

JØRGEN LAURIDSEN

„OPLACALNOŚĆ” PRZESTĘPCZOŚCI W POLSCE*

I. WPROWADZENIE

Zbadanie determinantów przestępstwa jest ważne nie tylko ze względu na wagę problemu samego w sobie, ale także ze względu na ich skutki w polityce społecznej (przychody, imigracja, zatrudnienie itp.). Punktem wyjścia badań nad ekonomią przestępstwa jest studium G. S. Beckera¹. Jego artykuł wyjaśnia, w jaki sposób zmiany w skali prawdopodobieństwa zostania ukaranym i surowości tej kary mogą zmienić decyzję jednostki o popełnieniu przestępstwa. I. Ehrlich² rozbudował model G. S. Beckera o analizę, w jaki sposób jednostki dzielą swój czas na czynności zgodne bądź niezgodne z prawem. Jeśli możliwości legalnego zarobku są w niewielkim stopniu proporcjonalne do potencjalnych korzyści płynących z przestępstwa, ludzie więcej czasu poświęcą na czynności niezgodne z prawem i możliwe staje się popełnienie przestępstwa. Od tej pory w wielu krajach w obszernej literaturze empirycznej podejmowano próby sprawdzenia głównego wyniku, jaki przynosi zastosowanie w badaniach modelu Beckera-Ehrlicha. Badania te skoncentrowały się na Kanadzie³, Finlandii⁴, Wielkiej Brytanii⁵, Australii⁶, Stanach Zjednoczonych⁷, Nowej Zelandii⁸, Włoszech⁹, Szwecji¹⁰, Niemczech¹¹ i Norwegii¹².

* Tytuł oryginału: *Is Polish crime economically rational?*

¹ G. S. Becker, *Crime and Punishment: An Economic Approach*, „Journal of Political Economy” 76, 1968, s. 169-217.

² I. Ehrlich, *Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation*, „Journal of Political Economy” 81, 1973, s. 521-567.

³ K. L. Avio, C. S. Clarke, *Property Crime in Canada: An Econometric Study*, Ontario Council of Economic Research, Canada 1976.

⁴ B. Wahlroos, *On Finnish Property Criminality: An Empirical Analysis of the Post-War Era Using Ehrlich Model*, „Scandinavian Journal of Economics” 83, 1981, s. 553-562.

⁵ R. A. Car-Hill, N. H. Stern, *An Economic Model of the Supply and Control of Recorded Offences in England and Wales*, „Journal of Public Economics” 1, 1973, s. 365-378; K. I. Wolpin, *An Economic Analysis of Crime and Punishment in England and Wales*, „Journal of Political Economy” 86, 1978, s. 815-840.

⁶ G. Whithers, *Crime and Punishment and Deterrence in Australia: An Empirical Investigation*, „Economics Records” 60, 1984, s. 176-185; P. M. Bodman, C. Maultby, *Crime, Punishment and Deterrence in Australia*, „International Journal of Socio Economics” 24, 1999, s. 884-901.

⁷ W. Trumbull, *Estimations of the Economic Model of Crime Using Aggregate and Individual Level Data*, „Southern Economic Journal” 56, 1989, s. 432-439; C. Cornwell, W. Trumbull, *Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data*, „Review of Economics and Statistics” 76, 1994, s. 360-366; B. Baltagi, *Estimating an Economic Model of Crime Using Panel Data from North Carolina*, „Journal of Applied Econometrics” 21, 2006, s. 543-547.

Owa literatura szacuje źródła zasilania przestępczości na podstawie różnego rodzaju grup danych (dane sumaryczne, przekrojowe i dane panelowe), w których liczba przestępstw jest powiązana z przypadkami wymierzenia kary, jak również z czynnikami społeczno-ekonomicznymi i demograficznymi. Jak dotąd, wyniki badań przedstawiane w literaturze empirycznej nie są jednoznaczne¹³. Niedawno w niektórych pracach zwrócono uwagę na istotność uwzględniania w zachowaniu przestępczym innych czynników społeczno-ekonomicznych, takich jak: zazywanie narkotyków¹⁴, posiadanie broni¹⁵, przestępczość młodocianych¹⁶, dysproporcje dochodów¹⁷, imigracja¹⁸, kapitał społeczny¹⁹ i minimalne wynagrodzenie²⁰.

Niniejsza analiza skupia się na determinantach ilości przestępstw w Polsce, które badano na podstawie danych sumarycznych na poziomie podregionów z lat 2003-2005. Dane zostały zaczerpnięte z Głównego Urzędu Statystycznego w Polsce. Z pewnością dostępność danych na poziomie regionalnym nakłada pewne ograniczenia na wybór determinantów, które mogły zostać wykorzystane w badaniach. Jednak analiza obejmuje kluczowe zmienne ryzyka wystąpienia kary za dokonane przestępstwo. Ponadto, niektóre zmienne zostały włączone w celu uwzględnienia zmienności typów ryzyka w określonych segmentach populacji. Są to zarobki, wykształcenie, odsetek cudzoziemców wśród ludności, młodzieży oraz mężczyzn, poziom urbanizacji i bezrobocia.

⁸ J. Small, C. Lewis, *Economic Crime in New Zealand: Causation or Coincidence?*, Working Paper No. 158, University of Auckland 1996; K. Papps, R. Winkelmann, *Unemployment and Crime: New Answers to an Old Question*, Discussion Paper No. 25, IZA, Bonn 1998.

⁹ R. Marselli, M. Vannini, *Estimating a Crime Equation in the Presence of Organized Crime: Evidence from Italy*, „International Review of Law and Economics” 17, 1997, s. 89-113; P. Buonanno, L. Leonida, *Education and Crime: Evidence from Italian Regions*, „Applied Economics Letters” 13, 2006, s. 709-713.

¹⁰ B. Sandelin, G. Skogh, *Property Crimes and the Police: An Empirical Analysis of Swedish municipalities*, „Scandinavian Journal of Economics” 88, 1986, s. 547-561.

¹¹ H. Entorf, H. Spengler, *Socioeconomic and Demographic Factors of Crime in Germany: Evidence from Panel Data of German States*, „International Review of Law and Economics” 20, 2000, s. 75-106.

¹² J. Aasness, E. Eide, T. Skjerpen, *Criminometrics, Latent Variables, Panel Data and Different Types of Crime*, Discussion Paper No. 124, Statistics Norway, Norway 1994.

¹³ Omawia je: E. Eide, *Economics of Criminal Behavior*, w: B. Bouckaert, G. de Geest (red.) *Encyclopedia of Law and Economics*, t. V, Cheltenham, Edward Elgar 2000, s. 345-389.

¹⁴ 14 H. Entorf, P. Winker, *The Economics of Crime: Investigating the Drugs-Crime Channel. Empirical Evidence from the Panel Data of the German States*, Working paper No. 2, International University of Germany, Bruchsel 2001.

¹⁵ J. Miron, *Violence, Guns, and Drugs: A Cross Country Analysis*, „Journal of Law and Economics” 44, 2001, s. 615-633.

¹⁶ N. Mocan, D. I. Rees, *Economic Conditions, Deterrence and Juvenile Crime: Evidence from Micro Data*, NBER Working Paper No. 7405, Cambridge, MA, 1999.

¹⁷ P. Fajnzylber, D. Lederman, N. Loayza, *Inequality and Violent Crime*, „Journal of Law and Economics” 45, 2002, s. 1-40.

¹⁸ K. F. Butcher, A. M. Piehl, *Cross-City Evidence on the Relationship between Immigration and Crime*, „Journal of Policy Analysis and Management” 17, 1998, s. 457-493.

¹⁹ J. Dilulio, *Help Wanted: Economists, Crime and Public Policy*, „Journal of Economic Perspectives” 10, 1996, s. 3-24.

²⁰ K. Hansen, S. Machin, *Spatial Crime Patterns and the Introduction of the UK Minimum Wage*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 64, 2003, s. 677-697.

Ze względu na analizowanie danych zsumowanych w celu zwiększenia stopnia zmienności i poprawienia efektywności estymacji zastosowano metodę regresji pozornie niezwiązanej (Seemingly Unrelated Regression), aby wkalkulować wewnątrzregionalną heterogeniczność i międzyczasową korelację. Ponadto skoro danymi są obserwacje na poziomie podregionów, należy wziąć pod uwagę potencjalne rozproszenie na płaszczyźnie. Wreszcie, za pomocą instrumentalnej estymacji zmiennych uwzględniono potencjalną endogeniczność pomiędzy ryzykiem zostania ukaranym a liczbą przestępstw.

Badanie potwierdza hipotetyczną wymierność ekonomiczną działalności przestępczej, a w szczególności oczekiwany negatywny wpływ ryzyka zastosowania kary na ilość popełnianych przestępstw.

II. METODOLOGIA

Punktem wyjścia badania jest model regresji liniowej dla każdego roku i liczby subregionów $N=45$ zdefiniowany przez:

$$y_t = X_t \beta + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (1)$$

gdzie X_t jest wielokrotnością N na K macierzy wymiarowej zmiennych niezależnych K , y_t jest N -wymiarowym wektorem zmiennej endogenicznej, a β jest wektorem wymiarowego współczynnika K . Gdy użyjemy połączonych danych dla $T=3$ lata, reszty pomiędzy latami są skorelowane, a wariancje w obrębie każdego roku będą różnicować się na przestrzeni lat, np. pomiędzy dwoma dowolnymi latami kowariancja resztowa wyraża się przez:

$$E(v'_t v_s) = \sigma^2_{ts}, \quad s = 1, \dots, T. \quad (2)$$

Aby uzyskać efektywne oceny szacunkowe dla β , do estymacji stosujemy uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów (Feasible Generalised Least Squares – F-GLS), by stąd uzyskać oceny dla β z modelu regresji pozornie niezwiązanej Zellnera (Seemingly Unrelated Regression – SUR)²¹.

Jako że model jest oceniany przy zastosowaniu danych subregionalnych, należy wziąć pod uwagę zależności punktowe na płaszczyźnie. Intuicyjnie wiemy, że przestępczość nie ogranicza się do jednego podregionu, lecz raczej przepływa ponad subregionalnymi granicami. Operacyjnie ilość przestępstw

²¹ A. Zellner, *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias*, „Journal of the American Statistical Association” 58, 1962, s. 977-992.

(y_i) może być określona nie tylko poprzez zmienne w samym podregionie (X_i), lecz również poprzez wartości X_i w sąsiednich podregionach. Co więcej, jeśli aktywność kryminalna w sąsiednich subregionach jest wysoka, może się ona rozprzestrzenić i wzmacniać działalność przestępczą w regionie poddawany badaniu. Zignorowanie rozproszenia punktów na płaszczyźnie, jak żadne inne pominięcie istotnych zmiennych, może zafałszować uzyskane rezultaty²². Operacyjnie zależności punktowe na płaszczyźnie określone są jako część reszt pochodzących z płaszczyznowo autokorelowanej (SAC) specyfikacji²³:

$$y_i = X_i\beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i = \lambda\varepsilon_i^W + v_i, \quad (3)$$

gdzie λ jest parametrem określającym wielkość rozproszenia na płaszczyźnie, formalnie ograniczonym do przedziału od (-1) do $(+1)$, ale ze względów bardziej praktycznych ograniczonym dodatkowo do bycia nie-negatywnym, podczas gdy ε_i^W opisuje średnią ε_i z subregionów sąsiadujących. Połączenie charakterystyk (1)-(2) ze specyfikacji SUR ze specyfikacją SAC (3) prowadzi do zintegrowanej specyfikacji określanej wygodnie jako SAC-SUR.

Następnie należy w kalkulować potencjalną endogeniczność pomiędzy ilością przestępstw a ryzykiem zastosowania kary. Dokonano tego za pomocą dwu etapowej instrumentalizacji najmniejszych kwadratów. W szczególności ryzyko zostania ukaranym najpierw poddano regresji na przesuniętych danych dotyczących ilości przestępstw oraz przewidywanych wartościach ryzyka wykrycia przestępstwa. W drugim etapie powyższą estymację przeprowadzono, zastępując ryzyko zostania ukaranym wartościami przewidywanymi.

III. DANE

Dane na temat ilości przestępstw i niezależne zmienne zostały uzyskane na poziomie subregionalnym i dotyczyły lat 2003-2005. Jedynym wyjątkiem są tu informacje na temat cudzoziemców, gdyż zmienna ta był dostępna jedynie w spisie z 2002 r. na poziomie 16 większych regionów (województw). Wartości pochodzące z województw zostały włączone do podregionów, tworząc badaną strefę, a liczby z 2002 r. zostały następnie ekstrapolowane na wszystkie lata od 2003 do 2005 r. Kolejnym wyjątkiem są dane na temat bezrobocia, którego wielkość – na poziomie subregionalnym – jest znana jedynie dla 2004 r. Liczby te zostały ekstrapolowane na lata 2003 i 2005. Tabela 1 przedstawia pełny opis zmiennych wraz z ich statystyką opisową.

²² L. Anselin, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, North-Holland, Amsterdam 1988.

²³ Ibidem.

Tabela 1

Definicje zmiennych i statystyka opisowa

Zmienna	Definicja	Średnia	Odchylenie standardowe
Ilość popełnianych przestępstw	Potwierdzone przestępstwa w zakończonych czynnościach przygotowawczych na 10 000 mieszkańców	373,01	118,48
Ryzyko zostania ukaranym	Odsetek wykrywalności przestępstw	61,51	12,63
Przewidywane ryzyko schwywania	Ryzyko zostania ukaranym przewidziane na podstawie liczby przestępstw z poprzedniego roku	61,51	8,92
Wysokość wynagrodzenia	Średni miesięczny przychód brutto i wynagrodzenie (PLN, ceny z 2003 r.)	2123,33	299,57
Poziom wykształcenia	Liczba studentów i absolwentów uczelni wyższych	5,91	6,88
Cudzoziemcy	Odsetek populacji nie będący Polakami (wg spisu z 16 województw 2002 r.)	1,12	2,17
Odsetek osób w wieku 20-29 lat	Odsetek osób w wieku 20-29 lat	16,65	1,14
Odsetek mężczyzn	Odsetek mężczyzn	48,47	0,85
Urbanizacja	Odsetek populacji zamieszkującej obszary miejskie	59,65	19,62
Bezrobocie	Wielkość bezrobocia (2004)	20,38	6,29
Poziom regionalny	45 subregionów		
Źródło	Główny Urząd Statystyczny (GUS): Regionalny Bank Danych		

IV. WYNIKI

Empiryczne szacowania punktu odniesienia modelu połączonych najmniejszych kwadratów (*Ordinary Least Square* – OLS), tzn. ocena bez specjalnego korygowania dla wewnątrzregionalnych korelacji, heterogeniczności intertemporalnej i rozproszenia na płaszczyźnie podana jest w drugiej kolumnie w tabeli 2. Trzecia kolumna tabeli 2 przedstawia rezultaty modelu SAC-SUR (tzn. z dostosowaniem dla korelacji intraregionalnej, heterogeniczności intertemporalnej oraz rozproszenia na płaszczyźnie), a wreszcie w czwartej kolumnie pokazano wynik SAC-SUR (dostosowany do endogeniczności pomiędzy ryzykiem wykrycia a ilością przestępstw). Wszędzie wszystkie zmienne (z wyjątkiem stałego współczynnika i linii czasu) wprowadzają szacunki w przekształcenia logarytmiczne. Proste wyniki modelu OLS nie dostarczają dowodu na statystycznie istotny związek pomiędzy ilością

przestępstw a ryzykiem poniesienia kary, podczas gdy wyniki modelu SAC-SUR dostarczają dowodu na sprzeczne z intuicją *dodatnie* oddziaływanie ryzyka ukarania na ilość popełnianych przestępstw. W przeciwieństwie do tych prostszych specyfikacji, końcowy model SAC-SUR instrumentalizuje ryzyko zostania ukaranym poprzez ilość przestępstw zakończonych pozbawieniem wolności, zgodnie z czym endogeniczność pomiędzy ryzykiem związanym z karą a ilością przestępstw została wkalkulowana. Rzeczywiście, wyniki tej specyfikacji dostarczają dowód na oczekiwany ujemny wpływ strachu przed karą na ilość przestępstw.

Tabela 2

Szacunkowe modele dla ilości popełnianych przestępstw

Zmienna	OLS	SAC-SUR	SAC-SUR (instrumenta- lizowany)
Stała	-0.572 (-0.10)	20.846 (2.12)**	8.693 (2.07)**
Linia czasu	-0.052 (-3.64)***	-0.073 (-6.58)***	-0.045 (-6.42)***
Ryzyko schwytania	-0.032 (-0.36)	0.650 (7.67)***	-1.043 (-10.05)***
Wysokość zarobków	0.426 (3.02)***	0.087 (0.42)	0.282 (2.49)**
Poziom wykształcenia	0.015 (2.03)**	0.005 (0.87)	0.004 (0.70)
Cudzoziemcy	-0.016 (-1.63)	-0.023 (-1.17)	0.002 (0.19)
Odsetek osób w wieku 20-29 lat	1.191 (4.46)***	1.099 (2.97)***	0.240 (1.09)
Odsetek mężczyzn	-0.652 (-0.45)	-6.348 (-2.54)***	-0.737 (-0.70)
Urbanizacja	0.530 (5.96)***	0.779 (5.35)***	0.289 (3.84)***
Bezrobocie	0.148 (2.97)***	0.085 (0.95)	0.141 (3.52)***
Rozproszenie na płaszczyźnie (λ)	NA	0.423 (2.56)***	0.015 (0.08)
Ilość obserwacji	135	135	135
Współczynnik R^2	0.824	0.719	0.921
Uwaga: wartości ilorazu T podane w nawiasach. Stopień istotności wskazany przez ***(1%), ***(5%), oraz *(10%)			

Dalej, ostatnia kolumna tabeli 2 wskazuje na negatywną tendencję czasową w odniesieniu do popełnianych przestępstw, tzn. ilość przestępstw maleje z upływem czasu. Z pewnością tendencja ta jest wysoce pożądana z punktu widzenia policji. Ponadto tabela przedstawia dowód na różnorodny charakter ryzyka wewnątrz określonych segmentów populacji. Pozytywny wpływ urbanizacji wskazuje, że tendencja do popełniania przestępstw jest wyższa w środowiskach miejskich, jak tego oczekiwano. Wysokość wynagrodzenia jest powiązana z przestępczością w sposób dodatni, wskazując tym samym, że przestępstwa popełniane są wyłącznie w zamożnych regionach. Jest to zgodne

z tezami I. Ehrlicha²⁴ oraz H. Entorfa i H. Spenglera²⁵, którzy wskazywali, że dochody mogą być pośrednikiem dla korzyści płynących z nielegalnych przychodów, natomiast przeczy stwierdzeniu W. Trumbulla²⁶, że wysoki dochód powinien zapewnić więcej możliwości zaangażowania się w działalność zgodną z prawem. Bezrobocie jest, zgodnie z oczekiwaniami oraz argumentacją i wynikami poprzednich badań²⁷, dodatnio związane z ilością przestępstw, tzn. wzrost bezrobocia prowadzi do spadku kosztu osiągnięcia korzyści z działalności przestępczej. W odróżnieniu od poprzednich badań skoncentrowanych na Europie²⁸, liczba przebywających na danym terenie cudzoziemców nie jest znacząco związana z popełnianymi przestępstwami. Należy jednak pamiętać, że zmienna ta została z grubsza przetworzona, gdyż udało się ją uzyskać jedynie ze spisu z 2002 r. obejmującego 16 województw. Poziom wykształcenia społeczności oraz odsetek mężczyzn i młodzieży nie są znacząco związane z liczbą przestępstw. Wreszcie, odnotowano dodatnie rozproszenie na płaszczyźnie, ale nie jest ono statystycznie znaczące.

V. WNIOSKI

Badanie pokazuje, że przestępczość w Polsce rządzi się racjonalnością ekonomiczną, tzn. skłonność do popełnienia przestępstwa jest ujemnie zależna od ryzyka zostania ukaranym. Konieczność zastosowania korekty dla endogeniczności pomiędzy ryzykiem ukarania a działalnością przestępczą została jednak podkreślona, jako nieskorygowana specyfikacja wiodąca do niekonsekwentnych wniosków o pozytywnym związku.

Ponadto, wzięto pod uwagę potencjalną obecność cech zwiększających ryzyko dla pewnych segmentów populacji. Cechy te korespondują – ogólnie mówiąc – z osiągnięciami poprzednich studiów naukowych opartych na danych pochodzących z Europy, z wyjątkiem tego, że niektóre segmenty są niezwiązane ze skłonnością do popełniania czynów przestępczych. Dokładniej, okazuje się, że wysokość wynagrodzenia, urbanizacja oraz bezrobocie są głównymi siłami zwiększającymi działalność przestępczą, podczas gdy ilość przestępstw nie jest związana z poziomem wykształcenia ani też z odsetkiem cudzoziemców, młodzieży czy mężczyzn w danej populacji*.

*Prof. Jørgen Lauridsen jest pracownikiem
Uniwersytetu Południowej Danii w Odense.*

²⁴ I. Erlich, op. cit.

²⁵ H. Entorf, H. Spengler, op. cit.

²⁶ W. Trumbull, op. cit.

²⁷ H. Entorf, H. Spengler, op. cit.; J. Small, C. Lewis, op. cit.; K. Papps, R. Winkelmann, op. cit.

²⁸ H. Entorf, H. Sepngler, op. cit.

* Z języka angielskiego przełożyła Ewa Baziór.

IS POLISH CRIME ECONOMICALLY RATIONAL?

Summary

The purpose of the study is to investigate whether crime in Poland is governed by economic rationality. According to a simple economic model of rational behaviour, it is expected that the propensity to commit criminal activities should be negatively related to the risk of deterrence. Potential presence of higher risk profiles for certain population segments (urban groups, males, foreigners, unemployed, young people, uneducated, and low-income earners) are controlled for. Panel data aggregated to sub-regional levels and observed annually for the years 2003 to 2005 are applied. Controls for endogeneity among criminal activity level and risk of deterrence, intra-regional correlation, inter-temporal heterogeneity and spatial spillover are exerted. The expected negative effect of risk of deterrence on criminal activity is found, whereby the hypothesised economic rationality is confirmed.