^3 + a_2x^2 + a_1x + a_0, \quad (4.13)$

- funkcji hiperbolicznej $y = a \frac{1}{x} + a_0, \quad (4.14)$

- funkcji wykładniczej $y = a \cdot b^x. \quad (4.15)$

W modelach tych przyjmowano jako zmienną objaśnianą wskaźnik energochłonności e , a za zmienne objaśniające X kolejno P , Z , I oraz t , przy czym dysponowano szeregami chronologicznymi zmiennych $\{y\}_j$ oraz $\{x\}_i$.

4.3. Estymacja parametrów modeli ekonometrycznych

Zastosowanie modeli ekonometrycznych w praktyce możliwe jest dopiero wtedy, gdy znamy oceny ich parametrów strukturalnych.

Znane różne metody estymacji parametrów strukturalnych opierają się na tej samej zasadzie "dobrego dopasowania" albo zgodności modelu z danymi empirycznymi. Należy jednocześnie pamiętać o tym, że kryteria zgodności modelu z danymi empirycznymi mogą być różnie zdefiniowane, co z kolei prowadzi do różnych metod estymacji [40], [123], [107].

Przy wyborze metod estymacji należy uwzględnić klasę rozpatrywanego modelu oraz właściwości rozkładu składników losowych modelu. Działanie czynników losowych uniemożliwia wyznaczenie liczbowych ocen parametrów w sposób dokładny. Posługując się skończoną liczbą obserwacji statystycznych nie można wyeliminować pewnych błędów szacunku. Prawidłowo dobrana metoda estymacji pozwala uniknąć błędów o charakterze systematycznym.

Metoda najmniejszych kwadratów jest jedną z najbardziej rozpowszechnionych metod estymacji parametrów strukturalnych. Ogólny przypadek zastosowania metody najmniejszych kwadratów zostanie omówiony poniżej dla szacunku parametrów modelu złożonego z jednego równania o postaci, która jest liniowa względem parametrów:

$$Y_{ti} = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{ti} + \xi_{ti}, \quad (4.16)$$

gdzie k jest liczbą zmiennych objaśniających.

Zakładamy, że:

- a) warunkowe rozkłady zmiennej Y odpowiadające dowolnym wartościom zmiennej X są rozkładami normalnymi,
- b) liczba zmiennych objaśniających jest dowolna,
- c) zmienne objaśniające X_{ti} są wielkościami nielosowymi i że nie występuje między tymi zmiennymi współliniowość,
- d) składnik losowy ξ_{ti} ma wartość oczekiwaną zero i stałą

(niezależną od wskaźnika bieżącego t) wariancję σ^2 , o skończonej wartości,

- e) obserwacje są niezależne, tak że ciąg $\{\xi_t\}$ jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych,
- f) składnik losowy ξ_t jest nie skorelowany ze zmiennymi objaśniającymi,
- g) wykorzystywana przy estymacji próba losowa składa się z n obserwacji dokonanych równocześnie na zmiennej Y i k zmiennych X_{ti} , przy czym $(k + 1) < n$.

W rozpatrywanym przypadku ogólnym wygodnie jest operować macierzami i wektorami w celu uproszczenia wzorów na estymatory parametrów.

Wprowadzamy oznaczenia: niech Y oznacza n -wymiarowy wektor $(n \times 1)$ zaobserwowanych wartości zmiennej endogenicznej Y .

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad (4.17)$$

i niech X będzie macierzą o wymiarach $(n \times (k+1))$ zaobserwowanych wartości w n -elementowej próbie na $(k+1)$ zmiennych objaśniających

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} & x_{1,k+1} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} & x_{2,k+1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_{1n} & x_{2n} & \dots & x_{nk} & x_{n,k+1} \end{bmatrix} \quad (4.18)$$

przy czym $X_{k+1} = 1$ (jt. zmienna występująca przy wyrazie wolnym).

Ponadto niech α będzie wektorem $(k \times 1) \times 1$ ocen parametrów strukturalnych α_i

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_k \end{bmatrix} \quad (4.19)$$

i wreszcie niech u oznacza wektor $(n \times 1)$ reszt równania (4.1).

$$u = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix} \quad (4.20)$$

$$u = Y - X \cdot \alpha . \quad (4.21)$$

Estymacja parametrów strukturalnych α za pomocą metody najmniejszych kwadratów polega na znalezieniu takich wartości ich ocen, by suma kwadratów odchyłeń rzeczywiście zaobserwowanych wartości zmiennej endogenicznej Y_t od ich wartości teoretycznych była jak najmniejsza. Warunek ten można zapisać następująco:

$$\psi = \sum_{t=1}^k (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2 = \text{minimum} , \quad (4.22)$$

gdzie: $\hat{u} = Y - \hat{Y} = Y - X \hat{\alpha}$.

Estymatorem wektora $\hat{\alpha}$ jest wektor α , który określa się wzorem:

$$\alpha = (X^T X)^{-1} X^T Y . \quad (4.23)$$

Biorąc pod uwagę (4.16) wektor Y może być przedstawiony jako

$$Y = X\alpha + \xi . \quad (4.24)$$

Ostatecznie zwięzła postać macierzowa relacji (4.24), w której wartości parametrów strukturalnych α_i zastąpiono ich ocenami $\hat{\alpha}_i$, a ξ_t realizacjami u_t , jest następująca:

$$Y = X\hat{\alpha} + u . \quad (4.25)$$

Wariancję ε^2 składnika losowego zastępuje się estymatorem S^2 (wariancja resztowa), który ma postać

$$S^2 = \frac{1}{n - (k + 1)} Y^T Y - Y^T X (X^T X)^{-1} X^T Y = \frac{1}{n - k - 1} \hat{u}^T \hat{u} . \quad (4.26)$$

Standardowy błąd oceny S jest pierwiastkiem kwadratowym z wariancji resztowej

$$S = \sqrt{S^2} \quad (4.27)$$

Współczynnik korelacji wielorakiej R mierzy stopień skorelowania zmiennej Y od wszystkich zmiennych niezależnych $X_1, X_2, \dots, X_k$.

Estymatorem współczynnika korelacji R jest statystyka $\hat{R}$, obliczona z próby wg wzoru

$$\hat{R} = \sqrt{1 - \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}} \quad (4.28)$$

lub z równoważnego mu w zapisie macierzowym wzoru:

$$\hat{R} = \sqrt{1 - \frac{Y^T Y - b^T X^T Y}{Y^T Y - \frac{1}{n}(1^T Y)^2}} \quad (4.29)$$

gdzie 1^T jest n - wymiarowym wektorem wierszowym jedynek.

Interpretacja tak sprecyzowanego współczynnika korelacji jest następująca: im wartość $\hat{R}$ bliższa jest 1, tym stopień wyjaśnienia wartości Y przez liniową funkcję regresji wielorakiej uważany jest za lepszy. Bliska zeru wartość $\hat{R}$ oznacza brak liniowej zależności między zmienną Y a całym kompleksem zmiennych $X_1, X_2, \dots, X_k$.

Jak wspomniano wcześniej, znane metody szacunku parametrów modelu zakładają liniowość modeli. W przypadkach nieliniowości stosujemy transformację liniową, polegającą na sprowadzeniu funkcji do liniowych za pomocą zamiany zmiennych.

W takim przypadku wariancję resztową należy obliczyć dwukrotnie - dla postaci transformowanej i dla pierwotnej.

4.4. Weryfikacja modeli ekonometrycznych

Weryfikacja modeli ekonometrycznych jest kolejnym etapem procedury badań ekonometrycznych, polegającym na zbadaniu czy model ekonometryczny w poprawny sposób opisuje wybrany fragment rzeczywistości. Wybrane problemy weryfikacji modeli ekonometrycznych zostaną przedstawione dla jednorównaniowego modelu (4.16), oszacowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów.

W procesie weryfikacji wyróżnić można następujące etapy:

- badanie istotności parametrów strukturalnych,
- badanie istotności współczynnika korelacji,
- badanie dopuszczalności relacji modelu,
- badanie składnika losowego.

Badanie istotności parametrów strukturalnych modelu

Metody doboru zmiennych objaśniających do modelu można podzielić na dwie grupy. Zastosowanie metod a posteriori pozwala uwzględnić w modelu zmienne istotnie oddziałujące na zmienną objaśnianą. Zakłada się, że w procesie doboru zmiennych objaśniających metodami a priori wybrano zmienne, między którymi nie występuje współliniowość albo silne zależności korelacyjne. W związku z tym pomija się tutaj procedury polegające na weryfikacji hipotez dotyczących współliniowości zmiennych objaśniających.

W procesie badania istotności parametrów strukturalnych modelu zakłada się, że składniki losowe ξ_t (dla $t = 1, 2, \dots, n$) mają rozkład normalny: $N(0, \sigma^2 I_n)$. Oznacza to, że składniki losowe ξ_t są niezależnymi zmiennymi o rozkładach normalnych. Rozkłady te mają wartości oczekiwane równe zero oraz jednakowe wariancje równe σ^2 .

Dowodzi się, że jeżeli ξ_t mają rozkład normalny, to zmienna losowa:

$$Z = \frac{\hat{\alpha}_j - \alpha_j}{\hat{\sigma}_{\alpha_j}} \quad (4.30)$$

ma rozkład $N(0,1)$ dla $j = 1, 2, \dots, k$, a zmienna losowa:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_j - \alpha_j}{\hat{S}_{\alpha_j}} \quad (4.31)$$

ma rozkład Studenta o $n-k$ stopniach swobody ([37], s. 227-9).

Na tej podstawie możemy przeprowadzić weryfikację hipotez dotyczących parametrów strukturalnych populacji generalnej α_j . Hipotezę zerową można zapisać następująco:

$$H_0 : \alpha_j = 0$$

wobec alternatywnej:

$$H_1 : \alpha_j \neq 0.$$

Przeprowadzone postępowanie prowadzi do odrzucenia hipotezy zerowej lub też do stwierdzenia, że nie ma podstaw do jej odrzucenia.

W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej twierdzi się z założonym z góry prawdopodobieństwem popełnienia błędu pierwszego rodzaju, że parametr strukturalny α_j istotnie różni się od zera.

Stwierdzenie w procesie weryfikacji faktu, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej może być niekiedy praktycznie zastosowane w celu eliminacji j -tej zmiennej z modelu ekonometrycznego. Po wyeliminowaniu z modelu j -tej zmiennej objaśniającej należy skonstruować nową postać modelu, ponownie oszacować parametry, a następnie przeprowadzić weryfikację istotności parametrów. Niejednokrotnie dopiero po kilku etapach weryfikacji otrzymany model z istotnymi zmiennymi objaśniającymi.

W przypadku badań opartych na danych empirycznych, opracowanych w postaci szeregów czasowych, można mówić o losowo wybranym

przedziale czasowym np. 18 kolejno następujących po sobie latach, w których mierzono wartości zmiennych wprowadzonych do relacji. Obserwacje charakteryzujące badane zmienne w przyjętym czasie będą najczęściej odnosić się do całej zbiorowości. Procedura weryfikacji hipotez statystycznych powinna zatem dotyczyć parametrów strukturalnych zbiorowości, przez którą należy rozumieć kształtowanie się zjawisk w badanym przedziale czasu oraz w okresach przyszłych [28].

Test istotności współczynnika korelacji

Zakładając, że rozkład (X, Y) jest normalny lub zbliżony do normalnego, losujemy n -elementową próbę. Na podstawie wyników próby sprawdza się hipotezę $H_0 : \rho = 0$, wobec hipotezy alternatywnej $H_1 : \rho \neq 0$. W tym celu obliczamy wartość liczbową statystyki:

$$t_{\text{emp.}} = \frac{R\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-R^2}}, \quad (4.32)$$

gdzie R jest empirycznym współczynnikiem korelacji między zmiennymi X, Y obliczonym dla wylosowanej próby. Statystyka $t_{\text{emp.}}$ ma rozkład t -Studenta z $n-2$ stopniami swobody wówczas, gdy próbka liczy mniej niż 30 elementów, a rozkład normalny wówczas, gdy $n > 30$ ([12], s. 70). Jeżeli wartość liczbowa $t_{\text{emp.}}$ należy do zbioru krytycznego ($t_{\text{emp.}} > t$), czyli dla ustalonego poziomu istotności punkt próbkowy należy do zbioru B , to hipotezę H_0 odrzucamy (na korzyść hipotezy alternatywnej $H_1 : \rho \neq 0$).

Badanie wpływu zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą

- Im bliższa jedności jest wartość współczynnika korelacji wielorakiej R , tym stopień wyjaśnienia wartości przez zmienne

objaśniane jest lepszy.

- Test istotności dla współczynników regresji wielorakiej.
Oblicza się wartość statystyki:

$$V_i = \frac{a_i - \alpha_{i0}}{D(a_i)}, \quad (4.33)$$

V_i - rozkład t-Studenta o $(n-k-1)$ stopniach swobody,

a_i - współczynniki przy zmiennych objaśniających

$i = 1, 2, \dots, k + 1,$

α_{i0} - wartość współczynników dla niektórych i , które są dane a priori; jeśli są nieznane, przyjmuje się, że mają wartości zerowe,

$D(a_i)$ - pierwiastki kwadratowe z elementów głównej przekątnej macierzy

$$D^2(a_i) = s^2(X^T X)^{-1},$$

s^2 - wariancja resztowa.

Obliczoną wartość V porównuje się z wartością krytyczną t_{kryt} , wziętą z tablic rozkładu t-Studenta dla założonego poziomu istotności α i $n-k-1$ stopni swobody. Jeśli $V > t_{kryt}$, to hipoteza zerowa $H_0 : a_i = 0$ podlega odrzuceniu. Oznacza to, że ocena parametrów istotnie różni się od α_{i0} lub od zera. Jeśli natomiast $V < t_{kryt}$, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 , co wskazuje na nieistotność parametru. Należy wówczas w zasadzie dokonać powtórnej estymacji modelu, usuwając zmienną, przy której stoi ocena parametru nieistotnie różna od zera.

Badanie dopuszczalności relacji modelu

Weryfikacja polegać tu może na sprawdzeniu dopasowania postaci analitycznej modelu do danych empirycznych wg następujących ocen parametrów zmienności stochastycznej:

- a) współczynnika zbieżności φ^2 ,
- b) współczynnika determinacji R^2 ,
- c) współczynnika zmienności losowej V .

Współczynnik zbieżności φ^2 określa się następująco:

$$\varphi^2 = \frac{\sum_{t=1}^n u_t^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y}_t)^2} = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y}_t)^2} \quad (4.34)$$

gdzie: y_t - dane empiryczne,

$\hat{y}_t$ - wartości określone wg modelu,

$\bar{y}_t$ - wartość oczekiwana zmiennej Y .

$$0 \leq \varphi^2 \leq 1.$$

Współczynnik zbieżności φ^2 jest obliczany jako stosunek tej części zmienności badanego zjawiska, która nie jest wyjaśniona przez zmienne objaśniające modelu, do całkowitej zmienności zmiennej Y .

Kryterium to charakteryzuje więc, w jakim stopniu wartości zmiennej Y nie są objaśnione przez model.

Współczynnik φ^2 przyjmuje wartości z przedziału $[0,1]$, których interpretacja jest następująca: dopasowanie jest tym lepsze, im φ^2 jest bliższe zeru i tym gorsze, im φ^2 bliższe jest jedności.

Współczynnik determinacji R^2 (R - współczynnik korelacji wielorakiej) określamy jako:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n u_t^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y}_t)^2} = 1 - \varphi^2, \quad (4.35)$$

$$0 \leq R^2 \leq 1.$$

Jest on alternatywną miarą oceny dopasowania modelu do rzeczywistości i charakteryzuje, w jakim stopniu wartości zmiennej Y są objaśniane przez model.

Współczynnik R^2 również przyjmuje wartości z przedziału $[0, 1]$, lecz interpretacja ich jest odwrotna niż w przypadku współczynnika φ^2 , tzn. dopasowanie jest tym lepsze, im R^2 bliższe jest jedności.

Współczynnik zmienności losowej V można określić z wzoru:

$$V = \frac{S_u}{\bar{y}_t} 100, \quad (4.36)$$

gdzie: S_u - błąd standardowy reszt.

Współczynnik ten oblicza się w celu porównania przeciętnych odchyleń zaobserwowanych wartości zmiennej Y od wartości teoretycznych tej zmiennej w poszczególnych relacjach modelu.

Przyjmuje się, że rozpatrywany model jest dopuszczalny, jeżeli obliczone V oraz φ^2 nie będą większe od poziomu krytycznego $V_0 = 10\%$ oraz $\varphi_0^2 = 10\%$ ([124] s. 110).

Przy badaniu dopuszczalności modelu określa się też odchylenie względne procentowe u_t

$$u_t = \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} 100 [\%] \quad (4.37)$$

i stopień regresji

$$u_w = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n u_t^2} [\%]. \quad (4.38)$$

Stopień regresji (u_w) nie może być zbyt duży. Można przyjąć następującą skalę stopnia regresji wg [75]:

$u_w \leq 2\%$ - regresja bardzo dobra,

$2\% < u_w < 4\%$ - regresja dobra,

$4\% < u_w < 6\%$ - regresja zadowalająca,

$u_w > 6\%$ - regresja niezadowalająca.

Dodatkowo bada się też średnie odchylenie kwadratowe

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2} \quad (4.39)$$

Badanie składnika losowego

Stacjonarność składnika losowego

Badanie współzależności między składnikami losowymi ξ_t a zmienną czasową t pozwala wnioskować o stacjonarności lub niestacjonarności składnika losowego. Właściwość tę można wykorzystać w procesie oceny wyboru postaci analitycznej relacji modelu oraz w ocenie doboru metody szacowania parametrów strukturalnych. Jednym z warunków stosowania metody najmniejszych kwadratów, jest to, że wariancja składnika losowego ξ_t jest stała w czasie. Jest to zagwarantowanie stacjonarności ξ_t . Z właściwości tej korzysta się również w teorii predykcji.

Badając stacjonarność ξ_t weryfikujemy hipotezę $H_0 : \rho = 0$ wobec hipotezy alternatywnej $H_1 : \rho \neq 0$.

Za pomocą wzoru (4.40) i danych pomocniczych określa się

$$\rho = \frac{\text{cov}(\xi_t, t)}{D(\xi_t)D(t)} \quad (4.40)$$

i oblicza się wartość współczynnika korelacji r między t a u_t ,

$$r = \frac{\sum (u_t - \bar{u}_t)(t - \bar{t})}{\left[\sum (u_t - \bar{u}_t)^2 \sum (t - \bar{t})^2 \right]^{1/2}} \quad (4.41)$$

gdzie: $t = 1, 2, \dots, n$,

u_t - reszty modelu,

$\bar{u}_t$ i $\bar{t}$ - odpowiednie średnie arytmetyczne u_t oraz t .

Korzystając następnie z testu istotności oblicza się wartość t ze wzoru R.A. Fishera.

$$t = \frac{r \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (4.42)$$

Zmienna t ma rozkład Studenta o $n-2$ stopniach swobody. Przy założonym poziomie istotności ($\alpha = 0,05$) i przy określonej liczbie stopni swobody odczytuje się z tablic rozkładu t -Studenta wartość krytyczną $t_\alpha = t_{0,05}$ i porównuje z $t_{obl.}$

Jeżeli $|t| \leq t_\alpha$, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Oznacza to, że ρ nieistotnie różni się od zera, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem stacjonarności składnika losowego.

Jeśli natomiast $|t| > t_\alpha$, to hipotezę zerową należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej, co oznacza, że ρ istotnie różni się od zera, a badany proces jest niestacjonarny. Stwierdzenie niestacjonarności składnika losowego obliguje do modyfikacji postaci analitycznej modelu.

Badanie autokorelacji składnika losowego

Przeprowadza się, obliczając korelację między resztami u_t a $u_{t-\tau}$ wg wzoru:

$$r_\tau = \frac{\sum (u_t - \bar{u}_t)(u_{t-\tau} - \bar{u}_{t-\tau})}{\sqrt{\sum (u_t - \bar{u}_t)^2 \sum (u_{t-\tau} - \bar{u}_{t-\tau})^2}} \quad (4.43)$$

Badanie autokorelacji ξ_t przeprowadza się weryfikując hipotezę zerową $H_0 : \rho_1 = 0$ wobec hipotezy alternatywnej $H_1 : \rho_1 > 0$. Korzysta się tu z testu J. Durбина - G.S. Watsona ([124] s. 103). Obliczając wartość statystyki d z wzoru:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n u_t^2} \quad (4.44)$$

Przy założonym poziomie istotności, np. $\alpha = 0,05$ i przy liczbie obserwacji n oraz liczbie zmiennych k znajduje się w tablicy wartości krytyczne d_l oraz d_u i porównuje z uprzednio obliczoną wartością d .

Jeśli $d < d_l$, to odrzuca się hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej. Oznacza to, że w badanym zjawisku występują współzależności między zmiennymi losowymi, czyli że istnieje autokorelacja; jeśli $d > d_u$ to można przyjąć hipotezę H_0 , że reszty modelu są niezależne od siebie. Jeśli $d_l \leq d \leq d_u$, to nie można podjąć decyzji; sprawdza się wówczas autokorelację testem von Neumanna ([40] s. 229). Określa się wartość statystyki

$$Q = \frac{n}{n-1} d \quad (4.45)$$

Jeżeli $Q > Q_{kryt}$, to nie odrzucamy hipotezy zerowej $H_0: \hat{\rho} = 0$. Jeśli $Q < Q_{kryt}$, to należy oszacować nieznany estymator współczynnika autokorelacji

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}}{\sqrt{\sum_{t=2}^n u_t^2 \sum_{t=2}^n u_{t-1}^2}} \quad (4.46)$$

Dokonać należy wówczas powtórnej estymacji parametrów modelu metodą różniczki zupełnej, przedstawioną w [11] lub innymi metodami, pokazanymi w [40] i [112].

Badanie symetrii składnika losowego

Symetrię składnika losowego bada się, posługując się wartościami składnika resztowego. Hipotezę o symetrii składnika losowego formułuje się następująco:

$$H_0 : \frac{m}{n} = \frac{1}{2}$$

wobec hipotezy alternatywnej

$$H_1 = \frac{m}{n} \neq \frac{1}{2}$$

Oznaczając przez m liczbę reszt dodatnich lub ujemnych, a przez n - liczbę możliwych obserwacji, hipotezę zerową weryfikuje się testem istotności:

$$t = \frac{\left| \frac{m}{n} - \frac{1}{2} \right|}{\sqrt{\frac{\frac{m}{n} \left(1 - \frac{m}{n} \right)}{n - 1}}} \quad (4.47)$$

Obliczoną wartość t porównujemy z wartością krytyczną t_α odczytaną z tablicy rozkładu Studenta, przy założonym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ i $n - 2$ stopniach swobody.

Jeżeli $|t| \leq t_\alpha$, to nie ma podstaw do odrzucania hipotezy zerowej.

Pozwala to sądzić, że składnik losowy kształtuje się symetrycznie względem wartości teoretycznych zmiennej Y , ustalonych na podstawie postaci analitycznej relacji modelu.

Gdy $t > t_\alpha$, hipotezę zerową należy odrzucić na rzecz hipotezy alternatywnej i należy wówczas wrócić do etapu badania, polegającego na modyfikacji konstrukcji modelu i wyboru jego nowej postaci analitycznej.

Badanie losowości składnika losowego

W badaniu losowości składnika losowego korzysta się z testu serii. Najpierw należy obliczyć wartości składnika resztowego dla poszczególnych wartości t . Wartości $u_t > 0$ oznaczono symbolem a , $u_t < 0$ symbolem b , pomijając $u_t = 0$. Otrzymujemy w ten sposób ciąg symboli a i b . W badanym ciągu u_t liczbę symboli a oznaczono przez n_1 , a liczbę symboli b przez n_2 . Natomiast przez K oznaczono liczbę wszystkich serii o elementach a oraz b . Z tablic liczb serii ([156] s. 295-9) dla n_1 i n_2 przy ustalonym poziomie (np. $\alpha = 0,01$, $\alpha = 0,05$) znajduje się wartość krytyczna liczby serii K_α spełniającą warunek:

$$P\{K \leq K_\alpha\} = \alpha \quad (4.48)$$

lub

$$P\{K > K_\alpha\} = 1 - \alpha.$$

Gdy $K > K_\alpha$, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o losowości składnika losowego.

Jeśli $K \leq K_\alpha$, to hipotezę o losowości składnika losowego należy odrzucić. Obliguje to do modyfikacji postaci analitycznej oraz powtórnego szacowania i weryfikacji relacji modelu.

Badanie normalności składnika losowego

Dla małej próby stosuje się test zgodności Z. Hellwiga ([33] s. 199) lub Massey'a. Według [74] model ekonometryczny powinien spełniać wymogi:

- przypadkowości odchylen,
- stopnia regresji,
- minimalnej liczności szeregów statystycznych,
- prostej postaci aproksymanty.

Stopień regresji u_w powinien być mały, gdyż wydaje się, że średnie kwadratowe błędy prognoz τ -letnich (np. $\tau = 1, 2, 3, 4, 5$) nie powinny być mniejsze od stopnia regresji. Jeśli założy się, że średni kwadratowy błąd prognozy nie powinien być większy od h_τ (h_τ liczy się dla prognoz wygasłych), to stopień regresji u_w musi spełniać warunek

$$u_w \leq h_\tau, \quad (4.49)$$

gdzie:

$$h_\tau = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left(\frac{y_{i\tau} - z_{i\tau}}{y_{i\tau}} \cdot 100 \right)^2} - \text{średni kwadratowy błąd prognoz } \tau\text{-letnich,}$$

τ - wyprzedzenie czasowe prognozy,

y - realizacja,

z - wartość prognozowana,

m - liczba wartości prognozowanych wziętych do obliczeń.

Skalę stopnia regresji, podobnie jak wartość miernika przyjmuje się w zależności od potrzeb. W pracy przyjęto wartości u_w za autorem [75]. Podobnie subiektywne miary spotyka się u innych autorów, np. w [11] proponuje się przyjąć wartość krytyczną kwadratu współczynnika korelacji (tzw. współczynnika determinancji) za równą 0,9, podczas gdy radzieccy autorzy proponują przyjmować model za dopuszczalny, gdy $R^2 > 0,7$.

Warunek minimalnej liczności szeregu chronologicznego oznacza, że liczność szeregu nie może być mniejsza niż pewna liczba minimalna a_M , co wynika z warunków matematyczno-statystycznych [144] (np. test serii przeprowadzać można dla $a_M = 10$ dla poziomu istotności $\alpha = 0,1$ i $a_M = 14$ dla $\alpha = 0,05$). Warunki te

spełnione były dla każdego z modeli. Warunek prostej postaci aproksymanty oznacza, że w przypadku trendu stosuje się jedną z najprostszych funkcji czasu (takie funkcje testowano w pracy) lub model regresyjny o prostej postaci. Aby porównać dwie aproksymanty ze sobą można zastosować test Snedecora, w którym porównuje się wariancje resztowe S^2 lub test Z. Kowalskiego [75], porównując ze sobą dwa stopnie regresji u_w .

Zgodnie z tzw. modelowaniem predyktywnym [112] za ostateczne kryterium poprawności budowanego modelu przyjmuje się rząd dokładności, z jaką model ten pozwala przewidywać kształtowanie się zmiennej Y. Kryterium to ma na względzie dokładność budowanych prognoz. Przy takim podejściu obserwuje się głównie wartość standardowego błędu oceny S i współczynnika zbieżności φ^2 . Tymi właśnie kryteriami kierowano się głównie przy wstępnej weryfikacji modeli.

W Aneksie (załącznik 3) zamieszczono przykładowe statystyki zużycia poszczególnych nośników energetycznych oraz zestawiono dane wyjściowe do estymacji modeli ekonometrycznych, a więc statystyki wskaźnika energochłonności e, produkcji globalnej P, liczby zatrudnionych Z i nakładów inwestycyjnych I.

Program obliczania współczynników regresji a_1 , współczynnika korelacji R, współczynnika zbieżności φ^2 , standardowego błędu oceny S, średniego odchylenia kwadratowego σ , stopnia regresji u_w [%], wartości statystyki d oraz V_1 , współczynnika autokorelacji g dla pięciu postaci funkcji przedstawiono w Aneksie (załącznik 4). Natomiast załącznik 5 zawiera przykład statystycznej identyfikacji energetycznej dla dwóch przedsiębiorstw reprezentujących przemysł maszynowy.

5. METODA KONSTRUOWANIA AGREGATOWYCH ZMIENNYCH DIAGNOSTYCZNYCH

Prezentowana metoda wykorzystuje do badania zmian przedsiębiorczej energochłonności gałęzi tzw. współczynniki agregatowe [113], [110], [138], [116].

Założenia metody są następujące. Dane są szeregi czasowe produkcji globalnej $\{P_t\}_i$, liczby zatrudnionych $\{Z_t\}_i$, nakładów inwestycyjnych $\{I_t\}_i$, zużycia nośników energetycznych $\{A_t\}_i$ oraz szeregi wyliczonych wskaźników energochłonności $\{e_t\}_i$ dla każdego przedsiębiorstwa - wzorca w badanej gałęzi [8].

Oznaczono:

A_{it} - zużycie rzeczywiste nośników energetycznych i-tego przedsiębiorstwa w roku t ,

P_{it} - produkcja globalna w i-tym przedsiębiorstwie w roku t ,

Z_{it} - liczba zatrudnionych w i-tym przedsiębiorstwie w roku t ,

I_{it} - nakłady inwestycyjne w i-tym przedsiębiorstwie w roku t ,

e_{it} - rzeczywisty wskaźnik energochłonności i-tego przedsiębiorstwa w roku t .

Ponadto wprowadza się pojęcie roku bazowego t_B , w którym dokonuje się wyboru reprezentantów gałęzi przemysłu.

W celu wyznaczenia zużycia hipotetycznego nośników energii w badanej gałęzi należy najpierw określić udziały przedsiębiorstw - wzorców w zużyciu nośników energetycznych przez grupy przedsiębiorstw podobnych, które reprezentują.

Aby oszacować zużycie nośników energetycznych w gałęzi przemysłu w interesujących przedziałach czasowych, np. rocznych, sumuje się iloczyny faktycznych wartości zużycia nośników energetycznych dla reprezentantów w danej gałęzi i odwrotności wartości

udziałów u_{fB} dla wszystkich reprezentantów grup przedsiębiorstw podobnych w danej gałęzi przemysłu.

Całkowite zużycie hipotetyczne nośników energetycznych w gałęzi przemysłu dla dowolnego roku oblicza się więc wg wzoru:

$$A_{Ch}t = \sum_{f=1}^g A_{R_f}t \cdot \frac{1}{u_{fB}}, \quad (5.1)$$

$$u_{fB}\% = \frac{A_{R_f}B}{A_{FB}} 100, \quad (5.2)$$

dla $f = 1, \dots, g$; $F = 1, \dots, G$

gdzie:

$A_{Ch}t$ - całkowite zużycie hipotetyczne nośników energetycznych w gałęzi przemysłu dla roku t ,

$A_{R_f}t$ - zużycie nośników energetycznych przez f -tego reprezentanta w roku t ,

A_{FB} - całkowite zużycie nośników energetycznych przez F -tą grupę przedsiębiorstw podobnych w roku wyjściowym t_B ,

u_{fB} - udział zużycia nośników energetycznych przez f -tego reprezentanta w całkowitym zużyciu energii przez F -tą grupę przedsiębiorstw podobnych w roku t_B ,

f - liczba reprezentantów w gałęzi przemysłu,

F - liczba grup przedsiębiorstw podobnych w gałęzi przemysłu.

Zużycie hipotetyczne reprezentuje wartość energii, która byłaby zużyta przez gałąź przemysłu w wybranych latach, gdyby udziały reprezentantów w zużyciu energii przez grupy przedsiębiorstw podobnych pozostały na poziomie wyjściowym (t_B).

Podobny sposób postępowania i odpowiednie wzory można stosować w przypadku pozostałych zmiennych diagnostycznych P, Z, I .

Energochłonność e gałęzi przemysłu wyznaczać należy jako średnią ważoną energochłonności przedsiębiorstw reprezentantów.

Sposób konstruowania agregatowych zmiennych diagnostycznych przedstawiono w Aneksie (załącznik 6) na przykładzie dwóch przedsiębiorstw reprezentujących przemysł maszynowy. Dla oszacowania zużycia nośników energetycznych przez całą gałąź należy określić udziały przedsiębiorstw - wzorców w zużyciu nośników energetycznych przez grupy przedsiębiorstw podobnych, które reprezentują. Udziały te wynoszą odpowiednio:

- w przemyśle chemicznym

przedsiębiorstwo nr 2 (Zakłady Chemiczne "Wizów", Bolesławiec Śl.) 100%,

przedsiębiorstwo nr 5 (Nadodrzańskie Zakłady Przemysłu Organicznego "Rokita", Brzeg Dolny) 100% ,

przedsiębiorstwo nr 7 (Wrocławskie Zakłady Włókien Chemicznych "Chemitex") 81,6% ,

przedsiębiorstwo nr 13 (Wrocławskie Zakłady Rejonowe Gazów Technicznych "Polgaz") 0,52% ,

- w przemyśle materiałów budowlanych

przedsiębiorstwo nr 4 (Jeleniogórskie Kopalnie Surowców Mineralnych, Szklarska Poręba) 64,8% ,

przedsiębiorstwo nr 29 (Przedsiębiorstwo Przemysłu Betonów "Prefabet", Wrocław) 57,7% ,

- w przemyśle maszynowym

przedsiębiorstwo nr 13 (Zakłady Artykułów Technicznych i Elementów Zamiennych "Jodłownik", Jodłownik k/Bielawy) 1,43%,

przedsiębiorstwo nr 31 (Kombinat Typowych Elementów Hydrauliki Siłowej "PZL-Hydrał", Wrocław) 78,44%.

Hipotetyczne wartości wskaźników energochłonności dla badanych gałęzi , wyznaczone jako średnie ważone , pokazano na rys. 7.25 - 7.27 .

6. PROGNOZOWANIE ZAPOTRZEBOWANIA NÓŚNIKÓW ENERGETYCZNYCH

6.1. Model prognozy

Po wstępnej weryfikacji modeli wybiera się te, które spełniają podstawowe założenia teorii predykcji [124]:

- a) znajomość ekonometrycznego modelu dla zmiennych prognozowanych - zakłada się, że model wyznaczony z próby jest adekwatny do teoretycznego,
- b) stabilność prawidłowości ekonomicznej w czasie - zakłada się, że jest spełniona,
- c) stabilność składnika losowego modelu - przyjęto założenie, że wyniki badania reszt w próbie można przenieść w przyszłość,
- d) znajomość wartości wszystkich zmiennych objaśniających w okresie prognozowanym - zakłada się, że są to wartości planowane,
- e) dopuszczalność ekstrapolacji poza próbę statystyczną - osłabiono ten warunek poprzez przyjęcie założenia, że zmienne te są ograniczone i ciągłe.

Prognozą dopuszczalną będzie otrzymana w procesie predykcji taka prognoza, która spełnia jeden ze sformułowanych poniżej wymogów co do dokładności (wiarygodności) prognoz:

$$a) \quad S_{pT} = \sqrt{E(y_T - y_{pT})^2} \leq D_{\max} , \quad (6.1)$$

gdzie: y_T - wartość realizacji zmiennej prognozowanej w okresie T ,

y_{pT} - wartość oszacowanej prognozy w okresie T ,

T - okres prognozy,

$D_{\max}$ - dopuszczalna maksymalna wartość błędu prognozy (założona),

S - standardowy błąd prognozy,

$E(y_T)$ - wartość oczekiwana zmiennej prognozowanej

$$b) \quad P \{ y_T = y_{pT} \} \geq \gamma, \quad (6.2)$$

czyli prawdopodobieństwo spełnienia się prognozy jest przynajmniej równe danej liczbie γ , gdzie $0 < \gamma < 1$,

c) dla z góry zadanych liczb $\varepsilon > 0$ oraz $0 < \gamma < 1$ zachodzi relacja:

$$P \{ |y_T - y_{pT}| < \varepsilon \} \geq \gamma, \quad (6.3)$$

czyli prawdopodobieństwo tego, że błąd prognozy będzie mniejszy od ε , powinno być przynajmniej równe γ .

Założono, że postać modelu jest niezmienna, tzn. zakłada się stałość współczynników modelu. Jest to tzw. zasada "status quo": jeśli występujące w modelu relacje opisano dobrze, to zakłada się, że relacje te nie ulegną zmianie w przyszłości [11]. Niech $X_{(T)}$ oznacza $(k+1)$ wymiarowy, kolumnowy wektor zmiennych objaśniających dla okresu T . Prognozy dokonujemy zgodnie z zasadą predykcji nieobciążonej:

$$y_{pT} = X_{(T)}^T \alpha \quad (6.4)$$

gdzie α jest wektorem ocen parametrów, określonych wzorem (4.23).

Wariancję prognozy y_{pT} można oszacować wzorem H. Hottelinga [124], [11], [112]

$$s_{pT}^2 = S^2 \left[1 + X_{(T)}^T (X^T X)^{-1} X_{(T)} \right], \quad (6.5)$$

gdzie S^2 określone jest wzorem (4.26).

Błąd przeciętny (standardowy) prognozy y_{pT} :

$$s_{pT} = \sqrt{s_{pT}^2}. \quad (6.6)$$

Przyjmuje się, że oszacowane prognozy będą dopuszczalne, jeśli

błąd średni prognozy nie będzie większy od 10% wartości oszacowanych prognoz.

Przedział wartości prognozowanej można zbudować przyjmując współczynnik ufności $1-\alpha$ równy np. 0,95

$$P \{ y_{pT} - t_{\alpha} S_{pT} < y_T < y_{pT} + t_{\alpha} S_{pT} \} = 1 - \alpha,$$

gdzie: y_{pT} - jest punktową prognozą określoną wzorem (6.4),

S_{pT} - błędem standardowym prognozy (6.6),

t - wartością zmiennej t-Studenta dla $(n-k-1)$ stopni swobody i dla przyjętego poziomu istotności α .

Dla liniowego modelu regresji z jedną zmienną objaśniającą X , wzór (6.6) redukuje się do postaci:

$$S_{pT} = S \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_T - \bar{x})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}}, \quad (6.7)$$

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-k-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (6.8)$$

Dysponując ciągiem obserwacji zmiennej endogenicznej prognozowanej i odpowiadającym tym obserwacjom ciągiem oszacowanych prognoz, można zbadać dokładność prognoz oraz efektywność metody predykcji, stosując miary efektywności prognoz ex post. Mierniki te są pomocne również w badaniu tendencji w kształtowaniu się błędów prognoz i w ocenie dobroci modelu prognostycznego.

Miary ex post dokładności prognozy

a) Współczynnik rozbieżności n par liczb $(y_{pT}; y_T)$

$$W_r = \sqrt{\frac{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_{pT} - y_T)^2}{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_T^2}} \quad (6.9)$$

lub

$$W_r = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_{pT} - y_T)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_{pT}^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_T^2}} \quad (6.10)$$

określa średni względny błąd ciągu prognoz względem wartości zmiennej prognozowanej.

$$b) \quad r = \frac{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_{pT} - \bar{y}_{pT})(y_T - \bar{y}_T)}{S_p S}, \quad (6.11)$$

gdzie:

$$S_p^2 = \frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_{pT} - \bar{y}_{pT})^2,$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_T - \bar{y}_T)^2,$$

przy czym:

$$\bar{y}_{pT} = \frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_{pT},$$

$$\bar{y}_T = \frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_T.$$

Ponieważ nie znane są wartości realizacji zmiennej prognozowanej w wyznaczonych okresach prognozowanych T , mieszczących się w horyzoncie prognozy, stąd przyjmuje się zaobserwowane wartości zmiennej y_t jako wartości y_T , a wartości teoretyczne obliczone z modelu y_T jako wartości y_{pT} .

W zależności od wartości współczynnika rozbieżności można wnioskować o przyszłym prawdopodobnym błędzie prognozy zmiennej Y .

c) Współczynnik miary obciążoności predykcji

$$W_{r1}^2 = \frac{(\bar{y}_{pT} - \bar{y}_T)^2}{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_T^2}. \quad (6.12)$$

W skrajnym przypadku nieobciążoności predykcji średnia prognozy będzie równa średniej wartości realizacji zmiennej prognozowanej ($W_{r1}^2 = 0$).

d) Współczynnik uwzględnienia wahań zmiennej prognozowanej w budowanej prognozie

$$W_{r2}^2 = \frac{(S_p - S)^2}{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_T^2} \quad (6.13)$$

W skrajnym przypadku idealnego uwzględnienia wahań zmiennej prognozowanej $S_p = S$, a $W_{r2}^2 = 0$.

e) Współczynnik określający błędy powstałe na skutek niezgodności kierunku zmian realizacji (obserwacji) zmiennej prognozowanej w porównaniu ze zmianami oszacowanych prognoz tej zmiennej

$$W_{r3}^2 = \frac{2(1 - r)S_p S}{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n y_T^2} \quad (6.14)$$

Należy zaznaczyć, że

$$W_{r1}^2 + W_{r2}^2 + W_{r3}^2 = W_r^2 \quad (6.15)$$

f) Udziały poszczególnych błędów w całkowitym błędzie średnim prognozy są następujące:

$$\hat{W}_{r1}^2 = \frac{(\bar{y}_{pT} - \bar{y}_T)^2}{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_{pT} - y_T)^2} \quad (6.16)$$

$$\hat{W}_{r2}^2 = \frac{(S_p - S)^2}{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_{pT} - y_T)^2}, \quad (6.17)$$

$$\hat{W}_{r3}^2 = \frac{2(1 - r)S_p S}{\frac{1}{n} \sum_{T=1}^n (y_{pT} - y_T)^2} \quad (6.18)$$

przy czym $\hat{W}_{r1} + \hat{W}_{r2} + \hat{W}_{r3} = 1$.

g) Błąd prognozy oblicza się ze wzoru:

$$\Delta W = \frac{y_{pT} - y_T}{y_T} \cdot 100\% \quad (6.19)$$

h) Błąd średni

$$W_{sr} = \frac{\sum_{i=1}^n |\Delta W|}{n} \quad (6.20)$$

gdzie: n - liczba lat (okresów) dla których liczy się błąd średni.

W zależności od żądanej dokładności należy wydłużać okres historii i skracać okres prognozy, **poszukując rozwiązań optymalnych.**

6.2. Wyznaczanie horyzontu prognozy

Horyzontem prognozy nazwano największą taką liczbę τ , że z wystarczająco dużym prawdopodobieństwem prognoza szeregu $\bar{x}_0$ za pomocą metody M na odległość τ będzie wystarczająco zgodna z rzeczywistością [144]:

$$K_M(\bar{x}, \bar{y}) = 1 \quad \text{dla} \quad l(\bar{y}) = \tau, \quad (6.21)$$

gdzie:

$\bar{y}$ - oznacza dalszy faktyczny (nieznany) przebieg procesu opisanego przez $\bar{x}$,

$l(\bar{y})$ - długość ciągu $\bar{y}$,

M - jest dowolną metodą prognozowania, dla której

$$t_M = \infty,$$

K_M - kryterium zgodności prognozy i rzeczywistego przebiegu,

A^* - wartość prawdopodobieństwa; na ogół przyjmuje się

$$0,5 \leq A^* \leq 1.$$

Horyzontem prognozy t_H szeregu $\bar{x}_0$ za pomocą metody M przyjmuje się nazywać taką liczbę naturalną, że

$$t_H(\bar{x}_0) = \sup \{ t = l(\bar{y}) : P \{ K_M(\bar{x}, \bar{y}) = 1 \mid \bar{x} = \bar{x}_0 \} \geq A^* \} \quad (6.22)$$

gdzie : P - prawdopodobieństwo.

Dla obliczenia wartości wyrażenia (6.22) korzysta się z pomocniczej funkcji $t_h(\bar{x})$, zwanej przewidywalnością szeregu $\bar{x}$ (metodą M przy kryterium K)

$$t_h(\bar{x}) = \sup \{ t : K_M(\bar{x}, \bar{y}) = 1 \text{ dla } t = l(\bar{y}) \}; \quad (6.23)$$

$t_h(\bar{x})$ określa się jako maksymalną długość dalszego przebiegu szeregu $\bar{x}$, zgodnego z prognozą szeregu $\bar{x}$ za pomocą metody M.

Z definicji funkcji t_h oraz z własności kryteriów otrzymujemy, że

$$K_M(\bar{x}, \bar{y}) = 1 \iff l(\bar{y}) \leq t_h(\bar{x}) \quad (6.24)$$

Po podstawianiu nierówności z warunku (6.24) do definicji (6.22) otrzymuje się:

$$t_H(\bar{x}_0) = \sup \{ t : P \{ t_h(\bar{x}_0) \geq t \} \geq A^* \}. \quad (6.25)$$

Kryterium zgodności nazwano dowolną funkcję $K(\bar{x}, \bar{y}, \bar{z})$ trzech zmiennych:

$$\bar{x} \in S_M, \quad \bar{y} \in R^T, \quad \bar{z} \in R^t \quad \text{dla } t \in T_M, \quad (6.26)$$

gdzie:

$S_M = \{ \bar{x} : l(\bar{x}) \geq a_M \}$ jest zbiorem wszystkich możliwych szeregów czasowych,

$$T_M = \{ t : t \leq t_M \},$$

t_M = oznacza maksymalną odległość, na jaką można dokonać prognozy metodą M, taką że:

a) dziedziina K zawiera zbiór

$$U \{ \{ \bar{x} \} \times R^t \times \{ M(\bar{x}, t) \} : t \in T_M, \bar{x} \in S_M \}; \quad (6.27)$$

$$b) K(\bar{x}, \bar{y}, \bar{z}) = 1, \quad (6.28)$$

$$c) \text{ jeżeli } K(\bar{x}, \bar{y}, \bar{z}) = 1 \quad (6.29)$$

to dla każdych $\bar{y}_1$ i $\bar{z}_1$ takich, że $\bar{y}_1 < \bar{y}$, $\bar{z}_1 < \bar{z}$ oraz

$$l(\bar{y}_1) = l(\bar{z}_1),$$

$$\text{również } K(\bar{x}, \bar{y}_1, \bar{z}_1) = 1,$$

gdzie: $\bar{z}_1 < \bar{z}$ - oznacza, że $\bar{z}_1$ jest odcinkiem początkowym $\bar{z}$.

Ponieważ rozpatrywana będzie wartość funkcji K dla $\bar{z} = M(\bar{x}, l(\bar{y}))$

przy ustalonej metodzie M przyjęto oznaczenie $K_M(\bar{x}, \bar{y}) = K(\bar{x}, \bar{y}, M(\bar{x}, l(\bar{y})))$.

Przyjęto następujące kryteria:

$$1. K_M(\bar{x}, \bar{y}) = 1 \iff |y_i - z_i| \leq \alpha z_i \quad \text{dla } 0 < \alpha < 1. \quad (6.30)$$

Dla $\alpha = 0,1$ oznacza to, że prognoza jest zgodna z przebiegiem rzeczywistym, gdy różnica między wartością prognozy, a wartością rzeczywistą jest nie większa niż 10% wartości prognozy.

$$2. K_M(\bar{x}, \bar{y}) = 1 \iff |y_i - z_i| \leq \alpha S(\bar{x}) \quad \text{dla } i \leq l(\bar{y}) \quad (6.31)$$

gdzie α jest ustaloną liczbą rzeczywistą np. $\alpha = 3$, a

$S(\bar{x})$ -odchyleniem standardowym $\bar{x}$ od ekstrapolowanego wyrównania.

Kryterium to jest mniej dogodne w stosowaniu, gdyż im dokładniejszy model (mniejsza wartość S), tym trudniej otrzymać prognozę zgodną.

Empirycznie horyzont prognozy wyznacza się korzystając z drugiej definicji horyzontu prognozy (6.25), przyjmując za wartość prawdopodobieństwa

$$P(t_h(\bar{x}_0) \geq t) = \frac{B}{\Omega_t}, \quad (6.32)$$

gdzie:

$$B_t = \{ \bar{x} \in \Omega_t : t_h(\bar{x}) \geq t \}. \quad (6.33)$$

W praktyce wyznaczanie horyzontu prognozy polega na określeniu prawdopodobieństwa B_1/Ω_1 , gdzie B_1 oznacza liczbę szeregów $\bar{x}$, dla których przewidywalność prognozy jest większa lub równa 1; Ω_1 jest liczbą szeregów, dla których znany jest dalszy przebieg zjawiska na odległość 1 roku. Jeśli prawdopodobieństwo B_1/Ω_1 jest większe równe A^* (np. $A^* = 0,5$) to określa się prawdopodobieństwo B_2/Ω_2 , gdzie B_2 oznacza liczbę szeregów, dla których przewidywalność t_h wynosi co najmniej 2 lata, Ω_2 oznacza liczbę szeregów, dla których znany jest dalszy przebieg zjawiska na odległość co najmniej 2 lat. Jeśli $B_2/\Omega_2 \geq A^*$, to określa

się B_3/Ω_3 itd., aż gdy $B_k/\Omega_k < A^*$, wówczas $(k-1)$ jest horyzontem prognozy.

Przy wyznaczaniu horyzontu prognozy i funkcji straty, która stanowi kryterium wyboru metody najbardziej efektywnej, korzystano ze zbioru odcinków początkowych. Dysponowano szeregiem 18 wartości y . Prognozy można było wyznaczyć począwszy od pewnej wartości a_M długości szeregu, poza tym na liczbę wziętych do obliczeń szeregów miały wpływ różne czynniki, wynikające ze specyfiki zastosowanych modeli, charakteru analizowanych obiektów i zakresu informacji statystycznych.

Przykład wyznaczenia horyzontu prognozy zamieszczono w Aneksie (załącznik 7).

7. INTERPRETACJA WYNIKÓW I MOŻLIWOŚCI ICH WYKORZYSTANIA DO OCENY ZAPOTRZEBOWANIA ENERGII PRZEZ PRZEMYSŁ W MAKROREGIONIE GOSPODARCZYM

7.1. Reprezentatywność zużycia nośników energetycznych dla rozwoju regionalnego

Własności użytkowe różnych rodzajów nośników energetycznych sprawiają, iż są one powszechnie stosowane zarówno w procesie produkcji, jak i w działalności nieprodukcyjnej. W konkretnych warunkach gospodarczych skala zastosowań i substytucji nośników energetycznych zależy jest od możliwości produkcji i importu oraz od poziomu bazy, warunkującej ich transport, przetwarzanie i użytkowanie. Zużycie nośników energetycznych jest zatem związane z osiągniętym poziomem rozwoju gospodarczego: im wyższy jest ten poziom, tym wyższy stopień energetycznych potrzeb społeczeństwa. Szacuje się, iż nakłady na urządzenia służące do wydobywania paliw, przetwarzania zawartej w nich energii oraz jej przesyłania i rozdziału pochłaniają w skali kraju ok. 20% nakładów inwestycyjnych. Dający się zauważyć proces szybkiego wzrostu zużycia nośników energetycznych może być więc traktowany jako atrybut procesu rozwoju gospodarczego i społecznego, gdyż proces wzrostu gospodarczego pociąga za sobą wzrost zużycia paliw i energii.

W makroregionie dolnośląskim dynamika wzrostu zużycia nośników energetycznych w badanych gałęziach wynosiła średnio w przedziale czasowym 1960-1977: w przemyśle chemicznym 2,1, w przemyśle materiałów budowlanych 2,4, w przemyśle maszynowym 1,4, natomiast dynamika wzrostu produkcji wynosiła odpowiednio 7,1; 3,6; 7,2.

Przytoczone argumenty wyraźnie akcentują rolę nośników energetycznych w procesie wzrostu gospodarczego, chociaż należy zaznaczyć, że zasoby energetyczne warunkujące produkcję nośników energetycznych nie są rozłożone równomiernie w podziale na makroobszary.

Makroregion dolnośląski należy do obszarów bogatych w zasoby energetyczne. Wymienić tu można: węgiel brunatny (Turoszów, Legnica), węgiel kamienny i węgiel koksujący (Wałbrzych), złoża gazu ziemnego zaazotowanego (Wierzchowice, Czeszów), naturalne zbiorniki wodne i spiętrzenia rzek, ponadto znajdują się tu też "przetworniki" służące do przetwarzania pierwotnych nośników energetycznych na pochodne nośniki energetyczne: elektrownie, elektrociepłownie, gazownie, koksownie.

Rozprawa niniejsza dotyczy zagadnień użytkowania nośników energii w makroregionie gospodarczym na przykładzie Dolnego Śląska, obejmującego obecne województwa: wrocławskie, legnickie, wałbrzyskie i jeleniogórskie.

Dane statystyczne z lat 1960-1977 zaczerpnięto z publikowanych materiałów bądź też uzyskano je w odpowiednich instytucjach. Wszystkie informacje liczbowe, dla których nie podano źródła, stanowią wyliczenia własne.

W świetle dotychczasowych ustaleń można traktować informacje o poziomie i dynamice zużycia różnych nośników energetycznych jako reprezentatywne (symptomatyczne) dla przebiegu procesów wzrostu gospodarczego i rozwoju społecznego, ujmowanego w skali makroregionu.

Nie pretendując do wyczerpania wszystkich związanych z tym problemów, w p. 7.3 dokonano oceny zastosowanych w rozprawie procedur, pozwalających uchwycić w formie skwantyfikowanej statystyczne prawidłowości rozpatrywanych zjawisk i dostarczających przesłanek do analizy merytorycznej.

7.2. Ocena wyników badań części diagnostycznej

Na podstawie danych empirycznych (których przykładowe zestawienia zawarto w Aneksie w tablicach 3.1-3.2 oraz w tablicach 3.3-3.10) uzyskać można obraz gospodarki energetycznej w badanych przedsiębiorstwach i gałęziach przemysłu w postaci analizy w przekroju czasowym. Z uwagi na dostępność informacji przyjęto do rozważań jako początkowy rok 1960.

W ogólnym zapotrzebowaniu dolnośląskiego przemysłu w badanych gałęziach wyróżnić można następujące nośniki pierwotne i pochodne:

- węgiel (kamienny, brunatny),
- koks i półkoks,
- gaz (ziemny zaazotowany, koksoowniczy, czadnicowy, miejski),
- olej (napędowy i opałowy),
- energia elektryczna,
- energia cieplna,
- mazut,
- ług powarzelny.

Udziały poszczególnych nośników kształtują się odmiennie w poszczególnych przedsiębiorstwach, reprezentujących tą samą gałąź przemysłu i średnio wynoszą one w podziale na nośniki pierwotne i pochodne:

- w przemyśle chemicznym
 - nośniki pierwotne ok. 40% ,
 - nośniki pochodne ok. 60% ,
- w przemyśle materiałów budowlanych
 - nośniki pierwotne ok. 45% ,
 - nośniki pochodne ok. 55% ,

- w przemyśle maszynowym

nośniki pierwotne ok. 20% ,

nośniki pochodne ok. 80% .

W bardziej szczegółowym rozbiściu i z uwzględnieniem wszystkich zużywanych nośników energetycznych udziały poszczególnych nośników wynoszą odpowiednio:

- w przemyśle chemicznym

węgiel kamienny i brunatny ok. 28% ,

koks i półkoks ok. 11% ,

gaz ziemny zaazotowany, koksowniczy i czadnicowy ok. 9% ,

olej opałowy i napędowy ok. 1% ,

energia elektryczna ok. 14% ,

energia cieplna ok. 32% ,

mazut ok. 1% ,

żug powarzelny ok. 4% ,

- w przemyśle materiałów budowlanych

węgiel kamienny ok. 45% ,

koks ok. 5% ,

olej opałowy ok. 21% ,

energia elektryczna ok. 9% ,

energia cieplna ok. 20% ,

- w przemyśle maszynowym

węgiel kamienny ok. 21,5% ,

koks i półkoks ok. 2.5% ,

gaz miejski i koksowniczy ok. 11% ,

olej napędowy ok. 22% ,

energia elektryczna ok. 18% ,

energia cieplna ok. 25% .

Szczegółowe zestawienie statystycznych wartości zużycia nośników energetycznych dla poszczególnych zakładów przemysłowych zawarto w tablicach (patrz przykładowe tablice 3.1-3.2 w Aneksie).

W tablicach 3.3-3.10 (Aneks) zestawiono wartości wskaźnika energochłonności e w TJ/mln zł oraz wartości produkcji globalnej P i nakładów inwestycyjnych I w mln zł, wyrażone w cenach porównywalnych z 1971 r., a także liczbę zatrudnionych ogółem w osobach.

Analiza tych podstawowych wielkości daje obraz zarówno udziału poszczególnych obiektów w całej grupie przemysłowej jako użytkownika energii, jak też pozwala na zaobserwowanie zmian jednostkowych. I tak dynamika zmian (relacja krańcowych wartości) podstawowych wskaźników w poszczególnych przedsiębiorstwach w okresie 1960-1977 średnio wynosiła:

- w przemyśle chemicznym

wskaźnik energochłonności	0,3 ,
produkcja globalna	7,1 ,
liczba zatrudnionych	2,1 ,
nakłady inwestycyjne	5,3 ,

- w przemyśle materiałów budowlanych

wskaźnik energochłonności	0,7 ,
produkcja globalna	3,6 ,
liczba zatrudnionych	2,0 ,
nakłady inwestycyjne	4,9 ,

- w przemyśle maszynowym

wskaźnik energochłonności	0,2 ,
produkcja globalna	7,2 ,
liczba zatrudnionych	2,5 ,
nakłady inwestycyjne	5,4 .

Daje się zauważyć podobną dynamikę zmniejszania się wskaźnika energochłonności w badanych gałęziach przemysłu, zbliżone wartości

tempa zmian wzrostu liczby zatrudnionych i nakładów inwestycyjnych oraz zróżnicowane wartości tempa wzrostu produkcji. Zaobserwowane zjawiska mogą być podstawą dalszej analizy porównawczej celem usprawnienia gospodarki energetycznej.

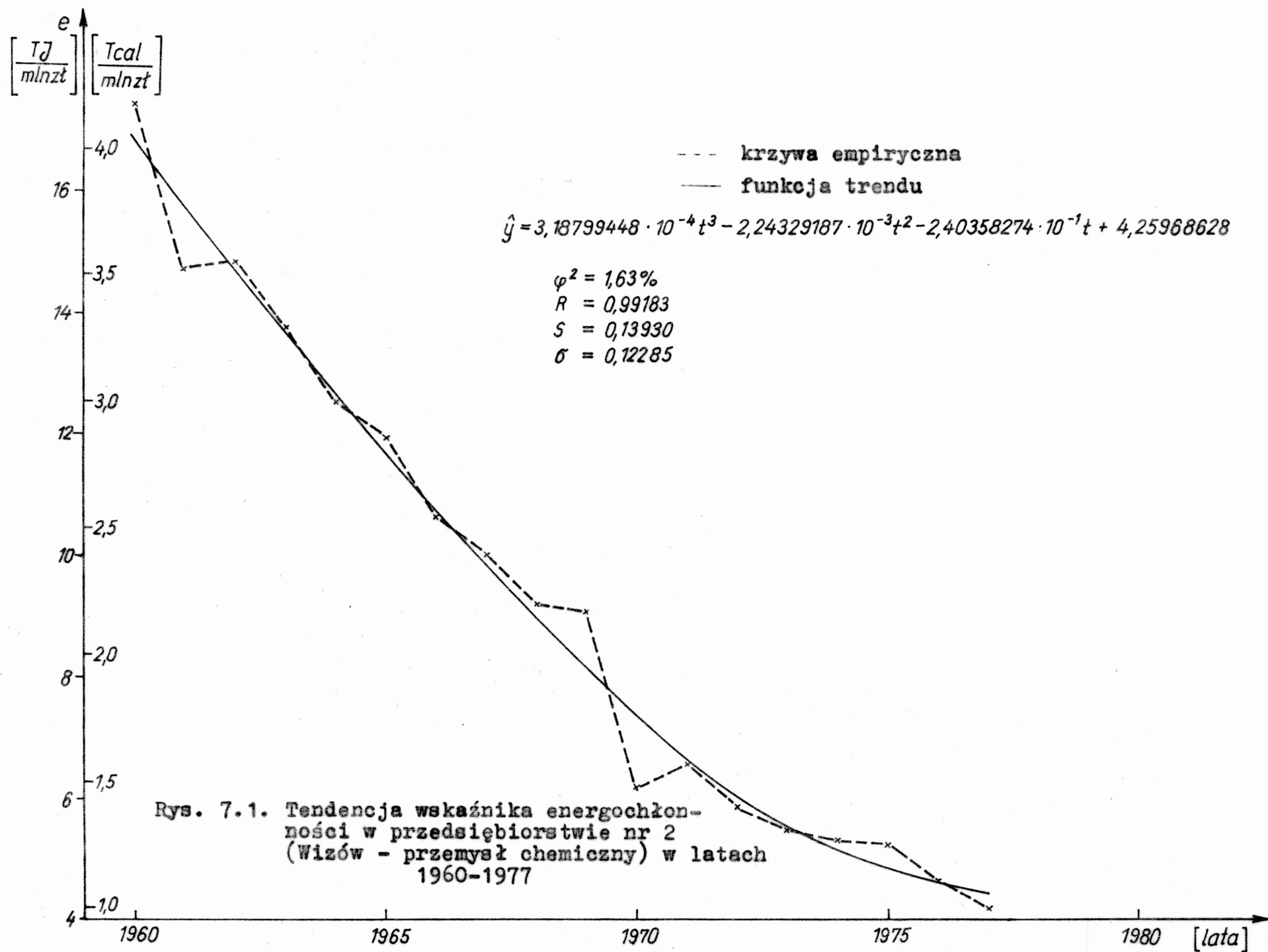
7.3. Analiza zmian energochłonności produkcji przemysłowej w latach 1960-1977

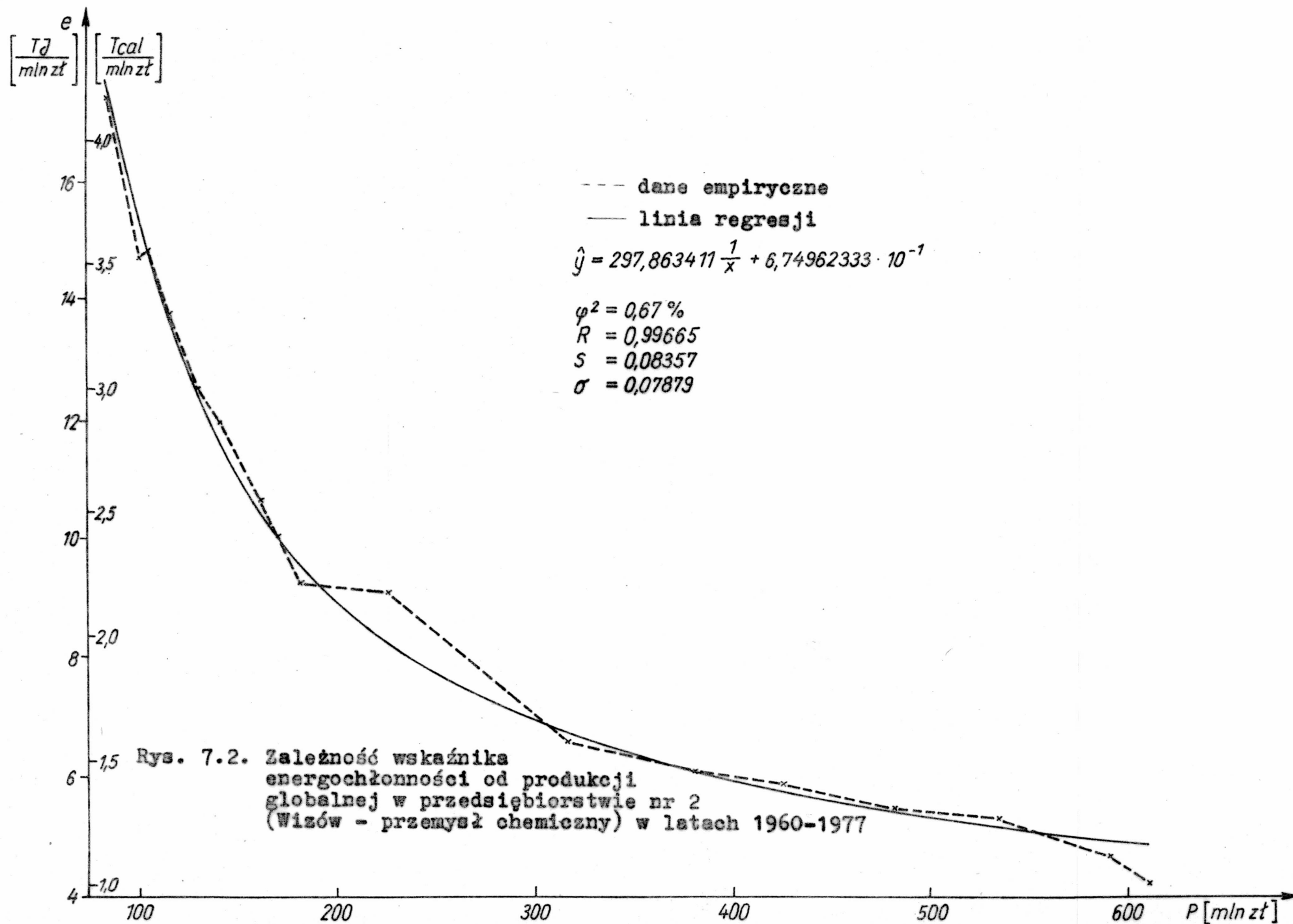
Na podstawie sprawozdań GM-3 obliczono wartości zużycia energii we wszystkich jej nośnikach w poszczególnych zakładach przemysłowych - reprezentantach w przekroju rocznym w okresie 1960-1977. Pozostałe wskaźniki ekonomiczne P, Z, I zestawione w tablicach 3.3-3.10 (Aneks) uzyskano w Wojewódzkich Urzędach Statystycznych lub też uzupełniano je w poszczególnych zakładach.

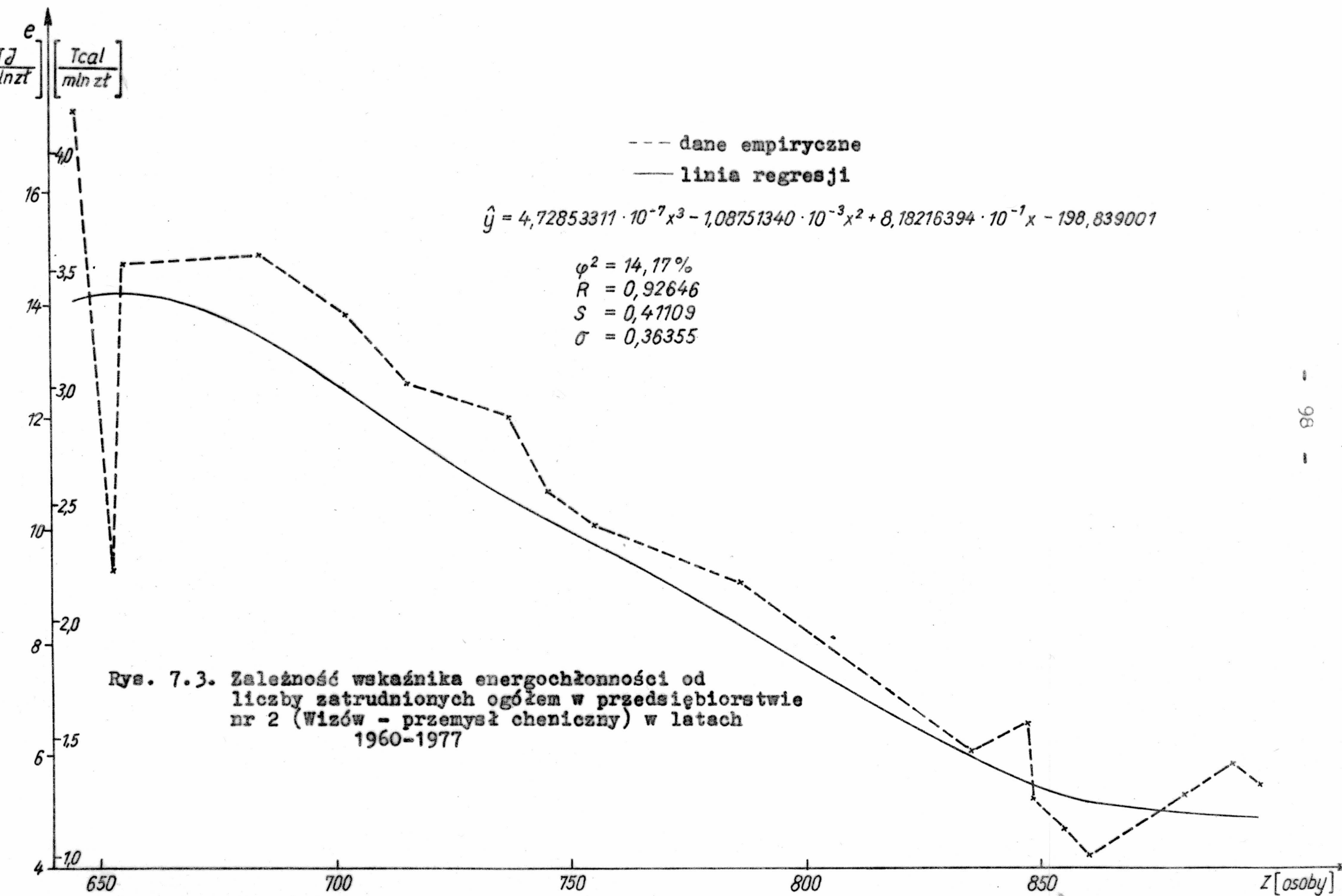
Na rysunkach 7.1-7.24 naniesiono czasowe charakterystyki energochłonności oraz zależności energochłonności od wskaźników ekonomicznych, a także aproksymanty tych przebiegów, obliczone przy użyciu metody najmniejszych kwadratów na maszynie cyfrowej.

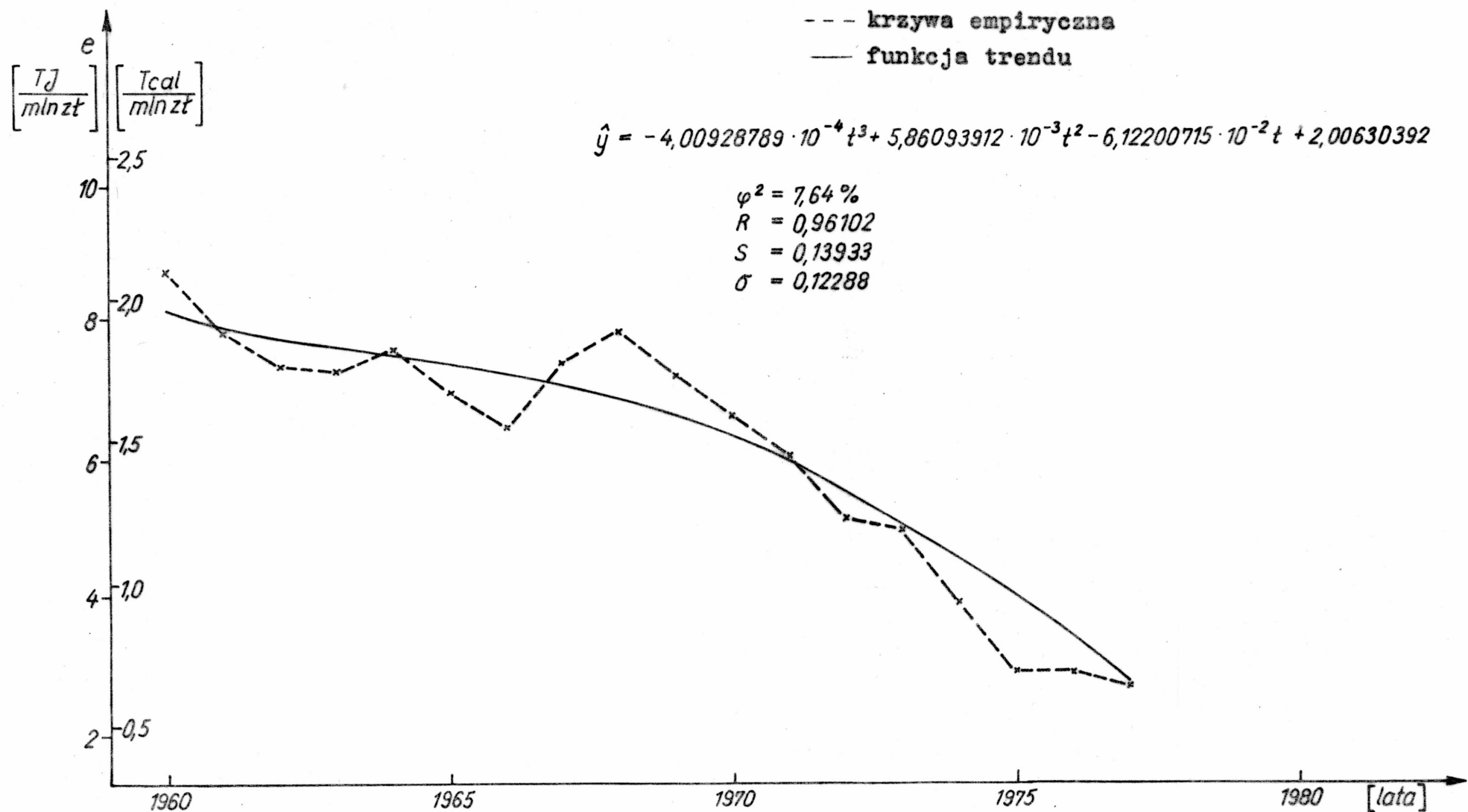
Dodatkowo dla funkcji trendu i linii regresji podano równania regresji oraz wartości współczynnika zbieżności φ^2 , współczynnika korelacji R, standardowego błędu oceny S, średniego odchylenia kwadratowego δ . Niektóre przykładowe wyniki aproksymacji zależności $e = f(t)$ oraz $e = f(P)$, $e = f(Z)$ zawarte są w tablicach 5.1 - 5.6 (Aneks). Ogólnie można stwierdzić, że w zdecydowanej większości najlepszą funkcją aproksymującą badane zależności jest funkcja sześcienna, a energochłonność wykazuje tendencję malejącą.

Na podstawie danych empirycznych dla reprezentantów skonstruowano agregatowe zmienne diagnostyczne dla całej gałęzi przemysłu (rysunki 7.25-7.27) i dla nich wyznaczono ogólne tendencje energochłonności w badanych gałęziach (tablice 7.1-7.3 oraz rys. 7.28).

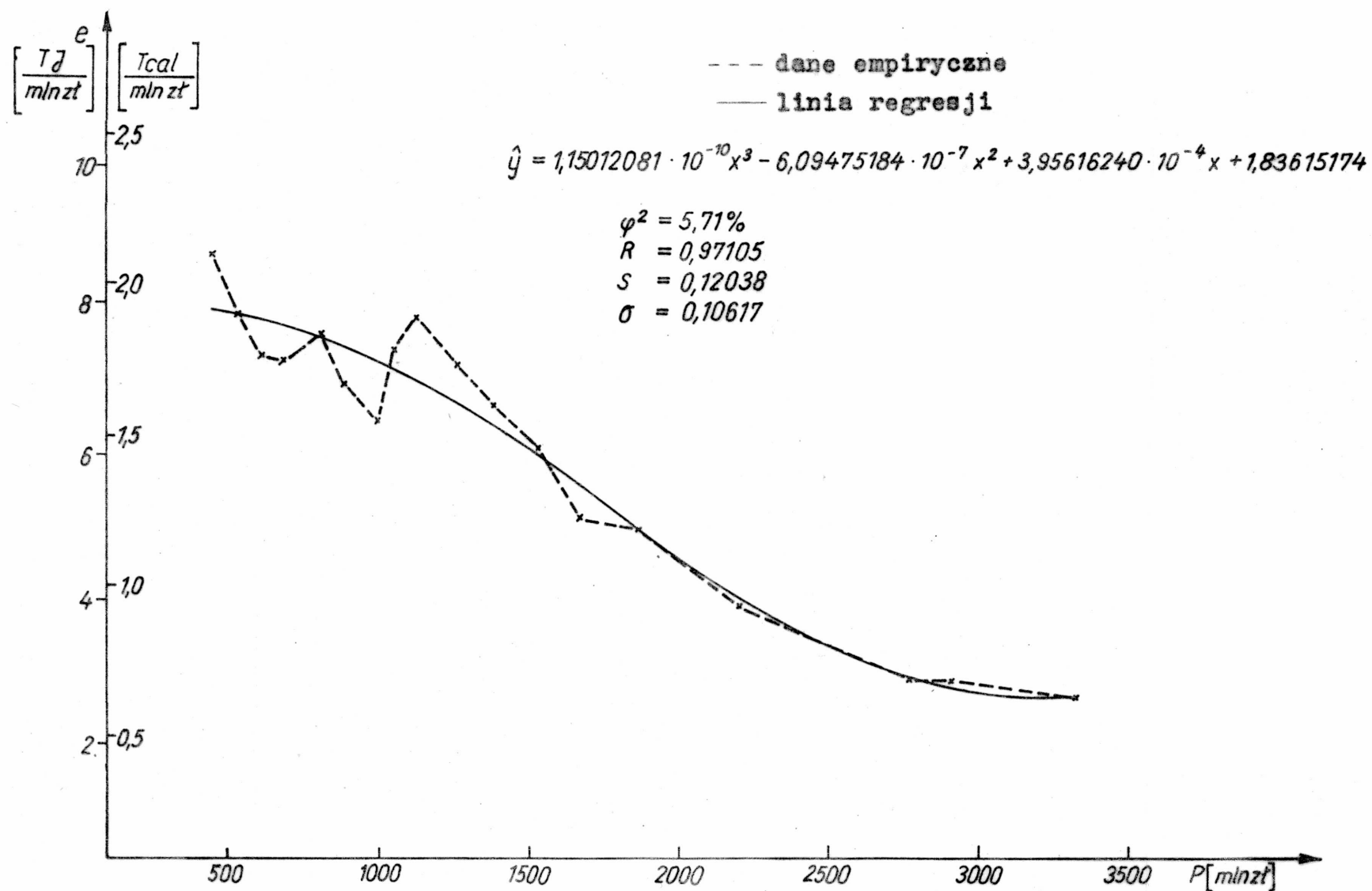




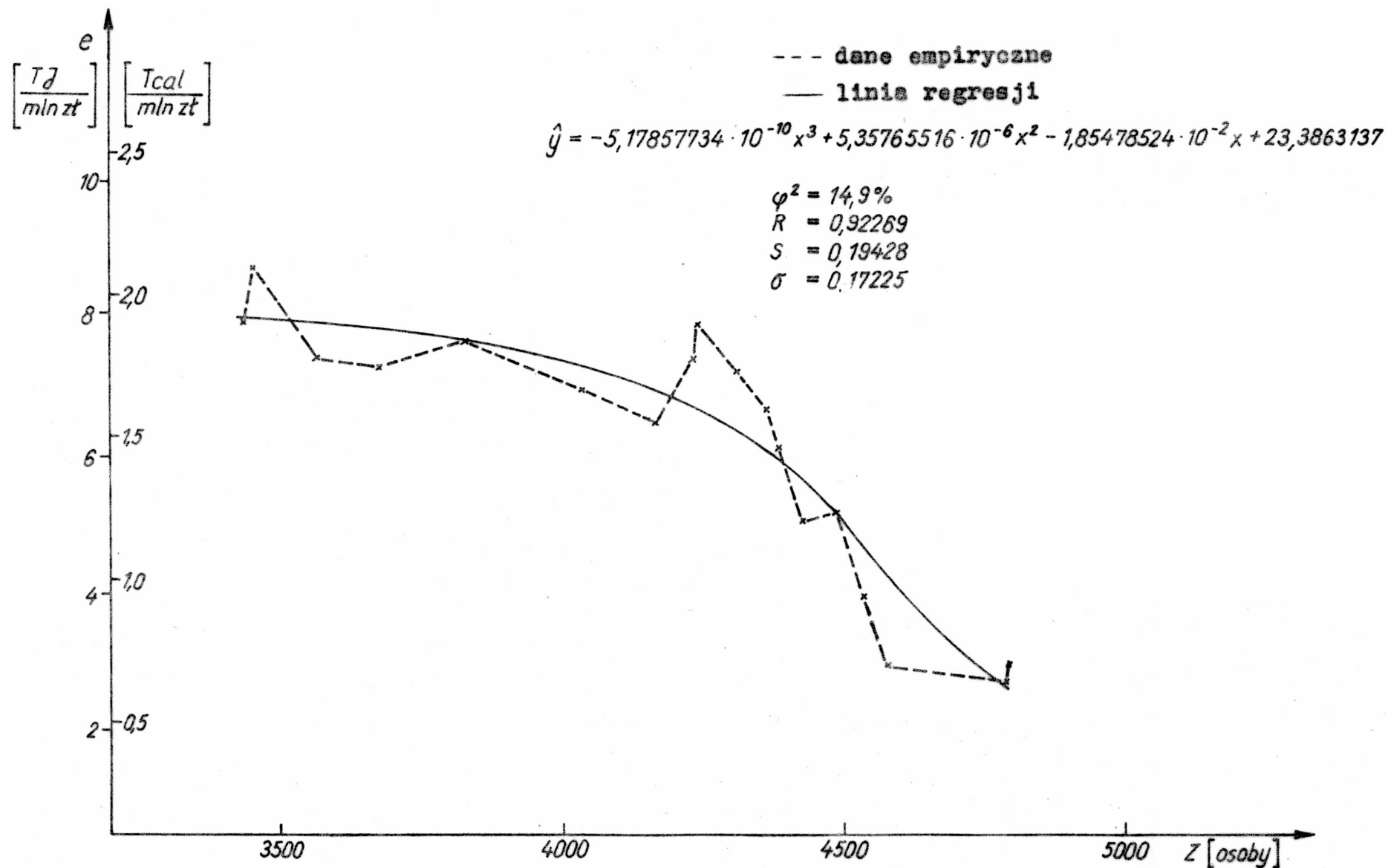




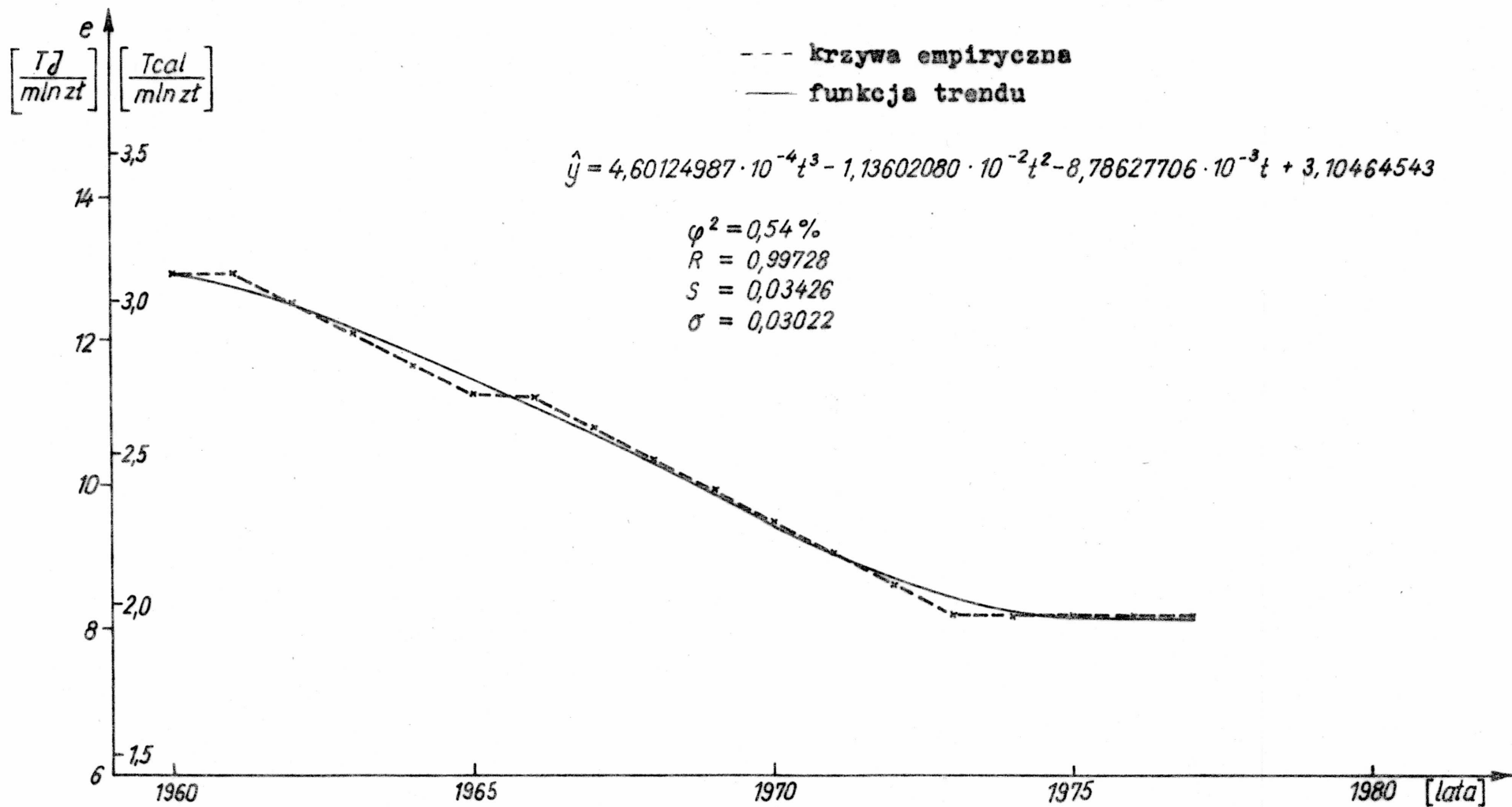
Rys. 7.4. Tendencja wskaźnika energochłonności w przedsiębiorstwie nr 5 (Rokita - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



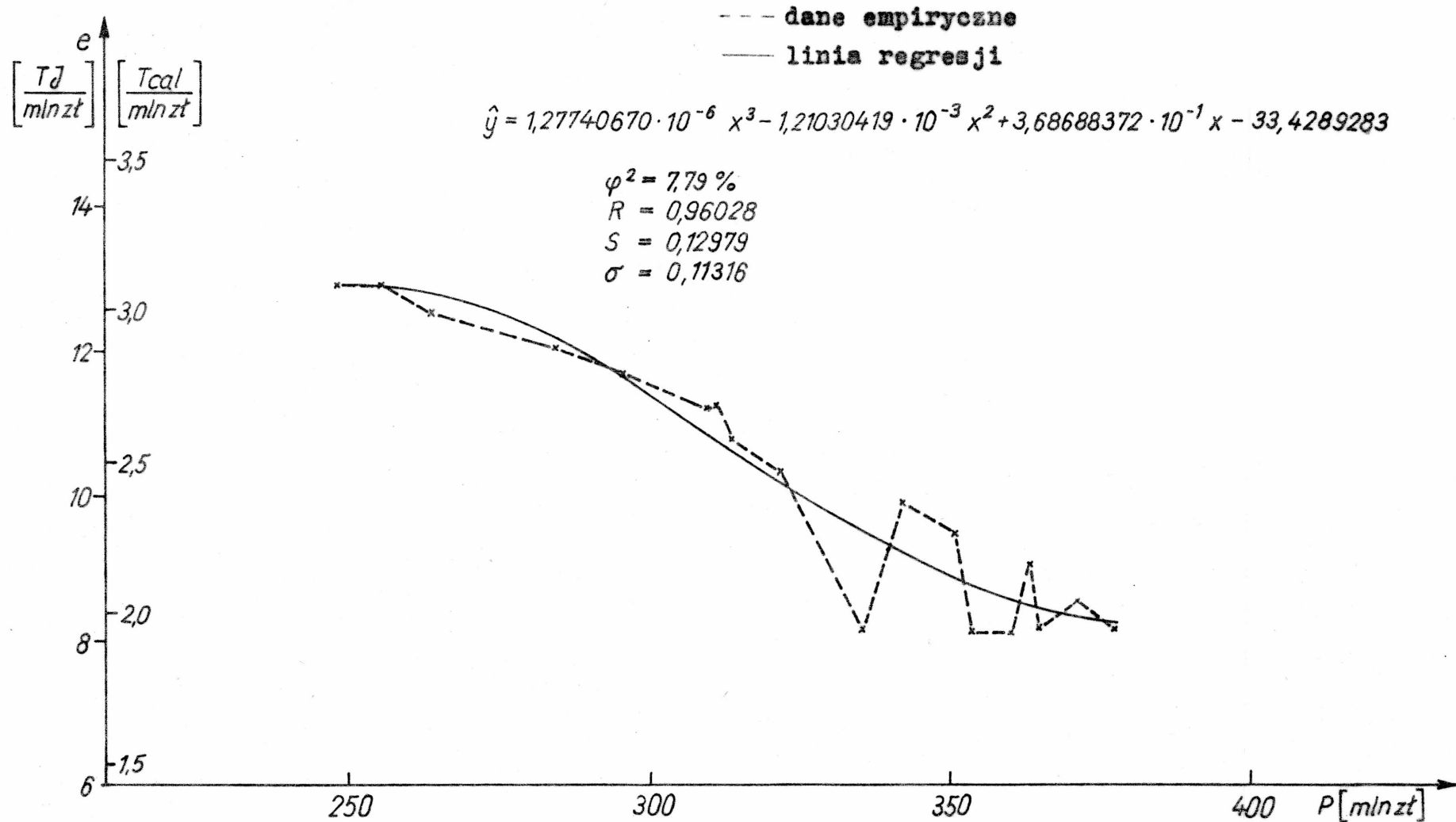
Rys. 7.5. Zależność wskaźnika energochłonności od produkcji globalnej w przedsiębiorstwie nr 5 (Rokita - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



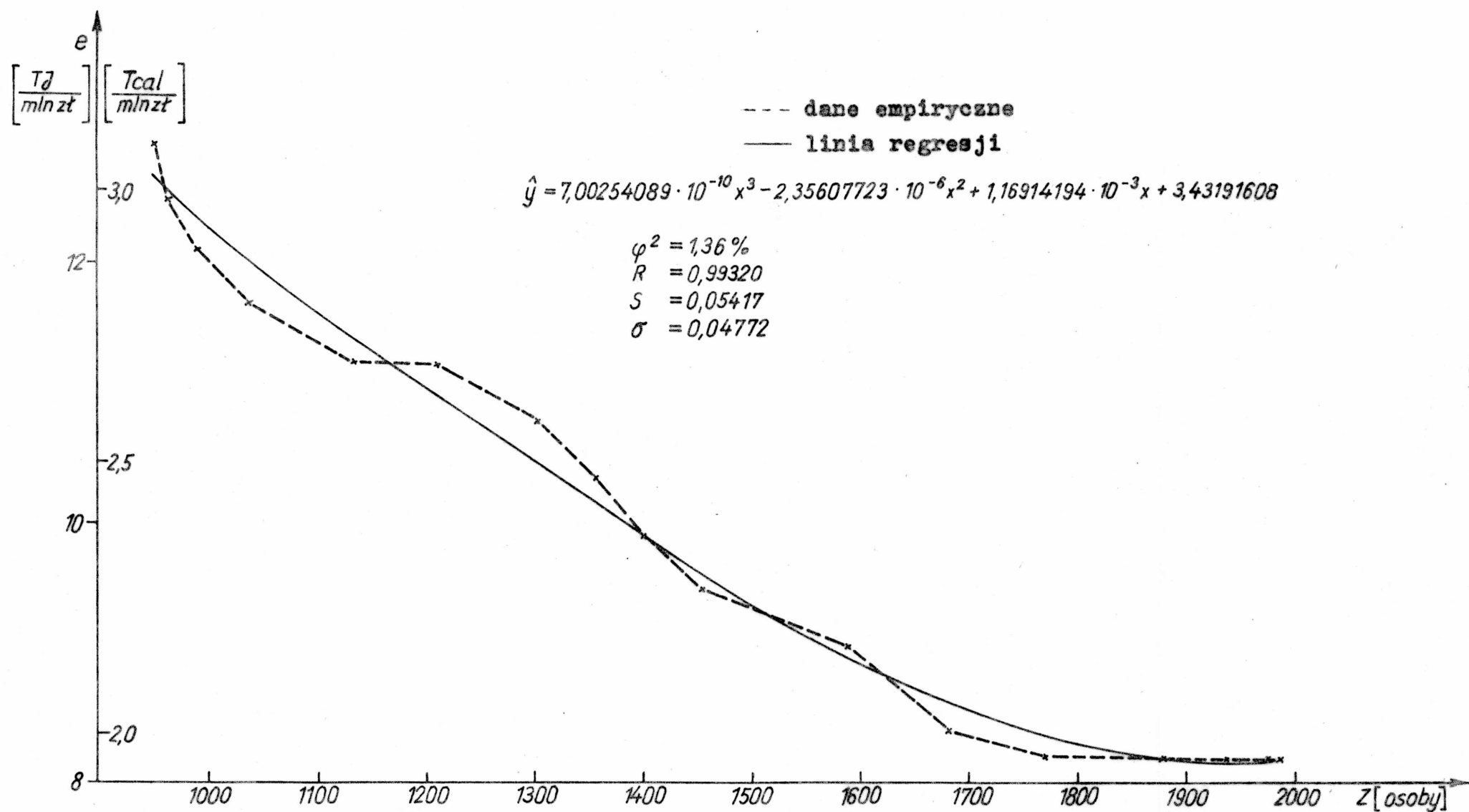
Rys. 7.6. Zależność wskaźnika energochłonności od liczby zatrudnionych ogółem w przedsiębiorstwie nr 5 (Rokita - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



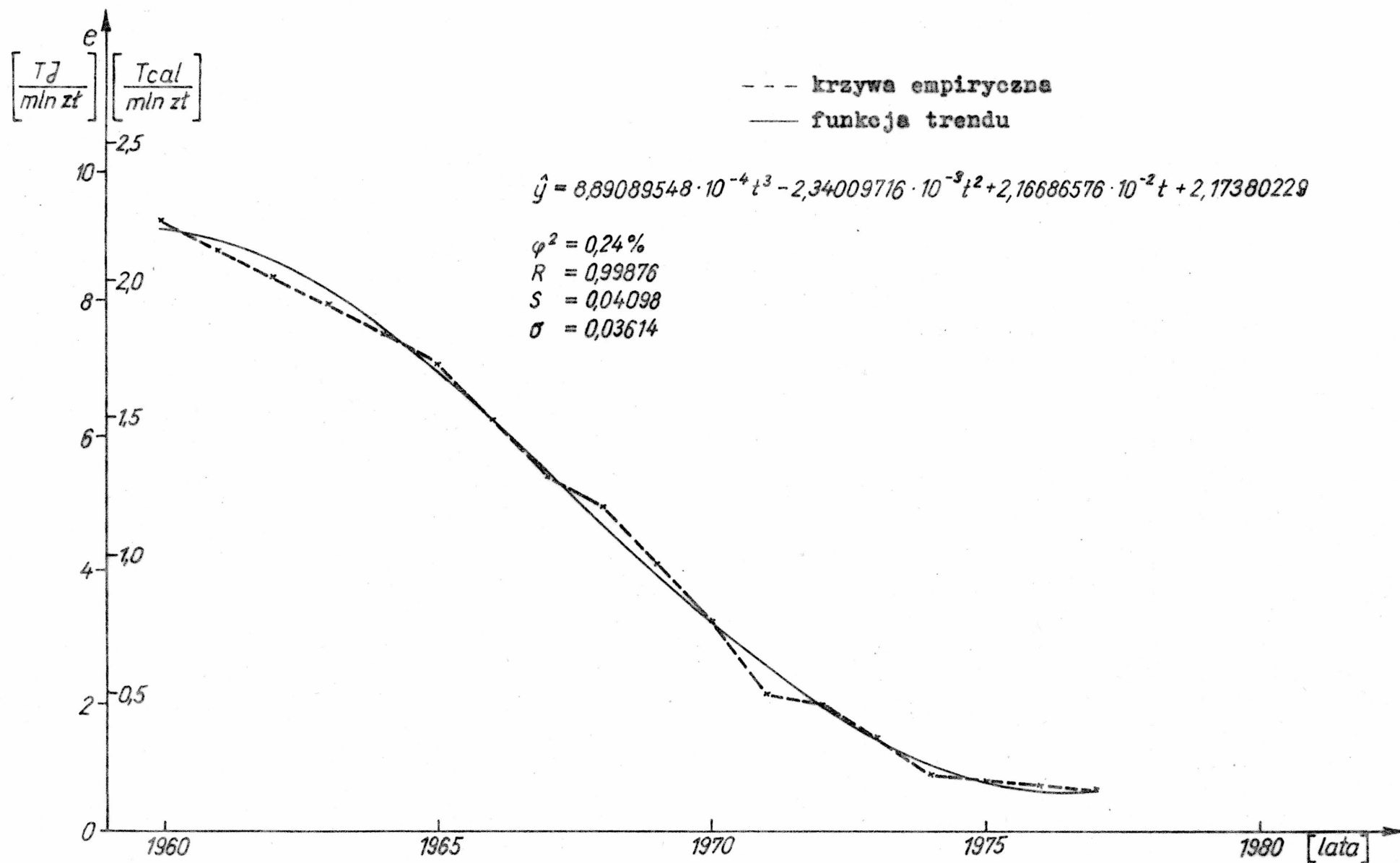
Rys. 7.7. Tendencja wskaźnika energochłonności w przedsiębiorstwie nr 7 (Chemitex - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



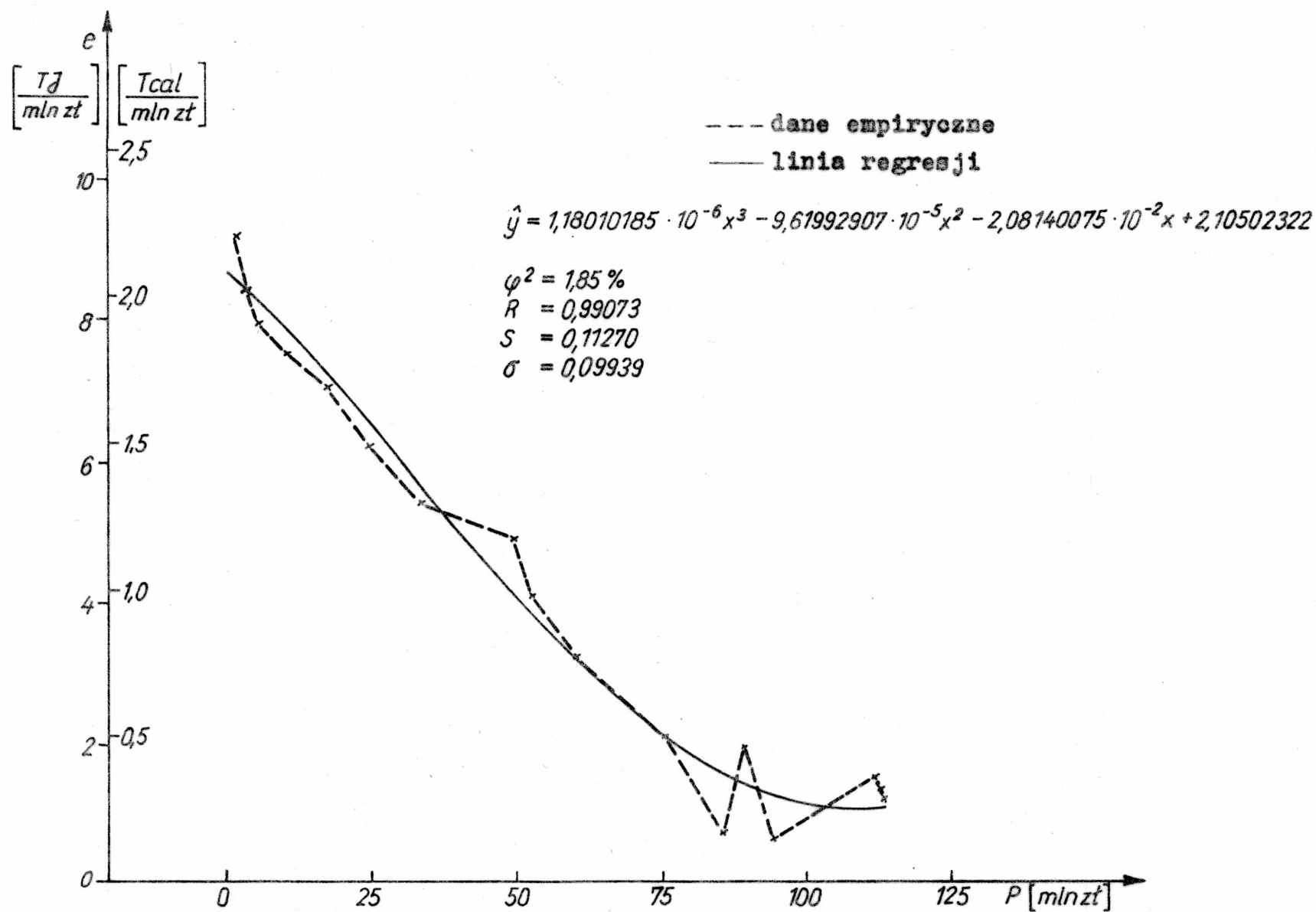
Rys. 7.8. Zależność wskaźnika energochłonności od produkcji globalnej w przedsiębiorstwie nr 7 (Chemitex - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



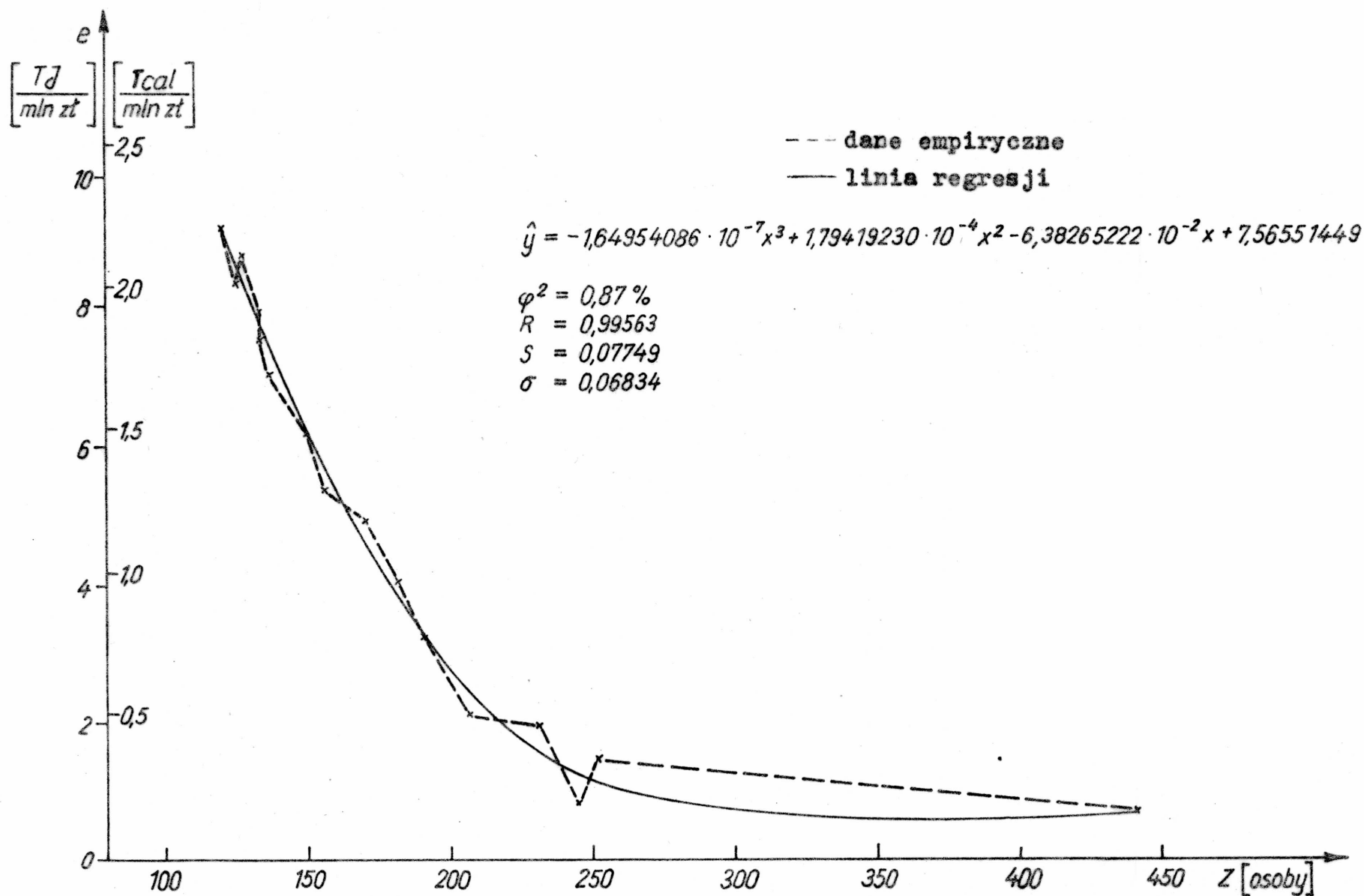
Rys. 7.9. Zależność wskaźnika energochłonności od liczby zatrudnionych ogółem w przedsiębiorstwie nr 7 (Chemitex - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



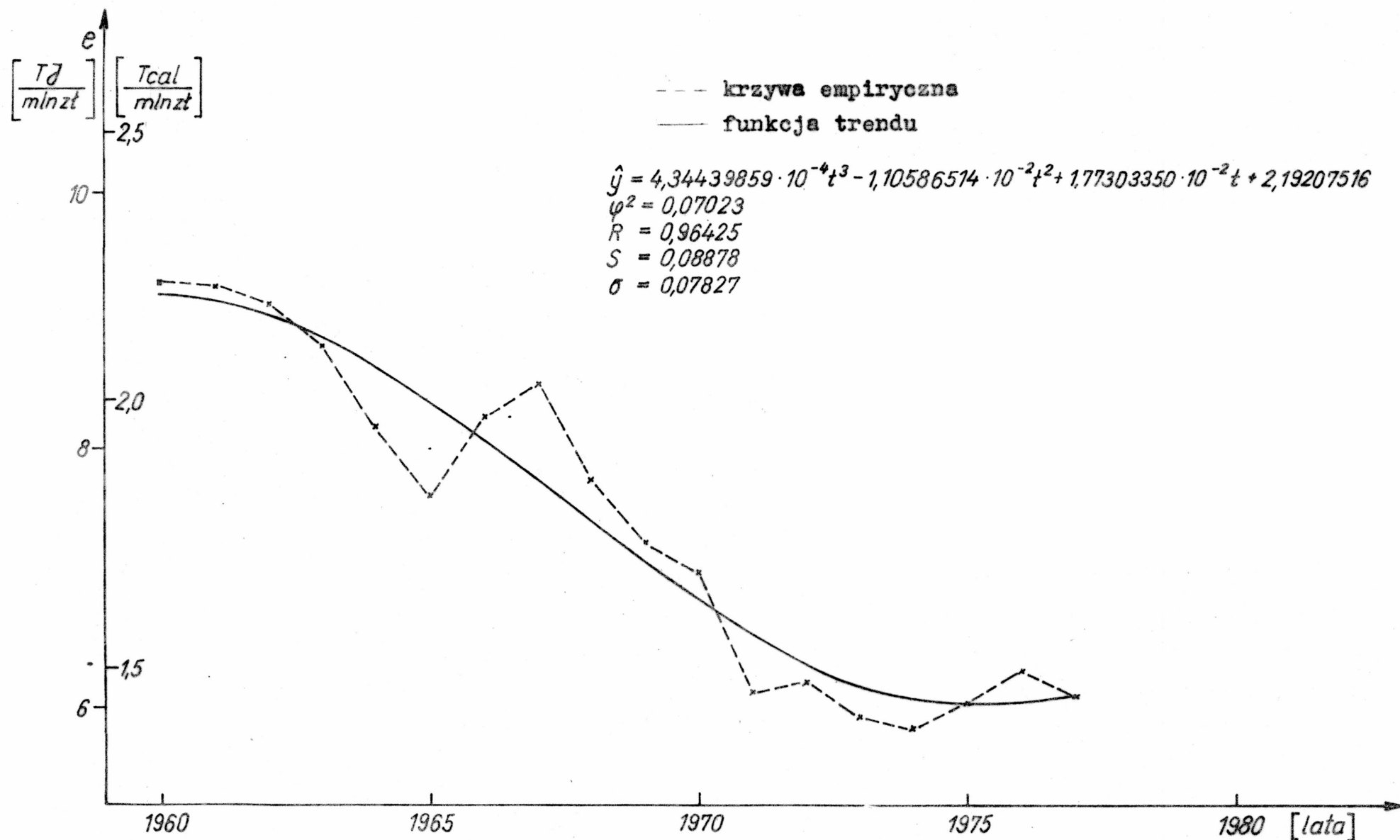
Rys. 7.10. Tendencja wskaźnika energochłonności w przedsiębiorstwie nr 13 (Polgas - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



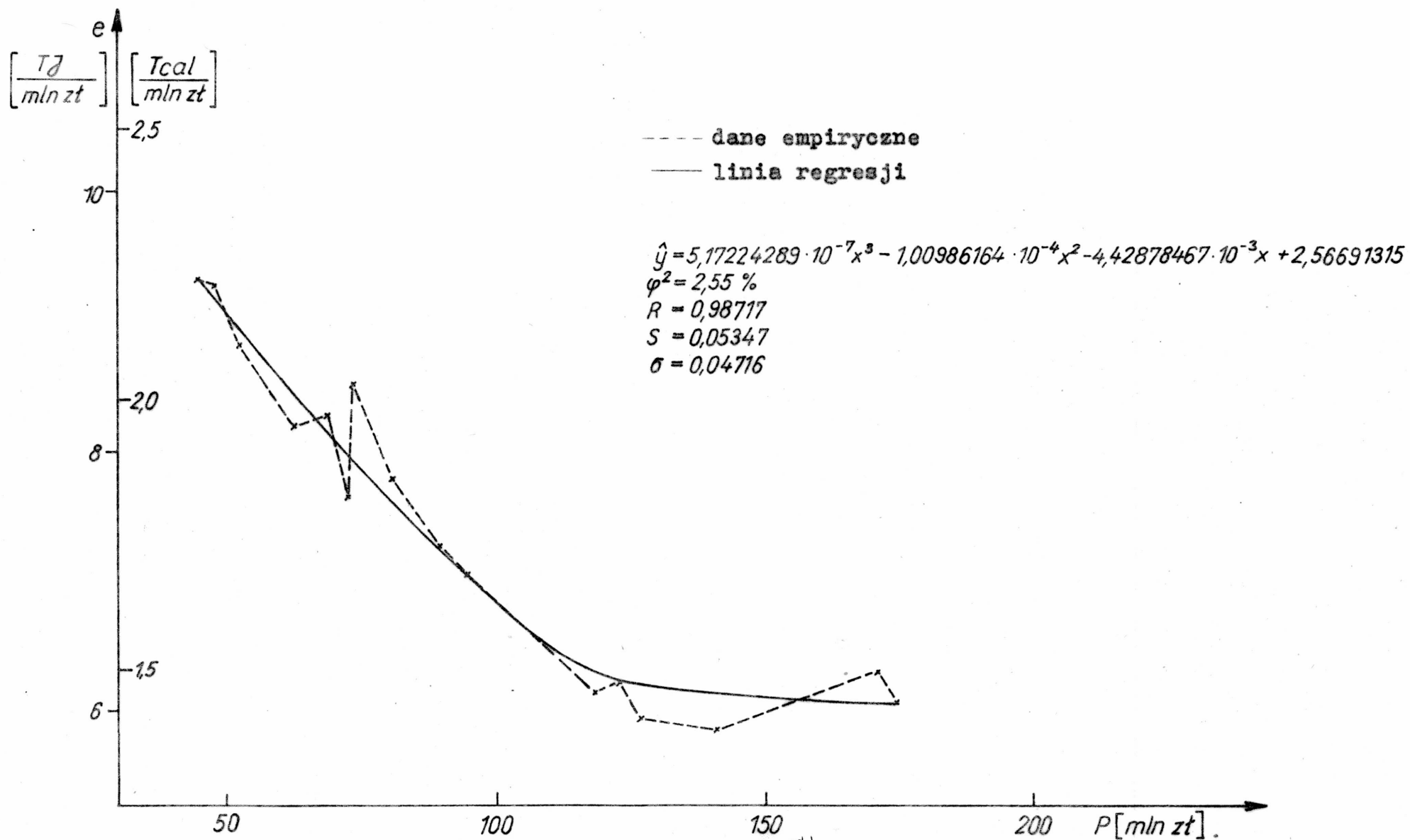
Rys. 7.11. Zależność wskaźnika energochłonności od produkcji globalnej
 w przedsiębiorstwie nr 13 (Polgaz - przemysł chemiczny)
 w latach 1960-1977



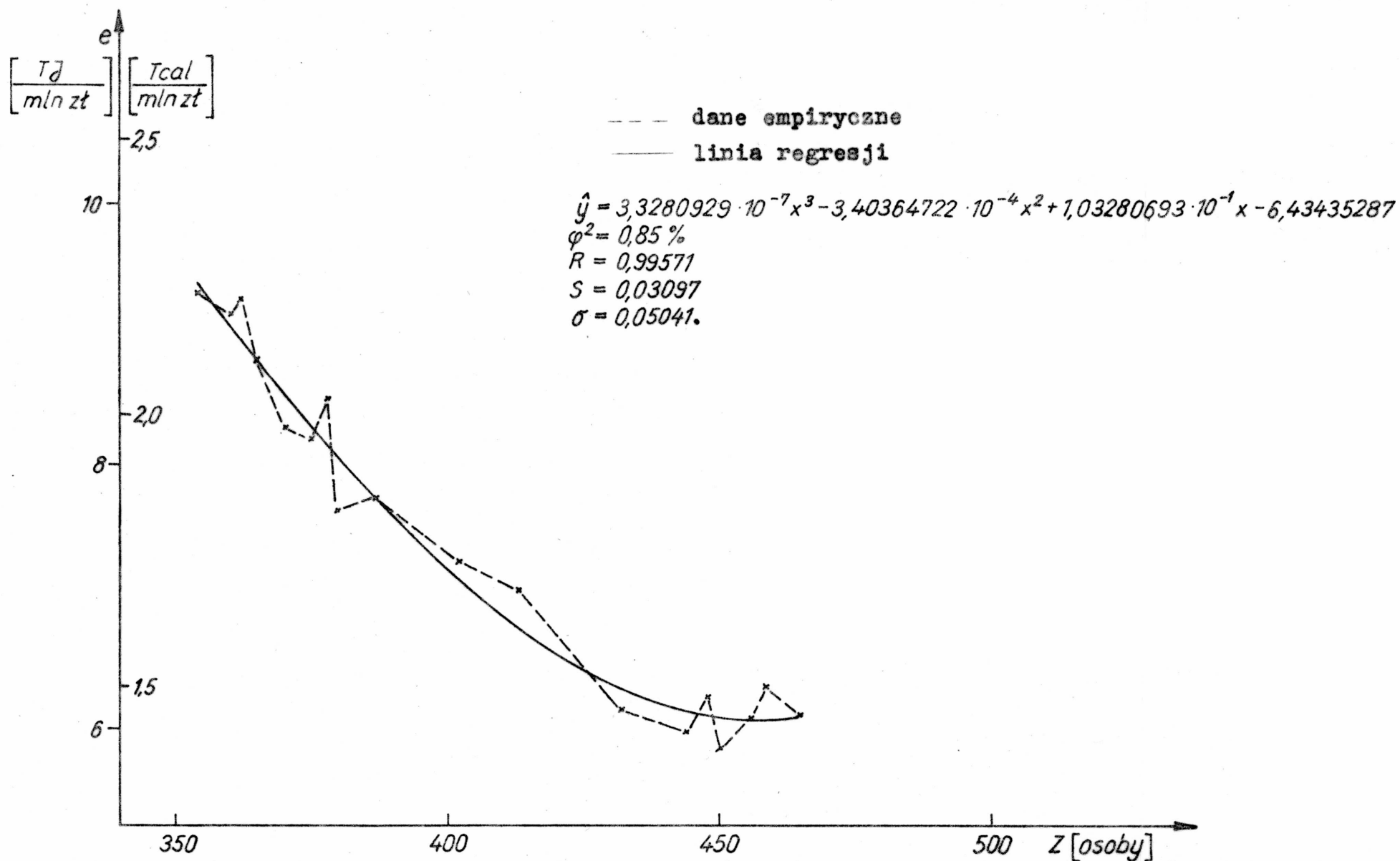
Rys.7.12 Zależność wskaźnika energochłonności od liczby zatrudnionych ogółem w przedsiębiorstwie nr 13
 (Polgaz - przemysł chemiczny) w latach 1960-1977



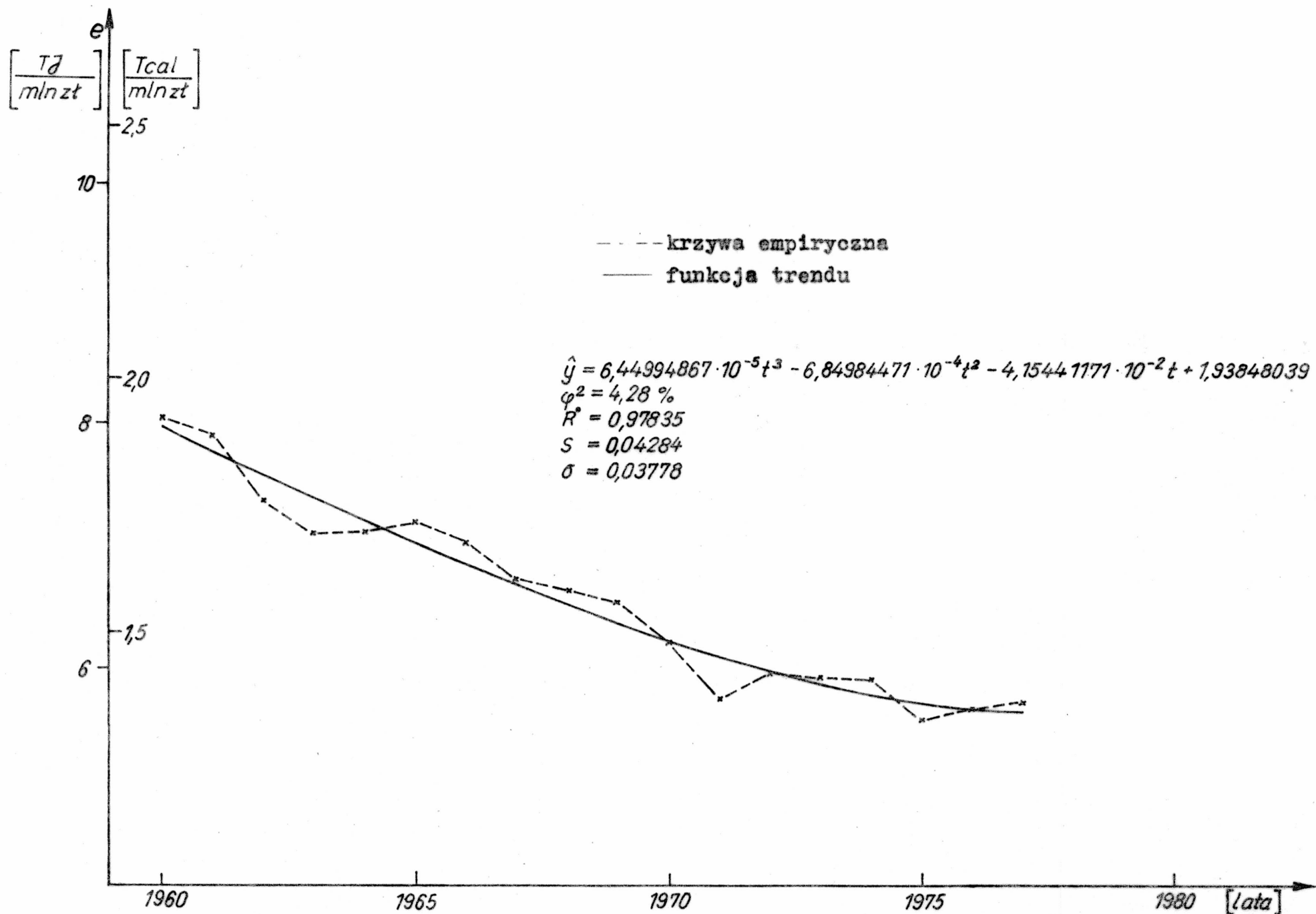
Rys. 7.13. Tendencja wskaźnika energochłonności w przedsiębiorstwie nr 4 (Jeleniogórskie Kopalnie Surowców Mineralnych - przemysł materiałów budowlanych) w latach 1960-1977



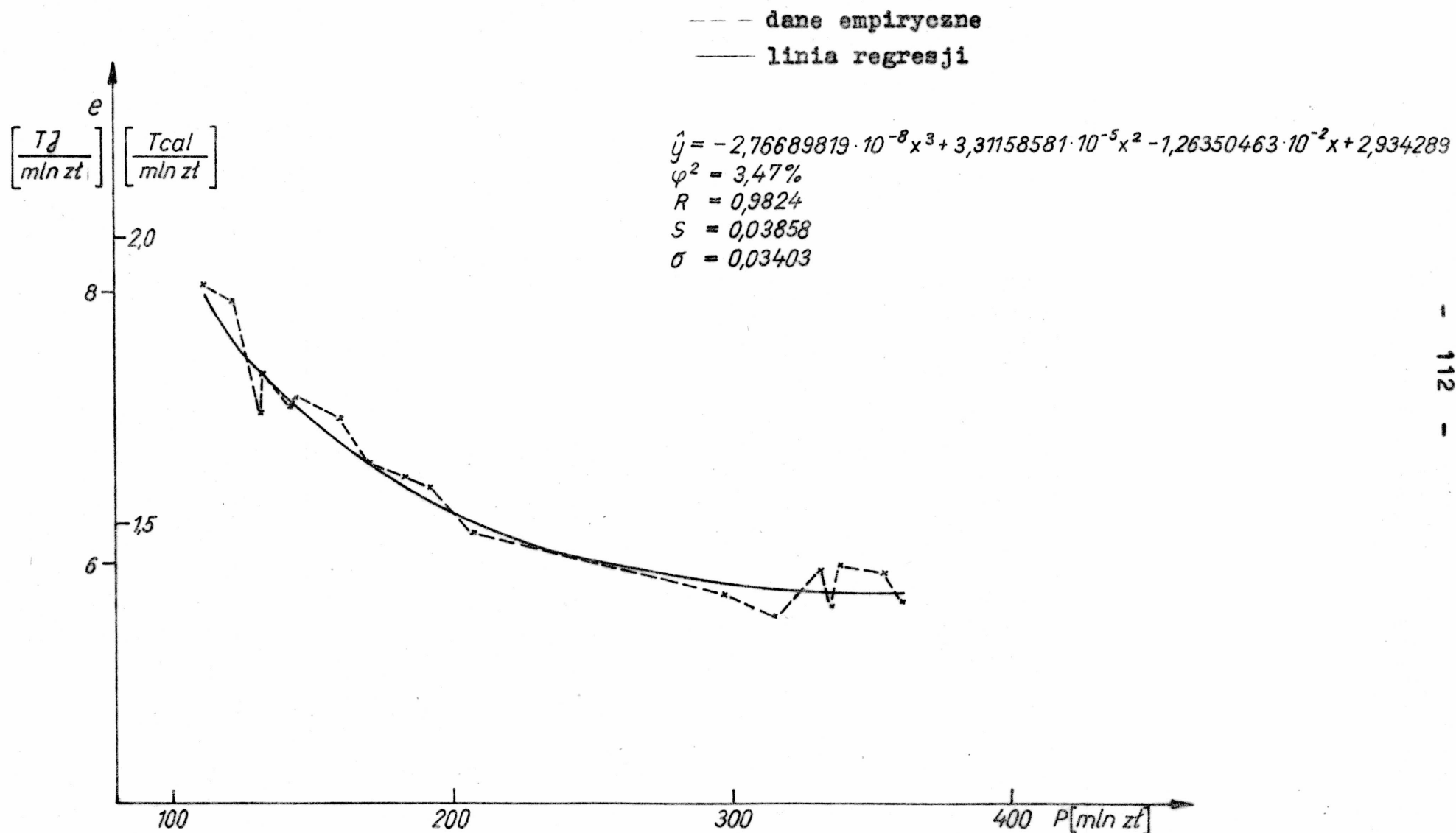
Rys. 7.14. Zależność wskaźnika energochłonności (produkcji globalnej w przedsiębiorstwie nr 4, Jeleniogórskie Kopalnie Surowców Mineralnych - przemysł materiałów budowlanych) w latach 1960-1977



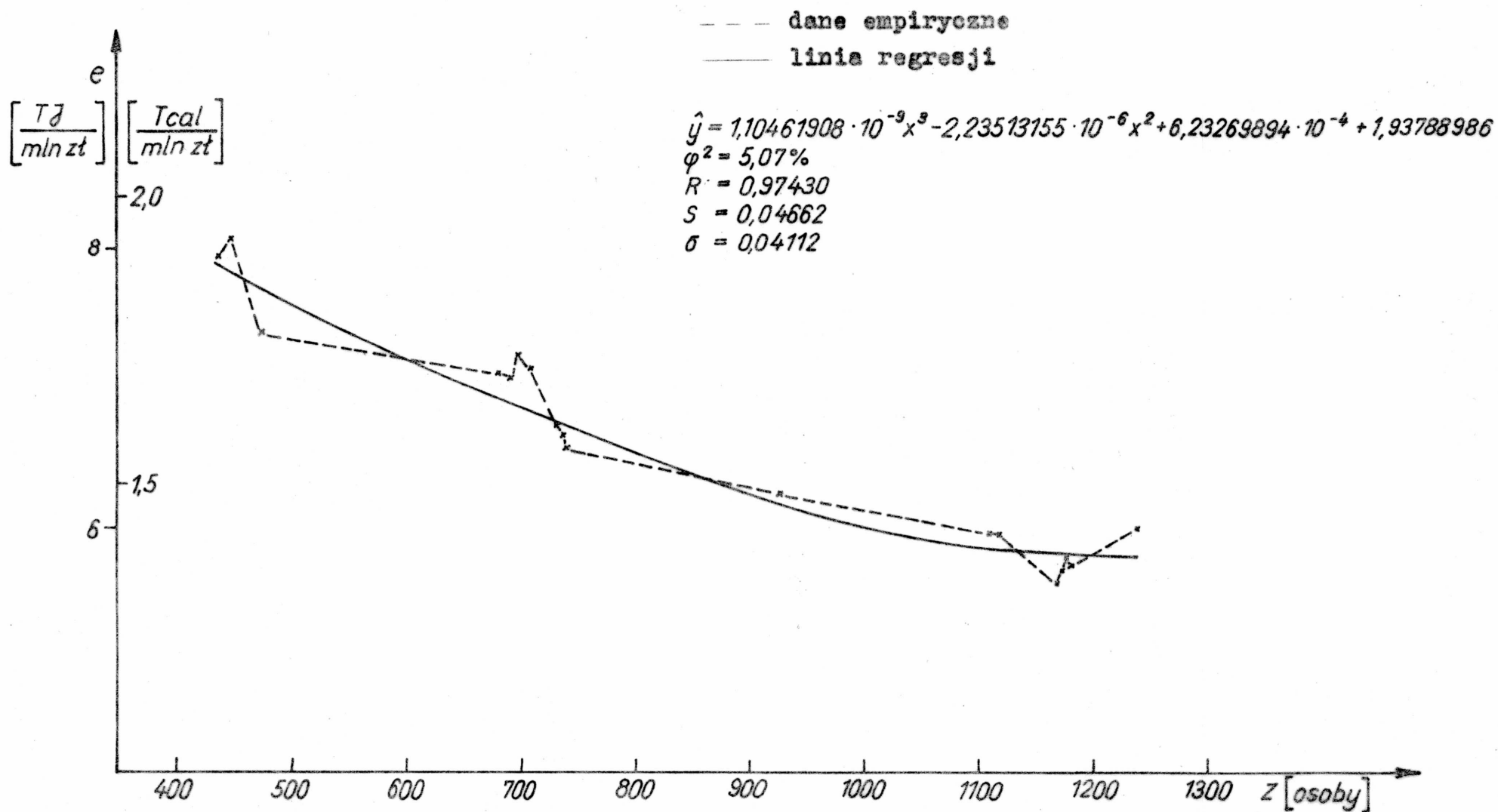
Rys. 7.15. Zależność wskaźnika energochłonności od liczby zatrudnionych ogółem w przedsiębiorstwie nr 4 (Jeleniogórskie Kopalnie Surowców Mineralnych - przemysł materiałów budowlanych) w latach 1960-1977



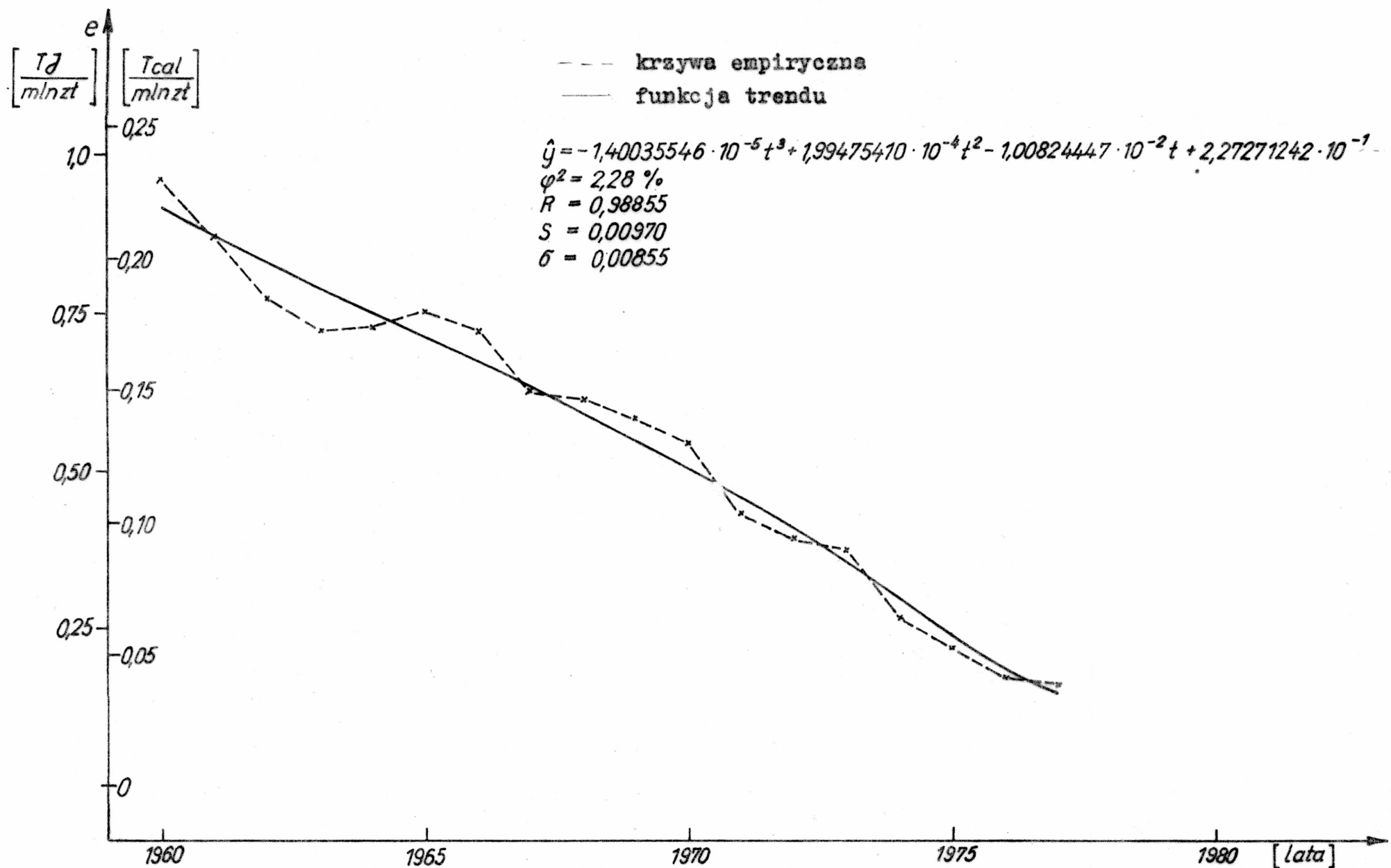
Rys. 7.16. Tendencja wskaźnika energochłonności w przedsiębiorstwie nr 29. (Prefabet - przemysł materiałów budowlanych) w latach 1960-1977



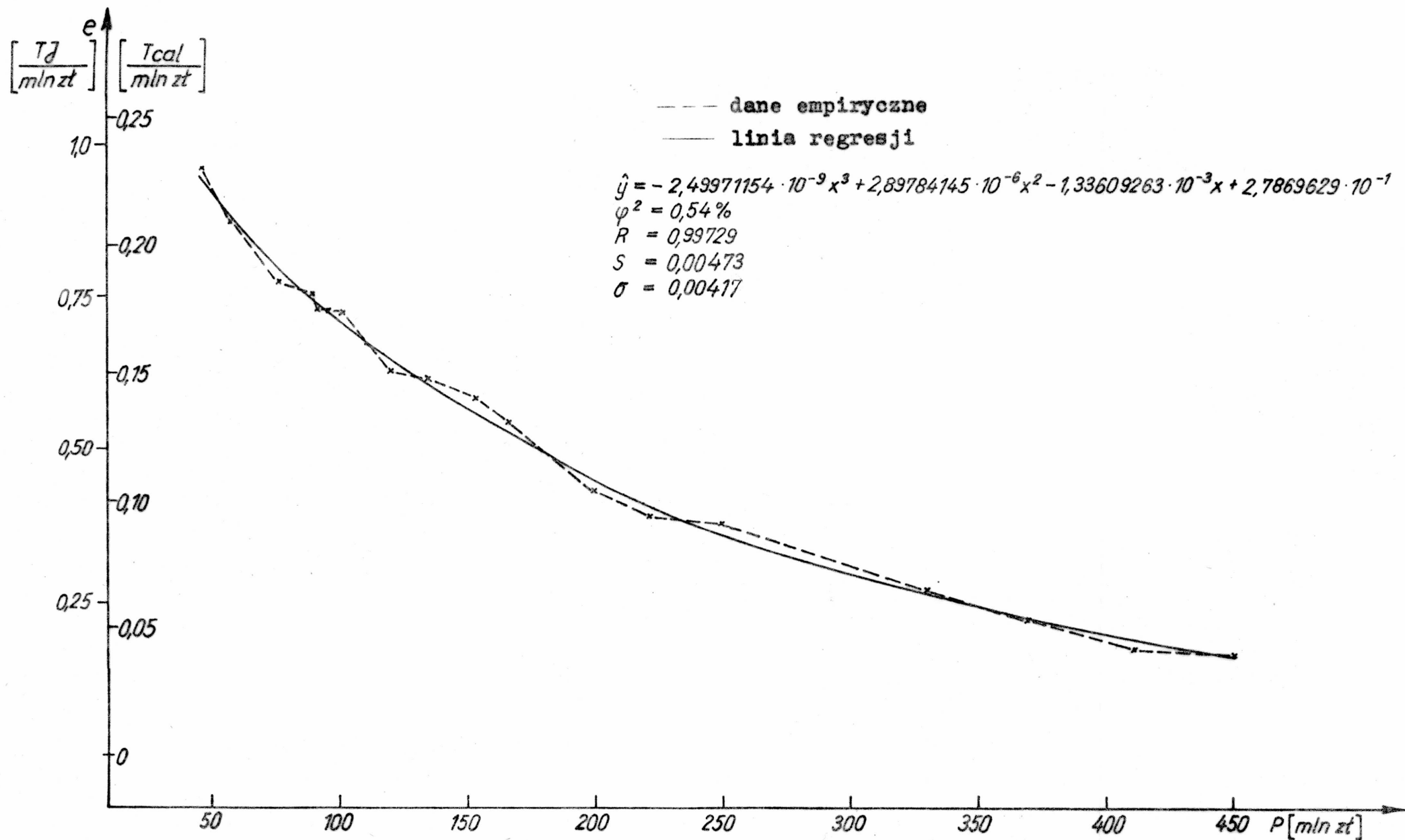
Rys.7.17. Zależność wskaźnika energochłonności od produkcji globalnej w przedsiębiorstwie nr 29 (Prefabet - przemysł materiałów budowlanych) w latach 1960-1977



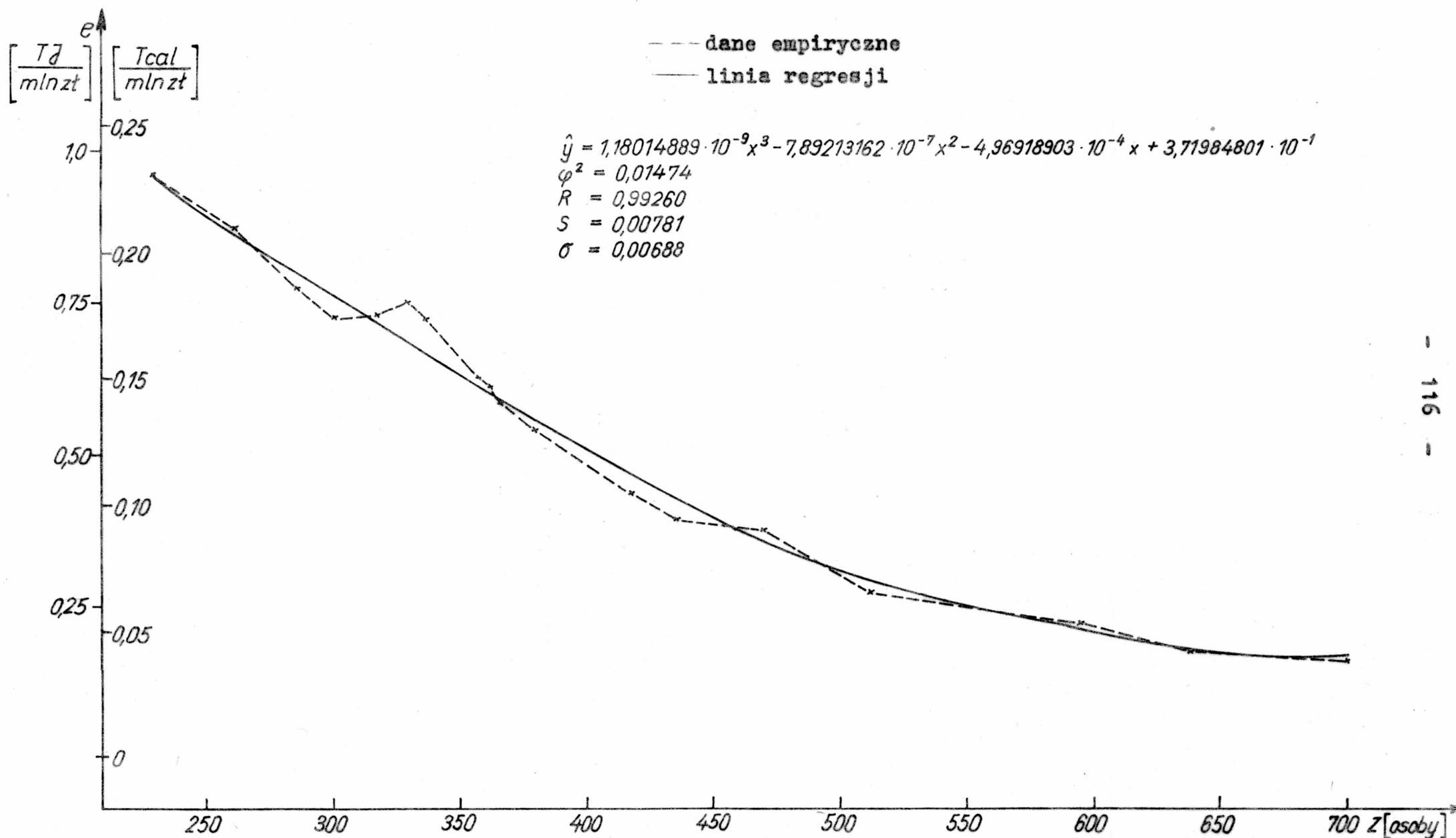
Rys. 7.18. Zależność wskaźnika energochłonności od liczby zatrudnionych ogółem w przedsiębiorstwie nr 29 (Prefabet - przemysł materiałów budowlanych) w latach 1960-1977



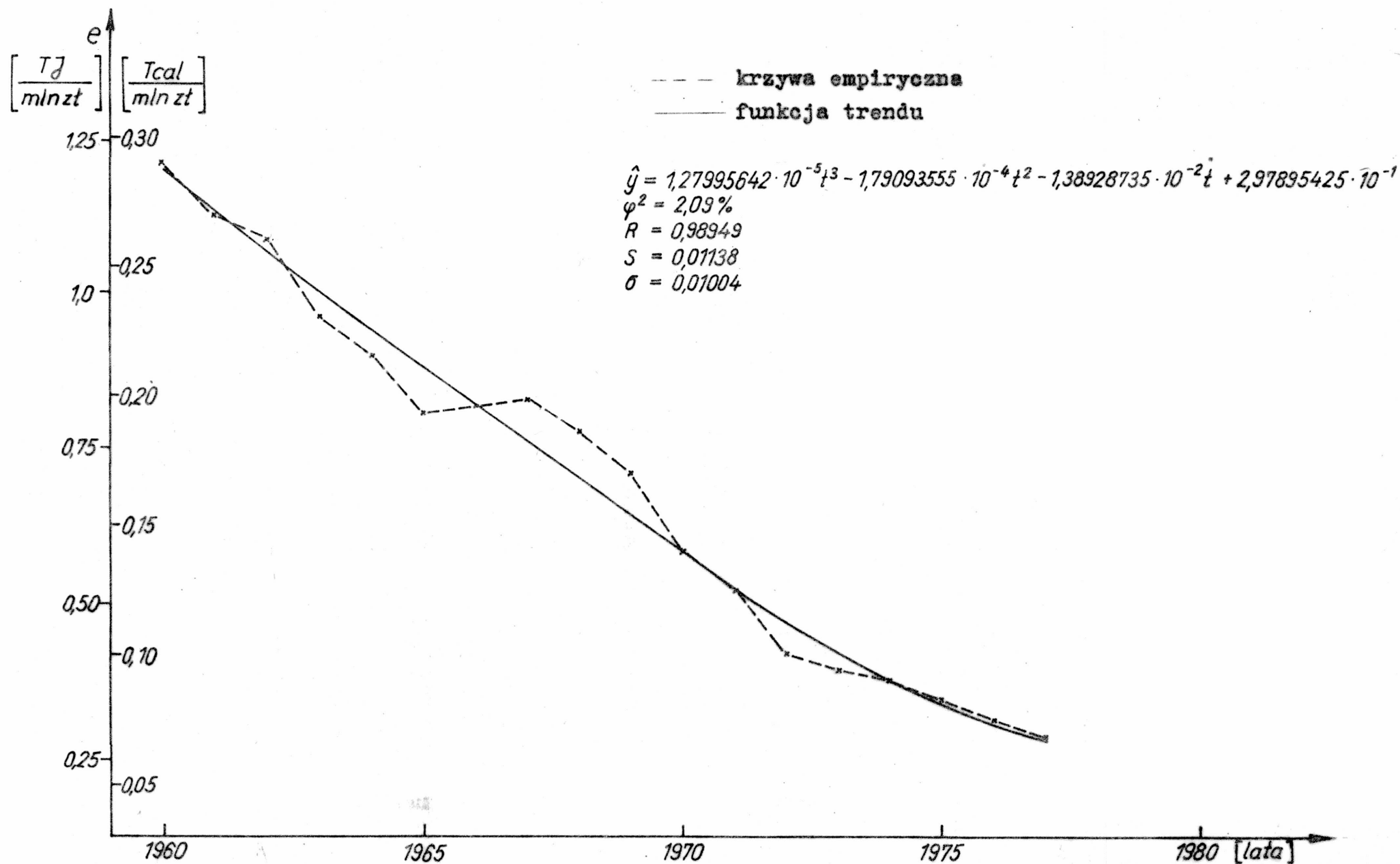
Rys. 7.19. Tendencja wskaźnika energochłonności w przedsiębiorstwie nr 13 (Jodłownik - przemysł maszynowy) w latach 1960-1977



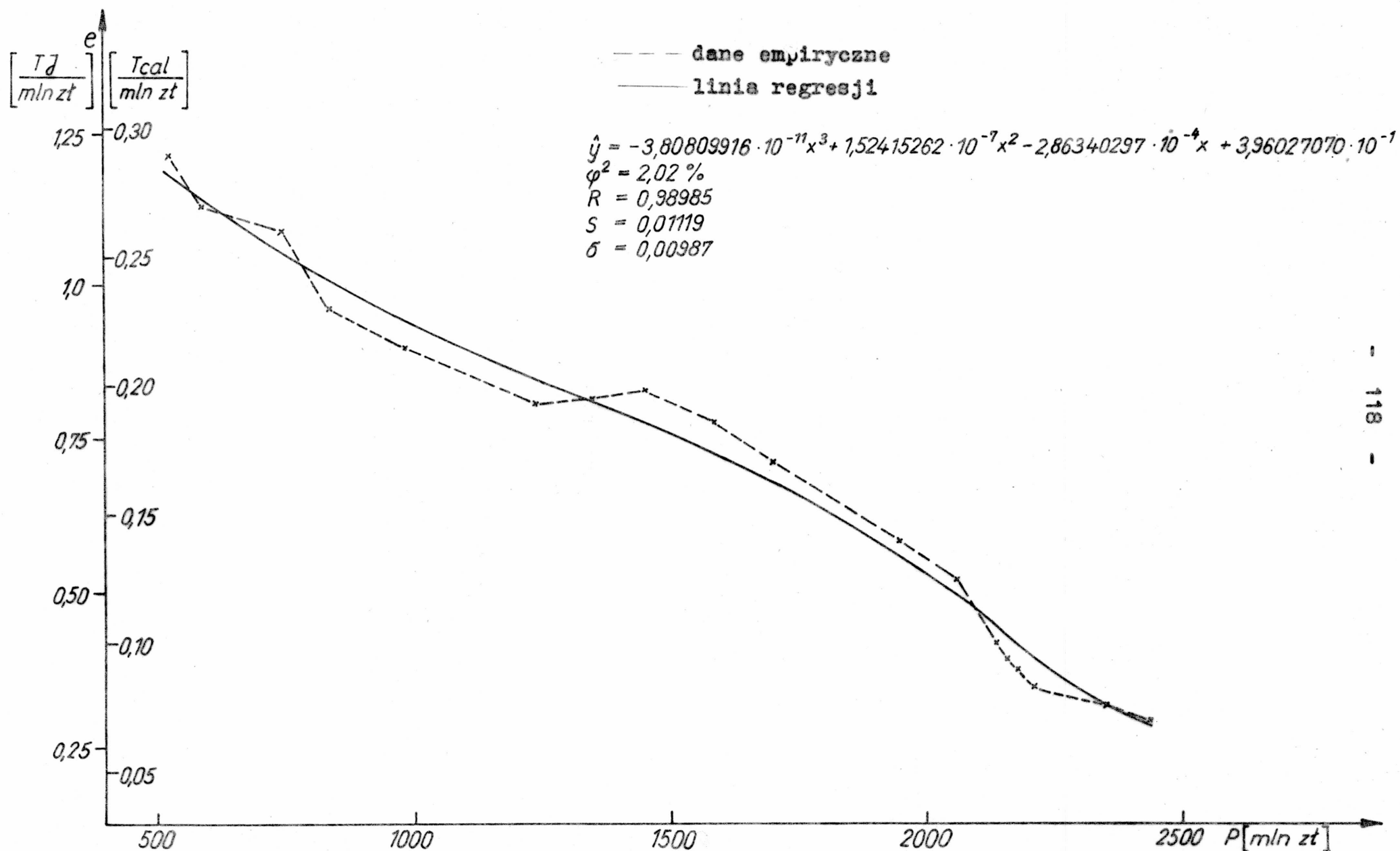
Rys. 7.20. Zależność wskaźnika energochłonności od produkcji globalnej w przedsiębiorstwie nr 13
 (Jodłownik - przemysł maszynowy) w latach 1960-1977



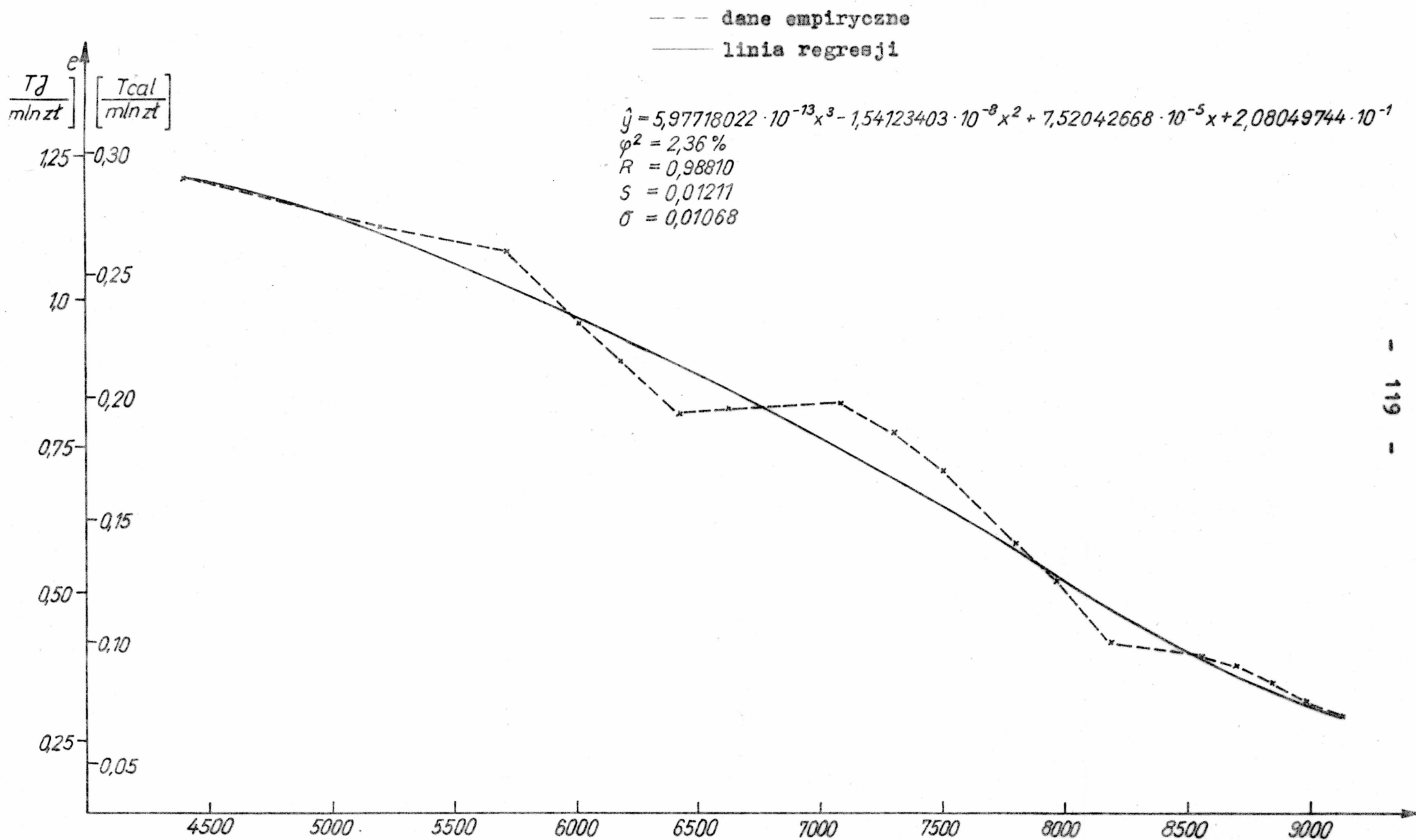
Rys. 7.21. Zależność wskaźnika energochłonności od liczby zatrudnionych ogółem w przedsiębiorstwie nr 13
 (Jodłownik - przemysł maszynowy) w latach 1960-1977



Rys. 7.22. Tendencja wskaźnika energochłonności w przedsiębiorstwie nr 31 (Hydral - przemysł maszynowy) w latach 1960-1977

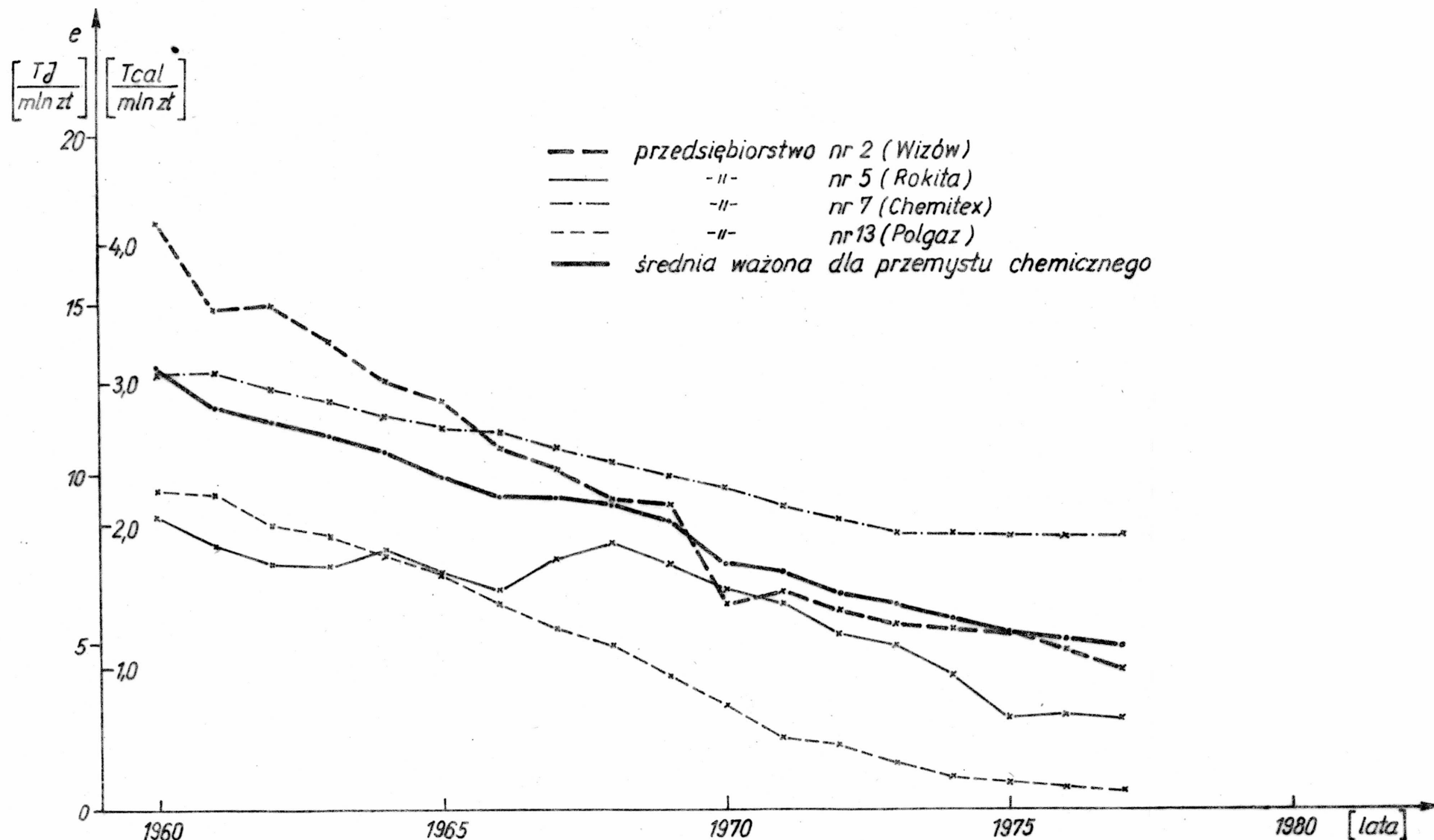


Rys. 7.23. Zależność wskaźnika energochłonności od produkcji globalnej w przedsiębiorstwie nr 31
 (Hydral - przemysł maszynowy) w latach 1960-1977

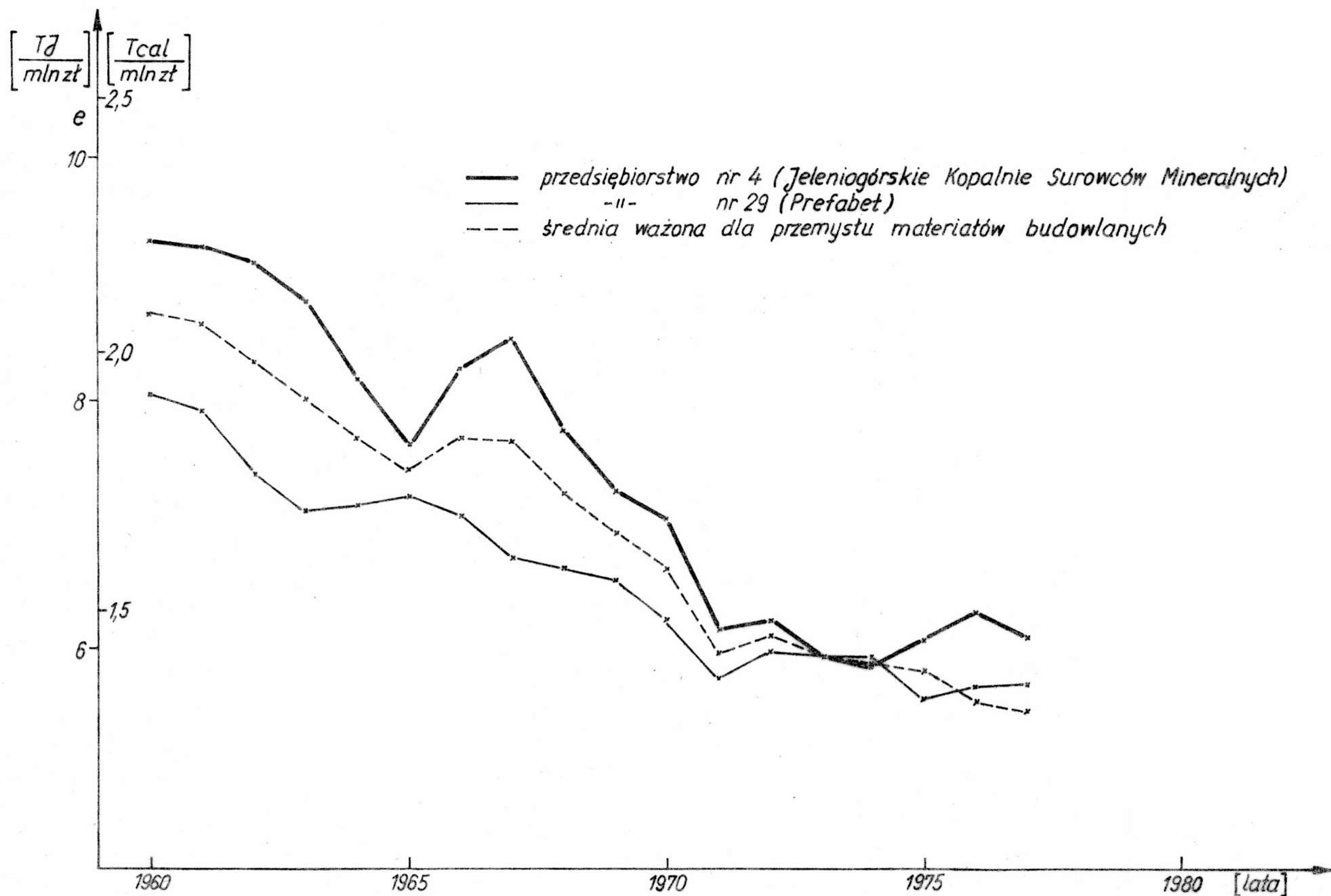


Rys. 7.24. Zależność wskaźnika energochłonności od liczby zatrudnionych ogółem w przedsiębiorstwie nr 31 (Hydral - przemysł maszynowy) w latach 1960-1977

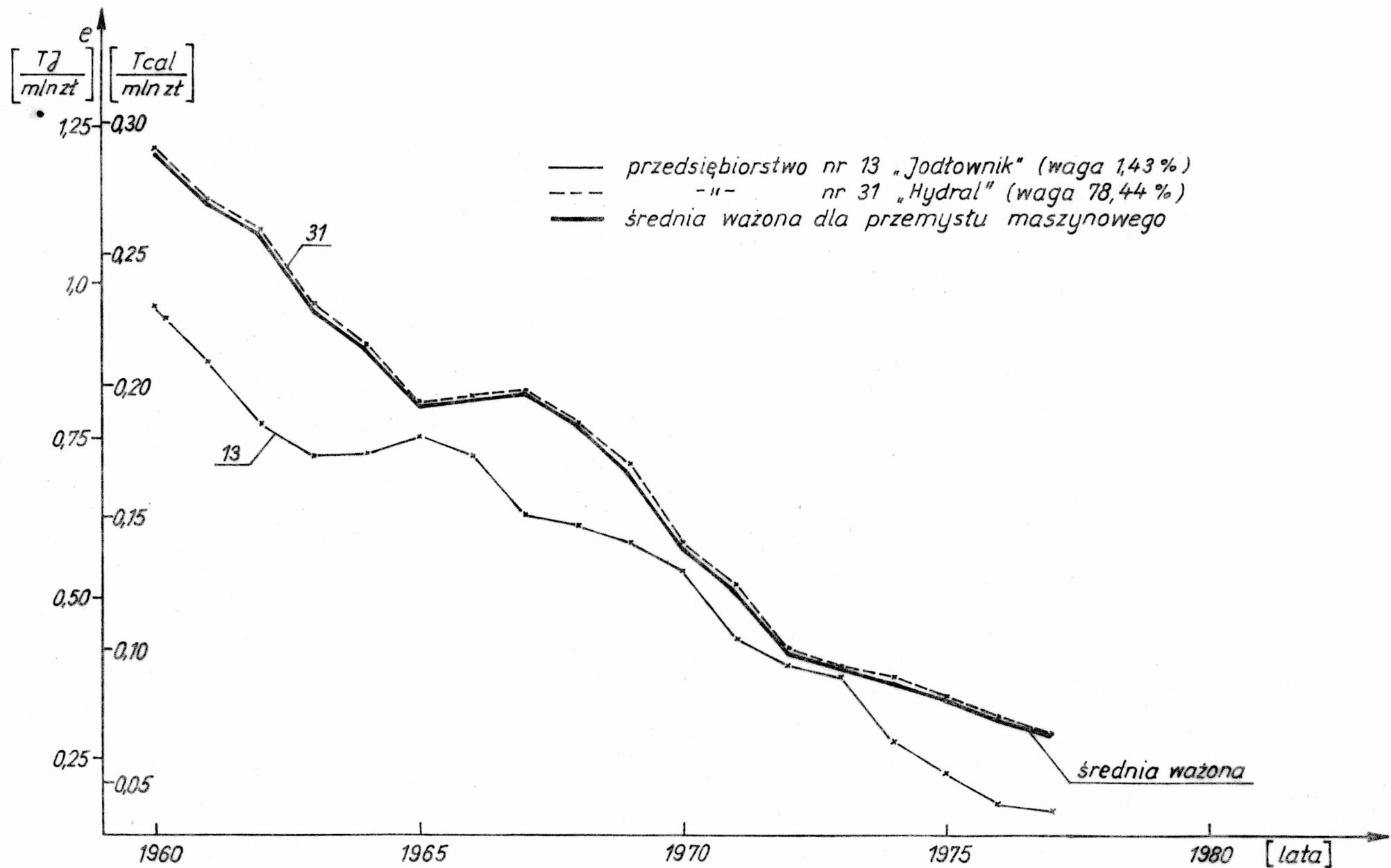
Z [osoby]



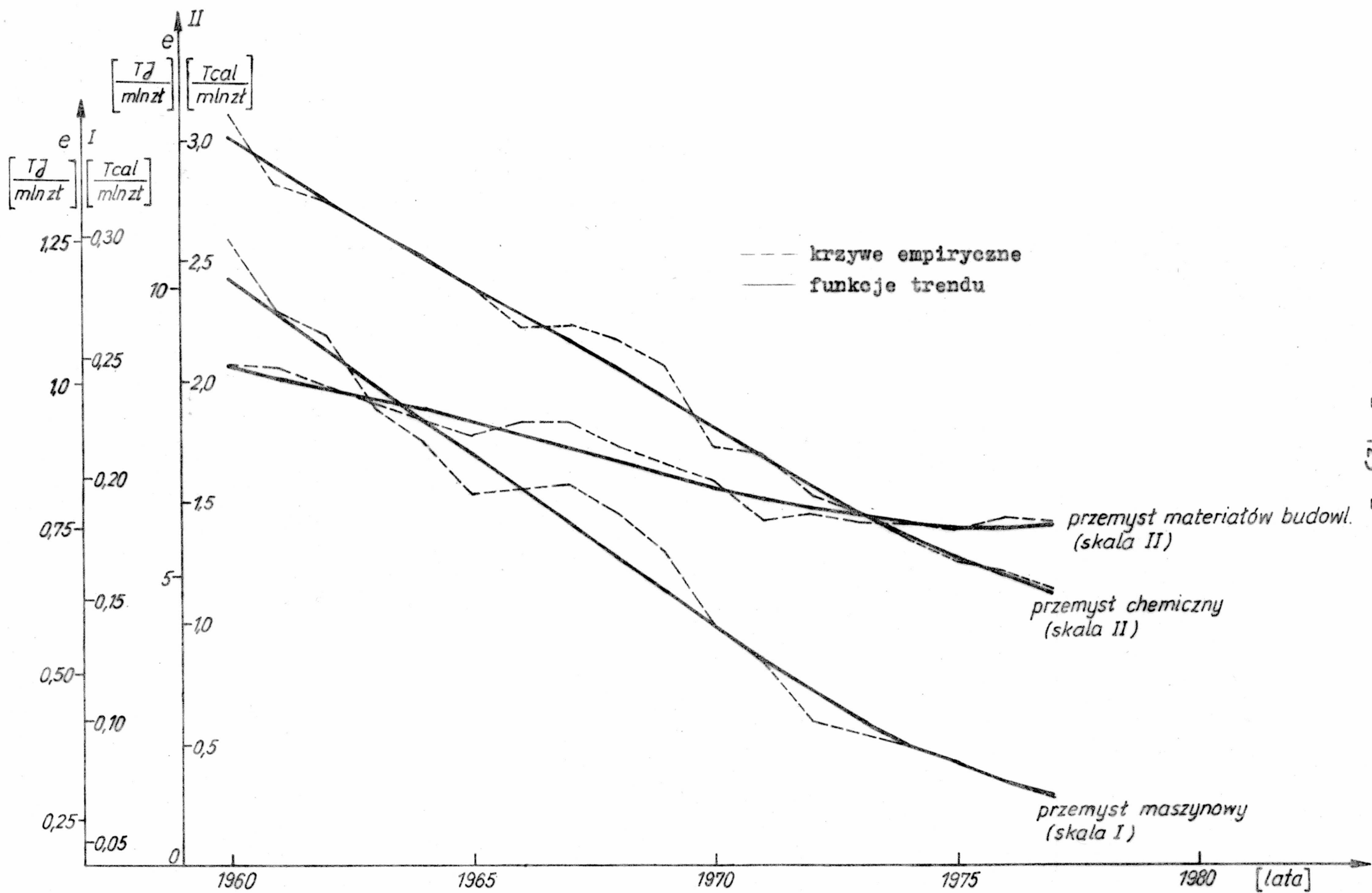
Rys. 7.25 Tendencje wskaźnika energochłonności w przemyśle chemicznym na Dolnym Śląsku w latach 1960-1977



Rys. 7.26. Tendencje wskaźnika energochłonności w przemyśle materiałów budowlanych na Dolnym Śląsku w latach 1960-1977



Rys. 7.27. Tendencje ^{wskaznika} energochłonności w przemyśle maszynowym na Dolnym Śląsku w latach 1960-1977



Rys. 7.28. Tendencje wskaźnika energochłonności w przemyśle chemicznym, materiałów budowlanych i maszynowym na Dolnym Śląsku

Tablica 7.1

Wyniki aproksymacji zależności $e = f(t)$

Funkcja aproksymująca Wielkości charakteryst. model	Przemysł chemiczny				
	$y_t = a_1 t + a_0$	$y_t = a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	$y_t = a_3 t^3 + a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	$y = a_1 \frac{1}{t} + a_0$	$y = a \cdot b^t$
Wartości współczynników a_i	$a_1 = -1,14599587 \cdot 10^{-1}$ $a_0 = 3,10408497$	$a_2 = 9,61816308 \cdot 10^{-4}$ $a_1 = -1,32874097 \cdot 10^{-1}$ $a_0 = 3,1650$	$a_3 = 1,06209151 \cdot 10^{-4}$ $a_2 = -2,06514437 \cdot 10^{-3}$ $a_1 = -1,09242561 \cdot 10^{-1}$ $a_0 = 3,12262255$	$a_1 = 1,99880403$ $a_0 = 1,62727577$	$a = 3,38078$ $b = 0,94235$
Wartości statystyki V_i	$V_1 = 34,05936$ $V_0 = 85,22852$	$V_2 = 1,35428$ $V_1 = 9,56834$ $V_0 = 55,23043$	$V_3 = 0,66019$ $V_2 = 0,44490$ $V_1 = 2,83803$ $V_0 = 35,97896$	$V_1 = 4,55858$ $V_0 = 12,48350$	$V_a = 28,88058$ $V_b = 54,73474$
Współcz. korel. R	0,99317	0,99392	0,99410	0,75166	0,99054
Współcz. zbież. φ^2	0,01360	0,01212	0,01176	0,43501	0,02324
Standardowy błąd oceny S	0,07406	0,07220	0,07360	0,41879	0,01965
Średn. odch. kw. δ	0,06983	0,06591	0,06491	0,39484	0,09127
Stopień regresji u_w [%]	3,96857	3,43437	3,14588	24,10733	4,17103
Współcz. korel. reszt modelu i czasu r	$ r < 0,00001$	$ r < 0,00001$	$ r < 0,00001$	-0,67852	$ r < 0,00001$
Wartości stat.d	1,42298	1,51301	1,58386	0,26145	0,82099
Współcz. autokorel.	0,15680	0,18688	0,13551	0,85351	0,58556

Tablica 7.2

Wyniki aproksymacji zależności $e = f(t)$

Funkcja aproksymująca Wielkości charakteryst. model	Przemysł materiałów budowlanych				
	$y_t = a_1 t + a_0$	$y_t = a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	$y_t = a_3 t^3 + a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	$y = a_1 \frac{1}{t} + a_0$	$y = a \cdot b^t$
Wartości współczynników a_i	$a_1 = -4,44437565 \cdot 10^{-2}$ $a_0 = 2,09743791$	$a_2 = 1,23890609 \cdot 10^{-3}$ $a_1 = -6,79829722 \cdot 10^{-2}$ $a_0 = 2,17590196$	$a_3 = 2,60635250 \cdot 10^{-4}$ $a_2 = -6,18919840 \cdot 10^{-3}$ $a_1 = -9,99162906 \cdot 10^{-3}$ $a_0 = 2,07190850$	$a_1 = 7,84293991 \cdot 10^{-1}$ $a_0 = 1,52293376$	$a = 2,13226$ $b = 0,97389$
Wartości statystyki V_i	$V_1 = 14,74232$ $V_0 = 64,27499$	$V_2 = 2,08789$ $V_1 = 5,85933$ $V_0 = 45,44598$	$V_3 = 2,22052$ $V_2 = 1,82752$ $V_1 = 0,35577$ $V_0 = 32,72002$	$V_1 = 4,38781$ $V_0 = 28,65929$	$V_a = 14,7078$ $V_b = 38,8823$
Współcz. korel. R	0,96511	0,97307	0,98016	0,73901	0,96495
Współcz. zbież. φ^2	0,06857	0,05313	0,03929	0,45386	0,05807
Standardowy błąd oceny S	0,06636	0,06033	0,05370	0,17072	0,01720
Śred. odch. kw. σ	0,06256	0,05507	0,04736	0,16096	0,05757
Stopień regresji u_w [%]	4,15401	3,48607	2,83317	9,72949	3,76220
Współcz. korel. reszt modelu i czasu r	$ r < 0,00001$	$ r < 0,00001$	$ r < 0,00001$	-0,63632	$ r < 0,0000$
Wartości stat.d	0,74418	0,89559	1,12950	0,42556	0,80322
Współcz. autokorel.	0,59302	0,53558	0,43184	0,76828	0,56777

Tablica 7.3

Wyniki aproksymacji zależności $e = f(t)$

Funkcja aprok- sujająca kości cha- rakteryz.model	Przemysł maszynowy				
	$y_t = a_1 t + a_0$	$y_t = a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	$y_t = a_3 t^3 + a_2 t^2 + a_1 t + a_0$	$y_t = a_1 \frac{1}{t} + a_0$	$y_t = a \cdot b^t$
Wartości współ- czynników a_i	$a_1 = -1,31771930 \cdot 10^{-2}$ $a_0 = 2,90200 \cdot 10^{-1}$	$a_2 = 1,82410991 \cdot 10^{-4}$ $a_1 = -1,66430018 \cdot 10^{-2}$ $a_0 = 3,01752696 \cdot 10^{-1}$	$a_3 = 1,33513931 \cdot 10^{-5}$ $a_2 = -1,98103703 \cdot 10^{-4}$ $a_1 = -1,36723168 \cdot 10^{-2}$ $a_0 = 2,96425490 \cdot 10^{-1}$	$a_1 = 2,32020156 \cdot 10^{-1}$ $a_0 = 1,19964693 \cdot 10^{-1}$	$a = 0,34185$ $b = 0,91661$
Wartości sta- tystyki V_i	$V_1 = 24,99802$ $V_0 = 50,86020$	$V_2 = 1,68819$ $V_1 = 7,87738$ $V_0 = 34,61064$	$V_3 = 0,54281$ $V_2 = 0,27914$ $V_1 = 2,32319$ $V_0 = 22,33895$	$V_1 = 4,59755$ $V_0 = 7,99595$	$V_a = 21,77370$ $V_b = 24,79626$
Współcz.korel.R	0,98744	0,98945	0,98967	0,75443	0,98354
Współcz.zbież. φ^2	0,02496	0,02098	0,02055	0,43083	0,04480
Standardowy błąd oceny S	0,01160	0,01099	0,01125	0,04820	0,03823
Śred.odch.kw. σ	0,01094	0,01003	0,00992	0,04544	0,01465
Stopień re- gresji u_w [%]	9,26947	7,16226	4,50850	40,61523	7,97950
Współcz.korel. reszt modelu i czasu r	$ r < 0,00001$	$ r < 0,00001$	$ r < 0,00001$	-0,67006	$ r < 0,00001$
Wartości stat.d	0,69758	0,76083	0,77323	0,33019	0,43617
Współcz.autokorel.	0,61757	0,61265	0,60619	0,81466	0,77462

Okazuje się, że tutaj również uzyskano najlepsze wyniki dla funkcji aproksymującej stopnia trzeciego. Tendencje malejące energochłonności zaobserwowano we wszystkich badanych gałęziach, przy czym najbardziej energochłonnym okazał się przemysł chemiczny (średnia energochłonność wynosi 8,4 TJ/mln zł), w następnej kolejności pozostają przemysł materiałów budowlanych (7,0 TJ/mln zł) i przemysł maszynowy (0,7 TJ/mln zł).

Z przeprowadzonej analizy energochłonności w wybranych zakładach przemysłowych widać tendencję malejącą tego wskaźnika, przy systematycznym wzroście produkcji globalnej. Nieregularne odchylenia wartości wskaźników energochłonności w badanych gałęziach można wyjaśnić poprzez analizę źródłowych materiałów statystycznych w niektórych zakładach przemysłowych.

Ostatecznie, równania trendów energochłonności dla poszczególnych gałęzi przedstawiają się następująco w (4,1868·TJ/mln zł) :

- dla przemysłu chemicznego

$$\hat{y} = 1,06209151 \cdot 10^{-4} t^3 - 2,06514437 \cdot 10^{-3} t^2 - 1,09242561 \cdot 10^{-1} t + 3,12262255,$$

- dla przemysłu materiałów budowlanych

$$\hat{y} = 2,60635250 \cdot 10^{-4} t^3 - 6,18919840 \cdot 10^{-3} t^2 - 9,99162906 \cdot 10^{-3} t + 2,07190850,$$

- dla przemysłu maszynowego

$$\hat{y} = 1,33513931 \cdot 10^{-5} t^3 - 1,98103703 \cdot 10^{-4} t^2 - 1,36723168 \cdot 10^{-2} t + 0,296425490.$$

Wartości zagregowanych wskaźników energochłonności poszczególnych gałęzi przemysłu w rozpatrywanym okresie czasu determinowane były poziomem technicznym produkcji oraz strukturą produkcji. Niemalą rolę odgrywał tu też szeroko pojęty poziom organizacji produkcji w skali poszczególnych zakładów przemysłowych i całej gałęzi.

Z innych czynników należy wymienić strukturę zużycia paliw i energii, a zwłaszcza udział poszczególnych nośników energetycznych w ogólnym bilansie paliwowo-energetycznym.

Po bliższym i wnikliwym zapoznaniu się z gospodarką paliwowo-energetyczną w badanych zakładach przemysłowych, można stwierdzić, że wpływ wymienionych powyżej czynników na zmiany energochłonności produkcji przemysłowej objawia się po pewnym czasie, jednak z niejednakową siłą w poszczególnych zakładach i gałęziach przemysłu.

7.4. Makroregion w krajowym bilansie paliwowo-energetycznym

Z położenia makroregionu dolnośląskiego i jego zasobów mineralnych (węgiel kamienny i brunatny, ruda miedzi, surowce kaolinowe, skałen, kwarc żyłowy, łupki ogniotrwałe, surowce skalne, budowlane i drogowe, złoża kruszywa budowlanego, niewielkie zasoby niklu, barytu i magnezytu) wynika jego rola i znaczenie w gospodarce kraju.

Do najbardziej rozwiniętych gałęzi przemysłu zaliczyć można: górnictwo węgla kamiennego i brunatnego, przemysł chemiczny, przemysł metali nieżelaznych (miedź), przemysł materiałów budowlanych, przemysł maszynowy, przemysł papierniczy, przemysł włókienniczy, przemysł szklarski i ceramiczny.

Globalna wartość produkcji przemysłowej w makroregionie dolnośląskim w stosunku do produkcji przemysłowej całego kraju wyniosła w 1975 roku ok. 15%. Natomiast zużycie nośników energetycznych do produkcji przemysłowej wynosiło $110 \cdot 10^3$ TJ, co stanowiło 40% ogólnego zużycia nośników energetycznych przez makroregion.

Dla porównania przytoczono orientacyjne dane odnoszące się do kraju i Dolnego Śląska dla roku 1975.

Tablica 7.4

Zużycie bezpośrednie (końcowe) paliw i energii

Wyszczególnienie	10 ³ .TJ	%
Kraj ogółem	3303,8	100
- przemysł	1748,4	53
Dolny Śląsk ogółem	282,3	100
- przemysł	110,0	40
Kraj ogółem	3303,8	100
- Dolny Śląsk ogółem	282,3	8,5
Przemysł krajowy	1748,4	100
- przemysł dolnośląski	110,0	6,3

Tablica 7.5

Struktura zużycia bezpośredniego energii w przemyśle wg
gałęzi

Wyszczególnienie	Jed- nostka	Przemysł chemiczny	Przemysł mater. budowl.	Przemysł maszynowy
Polska	10 ³ TJ	322,4	208,5	45,6
Udział w zużyciu krajowym	%	18,4	11,9	2,6
Dolny Śląsk	10 ³ TJ	13,5	10,5	8,3
Udział w zużyciu makroregionu	%	12,3	9,5	7,5

Tablica 7.6

Wartości produkcji globalnej w mln zł w przemyśle uspo-
łecznionym (w cenach porównawczych z 1971 r.)

Wyszczególnienie	Przemysł chemiczny	Przemysł mater.bud.	Przemysł maszynowy
Dolny Śląsk	13780	9500	56000
Udział w wartości produkcji kraju [%]	8,1	14,2	10,4

Tablica 7.7

Zatrudnienie w osobach w przemyśle społecznym
(bez central i zjednoczeń)

Wyszczególnienie	Przemysł chemiczny	Przemysł materiał. budowlan.	Przemysł maszynowy
Dolny Śląsk	24200	45200	144600
Udział w zatrudnieniu krajowym [%]	7,6	15,4	9,6

Wzrost zużycia energii i poziom energochłonności kraju czy makroregionu zależy od możliwości zaspokojenia potrzeb energetycznych. W badanym okresie nastąpiły istotne zmiany w rozwoju przemysłu energowydobywczego, polegające przede wszystkim na koncentracji mocy produkcyjnej i centralizacji wytwarzania.

Ogólny poziom energochłonności przemysłu Dolnego Śląska jest wypadkową poziomów występujących w poszczególnych jego gałęziach. Stąd też w analizie poziomu energochłonności posługiwano się wskaźnikami energochłonności dla wybranych reprezentatywnych zakładów przemysłowych.

Na podstawie danych literaturowych i wyników uzyskanych metodą reprezentacyjną można dokonać porównania wskaźników energochłonności dla badanych gałęzi w makroregionie z odpowiednimi wartościami w skali kraju.

Dane zawarte w tablicy 7.8, upoważniają do stwierdzenia, że w porównaniu z odpowiednimi wartościami dla kraju, wskaźnik energochłonności obliczony metodą reprezentacyjną jest w przemyśle chemicznym średnio wyższy ponad 2-krotnie i zbliżony do poziomu krajowego w przemyśle materiałów budowlanych (1,09) oraz w przemyśle maszynowym (1,06). Wyższe wartości wskaźnika e uzyskane w przemyśle chemicznym są spowodowane specyfiką produkcji,

niską modernizacją, przestarzałymi urządzeniami i strukturą asortymentową w tym przemyśle.

Tablica 7.8

Wskaźniki energochłonności

Gałąź przemysłu	1960		1965		1970		1975	
	Polska	Dolny Śląsk	Pol-ska	Dolny Śląsk	Pol-ska	Dolny Śląsk	Pol-ska	Dolny Śląsk
Przemysł chemiczny	a) 1,21	3,12	0,90	2,38	0,70	1,74	0,60	1,25
	b) 5,07	12,06	3,77	9,96	2,93	7,28	2,51	5,23
Przemysł mater. budowlanych	a) 1,85	2,08	1,60	1,77	1,50	1,59	1,28	1,39
	b) 7,74	8,71	6,70	7,41	6,28	6,66	5,36	5,40
Przemysł maszynowy	a) 0,22	0,29	0,17	0,19	0,13	0,14	0,11	0,08
	b) 0,92	1,21	0,71	0,79	0,54	0,59	0,46	0,33

a) w Tcal/mln zł,

b) w TJ/mln zł.

Stosunkowo wysoka zbieżność wyników dla badanych gałęzi przemysłu świadczy korzystnie o zastosowanej procedurze wyboru przedsiębiorstw - reprezentantów.

Dla dokonania pełniejszej analizy uzyskanych wyników obliczono miary zmian dynamicznych wskaźnika energochłonności (przyrost względny rozpiętości krańcowych wartości do wartości początkowej i relacji krańcowych wartości w skali kraju i badanego makroregionu w okresach pięcioletnich 1960-1965, 1965-1970, 1970-1975 oraz dla całego okresu 1960-1975 (tablica 7.9).

Również i ta analiza wykazuje dużą zbieżność wyników dla kraju i makroregionu.

Tablica 7.9

Dynamika zmian wskaźnika energochłonności w
okresie 1960-1975

Gałąź przemysłu		1960-1965		1965-1970		1970-1975		1960-1975	
		$\frac{y_1-y_0}{y_0}$	$\frac{y_1}{y_0}$	$\frac{y_1-y_0}{y_0}$	$\frac{y_1}{y_0}$	$\frac{y_1-y_0}{y_0}$	$\frac{y_1}{y_0}$	$\frac{y_1-y_0}{y_0}$	$\frac{y_1}{y_0}$
Przemysł chemiczny	Polska	-0,26	0,74	-0,22	0,78	-0,14	0,86	-0,50	0,49
	Dolny Śląsk	-0,24	0,76	-0,27	0,73	-0,28	0,72	-0,60	0,40
Przemysł mater. budowlanych	Polska	-0,13	0,86	-0,06	0,94	-0,15	0,85	-0,31	0,69
	Dolny Śląsk	-0,15	0,85	-0,10	0,90	-0,12	0,87	-0,33	0,67
Przemysł maszyn	Polska	-0,23	0,77	-0,23	0,76	-0,15	0,85	-0,50	0,50
	Dolny Śląsk	-0,34	0,65	-0,26	0,74	-0,43	0,57	-0,21	0,27

Poziom energochłonności przemysłu makroregionu V_e można określić przy pomocy względnej miary dyspersji, zbudowanej na zasadzie porównania przeciętnych energochłonności gałęziowych ze średnią krajową energochłonnością

$$V_e = \frac{\sqrt{\sum_{l=1}^m (e_l - \bar{e})^2 \frac{f_l}{n}}}{\bar{e}} \quad (7.1)$$

gdzie:

e_l - wartość wskaźnika energochłonności w l-tej gałęzi w makroregionie,

$\bar{e}$ - wartość wskaźnika energochłonności w przemyśle w kraju,

f_l - waga (np. liczba zatrudnionych) w l-tej gałęzi w makroregionie,

$n = \sum f_l$ - suma wag gałęziowych,

lub też można określić przeciętny poziom energochłonności V_{el} (tablica 7.10) każdej gałęzi przemysłowej w makroregionie w stosunku do odpowiedniej średniej krajowej

$$V_{e_1} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{e_{1_i} - \bar{e}_{1_i}}{\bar{e}_{1_i}}, \quad (7.2)$$

gdzie:

e_{1_i} - wskaźnik energochłonności 1-tej gałęzi w makroregionie w roku i-tym,

$\bar{e}_{1_i}$ - przeciętny wskaźnik energochłonności 1-tej gałęzi w kraju w roku i-tym,

n - liczba rozpatrywanych okresów.

Tablica 7.10

Przeciętny poziom energochłonności badanych
gałęzi w makroregionie dolnośląskim w okresie
1960-1977

Gałąź przemysłu	V_e
Przemysł chemiczny	1,448
Przemysł mater. budowl.	0,094
Przemysł maszynowy	0,060

Obserwacja i analiza dotychczasowego przebiegu procesu użytkowania nośników energetycznych w makroregionie daje przesłanki do wnioskowania o jego kształtowaniu się w przyszłości, a potrzeby praktyki gospodarczej skłaniają do opracowania prognoz stanu i zmienności tego procesu z uwzględnieniem horyzontu czasowego. Dla badanych gałęzi wyznaczono horyzont prognozy, który wynosi dla przemysłu chemicznego 5 lat, dla przemysłu materiałów budowlanych 2 lata i dla przemysłu maszynowego 4 lata.

Pełna realizacja związanych z tym zadań przekroczyłaby ramy niniejszej rozprawy, toteż ograniczono się jedynie do zarysowania

podstaw wspomnianych prognoz (p. 6), których bazę stanowią stwierdzone w przeszłości tendencje rozwojowe oraz przewidywane przeobrażenia w sferze produkcyjnej przemysłu i możliwości pokrycia zapotrzebowania na nośniki energetyczne.

Jest nieomal pewny dalszy wzrost zużycia energii, natomiast w sferze przewidywań o różnym stopniu słuszności dla dowolnego horyzontu czasowego pozostają wszelkie liczbowe oceny poziomu, tempa i struktury zużycia nośników energetycznych oraz stopnia energochłonności makroregionu i kraju, gdyż zagadnienie to zależy od bardzo wielu często niewymiernych czynników.

8. PODSUMOWANIE

Celem pracy jest stworzenie metodologicznych podstaw oceny tendencji użytkowania energii w przemyśle w pewnym obszarze z wykorzystaniem określonych procedur formalnych, a mianowicie:

- wyłonienie reprezentantów gałęzi,
- identyfikacja energetyczna reprezentantów,
- konstrukcja wskaźników agregatowych.

Synteza historii procesów użytkowania energii umożliwia konstrukcję prognozy ekstrapolacyjnej, mającej cechy prognozy ostrzegawczej, mówiącej o tym jak będą kształtować się rozpatrywane zjawiska, o ile nie ulegną zmianie dotychczasowe tendencje.

W pracy przedstawiono sformalizowane podejście do problemu identyfikacji energetycznej przemysłu w podziale na gałęzie przy zastosowaniu metody reprezentacyjnej w skali makroregionu gospodarczego. Proces zapotrzebowania nośników energetycznych potraktowano jako proces stochastyczny. Do jego odwzorowania użyto wskaźnika energochłonności produkcji e wyrażającego ilość energii A (TJ) zużytej do produkcji P (mln zł).

Do czynników decydujących o przeciętnej energochłonności produkcji przemysłowej należą rozmiar samej produkcji, postęp techniczny i struktura produkcji.

Dla zbadania zależności wskaźnika energochłonności od wielkości ekonomicznych (produkcja, zatrudnienie, nakłady inwestycyjne) oraz określenia tendencji wykorzystano proste funkcje czasu i zależności regresyjne.

Dokonano estymacji współczynników modeli dla przedsiębiorstw - reprezentantów i po wstępnej weryfikacji wybrano modele najlepsze.

Wstępnie wyselekcjonowane modele dla przedsiębiorstw - reprezentantów służą do wyznaczenia modeli gałęziowych, które podlegają

ocenie w drugim etapie weryfikacji. Dodatkowo dla modeli gałęziowych wyznaczono horyzont prognozy.

Wyniki weryfikacji modeli i znajomość horyzontu prognozy dla modeli gałęziowych pozwalają na dokonanie oceny efektywności i przydatności zastosowanej procedury.

Za najbardziej istotne w pracy uznać można jej następujące cechy, stanowiące zarazem o jej oryginalności:

1. Zaproponowanie procedury na tyle sformalizowanej i uniwersalnej, że możliwe jest jej stosowanie dla różnych grup użytkowników energii i w dowolnym podziale terytorialnym.
2. Sprawdzenie poprawności procedury na podstawie bogatych danych rzeczywistych, pozwalające na statystyczną analizę wyników i ich interpretację.
3. Zapewnienie możliwości dogodnej identyfikacji elementów składowych wyróżnionej zbiorowości w dowolnym układzie terytorialnym i w dowolnym podziale rodzajowym, a następnie podanie sposobu identyfikacji całej zbiorowości.
4. Wykazanie skuteczności zaproponowanej metody, szczególnie w przypadku badania dużych zbiorowości.

Zastosowana metoda jest dogodnym narzędziem identyfikacji energetycznej przemysłu jako użytkownika energii.

WNIOSKI

1. Zaprezentowana w rozprawie metoda statystycznej identyfikacji energetycznej przemysłu poprzez zastosowanie procedury wyłonięcia reprezentantów jest na tyle uniwersalna, że nadaje się do adaptacji w dowolnym układzie terytorialnym i dla dowolnych grup użytkowników energii.
2. Metoda może być przydatna głównie ze względu na ominięcie dotychczas występującej bariery braku lub niepełnej informacji, szczególnie w przypadkach badania dużych zbiorowości.
3. Częstkowe wyniki badań dla reprezentantów stanowią podstawę do syntezy i pozwalają uwypuklić zidentyfikowane prawidłowości statystyczne dla całej gałęzi w badanym makroobszarze.
4. Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić, że przyjęta procedura badań i zastosowane metody statystyczne były precyzyjnym narzędziem analizy, gdyż prowadzą do jednoznacznych wniosków, trudnych lub wręcz niemożliwych do sformułowania w przypadku opisu zjawisk przy zastosowaniu tradycyjnych metod identyfikacji, a związki między badanymi wielkościami są ujęte krótkim opisem matematycznym, wynikającym z konstrukcji modelu.
5. Przeprowadzona analiza użytkowania energii przez przemysł, obejmująca okres blisko dwudziestolecia, wydaje się dostatecznie szczegółowa i upoważniająca do wyciągania obiektywnych wniosków, gdyż stwarza możliwości uchwycenia przemian, a także pozwala ocenić przeciętny poziom energochłonności badanych gałęzi.
6. Dokonane porównanie trendów energochłonności kilku gałęzi, wyznaczonych dla przedsiębiorstw - reprezentantów w skali makroregionu gospodarczego i na podstawie danych literaturowych dla kraju, wykazują duże podobieństwo i zbieżność uzyskanych wyników.

7. Wykazano przydatność stosowania metody reprezentacyjnej badania wskaźników energochłonności z wykorzystaniem technik ekonometrycznych.

Do wstępnego prognozowania zapotrzebowania energii przez gałęzie przemysłu proponuje się skorzystać z metod opierających się na estrapolacji trendów przy uwzględnieniu przewidywanych zmian w sferze produkcji i możliwości pokrycia tego zapotrzebowania. Horyzonty prognozy dla modeli przykładowych gałęzi wynoszą dla przemysłu chemicznego 5 lat, dla przemysłu materiałów budowlanych 2 lata i dla przemysłu maszynowego 4 lata.

8. Wydaje się celowe kontynuowanie w tym kierunku badań, a dalsze dociekania wykorzystujące zaproponowaną metodykę mogą przykładowo obejmować:

- analizę rozkładów przestrzennych użytkowania energii w obowiązującym podziale terytorialnym kraju i dla pozostałych użytkowników energii oraz konfrontację ustaleń z tendencjami ogólnokrajowymi,
- analizę wpływu zmian strukturalnych na energochłonność przemysłu wewnątrz gałęzi,
- zbadanie wpływu zmian struktury paliw i energii, dostarczanych przemysłowi, na przeciętną energochłonność,
- określenie skutków ekonomicznych, a przede wszystkim kosztów użytkowania paliw i energii.

SPIS LITERATURY

- [1] Allen R.G.D., Teoria makroekonomiczna, PWN, Warszawa 1975.
- [2] Analiza porównawcza gospodarki paliwowo-energetycznej poszczególnych makroregionów w latach 1980-90. Część I.
Synteza prognozy gospodarki paliwowo-energetycznej makroregionów, OBR GPE Zakład Programowania Rozwoju Gospodarki Energetycznej, Warszawa 1978.
- [3] Analiza porównawcza gospodarki paliwowo-energetycznej poszczególnych makroregionów w latach 1980-90. Część II.
Porównania perspektywicznych bilansów paliwowo-energetycznych makroregionów z krajowym bilansem paliwowo-energetycznym, OBR GPE Zakład Program. Rozwoju Gosp. Energet., Warszawa 1978.
- [4] Analiza porównawcza gospodarki paliwowo-energet. poszczególnych makroregionów w roku 1975. Część I. Materiały szczegółowe, OBR GPE Zakład Progr. Rozwoju Gospod. Energ., Warszawa 1977.
- [5] Analiza porównawcza gospodarki paliwowo-energet. poszczególnych makroregionów w roku 1975. Część II. Porównanie z bilansem krajowym, OBR GPE Zakład Progr. Roz. Gospo. Energ., Warszawa 1977.
- [6] Arkusze sprawozdawcze P2R i P-30, WUS Wrocław, Wałbrzych, Jelenia Góra, Legnica, 1965-1977.
- [7] Analiza wyników opracowań I części programów energetyzacji regionów i makroregionów kraju, OBR GPE Zakład Progr. Rozw. Gosp. Energ., Warszawa 1977.
- [8] Anderson T., Statističeskij analiz vremennych riadov, Izdatielstvo "Mir", Moskwa 1976.

- [9] Barczak A., Makromodele ekonometryczne a planowanie gospodarki narodowej, PWN, Warszawa 1976.
- [10] Barczak A., Ciepielewska B., Jakubczyk T., Pawłowski Z., Próba budowy prostych ekonometrycznych równań wzrostu na przykładzie gospodarki Polski, Ekonomista, 1964, nr 3.
- [11] Bartosiewicz S., Ekonometria, PWE, Warszawa 1976.
- [12] Białowas J., Machnicki M., Leksykon przemysłu Dolnego Śląska, Zarząd Wojewódzki Towarzystwa Rozwoju Ziemi Zachodnich, Wrocław 1969.
- [13] Bibrowski Z., Krochmaliski R., Metody cząstkowe prognozowania zapotrzebowania energii elektrycznej w przemyśle na okres 10-letni oraz obliczenia, Instytut Energetyki, Zakład Użytkowania Energii, Warszawa 1970.
- [14] Bielecki Cz., Ekonomika i planowanie rozwoju regionów, PWE, Warszawa 1974.
- [15] Bielecki J., Jurkiewicz B., Szymanowska Z., Zbiór zadań ze statystyki ogólnej i matematycznej, PWN, Warszawa 1975.
- [16] Bilanse energetyczne Polski. Materiały i Studia. Tom I, II, III, IV, Komitet Elektryfikacji Polski PAN, PWN, Warszawa 1961.
- [17] Bładowski S., Gospodarka energetyczna w Europie, PWE, Warszawa 1962.
- [18] Bogucki Z., Próba analizy bilansów energetycznych kraju na poziomie energii elektrycznej, GPiE, 1976, nr 11, s. 7-11.
- [19] Bojarski W., Podstawy metodyczne oceny efektywności w systemach energetycznych, Komitet Problemów Energetyki PAN, Ossolineum, Wrocław 1979.
- [20] Bojarski W., Cofała J., Model optymalizacji programu rozwoju krajowego systemu paliwowo-energetycznego, Instytut Podstawowych Problemów Techniki, Zakład Problemów Energetyki PAN, Warszawa 1978.

- [21] Bojarski W., Cofała J., Gospodarka energetyczna jako dyscyplina naukowa, Inst. Podst.Probl. Techniki PAN, Warszawa 1977.
- [22] Borsuk K., Geometria analityczna wielowymiarowa, PWN, Warszawa 1976.
- [23] Brzyski L., Metody statystyczne w analizie i prognozowaniu przedsiębiorstw, PWE, Warszawa 1977.
- [24] Cieślak M., Statystyczne problemy normowania pracy, PWE, Warszawa 1965.
- [25] Cieślak M., Taksonomiczna procedura programowania rozwoju gospodarczego i określania zapotrzebowania na kadry kwalifikowane, Przegląd Statystyczny, 1974, z. 1, s. 29-40.
- [26] Crowell W.M., Cut Your Electric Bill Without Cutting Production, Industry Week, 1974, April, s. 47-49.
- [27] Czechowski T., Wprowadzenie do zastosowań matematyki w ekonomii, PWN, Warszawa 1973.
- [28] Czerwiński Z., O interpretacji równań ekonometrycznych, Przegląd Statystyczny, 1966, z. 3, s. 230-243.
- [29] Darmstädter J., Energy and Economy, Energy International, 1970, nr 8.
- [30] Dembowski J., Problemy energetyczne współczesnego świata, Materiały Sympozjum : "Modelowanie Gospo. Paliw.-Energet.", Jachranka, grudzień 1978.
- [31] Dobrzańska I., Przewidywanie optymalnej struktury wytwarzania wtórnych nośników energii w gospodarce krajowej. Część II. Przykład zastosowania, Politechnika Śląska, Gliwice 1968.
- [32] Dobrzańska I., Czepiel S., Beym T., Budowa i wybór wariantów pokrycia bilansu energetycznego kraju, Mater. Symp. "Metody Wyboru Wariantów Rozwoju w Energetyce", Podstawowe Problemy

- Energetyki PAN, Jabłonna, wrzesień 1973.
- [33] Domański Cz., Statystyczne testy nieparametryczne, PWE, Warszawa 1979.
- [34] Dourille E., Modèles à coefficients techniques pour l'elaboration de perspectives de consommation d'énergie dans l'industrie. Annales des Mines 1962, z. 1.
- [35] Draper N.R., Smith A., Analiza regresji stosowana, PWN, Warszawa 1973.
- [36] Florek K., Łukaszewicz J., Perkal J., Steinhaus H., Zubrzycki S., Taksonomia Wrocławska, Przegląd Antropolog., 1951, nr 17, s. 193-211.
- [37] Goldberger A.S., Teoria ekonometrii, PWE, Warszawa 1975.
- [38] Gosztowt W., Gospodarka elektroenergetyczna w przemyśle, WNT, Warszawa 1971.
- [39] Góra S., Gospodarka elektroenergetyczna w przemyśle, PWN, Warszawa 1975.
- [40] Greń J., Statystyka matematyczna. Modele i zadania, PWN, Warszawa 1976.
- [41] Haustein H.D., Prognozy gospodarcze. Zagadnienia podstawowe. Modele, WNT, Warszawa 1972.
- [42] Hellwig Z., Elementy rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej, PWN, Warszawa 1965.
- [43] Hellwig Z., Regresja liniowa i jej zastosowanie w ekonomii, PWE, Warszawa 1967.
- [44] Hellwig Z., Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju i strukturę wykwalifikowanych kadr, Przegląd Statystyczny, 1968, z. 4, s. 307-327.
- [45] Hołubiec J., Zastosowanie regresji wielokrotnej w elektroenergetyce, Przegląd Elektrotechniczny, 1968, nr 2, s. 78-80.

- [46] Horka Jiří, Normy zużycia paliw i energii jako podstawowe narzędzie do oceny poziomu gospodarki energetycznej, GPiE, z. 4, s. 22-27.
- [47] Instrukcja w sprawie sprawozdawczości statystycznej z zaopatrzenia i gospodarki paliwami i energią obowiązująca od 1979 r., GUS, Warszawa 1978.
- [48] Isard V., Metody analizy regionalnej, PWN, Warszawa 1965.
- [49] Iwachnienko A.G., Łapa W.G., Algorytmy i urządzenia realizujące predykcję, WNT, Warszawa 1967.
- [50] Jop H., Przegląd aktualnie stosowanych metod prognozowania zapotrzebowania paliw i energii, OBR GPE Katowice 1976.
- [51] Kamieniecka Z., Metoda kompleksowej oceny energochłonności procesów produkcyjnych w przemyśle, Rozprawa doktorska, Instytut Energoelektryki Politechniki Wrocławskiej, Wrocław 1978.
- [52] Kamiński B., Okólski M., Świat obecny-świat przyszły, Wiedza Powszechna, Warszawa 1978.
- [53] Kauf J., Metoda stochastycznej optymalizacji struktury energetycznej makroregionu, Rozprawa doktorska, Instytut Energoel. Politechn. Wrocł., Wrocław 1980 (rękopis).
- [54] Kauf J., Malko J., Szkopek J., Wnukowska B., Komentarz do regionalnych programów energetyzacji, Raport Inst. Energoel. P.Wr., nr 454, Wrocław 1978.
- [55] Kauf J., Malko J., Szkopek J., Wnukowska B., Określenie struktury energetycznej makroregionu gospodarczego, Prace Nauk. Inst. Energoel. P.Wr. 1978, nr 50, seria Konferencje nr 12, s. 97-107.
- [56] Kauf J., Malko J., Szkopek J., Wnukowska B., Opis stanu istniejącego (1975) gospodarki paliwami i energią w makroregionie

- południowo-zachodnim, Raport Inst. Energoel. P.Wr., nr 372, Wrocław 1976.
- [57] Kauf J., Malko J., Szkopek J., Wnukowska B., Opracowanie programów energetyzacji makroregionu połudn. -zachodn. do roku 1990 (etap I), Raport Inst. Energoel. P.Wr., nr 400, Wrocław 1977.
- [58] Kendall M.G., Buckland W.R., Słownik terminów statystycznych, PWE, Warszawa 1975.
- [59] Kildiszew G., Frenkiel A., Analiza szeregów czasowych i prognozowanie, PWE, Warszawa 1976.
- [60] Klarner T., Poprawa krajowej gospodarki energetycznej w okresie 1965-1971, GPIE, 1973, nr 2, s. 1-2.
- [61] Klasyfikacja gospodarki narodowej, Zeszyty Metodyczne, nr 9, GUS, Warszawa 1975.
- [62] Klasyfikacja zakładów przemysłowych, GUS, Warszawa 1976.
- [63] Klein L.R., Wstęp do ekonometrii, PWE, Warszawa 1965.
- [64] Kolupa M., Metody estymacji modeli ekonometrycznych, PWE, Warszawa 1974.
- [65] Konieczny J., Metoda analizy systemowej, Materiały Szkoły Badań Systemowych w Gospod. Paliw.-Energet. Część II, Jabłonna, marzec 1977.
- [66] Kopecki K., Człowiek w świecie energii, Książka i Wiedza, Warszawa 1976.
- [67] Kopecki K., Gospodarka paliwowo-energet. Polski do 2000 r. jako przedmiot badań rozwojowych, Nauka Polska, PAN, Ossolineum, 1979, nr 7, s. 3-23.
- [68] Kopecki K., Ogólne założenia i metodyka rachunku gospodarczego w pracach planowo-projektowych w elektroenergetyce, Materiały i Studia Kom. Elektryfikacji Polski PAN, 1960, t.5, część 1.

- [69] Kopecki K., Optymalne planowanie rozwoju systemu elektroenergetycznego, Zeszyty Naukowe Politechniki Gdańskiej, Elektryka, XXVI, 1970.
- [70] Kopecki K., Wybór optymalnego rozwiązania a zagadnienie tzw. wielokryterialności na przykładzie kompleksowej gospodarki paliw.-energet., Archiwum Energetyki, 1976, nr 4, s. 191-200.
- [71] Kopecki K., Marecki J., Góra S., Metody określania zapotrzebowania paliw i energii do roku 2000, Archiwum Energetyki, 1975, nr 2, s. 63-76.
- [72] Kossowicz L., Wybrane problemy technologiczno-energetyczne przemysłu rafineryjnego, Materiały Szkoły "Racjonalizacja Użytkowania Paliw i Energii w Przemysle", Część II, Jabłonna, paźdz. 1978.
- [73] Kowalski Z., Metody obliczania parametrów strukturalnych modeli ekonometrycznych systemów elektroenergetycznych, Rozprawy Elektrotechniczne, 1970, z. 4, s. 587-609.
- [74] Kowalski Z., Metody weryfikacji hipotezy o normalnym rozkładzie elementów o małej liczności, Rozprawy Elektrotechn., 1971, z. 1, s. 3-22.
- [75] Kowalski Z., Zasady konstruowania ekonometrycznych modeli tendencji rozwojowych w zastosowaniu do systemów elektroenerget., Rozprawy Elektrotechn., 1971, z. 1, s. 91-108.
- [76] Krajewski R., Modelowanie makroregionalnej i regionalnej gospodarki paliwowo-energet., Mater. Sympoz. "Modelowanie Gosp. Paliw.-Energet.", Jachranka, grudzień 1978.
- [77] Kruszka K., Użytkowanie energii elektrycznej w Polsce w układzie regionalnym, PWN, Warszawa 1976.
- [78] Krzysztofiak M., Urbanek D., Metody statystyczne, PWN, Warszawa 1975.

- [79] Kulikowski R., Analiza systemowa i jej zastosowanie, PWN, Warszawa 1977.
- [80] Lambert E.H., Energy Conservation for the Mining Industry, Canadian Mining and Metallurgical Bulletin, 1973, October, s. 69-74.
- [81] Lesz M., Metody symulacyjne. Zastosowania techniczno-ekonomiczne, PWE, Warszawa 1977.
- [82] Lesz M., Matematyczna optymalizacja w programowaniu rozwoju przemysłu, PWE, Warszawa 1974.
- [83] Lichtensztejn V.E., Evolucjonno-simulativnyj metod i jego primienienije dla rešenija planovyh i prognozných zadač, Izdatielstvo "Nauka", Moskwa 1976.
- [84] Macieja J., Metody perspektywicznego planowania rozwoju gałęzi przemysłu, PWE, Warszawa 1968.
- [85] Majerski B., Racjonalne sposoby oceny użytkowania energii w procesach technologicznych, GPiE, 1978, nr 2, s. 10-13, Mater. Konf. "Racjonalne Użytkow. Energii w Procesach Produkcyjnych", Wrocław, marzec 1978.
- [86] Majerski B., Owczarowski R., Sroczyński W., Jednostkowe i ciągnione wskaźniki energochłonności jako parametry wejściowe do modeli charakteryzujące użytkowanie paliw i energii, Mater. Symp. "Modelowanie Gospodarki Paliw.-Energet.", Jachranka, grudzień 1978.
- [87] Malko J., Papierniak M., Wnukowska B., Analiza gospodarki energetycznej Zakładów Górniczych "Rudna", Raport Inst. Energoel. P.Wr., nr 510, Wrocław 1979.
- [88] Malko J., Szkopek J., Wnukowska B., Analiza stanu istniejącego i możliwości usprawnienia gospodarki energetycznej KGHM, Raport Inst. Energoel. P.Wr., nr 74, Wrocław 1980.

- [89] Malko J., Wnukowska B., Analiza struktury energetycznej Dolnego Śląska, Raport Inst. Energoel. P.Wr., nr 256, Wrocław 1975.
- [90] Malko J., Wnukowska B., Metody sporządzania bilansów energetycznych, Komunikat Inst. Energoel. P.Wr., nr 215, Wrocław 1975.
- [91] Malko J., Wnukowska B., Prognozowanie zapotrzebowania energii, Prace Nauk. Inst. Energoel. P.Wr., 1977, nr 37, Studia i Materiały nr 28, s. 13-31.
- [92] Malko J., Wnukowska B., Zapotrzebowanie nośników energetycznych na Dolnym Śląsku, Komunikat Inst. Energoel. P.Wr., nr 202, Wrocław 1975.
- [93] Mańczak K., Metody identyfikacji wielowymiarowych obiektów sterowania, WNT, Warszawa 1971.
- [94] Marder L.I., Myzin A.L., Regresionnyje i autoregresjonnyje modeli prognozирования pokazatelej razvitja elektroenergetičeskich sistem, Električestvo, 1975, nr 2, s.14-18.
- [95] Marecki J., Schally S., Modelowanie makroregionalnej i regionalnej gospodarki paliwowo-energetycznej, Mater. Symp., "Modelowanie Gosp. Paliw.-Energet.", Jachranka, grudzień 1978.
- [96] Mejro Cz., Podstawy gospodarki energetycznej, WNT, Warszawa 1974.
- [97] Mejro Cz., Przegląd metod optymalizacji systemu energetycznego, Materiały Szkoły Badań System. w Gosp. Paliw.-Energet., Część II, Jabłonna, marzec 1977.
- [98] Mejro Cz., Założenia społeczno-gospodarczego rozwoju kraju i regionów jako podstawa do opracowania programów ich energetyzacji, Mater. Symp. "Prognozowanie Rozwoju Energetyz. Regionów Kraju", Świdry Małe k/Warszawy, grudzień 1976.

- [99] Metoda obliczania wskaźników jednostkowego zużycia paliw i energii w przemyśle metalurgiczn., odlewniczym i mater. ogniotrwałych, GUS, Warszawa 1974.
- [100] Metody prognozowania zapotrzebowania paliw i energii oraz opracowywanie perspektywicznych bilansów energetycznych kraju, Główny Instytut Górnictwa Katowice 1974.
- [101] Mielentiew L.A., Optymalizacja rozwoju i sterowania dużymi systemami energetyki, Ossolineum, Wrocław 1975.
- [102] Mikiewicz J., Zastosowanie metod taksonomii wrocławskiej do rozpoznania obrazów, Raport Inst. Metrologii Polit. Wrocł., seria PREPRINTY nr 20, Wrocław 1979.
- [103] Mikulski J., Wichowski W., Metoda prognozowania zapotrzebowania paliw i energii w hutnictwie żelaza, SI i TPH, Kraków 1974.
- [104] Nodzyński R., Struktura źródeł energii pierwotnej i pochodnej oraz państwowych systemów energetycznych jako elementy charakteryzujące stan energetyzacji regionów, Mater. Symp. "Programowanie Rozwoju Energetyzacji Regionów Kraju", Świdry Małe, grudzień 1976.
- [105] Ogólne zasady określania i obliczania wskaźników jednostkowego zużycia energii, GUS, Warszawa 1970.
- [106] Ogulewicz B., Praktyczna metoda opracowania perspektywicznego bilansu energetycznego kraju, GPiE, nr 7, s. 1-2.
- [107] Oktaba W., Elementy statystyki matematycznej i metodyka doświadczalnictwa, PWN, Warszawa 1977.
- [108] Olszewski A., Szafran R., Zastosowanie metody aproksymacji statystycznej do wyznaczania charakterystyk energetycznych kotłów i turbozespołów, Archiwum Energetyki, 1976, nr 3, s. 129-135.

- [109] Ordega J., Słyk J., Metoda ustalania programów energetyzacji regionów, Mater. Symp. "Programowanie Rozwoju Energetyz. Regionów Kraju", Świdry Małe, grudzień 1976.
- [110] Pawłowski Z., Ekonometria, PWN, Warszawa 1975.
- [111] Pawłowski Z., Ekonometryczna analiza procesu produkcyjnego, PWN, Warszawa 1976.
- [112] Pawłowski Z., Prognozy ekonometryczne, PWN, Warszawa 1973.
- [113] Pawłowski Z., Statystyka matematyczna, PWN, Warszawa 1976.
- [114] Pawłowski Z., Wstęp do statystycznej metody reprezentacyjnej, PWN, Warszawa 1972.
- [115] Perloff H.S., Regions, Resources and Economic Growth, John Hopkins Press, Baltimore 1960.
- [116] Pluta W., Agregatowe zmienne diagnostyczne w badaniach regresyjnych, Przegląd Statyst., 1976, nr 1, s. 85-97.
- [117] Pluta W., O pewnej metodzie klasyfikacji przedsiębiorstw, Przegląd Statystyczny, 1972, z. 1, s. 51-62.
- [118] Pluta W., Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych, PWE, Warszawa 1977.
- [119] Poradziński K., Minimalizacja liczby cech stanu obiektu metodą teorii informacji z zastosowaniem uogólnionej teorii współczynników, Przegląd elektrotechniczny, 1971, nr 11, s. 483-486.
- [120] Poradziński K., Wyznaczanie stanu obiektu na podstawie cech stanu, Przegląd Elektrotechn., 1971, nr 8-9, s. 349-352.
- [121] Porwit K., Metody planowania długookresowego (modele centralne, regionalne i branżowe), Komitet Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN), Studia, tom XXVIII, Warszawa 1969.

- [122] Praca zbiorowa, Analiza i prognoza obciążeń elektroenergetycznych, WNT, Warszawa 1971.
- [123] Praca zbiorowa pod red. Bartosiewicz S., Metody ekonometryczne. Przykłady i zadania, PWE, Warszawa 1974.
- [124] Praca zbiorowa pod red. Krzysztofiaka K., Ekonometria, PWE, Warszawa 1978.
- [125] Przyłuski A., Marks K., Próba oceny wpływu niepewności i błędów w danych wejściowych na prawidłowość wyboru optymalnego wariantu rozwoju systemu, Symp. Komitetu Problemów Energetyki PAN, Jabłonna 1971.
- [126] Radwański E., Czynniki racjonalnego użytkowania energii w przemysłowych procesach technologicznych, GPiE, 1978, nr 2, s. 8-9, Materiały Konfer. "Racjonalne Użytk. Energii w Procesach Przemysł.", Wrocław, marzec 1978.
- [127] Radzikowski W., Metody matematyczne i statystyczne w przedsiębiorstwie, PWE, Warszawa 1976.
- [128] Rago W., Wybór metody optymalizacji gospodarki energetycznej w przemyśle, sektorze bytowo-komunalnym i rolnictwie, Główny Instytut Górnictwa, Ośrodek Nauk.-Badawczy D/S Energetyz. Kraju, Katowice 1971.
- [129] Roczniki statystyczne GUS, Gospodarka paliwowo-energetyczna, Zeszyty Statystyczne 1960-1979.
- [130] Richardson H.W., Economic Aspects of the Energy Crisis, Energy Policy, 1976, nr 2, s. 182-183.
- [131] Robertson J.C. Energy Conservation in Existing Plants, Chemical Engineering, 1974, January, s. 104-111.
- [132] Rudnicki B., Krochmalski R., Prognozowanie zapotrzebowania energii elektrycznej, GPiE, 1974, nr 4, s. 23-25.
- [133] Rybicki W., Niektóre kryteria optymalności estymatorów i predyktorów statystycznych, Przegląd Statyst., 1975, z.3, s. 361-378.

- [134] Smólski A., Optymalizacja i rekonstrukcja gospodarki paliw.-energet. w przemyśle ceramiki budowlanej, Mater. Szkoły "Racjonalizacja Użytk. Paliw i Energii w Przemyśle", Jabłonna, paźdz. 1978.
- [135] Sprawozdania roczne IRS, WUS Wrocław, Legnica, Wałbrzych, Jelenia Góra, 1960-1977.
- [136] Statystyka zużycia paliw i energii, Sprawozdania GM-3, OIGPE, Wrocław 1965-1979.
- [137] Stone R., Matematyka w naukach społecznych, PWE, Warszawa 1970.
- [138] Suchocki J., Analiza wpływu zmian struktury gałęziowej przemysłu krajowego w latach 1956-1970 na energochłonność produkcji przemysłowej, GPIE, 1973, nr 3, s. 1-6.
- [139] Szargut J., Ziębik A., Model matematyczny liniowy gospodarki materiałowo-energetycznej zakładu przemysłowego i branży, Materiały Szkoły Badań System. w Gospod. Paliw.-Energet., Część I, Jabłonna, marzec 1977.
- [140] Szkopek J., Wybór efektywnych metod prognozy nośników energetycznych dla celów planowania energetyki w skali makroregionu gospodarczego, Rozprawa doktorska Inst. Energoel. P.Wr., Wrocław 1979.
- [141] The general energy situation in Europe in 1967 and early 1968 in the context of current world trends, Energy 1969, nr 12.
- [142] Trojak T., Podstawa statystycznego bilansowania i ustalania normatywów zużycia energii w procesach produkcji szkła, GPIE, 1978, nr 2, s. 22-26, Materiały Konfer. "Racjonal. Użytk. Energii w Procesach Prod.", Wrocław, marzec 1978.

- [143] Trzcina T., Zwierzycki Z., Opracowanie metody cząstkowego prognozowania dla wybranych odbiorów w Kopalni Węgla Kamiennego, Główny Inst. Górnictwa, Katowice 1971.
- [144] Waszkiewicz L., Weryfikacja procedur prognostycznych, PWN, Warszawa 1976.
- [145] Williamson J.S., Regional Development in Particular Countries Regional Analysis, Edit. by L. Needlman, Harmondsworth, England 1968.
- [146] Winiański B., Polityka regionalna. Polska 2000, PWE, Warszawa 1976.
- [147] Wnukowska B., Dotychczasowe tendencje w użytkowaniu nośników energetycznych na Dolnym Śląsku, Komunikat Inst. Energoel. P.Wr., nr 201, Wrocław 1975.
- [148] Wnukowska B., Rozwój gospodarki nośnikami energii na Dolnym Śląsku, Prace Nauk. Inst. Energoel. P.Wr. 1977, nr 37, Studia i Materiały nr 28, s. 33-54.
- [149] Wódkiewicz T., Problemy związane z użytkowaniem energii w przemyśle chemicznym, Mater. Szkoły "Racjon. Użytk. Paliw i Energii w Przemysle", Jabłonna, paźdz. 1978.
- [150] Wójcicki J., Problemy zmniejszenia energochłonności procesów technologicznych w przemyśle w planie 5-letnim 1976-1980, GPiE, 1978, nr 2, s. 1-3, Mater.Konfer. "Użytk. Energii w Proc. Prod.", Wrocław, marzec 1978.
- [151] Wskaźniki wartości paliw i energii dla celów opracowania analiz techn.-ekonom., PIGPE, Warszawa 1974.
- [152] Wytyczne do opracowania programów energetyzacji regionów i makroregionów kraju, OBR GPE, Zakład Program. Rozwoju Gosp. Energetycz., Warszawa 1976.
- [153] Volk W., Statystyka stosowana dla inżynierów, WNT, Warszawa 1973.

- [154] Zasępa R., Metoda reprezentacyjna, PWE, Warszawa 1972.
- [155] Zeliaś A., Metody budowy długookresowej prognozy statystycznej, Przegląd Statyst., 1972, z. 1, s. 19-31.
- [156] Zieliński R., Tablice statystyczne, PWN, Warszawa 1972.

Odbiorcy

egz.

1. Promotor	1
2. Recenzenci	3
3. Archiwum Instytutu Energoelektryki Politechniki Wrocławskiej	1
4. Biblioteka Główna Politechniki Wrocławskiej	1
5. Autorka	<u>4</u>
Razem	10