

Bezrobocie a wyniki wyborów w Polsce

W pracy podjęto próbę ilościowej analizy wpływu poziomu bezrobocia na wyniki wyborów parlamentarnych oraz wyborów prezydenckich w Polsce w latach 1993–2001. Podstawą analizy były dane statystyczne w ujęciu wojewódzkim – wyniki wyborów podawane przez Państwową Komisję Wyborczą oraz stopa bezrobocia na koniec miesiąca, w którym odbywały się wybory, publikowana przez Główny Urząd Statystyczny. Przy wyborach parlamentarnych brano pod uwagę tylko wyniki wyborów do Sejmu, natomiast przy wyborach prezydenckich – wyniki pierwszej tury wyborów.

Metoda badawcza

Zarówno procent otrzymanych głosów, jak i stopa bezrobocia są cechami statystycznymi mierzonymi w skali ilorazowej, zatem można było zastosować metody badania współzależności zjawisk właściwe dla tej skali. Zazwyczaj analizę tego typu rozpoczyna się od graficznego przedstawienia relacji w postaci diagramu korelacyjnego, co pozwala wstępnie ocenić kierunek, siłę i ewentualnie charakter (liniowy – nieliniowy) badanego związku. Potem liczy się współczynniki korelacji pomiędzy badanymi cechami, sprawdza ich istotność statystyczną i w przypadku jej potwierdzenia przystępuje do budowy modeli regresji. Taka metoda badań była stosowana każdorazowo po kolejnych wyborach i wyniki analiz opublikowano m.in. w pracach [1], [2], [3]. W niniejszym opracowaniu, mającym również cele porównawcze, ograniczamy się w zasadzie tylko do zastosowania regresji liniowej.

Wyniki kolejnych wyborów dla poszczególnych kandydatów lub ugrupowań politycznych oszacowano za pomocą równania regresji liniowej o postaci

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \xi$$

gdzie

Y – zmienna objaśniana: procent głosów uzyskany przez kandydata (lub ugrupowanie polityczne),

X – zmienna objaśniająca: stopa bezrobocia,

β_0 – wyraz wolny regresji: informuje o przeciętnym poziomie zmiennej Y , w sytuacji, gdy zmienna X jest równa zero,

β_1 – współczynnik regresji: informuje o przeciętnej reakcji zmiennej Y na jednostkowy przyrost zmiennej X ,

ξ – składnik losowy, który, jak zakładamy, jest zmienną losową podlegającą rozkładowi normalnemu o wartości przeciętnej zero i skończonej wariancji.

Równanie liniowej regresji w próbie dla konkretnych danych empirycznych przyjmuje postać

$$\hat{y}_i = b_0 + b_1 \cdot x_i$$

gdzie

i – numer województwa,

y_i – zaobserwowana wartość zmiennej Y : procent głosów uzyskany w województwie o numerze i ,

x_i – zaobserwowana wartość zmiennej X : stopa bezrobocia w województwie o numerze i ,

\hat{y}_i – teoretyczna wartość zmiennej Y : procent głosów wynikający z równania regresji,

b_0 – estymator wyrazu wolnego,

b_1 – estymator współczynnika regresji.

Jeżeli zmienna X wywiera wpływ na kształtowanie się zmiennej Y , to współczynnik regresji β_1 jest różny od zera. Jego estymator (b_1) jest zmienną losową i nawet jeżeli $\beta_1 = 0$, to zazwyczaj uzyskuje się $b_1 \neq 0$. Wobec tego bada się *istotność współczynnika regresji*, czyli sprawdza, czy b_1 jest na tyle różne od zera, że nie można tej różnicy uznać za przypadkową. Wykorzystuje się tu *test istotności współczynnika regresji liniowej*. Współczesne pakiety komputerowe umożliwiają łatwą weryfikację hipotezy o istotności poprzez wykorzystanie tzw. *wartości p* (zwanej niekiedy prawdopodobieństwem testowym). Jeżeli *wartość p* jest mniejsza od przyjętego w badaniu poziomu istotności (oznaczanego powszechnie przez α), to odrzucamy hipotezę zerową o braku istotności, a przyjmujemy hipotezę alternatywną, głoszącą, że współczynnik regresji liniowej jest różny od zera. Oznacza to, że zmienna objaśniająca X wywiera istotny (liniowy) wpływ na kształtowanie się zmiennej objaśnianej. W naszym zagadnieniu oznacza to, że zróżnicowanie stopy bezrobocia w województwach miało istotny wpływ na wyniki wyborów.

W tablicach prezentujących wyniki obliczeń podajemy kolejno:

- procent głosów uzyskanych przez danego kandydata lub grupowanie w ujęciu ogólnopolskim;

- ocenę wyrazu wolnego regresji [Teoretycznie rzecz biorąc, liczba ta informuje o tym, ile procent uzyskałby kandydat (lub grupowanie), gdyby stopa bezrobocia wynosiła zero. Wydaje się jednak, że próba poważnego traktowania takiej interpretacji byłaby uproszczona, gdyż punkt o współrzędnej $x = 0$ leży zbyt daleko od punktów reprezentujących dane empiryczne, a poza tym sytuacja taka jest praktycznie nierealna. Tę ostrożność w interpretacji wyrazu wolnego podkreśla fakt, że w niektórych modelach przyjmuje on wartość ujemną.];
- ocenę współczynnika regresji liniowej [Mierzy on *bezwzględną siłę wpływu zjawiska bezrobocia* na wyniki wyborów. Może mieć oczywiście wartość dodatnią, wówczas kandydat (ugrupowanie) „zyskuje” głosy dzięki bezrobociu, lub ujemną – co oznacza „stratę” głosów spowodowaną przez bezrobocie. Takiej interpretacji można dokonywać wtedy, gdy współczynnik regresji różni się istotnie od zera. (Przykładowa interpretacja: w wyborach do Sejmu w 1993 roku każdy punkt procentowy stopy bezrobocia więcej powodował przeciętny przyrost głosów na „Samoobronę” o 0,25 punktu procentowego – patrz: Tablica 1.);
- *wartość p* testu istotności współczynnika regresji liniowej;
- współczynnik determinacji R^2 [Popularna interpretacja tego współczynnika wydaje się bardzo obiecująca. Ma on wskazywać, jak część zmienności zjawiska Y może być wyjaśniona przez zaobserwowaną zmienność zjawiska X . W naszym zagadnieniu R^2 powinno więc wskazywać, w jakim stopniu ($100 \cdot R^2$ – w ilu procentach) wynik kandydata (ugrupowania) był kształtowany przez zjawisko bezrobocia. Ostrożność przy takiej interpretacji współczynnika determinacji jest zalecana dlatego, że prezentowane modele są modelami prostymi, zawierającymi tylko jedną zmienną objaśniającą i jej znaczenie (mierzone R^2) łatwo może być przeszacowane.];
- *współczynnik relatywnej ważności* (bezrobocia) [Spójrzmy na liczby zamieszczone w Tablicy 1. Współczynnik regresji wskazuje, że dzięki bezrobociu wyższym o 1 punkt zwiększał się procent głosów dla SLD o 0,4 punktu. Jest to więc „efekt” mocniejszy niż w przypadku wspomnianej powyżej wartości 0,25 dla „Samoobrony”. Zauważmy jednak, że SLD uzyskał ponad siedem razy więcej głosów niż „Samoobrona”, zatem relatywne znaczenie „efektu bezrobocia” jest mniejsze, nawet jeżeli bezwzględna wartość współczynnika regresji jest większa. W związku z tym wprowadzono *współczynnik relatywnej ważności* jako iloraz współczynnika regresji pomnożonego przez 100, przez procent głosów uzyskanych przez kandydata (ugrupowanie). Ten iloraz nie ma kresu górnego – im większa wartość jego modułu, tym większy „efekt bezrobocia” w wynikach danego kandydata (ugrupowania). Trzeba tu zwrócić uwagę na

możliwość znacznego zniekształcenia wartości współczynnika relatywnej ważności, jeżeli ugrupowanie uzyskało bardzo mało głosów. Mianownik współczynnika jest wtedy bardzo mały, przez co cały miernik rośnie karykaturalnie nawet przy niewielkiej wartości współczynnika regresji.]

Ugrupowania (kandydaci) zostali uporządkowani w tablicach według malejącej wartości współczynnika relatywnej ważności, od najbardziej „korzystających” na bezrobociu do najbardziej „tracących”.

Wybory parlamentarne w 1993 roku

W Tabelicy 1 podano wyniki obliczeń tylko dla tych ugrupowań politycznych, którym statystycznie udowodniono związek pomiędzy stopą bezrobocia a wynikiem wyborczym, czyli te, dla których *wartość p* okazała się mniejsza od poziomu istotności 0,05. Okazuje się, że trzy ugrupowania „skorzystały” na bezrobociu. Dla „Samoobrony” i „Partii X” był to niezmiernie ważny czynnik. Negatywnie bezrobocie wpływało głównie na wynik partii liberalnych i prawicowych.

Tabelica 1. Oceny parametrów modeli regresji liniowej dla wyborów do Sejmu w 1993 roku

Ugrupowanie	% głosów	Wyraz wolny	Współczynnik regresji	Wartość p	R ²	Współczynnik relatywnej ważności
Samoobrona	2,78	-0,83	+0,25	0,0000	0,39	+8,94
Partia X	2,74	1,12	+0,11	0,0000	0,35	+4,09
SLD	20,41	13,01	+0,40	0,0025	0,18	+1,95
UPR	3,18	3,76	-0,05	0,0398	0,09	-1,60
BBWR	5,41	6,86	-0,10	0,0168	0,12	-1,92
KPN	5,77	7,68	-0,13	0,0121	0,13	-2,24
UD	10,59	13,20	-0,24	0,0171	0,12	-2,25
KdR	2,70	4,18	-0,08	0,0220	0,11	-2,81

Źródło: obliczenia własne

Wybory prezydenckie w 1995 roku

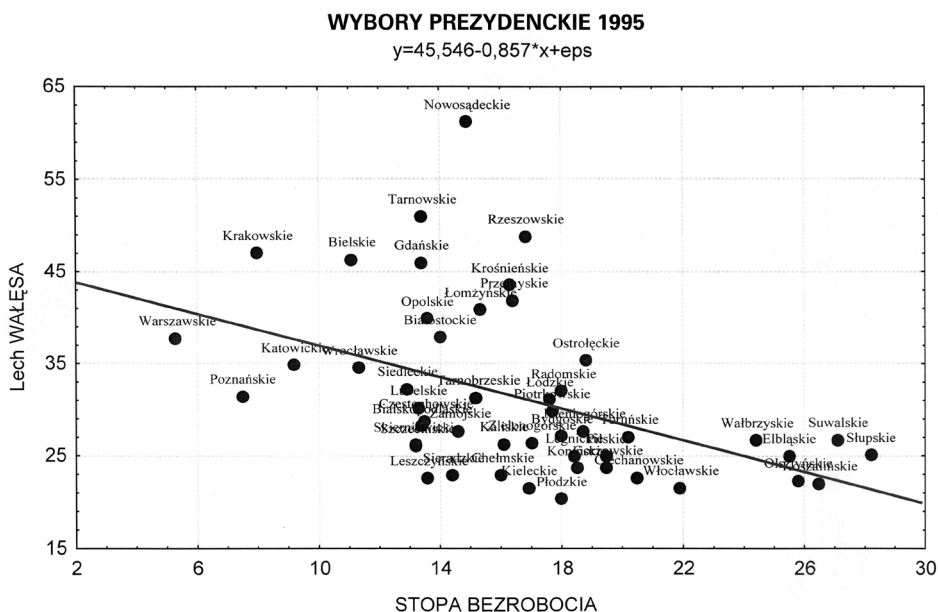
Wpływ bezrobocia na wyniki wyborów prezydenckich jest bardzo zbliżony do rezultatów uzyskanych w wyborach do Sejmu, które miały miejsce dwa lata wcześniej. Wyniki liderów partii były w podobny sposób uzależnione od poziomu bezrobocia, jak wyniki ich macierzystych partii. Diamentralnie różny wpływ bezrobocia na wyniki wyborów prezydenckich w pierwszej rundzie dla dwóch zwycięzców: A. Kwaśniewskiego i L. Wałęsy

zilustrowano na Rysunkach 1 i 2. Przyrost bezrobocia o jeden punkt procentowy dawał A. Kwaśniewskiemu przeciętną poprawę wyniku o około 1 pkt %, a L. Wałęsę zabierał prawie 0,9 pkt %. Na obu wykresach widać, że tzw. odstającą było województwo nowosądeckie, gdzie A. Kwaśniewski otrzymałby mało, a L. Wałęsę dużo głosów – bez względu na poziom bezrobocia. W pewnym stopniu uwaga ta dotyczy też województw rzeszowskiego i tarnowskiego.

Tablica 2. Oceny parametrów modeli regresji liniowej dla wyborów prezydenckich w 1995 roku

Kandydat	% głosów	Wyraz wolny	Współczynnik regresji	Wartość p	R ²	Współczynnik relatywnej ważności
A. Lepper	1,32	0,753	+0,050	0,0019	0,17	+3,78
A. Kwaśniewski	35,11	19,110	+1,046	0,0000	0,31	+2,98
T. Koźluk	0,15	0,098	+0,004	0,0001	0,25	+2,60
L. Bubel	0,04	0,032	+0,001	0,0152	0,10	+1,25
H. Gronkiewicz-Waltz	2,76	3,074	-0,034	0,0482	0,06	-1,22
J. Olszewski	6,86	9,929	-0,175	0,0225	0,09	-2,55
L. Wałęsa	33,11	46,018	-0,871	0,0006	0,21	-2,62

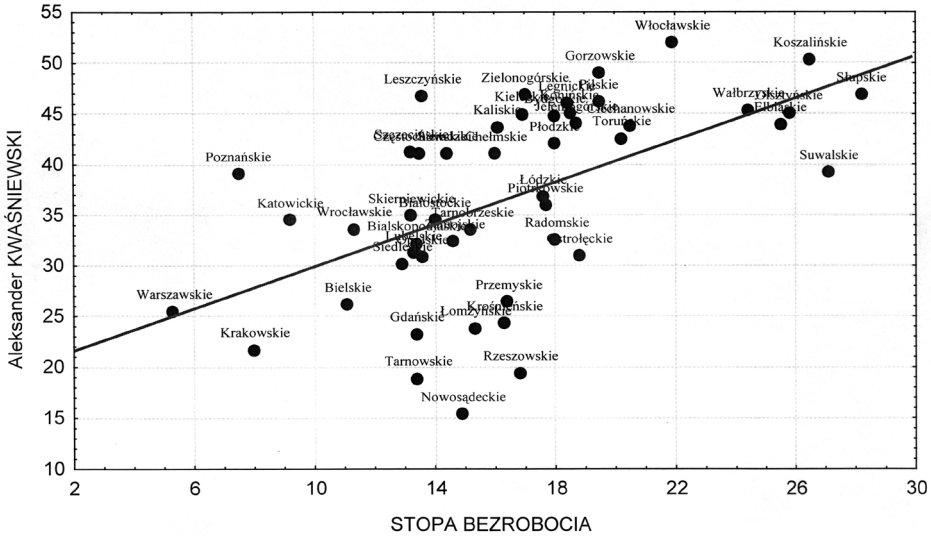
Źródło: obliczenia własne



Rysunek 1

WYBORY PREZYDENCKIE 1995

$$y=19,518+1,04*x+\text{eps}$$



Rysunek 2

Wybory parlamentarne w 1997 roku

W Tabeli 3 podano wyniki dla „Samoobrony”, mimo że partia ta uzyskała bardzo mało głosów, a współczynnik regresji był istotny tylko dla $\alpha = 0,10$. Uczyniono tak dla celów porównawczych, gdyż w całym badanym okresie ugrupowanie to jest jednym z głównych „beneficjentów” bezrobocia. Metody użyte w opracowaniu biorą pod uwagę przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia, a nie jego poziom. Wybory w 1997 r. wygrała AWS i negatywny wpływ zróżnicowania bezrobocia temu nie przeszkodził. Stopa bezrobocia liczona dla całego kraju miała wtedy tendencję malejącą.

Tablica 3. Oceny parametrów modeli regresji liniowej dla wyborów do Sejmu w 1997 roku

Ugrupowanie	% głosów	Wyraz wolny	Współczynnik regresji	Wartość p	R ²	Współczynnik relatywnej ważności
Samoobrona	0,08	-0,05	+0,014	0,0917	0,04	+17,50
KPARER	2,18	1,54	+0,067	0,0023	0,16	+3,07
SLD	27,16	18,56	+0,738	0,0072	0,13	+2,72
KPORER	1,63	1,197	+0,043	0,0007	0,20	+2,64
Unia Pracy	4,75	3,61	+0,102	0,0327	0,07	+2,15
AWS	33,86	40,93	-0,660	0,0384	0,07	-1,95
Unia Wolności	13,38	15,06	-0,304	0,0312	0,08	-2,27

Źródło: obliczenia własne

Wybory prezydenckie w 2000 roku

Reforma administracyjna, zmieniająca liczbę województw do 16, znacznie utrudniła wnioskowanie statystyczne. Przy trzykrotnie mniejszej liczbie obserwacji (obiektów) jest o wiele trudniej uzyskać istotność statystyczną, potwierdzoną małą wartością p . Mówiąc inaczej, związki między badanymi zjawiskami muszą być o wiele mocniejsze, aby znalazło to wyraz w istotności statystycznej. Dlatego zdecydowano się podać w Tablicach 4 i 5 wyniki obliczeń dla wszystkich kandydatów lub ugrupowań. Wybory prezydenckie w 2002 r. zostały zdominowane przez A. Kwaśniewskiego i widać to wyraźnie w informacjach zawartych w Tablicy 4. Bezrobotni chętnie głosowali na niego, odwracając się od polityków prawicowych: L. Wałęsy, M. Krzaklewskiego i J. Łopuszańskiego. Ciekawe, że uznania bezrobotnych nie zdobył A. Lepper.

Tablica 4. Oceny parametrów modeli regresji liniowej dla wyborów prezydenckich w 2000 roku

Kandydat	% głosów	Wyraz wolny	Współczynnik regresji	Wartość p	R^2	Współczynnik relatywnej ważności
T. Wilecki	0,16	0,16	+0,002	0,4140	0,00	+1,25
A. Kwaśniewski	53,90	30,03	+1,619	0,0081	0,36	+0,30
J. Korwin-Mikke	1,43	1,63	-0,017	0,2288	0,04	-0,70
D. Grabowski	0,51	0,58	-0,005	0,4197	0,00	-0,98
A. Lepper	3,05	3,73	-0,032	0,6653	0,00	-1,05
B. Pawłowski	0,10	0,13	-0,002	0,1485	0,08	-2,00
P. Ikonowicz	0,22	0,27	-0,005	0,2182	0,04	-2,27
A. Olechowski	17,3	23,03	-0,436	0,1204	0,10	-2,52
L. Wałęsa	1,01	1,50	-0,033	0,0512	0,19	-3,27
M. Krzaklewski	15,57	25,20	-0,644	0,0640	0,17	-4,14
J. Łopuszański	0,79	1,33	-0,038	0,0714	0,16	-4,81
J. Kalinowski	5,95	12,28	-0,400	0,1952	0,05	-6,72

Źródło: obliczenia własne

Wybory do Sejmu w 2001 roku

Analiza związków pomiędzy stopą bezrobocia a wynikami wyborów parlamentarnych w 2001 r. przynosi wyniki dość chaotyczne. Jeżeli odrzucimy ugrupowania mikroskopijne, to bezrobocie miało istotny wpływ tylko na wyniki wyborcze koalicji SLD/UP oraz „Prawa i Sprawiedliwości”.

Tablica 5. Oceny parametrów modeli regresji liniowej dla wyborów do Sejmu w 2001 roku

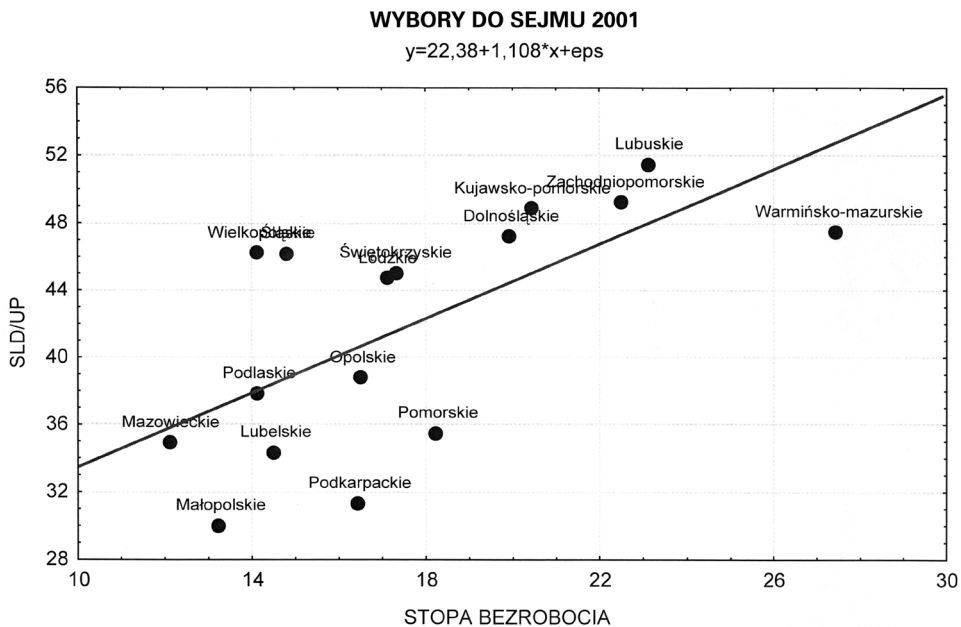
Ugrupowanie	% głosów	Wyraz wolny	Współczynnik regresji	Wartość p	R ²	Współczynnik relatywnej ważności
PWN	0,02	-0,45	+0,038	0,4778	0,00	140,00
PUG	0,06	-0,29	+0,030	0,0549	0,55	50,00
PPS	0,10	0,15	+0,003	0,7724	0,00	30,00
Unia Wolności	3,10	2,06	+0,049	0,3810	0,00	1,58
Samoobrona	10,20	8,82	+0,114	0,4463	0,00	1,12
SLD/UP	41,04	22,38	+1,108	0,0057	0,39	0,27
Alternatywa	0,42	0,52	-0,006	0,6223	0,00	-1,43
AWSP	5,60	7,73	-0,140	0,2543	0,03	-2,50
LPR	7,87	12,02	-0,230	0,1618	0,07	-2,92
PiS	9,50	15,08	-0,367	0,0312	0,24	-3,86
PSL	8,98	15,87	-0,385	0,1627	0,07	-4,29

Źródło: obliczenia własne

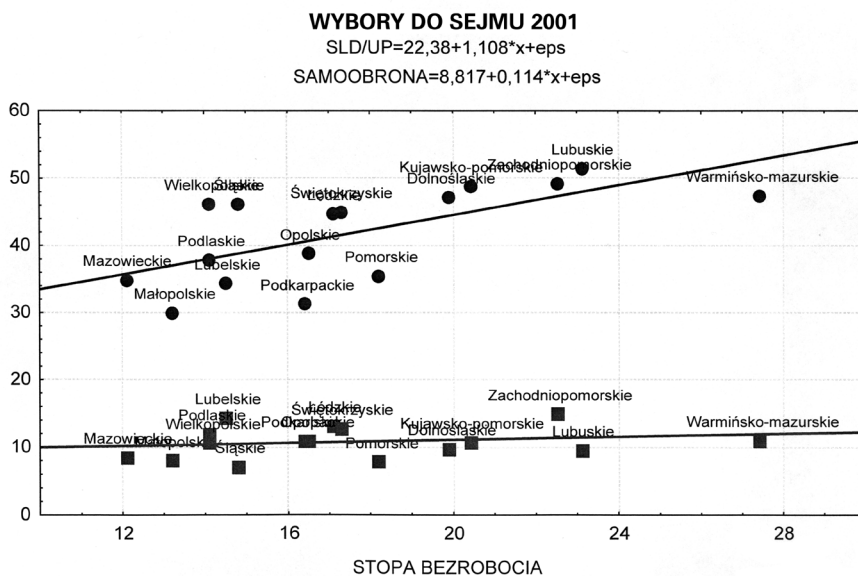
Przytłaczające zwycięstwo SLD/UP spowodowało, że relatywny współczynnik ważności dla tego ugrupowania jest bardzo mały (0,27). Bezrobocie przyczyniło się do sukcesu tej koalicji, ale nie był to czynnik decydujący. Co ciekawe, nie udało się udowodnić istotnego wpływu bezrobocia na zróżnicowanie wyników „Samoobrony”. Diagram korelacyjny pokazany na Rysunku 3 może sugerować występowanie zależności krzywoliniowej dla koalicji SLD/UP. Ten efekt wizualny jest spowodowany przez jedną obserwację – wyników w województwie warmińsko-mazurskim. Gdyby nie uznawać tego za obserwację odstającą, to można przypuszczać, że „optymalnym” politycznie dla SLD/UP poziomem bezrobocia było wtedy 22–23%.

Umieszczenie na jednym wykresie (Rysunek 4) punktów i funkcji dla SLD/UP oraz „Samoobrony” częściowo tłumaczy trudności w uzyskaniu istotności statystycznej dla współczynnika regresji funkcji dla „Samoobrony”. Dopasowanie prostej jest dobre, punkty leżą bliżej prostej niż w przypadku SLD/UP, ale nachylenie jest nieznaczne.

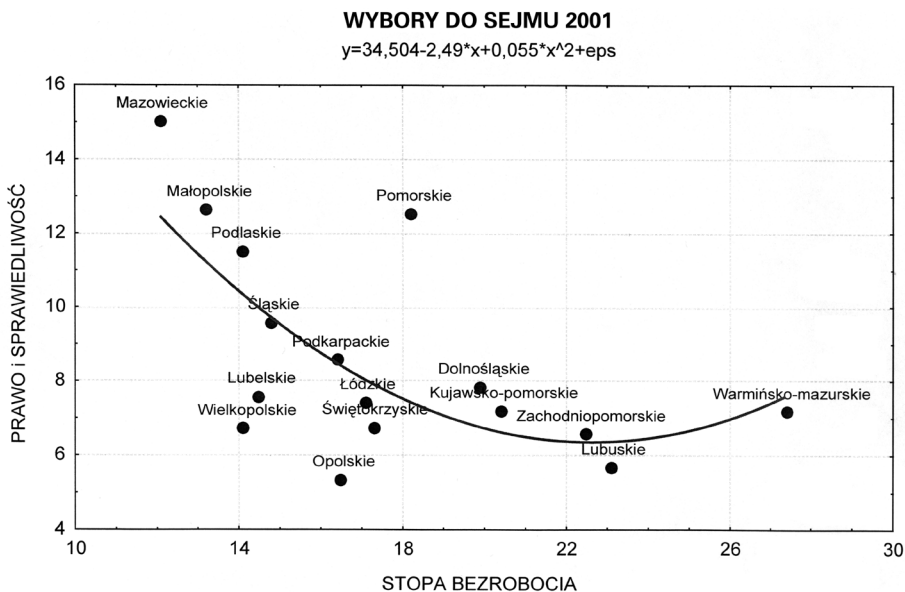
W przypadku „Prawa i Sprawiedliwości” wyraźnie zaznacza się nieliniowy związek pomiędzy stopą bezrobocia a wynikiem wyborczym. W tym przypadku stopa bezrobocia 22–23% to najgorsza sytuacja dla PiS. Zrozumiałą obserwacją odstającą są tu wyniki w województwie pomorskim.



Rysunek 3



Rysunek 4



Rysunek 5

Podsumowanie

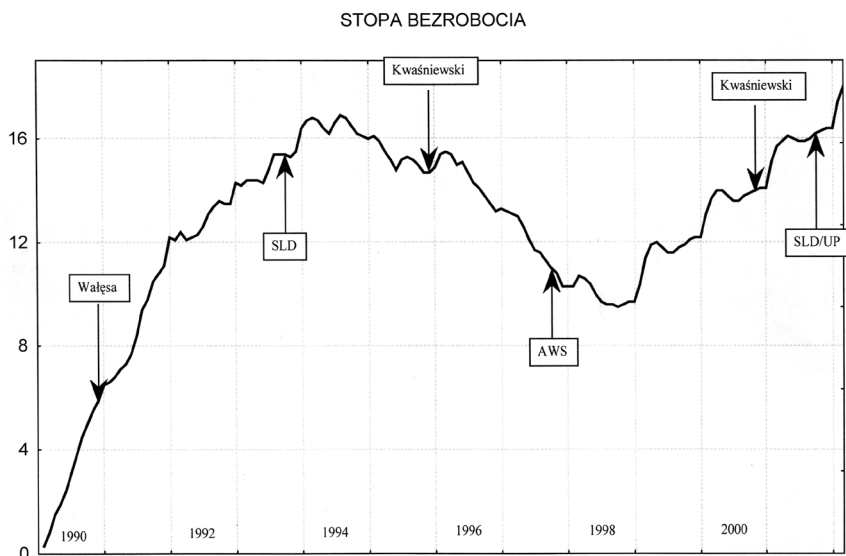
Zastosowanie prostej metody analizy regresji pozwoliło na statystyczne udowodnienie pewnych interesujących relacji, zachodzących pomiędzy poziomem bezrobocia a wynikami wyborczymi ugrupowań i kandydatów na urząd Prezydenta RP. Na podstawie przeprowadzonych analiz można sformułować następujące wnioski:

- Metoda regresji prostej (z jedną zmienną objaśniającą) pozwala na opis zależności w sposób uproszczony. Z jednej strony wpływ tej jednej zmiennej objaśniającej uwzględnionej w modelu (u nas jest nią stopa bezrobocia) może zostać przeszacowany, ale z drugiej strony warto zwrócić uwagę na wartości współczynnika determinacji, który pośrednio informuje ($1-R^2$) o znaczeniu pozostałych czynników nieuwzględnionych w badaniach.
- Bezrobocie wydaje się być czynnikiem wpływającym na wyniki wyborów w całym badanym okresie. Najogólniej rzecz biorąc, „korzystały” na nim ugrupowania lewicowe, a traciły prawicowe.
- Jedną z przyczyn takiej reakcji na wzrost bezrobocia jest swoista mentalność wspomnieniowa. Sentyment do PRL, a konkretnie takich jego cech, jak pełne zatrudnienie i bezpieczeństwo tego zatrudnienia, sprzy-

ja sympatii dla ugrupowań bądź historycznie związanych z tamtym systemem, bądź deklarujących, że wtedy „było lepiej”.

- Pozostawanie przy władzy czy też bycie w opozycji nie wpływa na kształtowanie się zaobserwowanych relacji.
- Warto się zastanowić nad tym, na ile oba zjawiska (preferencje wyborcze i poziom bezrobocia) są kształtowane przez jakąś inną przyczynę, która powoduje ich podobne zróżnicowanie geograficzne, co w efekcie daje znaczące współczynniki korelacji.
- Zauważone symptomy nieliniowości wpływu bezrobocia na sukcesy SLD mogą sugerować, że w przypadku dalszego wzrostu bezrobocia zaobserwujemy wzrost poparcia dla „nowej” populistycznej lewicy, z sentymentem wspominającej PRL.

Na zakończenie przedstawiono wykres stopy bezrobocia od roku 1990 (Rysunek 6) z zaznaczonymi zwycięzcami wyborów prezydenckich (nad wykresem) i parlamentarnych (pod wykresem). Jak widać, SLD wygrywało przy rosnącej stopie bezrobocia, ale A. Kwaśniewski odniósł dwa zwycięstwa przy tendencjach przeciwnych.



Rysunek 6

UNEMPLOYMENT AND ELECTION RESULTS IN POLAND

A quantitative analysis of the influence of unemployment on the results of parliamentary and presidential election in Poland (1993–2001) is presented in the paper. The statistical data on province level is used. Election results were published by the State Election Committee, and the unemployment rate was taken from the Central Statistical Office publications. For the parliamentary election only the lower chamber (Sejm) results were considered. Presidential election results are analyzed on the basis of the first round.

Correlation and regression analysis were used in the statistical analysis. The *coefficient of the relative importance* has been proposed. The significance of relations has been tested with proper statistical tests.

It has been found that the unemployment was an important factor which influenced the election results within analyzed period. Generally speaking, left-wing parties and candidates, are those who “gained” from the unemployment while the right-wingers appeared to be the losers. A special „historical” mentality can be one of the reasons. People have the tendency to remember rather good things from the socialist past, like full employment and social security (not counting their actual level). These thoughts are transfer to the favor of political groups connected with the past. There was no evidence that being a ruling party is better (or worse) than being an opposition, as far as the influence of unemployment is concerned. Maybe there is another (latent) factor which influences both unemployment and election results giving artificial correlations.

Observed symptoms of non-linear relation between unemployment and SLD popularity, in case of growing unemployment can result in shifting more votes toward “new” populist left-wingers.

БЕЗРАБОТИЦА И РЕЗУЛЬТАТЫ ВЫБОРОВ В ПОЛЬШЕ

В работе предпринята попытка количественного анализа влияния уровня безработицы на результаты парламентских выборов, а также президенских, в Польше 1993–1991 г.г.

В основу рассмотрения проблемы легли статистические данные, представленные Государственной Избирательной Комиссии, о результатах выборов по воеводствам, а также анализ уровня безработицы в конце месяца, в котором происходили выборы, обнародованного Главным Статистическим Управлением.

В рассмотрении парламентских выборов приняты во внимание только результаты выборов в Сейм, в то время как при анализе выборов президентских – результаты первого тура.

Осуществлен анализ корреляции и анализ регрессии. Предложен фактор релятивной значимости безработицы для данной политической группы либо кандидата. Посредством тестирования важности структурных параметров модели регрессии оценена значимость выявленных реляций.

Оказалось, что безработица была фактором, влияющим на результаты выборов во всем исследуемом периоде.

Обобщенно это выглядит так, что данным фактором воспользовались левые силы. А правые в связи с ним лишь теряли позиции. Одной из причин подобной реакции на рост безработицы является своеобразная, исторически обусловленная ментальность, ментальность «воспоминания». Сентиментальная привязанность к ПНР, а конкретно, к таким ее качествам как всеобщая занятость и гарантия ее, трансформируется в симпатии к политическим группам, исторически связанным с минувшим режимом, либо декларирующим, что тогда «было лучше». Обладание властью либо принадлежность к оппозиции не влияют на формирование замеченных реляций. Открытым остается вопрос – насколько оба явления: предвыборные предпочтения и уровень безработицы могут быть обусловлены также и иными причинами, обеспечивающими их географическую дифференциацию, что, в конечном счете, дает значительный коэффициент корреляции,

Замеченные симптомы нелинейности влияния безработицы на успехи СЛД могут производить впечатление, что в случае дальнейшего ее взроста данный эффект может быть перенесен на новую популистическую левую, сентиментально вспоминающую ПНР.