

WALDEMAR FLORCZAK

MAKROEKONOMICZNY MODEL PRZESTĘPCZOŚCI I SYSTEMU EGZEKUCJI
PRAWA DLA POLSKI.
SPECYFIKACJE RÓWNAŃ STOCHASTYCZNYCH I REZULTATY SZACOWANIA
PARAMETRÓW STRUKTURALNYCH¹

1. WSTĘP

W przeciwieństwie do badań z zakresu socjologii, psychologii czy kryminologii – których dorobek jest znaczący – próby przedstawienia problematyki przestępczości z perspektywy makroekonomicznej są na gruncie krajowym niezmiernie rzadkie i fragmentaryczne (por. np. Markowska, Sztudynger, 2003; Sztudynger, 2004; Sztudynger, Sztudynger, 2005; Florczak 2009). światowa, ekonomiczna literatura tematu jest natomiast bardzo bogata, podobnie jak istniejące aplikacje empiryczne. Jednakże bliższa inspekcja licznych zagadnień szczegółowych związanych z omawianą tematyką wskazuje na liczne niespójności, niedociągnięcia, a nawet sprzeczności w prowadzonych analizach. Należą do nich m.in.:

1. Dobór regresorów w równaniach podaży przestępczości uwarunkowany jest z jednej strony dostępnością danych statystycznych, z drugiej zaś osobistymi preferencjami badaczy, co do relatywnego znaczenia wybranych determinant przestępczości (por. np. Fields, 1999; Fajnzylber, Lederman, Loayza, 2002, Harries, 2003). Jednakże czynnik, który z punktu widzenia jednej teorii przestępczości uznać można za mało istotny lub nawet nieadekwatny, z punktu widzenia innej teorii uznać należałoby za kluczowy. Stąd, arbitralne ograniczanie liczby zmiennych, potencjalnie objaśniających przestępczość, nie wydaje się właściwe (por. Florczak, 2012a).
2. Pomimo, iż efekt odstraszenia ogólnego (*general deterrence effect*) obejmuje trzy składowe – wskaźnik wykrywalności przestępstw (*clearance rate*), wskaźnik wyroków skazujących (*conviction rate*) oraz dotkliwość kary (*penalty severity*) – to w zdecydowanej większości badań empirycznych jest on aproksymowany jedynie wskaźnikiem wykrywalności. Najczęściej sytuacja taka nie tyle jest powodowana brakiem danych, dotyczących pozostałych składowych efektu odstraszenia, co wynika z subiektywnego przekonania badaczy o rzekomej nieistotności efektu odstraszenia pozostałych komponentów (por. Mendes, McDonald, 2005).
3. Dotkliwość kary jest niemal we wszystkich badaniach zredukowana jedynie do długości wyroku bezwzględnego pozbawienia wolności, co wydaje się nadmiernym

¹ Opracowanie powstało w ramach realizacji autorskiego grantu MNiSW, nr 3354/B/H03/2010/38.

uproszczeniem, gdyż pozostałe formy kar (np. grzywny i ich wysokość) również posiadają właściwości odstrasżające (por. np. Becker, 1968; Viren, 2001).

4. Kompleksowe, holistyczne studia empiryczne – uwzględniające obok równania podaży przestępczości również wszystkie składowe systemu egzekucji prawa – są niezmiernie rzadkie. W najlepszym przypadku, jedynym ogniwem uwzględnianym w takich analizach jest bezpieczeństwo publiczne/policja (por. np. Bodman, Maultby, 1997). Jednakże w kompletnym systemie egzekucji prawa policja odpowiada za wskaźniki wykrywalności, a zatem za jeden tylko element pełnego efektu odstrasżania. Dlatego też całościowa analiza związków pomiędzy skalą przestępczości a publicznym zaangażowaniem w jej ograniczanie powinna obejmować także pozostałe ogniwa systemu egzekucji prawa (por. np. Tulder, Van der Torre, 1999).

W artykule przedstawiono propozycję kompletnego, makroekonomicznego modelu przestępczości i systemu egzekucji prawa dla Polski, o kryptonimie WF-CRIME, przy budowie którego starano się uniknąć wad wymienionych w poprzedzającym akapicie. Jest to pierwsza w kraju – i jedna z nielicznych w świecie – konstrukcja tego typu, umożliwiająca analizę ilościową związków pomiędzy przestępczością a wszystkimi składowymi systemu egzekucji prawa w ramach powiązań symultanicznych.

Oszacowań parametrów strukturalnych równań modelu dokonano na podstawie danych GUS. Informacje oficjalne stanowią podstawę formalnych diagnoz społecznych i stanowią punkt odniesienia dla podejmowania konkretnych działań decyzyjnych. To bowiem oficjalne dane, nie zaś nieregularnie dostępne dane ankietowe – np. dotyczące wiktymizacji społeczeństwa polskiego – determinują funkcjonowanie instytucji związanych z systemem egzekucji prawa. Fakty te stanowią dostateczny argument na rzecz ich wykorzystania w kompleksowym badaniu nad uwarunkowaniami przestępczości oraz mechanizmami funkcjonowania polskiego systemu egzekucji prawa. Ponadto w trakcie przetwarzania danych źródłowych czyniono liczne starania w celu zapewnienia ich spójności w czasie.

Struktura artykułu jest następująca. W kolejnym punkcie zwięźle omówiono dane wykorzystane w badaniu, ze szczególnym uwzględnieniem instytucjonalnych uwarunkowań przestępczości. Sekcja 3 poświęcona jest prezentacji wyników oszacowań parametrów behawioralnych równań modelu, w podziale na poszczególne sekcje polskiego systemu egzekucji prawa. Artykuł zawiera również uwagi końcowe oraz załącznik z symulacyjną wersją modelu.

2. BAZA DANYCH: WYBRANE ZAGADNIENIA

Na podstawie informacji źródłowych zaczerpniętych głównie z roczników statystycznych GUS, ale również roczników demograficznych oraz opracowań specjalistycznych (Szymanowski, 2010; Księga jubileuszowa więziennictwa polskiego 1989-2009, 2009; Siemaszko, Gruszczyńska, Marczewski, 2009; Kumor, 2006), jak również przy wykorzystaniu autorskich procedur przetwarzania danych (Florczak, 2003; Florczak, 2006; Florczak, 2011a), utworzono jednorodną bazę danych, niezbędną do przeprowa-

dzenia systemowych analiz empirycznych. Syntetyczną informację na temat zawartych w bazie kategorii podano w tabeli 1.

Tabela 1.

Wykaz zmiennych modelu WF-CRIME

Lp.	Symbol zmiennej	Nazwa zmiennej	Jednostka miary i zakres	Numer tablicy i strony Rocznika Statystycznego GUS, RS'2009 oraz/lub inne uwagi dotyczące źródeł danych
[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
1.	<i>AKTOSK</i>	Liczba aktów oskarżenia ogółem	Wartość absolutna 1970-2008	Tab. 3(79), s. 165
2.	<i>AKTOSKB</i>	Przestępstwa wykryte (liczba aktów oskarżenia), z wykluczeniem skazanych nieletnich oraz przestępstw prowadzenie w stanie nietrzeźwości	Wartość absolutna 1970-2008	$AKTOSKB = AKTOSK - LDRUNKB - SKAZNIE$
3.	<i>ALCOH</i>	Spżycie alkoholu <i>per capita</i>	Litry 1970-2008	Tab. II, s. 64
4.	<i>BPRIS</i>	Nakłady na więziennictwo	Mln. złotych, ceny stałe 1995 roku 1985-2008	Księga jubileuszowa więziennictwa polskiego 1989-2009, (2009) i przeliczenia własne
5.	<i>BSAD</i>	Nakłady na sądownictwo	Mln. złotych, ceny stałe 1995 roku 1985-2008	Tab. 6 (541), s. 646 i przeliczenia własne
6.	<i>BSAFE</i>	Nakłady na bezpieczeństwo publiczne	Mln. złotych, ceny stałe 1995 roku 1985-2008	Tab. 6 (541), s. 646 i przeliczenia własne
7.	<i>CARS</i>	Liczba samochodów	W tys. sztuk 1990-2008	Tab. 22(466), s. 542
8.	<i>CRDRUNK</i>	Liczba przestępstw w wyniku prowadzenia w stanie nietrzeźwości na 100 tys. mieszkańców	Wartość absolutna 2001-2008	$CRDRUNK = (LDRUNK * 100) / LO$
9.	<i>CRPRISP</i>	Liczba więźniów na 100 tys. mieszkańców	Wartość absolutna 1975-2008	$CRPRISP = ((PRISP * 100) / LO)$
10.	<i>CRPROP</i>	Liczba przestępstw przeciwko mieniu na 100 tys. mieszkańców	Wartość absolutna 1970-2008	$CRPROP = (PROP * 100) / LO$
11.	<i>CRREST</i>	Liczba pozostałych przestępstw, z wykluczeniem prowadzenia w stanie nietrzeźwości	Wartość absolutna 1970-2008	$CRREST = (REST * 100) / LO$
12.	<i>CRTOT</i>	Liczba przestępstw ogółem na 100 tys. mieszkańców	Wartość absolutna 1970-2008	$CRTOT = CRVIOL + CRPROP + CRREST + CRDRUNK$
13.	<i>CRTOTB</i>	Liczba przestępstw ogółem, z pominięciem przestępstw prowadzenia w stanie nietrzeźwości oraz przestępczości nieletnich, na 100 tys. mieszkańców	Wartość absolutna 1970-2008	$CRTOTB = CRVIOL + CRPROP + CRREST$

Tabela 1. c.d.

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
14.	<i>CRVIOL</i>	Liczba przestępstw przeciwko zdrowiu na życiu na 100 tys. mieszkańców	Wartość absolutna 1970-2008	$CRVIOL = (VIOL * 100) / LO$
15.	<i>CSCAP</i>	Indyktor zamożności społeczeństwa	Mln. zł., ceny stałe 1995 roku 1970-2008	Skumulowana wysokość spożycia indywidualnego z czterech kolejnych lat; tab. 3 (569), s. 692 i przeliczenia własne
16.	<i>GD</i>	Grzywna dodatkowa	W złotych, ceny stałe 1995 roku	Tab. 26(102), s. 186 oraz przeliczenia własne
17.	<i>GDP</i>	PKB <i>per capita</i>	W tys. złotych, ceny stałe 1995 roku 1970-2008	Tab. 3 (569), s. 692 oraz przeliczenia własne
18.	<i>GINI</i>	Współczynnik Gini nierówności ekonomicznych	W procentach	Kumor, (2006)
19.	<i>GS</i>	Grzywna samoistna	W złotych, c. s. 1995 roku 1970-2008	Tab. 26 (102), s. 186 oraz przeliczenia własne
20.	<i>KARA</i>	Miara dokuczliwości kary	W miesiącach 1970-2008	Według metodologii [14]
21.	<i>LI316</i>	Odsetek grupy wiekowej 13-16 lat w populacji ogółem	W procentach 1970-2008	Rocznik Demograficzny 2009, tab. 17, s. 134 i obliczenia własne
22.	<i>LDRUNK</i>	Liczba przestępstw spowodowanych prowadzeniem w stanie nietrzeźwości	Wartość absolutna 2001-2008	Tab. 1 (77), s. 162
23.	<i>LO</i>	Populacja Polski ogółem	W tys. osób 1970-2008	Rocznik Demograficzny 2009, tab. 17, s. 134
24.	<i>LPRIS</i>	Liczba więźniów	Wartość absolutna 1989-2008	Tab. 32(108), s. 191
25.	<i>MI530Z</i>	Odsetek mężczyzn w wieku 15-30, z uwzględnieniem przebywających za granicą, w populacji ogółem	W procentach 1970-2008	Rocznik Demograficzny 2009, tab. 17, s. 134; tab.26 (183), s. 436 i przeliczenia własne
26.	<i>NREC</i>	Liczba skazanych recydywistów	Wartość absolutna 1973-2008	Szymanowski, (2010)
27.	<i>PD</i>	Gęstość zaludnienia: liczba ludności na 1 km kwadratowy	Wartość absolutna 1973-2008	Tab. III, s. 66 oraz Rocznik Demograficzny 2009, tab. 17, s. 134
28.	<i>POZBW</i>	Liczba dorosłych skazanych na bezwarunkowe pozbawienie wolności	Wartość absolutna 1970-2008	Tab. 26(102), s. 186
29.	<i>PRISP</i>	Liczba więźniów	Wartość absolutna 1975-2008	Tab. 20(106), s. 189
30.	<i>PRK</i>	Aktywność zawodowa kobiet	W procentach 1970-2008	Tab. 2 (151), s. 232 i przeliczenia własne

Tabela 1. c.d.

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
31.	<i>PROP</i>	Liczba przestępstw przeciwko mieniu	Wartość absolutna 1970-2008	Tab. 1 (77), s. 162 oraz przeliczenia własne
32.	<i>PSG</i>	Prawdopodobieństwo skazania na grzywnę samoistną	Jednostka niemianowana 1970-2008	Tab. 26 (102), s. 186 oraz przeliczenia własne
33.	<i>PSGD</i>	Prawdopodobieństwo skazania na grzywnę dodatkową	Jednostka niemianowana 1970-2008	Tab. 26 (102), s. 186 oraz przeliczenia własne
34.	<i>PSI</i>	Prawdopodobieństwo skazania (dorosłych) na pozostałe sankcje karne	Jednostka niemianowana 1970-2008	$PSI = SKAZPOZ / SKAZDOR$
35.	<i>PSKAZ</i>	Prawdopodobieństwo skazania ogółem, z pominięciem skazanych nieletnich oraz skazanych za prowadzenie w stanie nietrzeźwości	Jednostka niemianowana 1970-2008	$PSKAZ = (SKAZDOR + SKAZNIE-LDRUNKB) / (AKTOSK-LDRUNKB)$
36.	<i>PSO</i>	Prawdopodobieństwo skazania na ograniczenie wolności	Jednostka niemianowana 1970-2008	Tab. 26 (102), s. 186 oraz przeliczenia własne
37.	<i>PSW</i>	Prawdopodobieństwo skazania (dorosłych) na bezwarunkowe pozbawienie wolności	Jednostka niemianowana 1970-2008	$PSW = POZBW / SKAZDOR$
38.	<i>PSZ</i>	Prawdopodobieństwo skazania na warunkowe pozbawienie wolności	Jednostka niemianowana 1970-2008	Tab. 26 (102), s. 186 oraz przeliczenia własne
39.	<i>PWYK</i>	Prawdopodobieństwo wykrycia przestępstwa ogółem (z wykluczeniem prowadzenia w stanie nietrzeźwości)	Jednostka niemianowana 1970-2008	$PWYK = (AKTOSK-LDRUNKB) / (TOTALB)$
40.	<i>PWYKO</i>	Prawdopodobieństwo wykrycia przestępstwa ogółem	Jednostka niemianowana 1970-2008	$PWYKO = (AKTOSK) / (TOTAL)$
41.	<i>REST</i>	Liczba pozostałych rodzajów przestępstw	Wartość absolutna 1970-2008	Tab. 1 (77), s. 162 oraz przeliczenia własne
42.	<i>ROZMAL</i>	Iloraz liczby nowo-zawartych małżeństw do liczby rozwodów	W procentach 1970-2008	Rocznik Demograficzny 2009, tab. 1 (36) oraz przeliczenia własne
43.	<i>RWYZ</i>	Odsetek ludności z wykształceniem wyższym	W procentach 1970-2008	Tab. 24, s. 156 oraz przeliczenia własne
44.	<i>SDP</i>	średnia faktyczna długość pobytu w więzieniu	W latach 1975-2008	$SDP = PRISP / SDW$
45.	<i>SDW</i>	Przeciętna długość zasądzanego wyroku bezwarunkowego pozbawienia wolności	W latach 1970-2008	Tab. 26(102), s. 186 oraz przeliczenia własne
46.	<i>SDWP</i>	średnia długość wyroku bezwarunkowego pozbawienia wolności	W latach 1975-2008	Tab. 30 (106), s. 190
47.	<i>SHOUSE</i>	Odsetek gospodarstw jednoosobowych w stosunku do liczby gospodarstw ogółem	W procentach 1970-2008	Tab. 1 (194) i przeliczenia własne

Tabela 1. c.d.

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
48.	SKAZDOR	Liczba skazanych dorosłych (z wykluczeniem skazanych za prowadzenie w stanie nietrzeźwości)	Wartość absolutna 1970-2008	$SKAZDOR = POZBW + SKAZPOZ$
49.	SKAZNIE	Liczba skazanych nieletnich	Wartość absolutna 1970-2008	Tab. 16 (92), s. 178
50.	SKAZOG	Liczba skazanych ogółem	Wartość absolutna 1970-2008	$SKAZOG = SKAZDOR + SKAZNIE + LDRUNKB$
51.	SKAZPOZ	Dorośli skazani na pozostałe sankcje prawne	Wartość absolutna 1970-2008	Tab. 26 (102), s. 186 oraz przeliczenia własne
52.	SOCAP	Wydatki socjalne <i>per capita</i>	W złotych, ceny stałe 1995 roku 1970-2008	Tab. 6 (541), s. 646 oraz przeliczenia własne
53.	SR1540	Liczba mężczyzn w wieku 15-40 lat na liczbę kobiet w analogicznej grupie wiekowej	W procentach 1970-2008	Rocznik Demograficzny 2009, tab. 17, s. 134-135 oraz przeliczenia własne
54.	TOTAL	Liczba przestępstw ogółem	Wartość absolutna 1970-2008	$TOTAL = TOTALB + LDRUNK$
55.	TOTALB	Liczba przestępstw ogółem (z wykluczeniem przestępstw ściganych z art. 178a k.k.)	Wartość absolutna 1970-2008	$TOTALB = VIOL + PROP + REST$
56.	UNR	Stopa bezrobocia	W procentach 1970-2008	Tab. 16 (165), s. 248 oraz przeliczenia własne
57.	URB	Współczynnik urbanizacji	W procentach 1970-2008	Tab. 10 (127), s. 204 oraz przeliczenia własne
58.	VCR	Społeczne koszty przestępczości	Jednostka niemianowana 1970-2008	Obliczenia własne (por. podrozdział 1.5)
59.	VIOL	Liczba przestępstw przeciwko zdrowiu i życiu	Wartość absolutna 1970-2008	Tab. 1 (77), s. 162 oraz przeliczenia własne
60.	W	Przeciętna płaca	W złotych, ceny stałe 1995 roku 1970-2008	Tab. 4 (182), s. 265 oraz przeliczenia własne
61.	ZWOL	Liczba zwolnień ogółem	Wartość absolutna 1985-2008	$ZWOL = PRISP_{t-1} - PRISP_t + POZBW_t$
62.	ZWOLN	Zwolnieni po upływie zapadalności wyroku	Wartość absolutna 1985-2008	$ZWOLN = PRISP_{t-1} - PRISP_t + POZBW_t - ZWOLWAR_t$
63.	ZWOLWAR	Przedterminowe zwolnienia warunkowe	Wartość absolutna 1985-2008	Tab. 31 (107), s. 190

Źródło: opracowanie własne

Wszystkie zmienne użyte w badaniach nad podażą przestępczości według podziału rodzajowego obejmują lata 1970-2008 (z wyjątkiem stopy bezrobocia). W przypadku relacji dotyczących systemu egzekucji prawa zakres czasowy dostępnych danych jest znacznie krótszy: od zaledwie ośmiu obserwacji dla przestępstwa ściganego z artykułu 178a kodeksu karnego (prowadzenie pojazdu na drodze przez osobę w stanie nietrzeźwości lub pod wpływem środka odurzającego), przez 19 obserwacji (lata 1990-2008) dla nakładów na poszczególne ogniwa systemu egzekucji prawa oraz przedterminowych zwolnień warunkowych, po 34 obserwacje (lata 1975-2008) dla średniej długości wyroku osób odbywających karę bezwarunkowego pozbawienia wolności oraz 36 – dla liczby skazanych recydywistów (lata 1973-2008). W konsekwencji, zgodnie z zasadą „wąskiego gardła” próba estymacyjna dla wybranych relacji warunkowana była długością szeregów najkrótszych.

W celu wyrażenia kategorii nominalnych w cenach realnych konieczne okazało się ich zdeflowanie przy pomocy jednopodstawowego indeksu cen (deflatora) z roku 1995, przy czym wybór roku bazowego podyktowany był dostępnością danych opracowanych dla potrzeb makro-ekonometrycznych modeli gospodarki narodowej Polski (por. Florczak, 2003, Florczak, 2011a).

Dążąc do zapewnienia wewnętrznej porównywalności danych w przyjętym przedziale czasowym należało uwzględnić występujące niespójności w ewidencji przestępczości rejestrowanej, spowodowane przekwalifikowaniem przestępstwa ściganego na mocy artykułu 178a kodeksu karnego. Przed rokiem 2001 prowadzenie pojazdu na drodze przez osobę w stanie nietrzeźwości lub pod wpływem środka odurzającego nie było uznawane za przestępstwo, a jedynie za wykroczenie. Wpływ wymienionej poprawki kodeksu karnego na pomiar wielkości zarejestrowanych jest znaczący. Kategoria ta wpływa nie tylko na ogólną liczbę zarejestrowanych przestępstw – jak również na liczebność przestępstw innych niż przeciwko mieniu czy zdrowiu i życiu – ale również na liczbę sformułowanych aktów oskarżenia (i tym samym na wskaźniki wykrywalności przestępstw), liczbę orzeczonych wyroków skazujących (a tym samym na wskaźniki wyroków skazujących) oraz liczbę osób skazanych na bezwarunkową karę pozbawienia wolności (i tym samym na dotkliwość orzeczonej kary). Mówiąc krótko oddziałuje na wszystkie ogniwa systemu egzekucji prawa, a stąd nie może zostać zignorowana, jeśli celem badania jest analiza wzajemnych powiązań owych ogniów².

Instytucjonalne uwarunkowania przestępczości w postaci systemu egzekucji prawa – na który składają się trzy ogniwa: bezpieczeństwo publiczne (policja), sądownictwo oraz więziennictwo – znajdują teoretyczne wsparcie m.in. w ekonomicznej teorii przestępczości, z centralną pozycją przypadającą koncepcji odstraszenia. Operacjonalizacja teorii odstraszenia opiera się na kluczowym założeniu, iż przestępcy formułują

² W badaniu Florczaka (2009), którego celem była jedynie kwantyfikacja makro-uwarunkowań przestępczości, nie zaś kompleksowa analiza polskiego systemu egzekucji prawa, wystarczającym zabiegiem korygującym omawianą niespójność było usunięcie przestępstw ściganych na mocy artykułu 178a kodeksu karnego z dalszych analiz.

swoją subiektywną percepcję ryzyka, związanego z nielegalną działalnością, na podstawie obiektywnych wskaźników sankcji karnych, na które składają się cztery elementy:

- a) wskaźnik wykrywalności przestępstw: liczba czynów przestępczych, wykrytych przez organy ścigania, względem ogólnej liczby przestępstw zgłoszonych na policję),
- b) wskaźnik wyroków skazujących: liczba osób osądzonych i uznanych za winne popełnionych czynów przez organa sądownicze, względem wszystkich osób oskarżonych³),
- c) rodzaj i wysokość wymierzonej kary (w polskim systemie sądowniczym wyróżnia się następujące rodzaje kar: bezwzględne pozbawienie wolności, pozbawienie wolności z warunkowym zawieszeniem wykonania kary, ograniczenie wolności oraz kara grzywny, przy czym ta ostatnia może być orzeczona jako kara dodatkowa obok kary pozbawienia wolności),
- d) odstęp czasu (*celerity*), jaki upływa od momentu popełnienia przestępstwa do chwili skazania i wykonania kary; pomimo niewątpliwego znaczenia tego czynnika jako komponentu efektu odstraszenia, w badaniach empirycznych na szczeblu makro wątek ten jest niemalże nieobecny (np. Nagin, Pogarski, 2001).

W okresie objętym analizą (1970-2008) dostępne dane na temat składowych efektu odstraszenia dotyczą przestępczości ogółem, bez podziału według rodzajów przestępstw. Dlatego też wskaźniki sankcji karnych użyte w badaniu dotyczą wielkości zagregowanych. Ze względu na fakt, iż od 2001 roku prowadzenie pojazdów na drodze przez osobę w stanie nietrzeźwym lub pod wpływem środka odurzającego jest czynem przestępczym, należało dokonać stosownych modyfikacji ogólnych wskaźników. W celu zachowania porównywalności i spójności przepływów strumieni pomiędzy poszczególnymi ogniwami systemu egzekucji prawa w sposób szczególnie należało również potraktować przestępczość nieletnich. Ich aktywność przestępcza wpływa bowiem na poziom przestępczości, natomiast standardowe sankcje karne nie mają w stosunku do nieletnich zastosowania.

Ze względu na powyższe, w odniesieniu do komponentów efektu odstraszenia postanowiono:

- a) Wyszczególnić kategorię przestępstw penalizowanych na mocy artykułu 178a k.k.;
- b) Od liczby wykrytych przestępstw odjąć te wymienione w poprzednim punkcie, gdyż ich wykrywalność wynosi 100%⁴. Nieuwzględnienie tego faktu skutkowałoby bowiem zawiżeniem – z punktu widzenia wszystkich zarejestrowanych przestępstw, poza tymi karalnymi z artykułu 178a k.k. – wysokości wskaźnika wykrywalności.

³ Konstrukcja wskaźnika wyroków skazujących nie rozróżnia pomiędzy przypadkami orzeczeń o niewinności *versus* braku dostatecznych dowodów umożliwiających skazanie osób winnych popełnionych przestępstw. W praktyce bowiem rozróżnienie takie nie jest możliwe.

⁴ Nie chodzi oczywiście o faktyczną liczbę osób prowadzących w stanie nietrzeźwości, ale o liczbę zarejestrowanych przypadków tego typu.

Stąd w bazie danych mamy do czynienia z dwoma wskaźnikami wykrywalności przestępstw, *PWYK* oraz *PWYKO* (por. tabela 1);

- c) Od ogólnej liczby aktów oskarżenia odjąć liczbę przestępstw ściganych z artykułu 178a oraz liczbę skazanych nieletnich. Pierwsza z wymienionych korekt wynika ze spostrzeżenia, iż w przypadku przestępstwa polegającego na prowadzeniu pojazdu w stanie nietrzeźwości, o osobie schwytej można przyjąć ze 100% prawdopodobieństwem, iż zostanie skazana. Zaniechanie drugiej korekty skutkowałoby z kolei zaniżeniem wskaźników wyroków skazujących. Chociaż bowiem aktywność przestępcza nieletnich wpływa na poziom przestępczości, to już „dorosłe” sankcje karne nie mają w stosunku do nich zastosowania. Z tych względów w bazie danych występują dwie zmienne opisujące liczbę aktów oskarżenia ogółem, *AKTOSK* oraz *AKTOSKB*.

W makroekonomicznych badaniach empirycznych nad przestępczością na ogół wykorzystuje się jedynie informacje dotyczące najbardziej dotkliwego rodzaju sankcji – kary bezwzględnej pozbawienia wolności oraz jej orzeczonej średniej długości. Jednakże rozwiązanie takie jest nadmiernym uproszczeniem, gdyż pominięcie pozostałych form sankcji oznacza *implicite* przyjęcie założenia o ich relatywnej niezmienności w czasie, co nie jest realistyczne (por. Florczak, 2009). Dlatego też w badaniu niniejszym w charakterze aproksymanty dotkliwości kary wykorzystano miarę autorską (Florczak, 2009), której konstrukcja uwzględnia w jednym wskaźniku – poprzez zastosowanie odpowiednich wag – nie tylko wszystkie rodzaje sankcji karnych, stojące do dyspozycji sądów, ale również wariację grzywien.

3. SPECYFIKACJA I WYNIKI ESTYMACJI PARAMETRÓW STRUKTURALNYCH RÓWNAŃ MODELU WF-CRIME

W sekcji niniejszej przedstawiono specyfikację i wyniki estymacji parametrów strukturalnych wszystkich behawioralnych równań modelu WF-CRIME, ze szczególnym uwzględnieniem równań podaży przestępczości. W aspekcie metodycznym zdecydowano się na zastosowanie strategii modelowania od ogółu do szczegółu, czego technicznym wyrazem było użycie metody regresji krokowej. W celu ustalenia zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających dokonano przeglądu badań empirycznych oraz odwołano się do współczesnych teorii opisujących zjawisko przestępczości (por. Florczak, 2009; Florczak, 2012a). Nie próbowano przy tym weryfikować ich empirycznej zasadności w sposób odseparowany, ale traktowano je jako fundament teoretyczny, uzasadniający konieczność rozważenia konkretnej zmiennej w wyjściowym równaniu objaśniającym wariację regresanta. W procesie ustalania ostatecznych wariantów równań kierowano się zasadą zgodności uzyskanych wyników z przesłankami teoretycznymi.

3.1. RÓWNANIA PODAŻY PRZESTĘPCZOŚCI

Na podstawie przeglądu istniejących teorii przestępczości poziomu makro⁵ oraz reprezentatywnych badań empirycznych (por. Florczak, 2009; Florczak, 2012), dokonano oszacowania parametrów strukturalnych równań przestępczości według następującego podziału rodzajowego:

- a) liczbę przestępstw z użyciem przemocy na 100 tys. ludności, *VIOL*;
- b) liczbę przestępstw przeciwko własności na 100 tys. ludności, *PROP*;
- c) liczbę pozostałych rodzajów przestępstw na 100 tys. ludności, *REST*;
- d) społeczne koszty czynów przestępczych na 100 tys. ludności, *VCR* (por. Florczak, 2009);
- e) liczbę przestępstw kryminalizowanych z mocy artykułu 178a k.k.

Po przyjęciu standardowej postaci funkcyjnej, wykorzystywanej w empirycznych analizach przestępczości – w których logarytm odpowiedniego wskaźnika przestępczości jest funkcją logarytmów lub poziomów odpowiednich regresorów – wyjściowa specyfikacja równania regresji dla wszystkich zmiennych objętych analizą jest następująca:

$$\ln CR_{it} = \alpha_{oi} + \alpha_{1i} \cdot \ln CR_{i,t-1} + \alpha_{2i} \Delta \ln GDP_t + \sum_{j=1}^7 \beta_{ji} \ln X_{jt} + \sum_{j=8}^{18} \beta_{ji} \cdot X_{jt} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie:

$i = 1, 2, \dots, 4$ subskrypt opisujący grupę rodzajową przestępstwa wymienioną w punktach a)-d) (z wyłączeniem e)), t – subskrypt czasu (dane o częstotliwości rocznej za lata 1970-2008, z wyjątkiem prowadzenia pojazdów w stanie nietrzeźwości: 2001-2008), \ln – logarytm naturalny, α , β – parametry strukturalne, X – zmienne objaśniające (por. tabela 2), ε – składnik losowy.

W trakcie ustalania relacji – logarytmicznej lub semilogarytmicznej – łączącej daną zmienną objaśniającą ze zmienną objaśnianą podejmowano tę decyzję na podstawie specyfiki oddziaływania pierwszej ze zmiennych na drugą. Starano się przy tym odpowiedzieć na pytanie, czy dany regresor podlega prawu malejących przychodów w kontekście swojego oddziaływania na wariancję regresanta, co uzasadniało przyjęcie specyfikacji logarytmicznej. W przeciwnym razie decydowano się na relację semilogarytmiczną. Wszystkie parametry modeli stochastycznych estymowano przy użyciu KMNK⁶.

⁵ Ze względu na ograniczenia objętości artykułu zrezygnowano z prezentacji formalnego modelu ekonomicznej teorii przestępczości, która kwestie funkcjonowania systemu egzekucji prawa wysuwa na czoło swoich rozważań, gdyż każde ogniwo systemu generuje inną składową ogólnego efektu odstraszenia. Wyczerpujący opis modelu formalnego czytelnik znajdzie w monografii Florczaka (2011a), s. 324-328, zaś rozważania nad systemem egzekucji prawa w kontekście ekonomicznej teorii przestępczości – w artykule Florczaka (2012b).

⁶ Z teoretycznego punktu widzenia, bardziej zasadne byłoby zastosowanie estymacji łącznej (2MNK, 3MNK). Rozmiar modelu wykluczał jednak taką opcję. Zauważmy ponadto, iż w przypadku szacunku parametrów strukturalnych równań, które docelowo mają wejść a skład dużego modelu wielorównaniowego, korzysta się z niesystemowych metod estymacji.

Uzyskane rezultaty poddano pełnej weryfikacji statystycznej. W doborze narzędzi diagnostycznych kierowano się koniecznością sprawdzenia podstawowych właściwości statystycznych uzyskanych oszacowań, z uwzględnieniem realizacji tzw. schematu Gaussa-Markova⁷.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki estymacji parametrów strukturalnych tzw. modeli pełnych (*global model*), w których uwzględniono wszystkie dostępne na szczeblu makro zmienne (por. Florczak, 2009; Florczak, 2012a) oraz rezultaty ostatecznych wariantów równań podaży przestępczości według podziału rodzajowego.

Oszacowania uzyskane w modelach pełnych (warianty [1], [3], [5] oraz [7] tabeli 2) są w zdecydowanej większości nie tylko nieistotne, ale często charakteryzują się znakami niezgodnymi z ustaleniami teoretycznymi. Jednocześnie wysoki stopień objaś-

Tabela 2.

Oszacowania parametrów strukturalnych równań podaży przestępczości
(symbole zmiennych podano w tabeli 1)

Zmienne objaśniające / testy diagnostyczne	Wariant równania							
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
	Zmienna objaśniana							
	lnVIOL	lnVIOL	lnPROP	lnPROP	lnREST	lnREST ^(a)	lnVCR	lnVCR
Wyraz wolny	18,590 (1,92)	4,801 (4,27)	18,511 (1,56)	8,827 (5,73)	-2,624 (0,13)	20,157 (15,43)	23,674 (2,44)	6,509 (5,45)
lnGDP	-0,483 (1,20)		-0,603 (1,10)		-1,965 (2,67)		0,116 (0,29)	
$\Delta \ln GDP$	0,659 (1,37)		0,247 (0,38)		2,309 (2,43)		-0,190 (0,38)	
lnW	-0,428 (2,05)	-0,426 (4,15)	-0,767 (2,89)	-0,639 (3,57)	-0,263 (0,62)	-1,726 (11,71)	-0,687 (3,06)	-0,386 (4,75)
lnCSCAP	1,384 (2,28)		1,384 (1,87)	0,722 (4,63)	0,536 (0,43)		1,170 (1,78)	
GINI	0,033 (3,23)	0,029 (2,81)	0,012 (0,94)	0,014 (2,24)	0,043 (2,23)	0,051 (8,70)	0,022 (2,08)	0,025 (3,64)
UNR	-0,001 (0,22)	-0,003 (0,90)	-0,006 (0,81)		0,007 (0,62)		0,002 (0,39)	
PRK	-0,033 (2,75)		-0,008 (0,54)		-0,008 (0,37)		-0,018 (1,51)	
RWYZ	-0,054 (1,71)		-0,033 (0,83)		-0,037 (0,60)	0,052 (4,45)	-0,062 (1,85)	
lnSOCAP	-0,149 (2,14)		-0,082 (0,95)	-0,092 (1,80)	-0,106 (0,70)	-0,211 (3,28)	-0,064 (0,90)	
M1530Z	0,011 (0,29)	0,0463 (3,20)	0,086 (1,76)	0,055 (5,45)	-0,071 (0,93)		-0,046 (1,12)	0,010 (1,19)

⁷ Pominięto szczegóły metodologiczne związane z konstrukcją omawianych miar i testów. Ich opis Czytelnik znajdzie w każdym współczesnym podręczniku do teorii ekonometrii (np. Greene, 1993; Welfe, 2003).

Tabela 2. c.d.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
<i>SR1540</i>	-0,103 (1,04)		-0,105 (0,91)		0,140 (0,69)		-0,120 (1,25)	
<i>RMS</i>	-0,288 (2,87)		-0,001 (0,01)		-0,151 (0,79)		-0,199 (1,94)	
<i>SHOUSE</i>	-0,006 (0,28)		0,039 (1,19)		0,126 (2,77)		-0,014 (0,54)	
<i>ROZMAL</i>	-0,004 (1,06)		0,007 (1,32)		0,011 (1,45)	0,010 (2,06)	0,001 (0,12)	
<i>URB</i>	-0,053 (1,28)		-0,098 (2,05)		-0,037 (0,46)	0,031 (3,13)	-0,043 (1,09)	
<i>PD</i>	0,0004 (0,02)		0,051 (2,02)		-0,001 (0,01)		-0,005 (0,27)	
<i>ALCOH</i>	0,059 (1,35)		0,048 (1,13)		-0,056 (0,75)		0,044 (0,99)	
<i>lnPWYK</i>	-0,560 (3,98)	-0,445 (4,36)	-0,990 (5,59)	-0,969 (9,68)	0,651 (2,09)		-0,410 (2,70)	-0,440 (6,29)
<i>lnPSKAZ</i>	-0,082 (0,86)	-0,167 (1,83)	-0,388 (3,32)	-0,407 (5,27)	-0,198 (1,10)	-0,331 (3,55)	-0,102 (1,05)	-0,101 (1,68)
<i>lnKARA</i>	0,040 (0,26)	-0,302 (2,03)	-0,148 (0,66)	-0,407 (3,52)	0,628 (2,14)	-0,331 (3,55)	0,120 (0,72)	
Opóźniona zmienna objaśniana	0,530 (3,21)	0,616 (6,49)	0,170 (1,32)	0,195 (2,41)	-0,106 (0,49)	-0,701 (8,42)	0,570 (2,61)	0,564 (6,73)
\bar{R}^2	0,993	0,985	0,989	0,989	0,968	0,976	0,987	0,984
MAPE	0,439	0,940	0,381	0,492	0,662	4,818	0,249	0,380
D-H	-0,785	-0,763	0,675	0,983	0,929	1,299	-0,331	-1,030
Jarque-Bera	0,078	0,231	0,135	0,595	0,449	0,928	0,536	0,620
White	-	0,389	-	0,115	-	0,841	-	0,419
RESET	0,407	0,118	0,786	0,185	0,018	0,025	0,714	0,313
Harvey-Collier	-1,502	-1,208	0,246	0,591	-0,224	-4,140	-0,764	0,618
<i>F</i>	-	0,062	-	0,598	-	0,056	-	0,195
ADF	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Uwagi: w nawiasach podano wartości statystyk *t*-Studenta; dla testów Jarque-Bera, White'a, RESET oraz *F* podano graniczne poziomy istotności (*p-value*); (a) w wariancie występuje również jedna zmienna 0-1 dla roku 1990

Źródło: obliczenia własne

nienia wariancji zmiennej objaśnianej we wszystkich omawianych wariantach świadczy, iż przyczyną takich wyników jest współliniowość regresorów.

Zastosowanie metody regresji krokowej skutkuje rezultatami przytoczonymi w wariantach [2], [4], [6] i [8] tabeli 2. Modele te spełniają wszystkie założenia schematu Gaussa-Markova, charakteryzują się stabilnością parametrów strukturalnych (wskazania

testów Harveya-Colliera i Chowa (por. Florczak, 2011b) i postaci funkcyjnej (wskazanie testu RESET) oraz stacjonarnością reszt (wskazanie testu ADF).

Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o nieistotności zmiennych pominiętych w wariantach równań z restrykcjami zerowymi w stosunku do odpowiednich modeli bez restrykcji. Omawiane modele charakteryzują się zatem pełną poprawnością merytoryczną i dlatego stanowią podstawę do dalszych analiz, tworząc w modelu WF-CRIME blok równań objaśniających podaż przestępczości.

Ze względu na ograniczenia objętości artykułu zrezygnowano z omówienia i interpretacji otrzymanych wyników, gdyż odpowiednie wnioski i spostrzeżenia są zbyt liczne i zbieżne z tymi, które zawarto w artykułach Florczaka (2009, 2012a). Wspomnieć należy jedynie, iż biorąc pod uwagę procedurę selekcji końcowych wersji równań, która przebiegała bez arbitralnego wspomaganie wyboru ostatecznego zestawu zmiennych objaśniających – wydaje się, że zmienne te, bardziej niż inne, utożsamiać można z długookresowymi determinantami przestępczości w Polsce. Z kolei fakt, iż zbiór statystycznie istotnych regresorów tworzą zmienne znajdujące teoretyczne uzasadnienie przede wszystkim w ekonomicznej teorii racjonalnego wyboru oraz teorii działań rutynowych dowodzi ich trafności i przeczy wyrażanym często opiniom o nieadekwatności uwarunkowań ekonomicznych – w tym zwłaszcza koncepcji kary – do opisu zjawisk związanych z przestępczością.

W ostatecznym równaniu pozostałych rodzajów przestępstw (wariant [6], tabela 2) ze zbioru regresorów celowo usunięto współczynnik wykrywalności przestępstw, *PWYK*. Ze względu na swą specyfikę przestępstwa te charakteryzują się bowiem blisko 100% wykrywalnością przypadków zarejestrowanych, a stąd zmienna *PWYK* jest w takich okolicznościach czynnikiem nieadekwatnym. Z powodów wymienionych w sekcji 2 z kategorii „pozostałe rodzaje przestępstw” usunięto przestępstwa kryminalizowane na podstawie artykułu 178a k.k. Dlatego też pojawia się konieczność objaśnienia zmienności tej zmiennej.

Na etapie specyfikacji odpowiedniej relacji zdecydowano się na znamionowe potraktowanie omawianego przestępstwa, co wynikało przede wszystkim z bardzo niskiej liczebności próby (8 obserwacji), a stąd niemożności wykorzystania modelu uwzględniającego szerszy kontekst środowiskowy. Do popełnienia omawianego czynu karalnego dochodzi jedynie w sytuacji prowadzenia pojazdu, co każe uczynić ogólną liczbę przestępstw omawianego typu funkcją liczby pojazdów ogółem. Warunkiem koniecznym zaistnienia przestępstwa jest również nietrzeźwość kierowcy, co w skali makro łączy ogólną liczbę przestępstw z wielkością spożycia alkoholu *per capita*. Przyjęto przy tym dwa realistyczne założenia:

1) Elastyczność przestępstw ściganych na podstawie artykułu 178a k.k. względem liczby pojazdów wynosi 1, co odpowiada hipotezie, iż średnie spożycie alkoholu w populacji posiadającej samochód równe jest *ceteris paribus* średniemu spożyciu alko-

holu w populacji nie posiadającej samochodu, przy założeniu takiej samej struktury demograficznej obydwu populacji⁸.

2) Elastyczność przestępstw ściganych na podstawie artykułu 178a k.k. względem spożycia alkoholu ogółem *ceteris paribus* wynosi 1, co jest jednoznaczne ze stwierdzeniem, iż w warunkach częstszego spożywania alkoholu osoby posiadające samochód częściej prowadzą go w stanie nietrzeźwości.

Ponadto rosnącą społeczną dezaprobatę wobec omawianego czynu przestępczego aproksymowano funkcją trendu⁹, przy oczekiwanym ujemnym znaku parametru stojącego przy tej zmiennej. Ze względu na kalibrację odpowiednich parametrów oraz niedostateczną liczbę stopni swobody zaniechano pełnej weryfikacji statystycznej wyników omawianej relacji (por. tabela 3). Zauważyć należy jedynie, że z powodu rosnącej społecznej świadomości wysokiej szkodliwości przestępstwa omawianego typu, mamy do czynienia z autonomicznym jego spadkiem w tempie powyżej 11% rocznie (por. odpowiedni parametr w tabeli 3).

Tabela 3.

Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego przestępstwa ścigane na podstawie artykułu 178a k.k. (zmienna objaśniana: $\log(LDRUNK)$; próba: 2001-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
Wyraz wolny	5,415927	0,867613	6,242331	0,0008
$\ln(CARS)$	1,0	.	.	.
$\ln(ALCOH)$	1,0	.	.	.
Trend	-0,115909	0,024389	-4,752502	0,0032
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,999869	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	11,93917	
Odchylenie standardowe	0,158059	Kryterium informacyjne Akaike'a	-0,639378	
Suma kwadratów reszt	0,149896	Kryterium informacyjne Schwarz	-0,619517	
Funkcja wiarygodności	4,557510	Statystyka $D - W$	1,574111	

Źródło: obliczenia własne

3.2. RÓWNANIA SEKCJI POLICJI (BEZPIECZEŃSTWA PUBLICZNEGO)

Dane dotyczące polskiego systemu egzekucji prawa obejmują znacznie krótszy okres niż w przypadku podaży przestępczości, zazwyczaj gospodarkę transformowaną:

⁸ Oznacza to, iż fakt posiadania samochodu nie zmienia ustalonej, indywidualnej skłonności do spożycia alkoholu.

⁹ Próba uzależnienia omawianej wielkości od prawdopodobieństwa wykrycia przestępstw ogółem, *PWYK*, zakończyła się niepowodzeniem.

1990-2008. Z jednej strony ogranicza to możliwość „rozwinęcia skrzydeł” w kontekście metodyki i weryfikacji statystycznej, z drugiej zaś pozwala zachować pełną spójność danych, które dotyczą jedynie obecnego systemu społeczno-ekonomicznego.

Fundamenty teoretyczne opisujące mechanizmy funkcjonowania systemu egzekucji prawa są znacznie słabiej rozwinięte niż teoretyczne podstawy objaśniające zjawisko przestępczości (por. Noam, 1977; Tulder, Van der Torre, 1999; Tulder, Velthoven, 2003; Blumstein, 2007). Dlatego też w trakcie specyfikacji odpowiednich relacji częstokroć formułowano autorskie hipotezy dotyczące domniemywanych związków, zaś tam gdzie to było możliwe posiłkowano się istniejącymi rozwiązaniami empirycznymi.

W równaniu wnoszonych aktów oskarżenia – stanowiącym punkt wyjścia dla konstrukcji współczynnika wykrywalności przestępstw – przyjęto następujące hipotezy:

a) Liczba wykrytych przestępstw jest *ceteris paribus* proporcjonalna – chociaż mniej niż wprost proporcjonalna – do liczebności popełnianych przestępstw (por. Tulder, Van der Torre, 1999). W celu wyjaśnienia istoty powyższej hipotezy posłużyć można się często przytaczaną w takich przypadkach alegorią. Otóż w przypadku połów, dysponując tym samym sprzętem (siecią), rybak wyławia większą ilość ryb, im bardziej łowisko obfituje w ryby.

b) Aktywność policji w zakresie wykrywalności przestępstw jest funkcją nakładów na jej funkcjonowanie (por. Carr-Hill, Stern, 1973; Carr-Hill, Stern, 1977; Carr-Hill, Stern, 1979). Odwołując się raz jeszcze do przytoczonej alegorii: im lepszy sprzęt tym *ceteris paribus* – bez względu na obfitość ryb – wyższy połów.

c) Zwiększenie aktywności policji w obszarach innych niż walka z przestępczością skutkuje zmniejszeniem wykrywalności przestępstw. W równaniu objaśniającym liczbę aktów oskarżenia w ogólnej ich liczbie pominięto przestępstwa ścigane na mocy artykułu 178a k.k. oraz liczbę przestępstw popełnionych przez nieletnich. Dlatego też zwiększenie zaangażowania sił policyjnych w obsłudze ruchu drogowego – czego symptomatycznym przejawem jest większa liczba wykrytych przestępstw prowadzenia pojazdów w stanie nietrzeźwości – zmniejsza wykrywalność innych rodzajów przestępstw.

Wszystkie hipotezy znalazły empiryczne potwierdzenie (por. tabela 4).

Elastyczność wykrywalności względem liczby popełnionych przestępstw wynosi blisko 0,9 i jest znacznie wyższa od analogicznej elastyczności względem nakładów na bezpieczeństwo publiczne (0,55), natomiast substytucyjne efekty zwiększenia wykrywalności przestępstw polegających na prowadzeniu pojazdu w stanie nietrzeźwości są marginalne (odpowiedni parametr równy jest jedynie -0,014).

O zarejestrowanych przypadkach prowadzenia pojazdu w stanie nietrzeźwości przyjęto *implicite* ich 100% wykrywalność. Ze swej istoty są to przestępstwa, których rejestracja jest równoznaczna z „przyłapaniem na gorącym uczynku”, a stąd liczba przestępstw zarejestrowanych równa jest liczbie przestępstw wykrytych.

W odniesieniu do przestępczości nieletnich przyjęto założenie, iż liczba oskarżeń przeciwko nieletnim równa jest liczbie orzeczonych wyroków skazujących. Wydaje się bowiem, że ze względu na możliwość oddziaływania na nieletnich poprzez mniej

Tabela 4.

Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego przestępstwa wykryte (zmienna objaśniana: $\ln(AKTOSKB)$; próba: 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
Wyraz wolny	-3,745846	1,161308	-3,225540	0,0066
$\ln(VIOL+PROP+REST)$	0,894750	0,064502	13,87175	0,0000
$\ln(BSAFE)$	0,548416	0,062806	8,731839	0,0000
$\ln(LDRUNK)$	-0,014028	0,002998	-4,679867	0,0004
U1990	-0,249425	0,029501	-8,454742	0,0000
U1999+U2000	-0,178736	0,030229	-5,912769	0,0001
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,983296	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	13,09225	
Odchylenie standardowe	0,024980	Kryterium informacyjne Akaike'a	-4,289387	
Suma kwadratów reszt	0,008112	Kryterium informacyjne Schwarza	-3,991143	
Funkcja wiarygodności	46,74918	Statystyka $D - W$	2,269113	

Źródło: obliczenia własne

drastyczne środki niż sądowe, policja decydując się na te ostatnie dysponuje bardzo mocnymi powodami i dowodami, uzasadniającymi ich użycie.

Liczebność wykrytych przestępstw popełnionych przez nieletnich jest funkcją następujących czynników:

a) ogólnej liczby przestępstw, z wykluczeniem prowadzenia pojazdów w stanie nietrzeźwości, gdyż te ostanie z definicji nie są popełniane przez nieletnich (ustawowy wymóg ukończenia 17-stu lat w celu uzyskania prawa jazdy¹⁰);

b) populacji osób w wieku definiującym kategorię przestępczości nieletnich (13-16 lat);

c) nakładów na funkcjonowanie bezpieczeństwa publicznego.

Uzyskane wyniki charakteryzują się statystyczno-merytoryczną akceptowalnością (por. tabela 5). Elastyczność wykrytych przestępstw nieletnich względem nakładów na funkcjonowanie bezpieczeństwa publicznego jest znacznie wyższa niż w przypadku przestępczości dorosłych i przekracza 1. Fakt ten można tłumaczyć tym, iż nieletni nie posiadają wyrobionych nawyków i doświadczenia przestępczego lub/i rosnącym udziałem przestępczości nieletnich w przestępczości ogółem.

Liczebność aktów oskarżenia dorosłych i nieletnich wraz z liczbą zarejestrowa-

¹⁰ Zarejestrowane przypadki prowadzenia pojazdów mechanicznych przez nieletnich pod wpływem alkoholu są na tyle rzadkie – i zazwyczaj rozpatrywane w trybie wykroczenia, nie zaś przestępstwa – że zjawisko to nie podważa zasadności przyjętego założenia.

Tabela 5.
Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego liczbę skazanych nieletnich (zmienna objaśniana: $\ln(SKAZNIE)$; próba 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
Wyraz wolny	-18,46150	4,115113	-4,486268	0,0004
$\ln(VIOL+PROP+REST)$	0,738297	0,194307	3,799651	0,0017
$\ln(L1316)$	0,894465	0,390517	2,290467	0,0369
$\ln(BSAFE)$	1,350317	0,219787	6,143756	0,0000
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,914741	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	9,914594	
Odchylenie standardowe	0,098196	Kryterium informacyjne Akaike'a	-1,619032	
Suma kwadratów reszt	0,144638	Kryterium informacyjne Schwarza	-1,420203	
Funkcja wiarygodności	19,38080	Statystyka $D - W$	1,525404	

Źródło: obliczenia własne

nych przestępstw, łącznie z prowadzeniem pojazdów w stanie nietrzeźwości, służą do konstrukcji odpowiednich wskaźników wykrywalności, które definiują ogólny efekt odstraszania w aspekcie nieuchronności kary.

3.3. RÓWNANIA SEKCJI SĄDOWNICTWA

Akty oskarżenia, sformułowane przez pierwsze ogniwo systemu egzekucji prawa (policja i prokuratura), stanowią podstawę do wszczęcia postępowania sądowego, którego efektem jest wydanie odpowiedniego wyroku, najogólniej – uniewinniającego lub orzekającego o winie. Relacja liczby wyroków skazujących do liczby aktów oskarżenia definiuje drugą składową ogólnego efektu odstraszania, odpowiedzialną – podobnie jak wskaźniki wykrywalności – za nieuchronność kary.

Spośród dostępnych sankcji karnych, stojących do dyspozycji sądu, najważniejszą jest wyrok skazujący na bezwzględne pozbawienie wolności. Jest to nie tylko najbardziej dotkliwa sankcja, ale również czynnik determinujący funkcjonowanie kolejnego ogniwa systemu egzekucji prawa, jakim jest więziennictwo.

W trakcie specyfikacji równania objaśniającego liczbę wyroków skazujących na bezwzględne pozbawienie wolności (*POZBW*) brano pod uwagę liczne hipotezy formułowane na gruncie ustaleń teoretycznych, w szczególności analizowano wpływ następujących czynników:

1) Obciążenia systemu sądowego liczbą napływających spraw karnych: ich przyrost powinien *ceteris paribus* prowadzić do zwiększenia liczby wyroków skazujących.

2) Społecznej szkodliwości czynów, którą aproksymowano wielkością jednostkowych społecznych kosztów przestępczości (por. Florczak, 2009). W przypadku eskalacji społecznej dotkliwości przestępstw oczekiwaną reakcją systemu sprawiedliwości jest sięgnięcie po bardziej represyjne środki karne (por. Andreoni, 1991).

3) Recydywizmu: w przypadku recydywistów sądy stosują zaostrzone sankcje karne.

4) Nakładów na funkcjonowanie systemu sądowego: spodziewać należy się relacji dodatniej, gdyż wzrost środków skutkuje *ceteris paribus* zmniejszeniem relatywnego obciążenia systemu (por. Tulder, Van der Torre, 1999).

5) Efektywności i egzekwowalności wyroku bezwarunkowego pozbawienia wolności, co obrazowo określić można hipotezą „zniechęconego sędziego” (*discouraged judge hypothesis*), nawiązując do hipotezy zniechęconego pracownika (*discouraged worker hypothesis*) z dziedziny nauk ekonomicznych. Najogólniej hipoteza ta mówi, iż w wyniku fiaska działań ludzkich zmierzających do osiągnięcia określonego celu – bez względu na skalę własnych wysiłków włożonych w jego osiągnięcie – które spowodowane jest obiektywnymi uwarunkowaniami zewnętrznymi, następuje zmniejszenie zaangażowania w realizację wytyczonego celu. Jeśli zatem system więziennictwa reaguje eskalacją przedterminowych zwolnień warunkowych na wzrost liczby skazanych na bezwarunkowe pozbawienie wolności, wówczas należy liczyć się z możliwością wystąpienia omawianego zjawiska.

Jednoczesna weryfikacja wszystkich 5-ciu hipotez badawczych przy użyciu wielowymiarowej analizy ekonometrycznej prowadzi do wyników zawartych w tabeli 6.

Spośród przedstawionych 5-ciu hipotez nie udało się potwierdzić jedynie 2-giej. Najbardziej prawdopodobną przyczyną takiego stanu rzeczy jest fakt, iż jednostkowe społeczne koszty przestępczości nie są adekwatną aproksymantą zróżnicowania sankcji karnych, którymi dysponują sądy. Np. często orzekana kara 25-ciu lat pozbawienia wolności za umyślne zabójstwo, jest „tylko” 25-razy wyższa od wyroku 1-rocznego pobytu w więzieniu, którą to karę sąd orzeka nawet za relatywnie mało społecznie dotkliwe przestępstwo, podczas gdy z punktu widzenia kosztu jednostkowego różnica pomiędzy obydwooma przestępstwami może być niewspółmiernie wyższa (por. Florczak, 2009).

Elastyczność skazań na bezwzględne pozbawienie wolności względem podaży aktów oskarżenia oraz nakładów na sądownictwo jest bardzo niska, odpowiednio: 0,2 i 0,11 (por. tabela 6). świadczy to o niezależnym od okoliczności zewnętrznych traktowaniu spraw karnych przez polskie sądy, gdyż obciążenie systemu sądowego jedynie w niewielkim stopniu rzutuje na surowość/łagodność ferowanych wyroków.

Zgodnie z oczekiwaniami, wzrost przestępstw popełnianych przez recydywistów prowadzi do częstszego orzekania kary więzienia, zaś odpowiednia elastyczność wynosi 0,5. Okazuje się, iż hipoteza „zniechęconego sędziego” również znalazła empiryczne potwierdzenie. W warunkach proporcjonalnie szybszego przyrostu liczby przedterminowych zwolnień od przyrostu skazanych na bezwarunkowe pozbawienie wolności,

Tabela 6.
Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego liczbę dorosłych skazanych na bezwarunkowe pozbawienie wolności (zmienna objaśniana: $\ln(POZBW)$; próba 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
Wyraz wolny	2,039152	1,555244	1,311146	0,2109
$\ln(AKTOSK-SKAZNIE)$	0,2	.	.	.
$\ln(BSAD)$	0,110808	0,047231	2,346093	0,0342
$\ln(NREC)$	0,509214	0,142796	3,566025	0,0031
$\ln(ZWOLWAR/POZBW)$	-0,342531	0,087350	-3,921357	0,0015
(U1998+U1999+U2000+U2001)	-0,193802	0,043198	-4,486407	0,0005
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,832064	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	10,45885	
Odchylenie standardowe	0,074042	Kryterium informacyjne Akaike'a	-2,147447	
Suma kwadratów reszt	0,076750	Kryterium informacyjne Schwarza	-1,898910	
Funkcja wiarygodności	25,40074	Statystyka $D - W$	2,469933	

Źródło: obliczenia własne

sędziowie rzadziej korzystają z najsurowszej sankcji karnej (odpowiednia elastyczność równa jest -0,34).

Liczbę wyroków skazujących na pozostałe – poza karą bezwzględne pozbawienia wolności – rodzaje sankcji karnych objaśniono w sposób łączny. Zmienną tą uczyniono funkcją podaży aktów oskarżenia oraz nakładów na sądownictwo. Próby poszerzenia zbioru regresorów o czynniki uwzględnione w równaniu skazań na bezwarunkowe pozbawienie wolności zakończyły się niepowodzeniem. Wyniki estymacji parametrów strukturalnych omawianej relacji zawarto w tabeli 7.

W odróżnieniu od równania poprzedzającego, elastyczność skazań na pozostałe sankcje karne względem podaży aktów oskarżenia oraz nakładów na funkcjonowanie sądownictwa jest wysoka: odpowiednio 0,97 oraz 0,57. Zatem w przypadku wzrostu obciążenia sprawami karnymi, system sądowniczy reaguje niemal proporcjonalnym zwiększeniem stosowalności sankcji karnych innych niż kara więzienia. Jest to naturalna i efektywna odpowiedź na konieczność obsługi większej puli zobowiązań (spraw karnych) w warunkach ustalonych mocy przerobowych sądownictwa, gdyż orzeczenia skazujące na bezwarunkowe pozbawienie wolności wymagają znacznie większych nakładów pracy i środków. W przypadku zaś zwiększenia mocy system również reaguje relatywnie szybszym wzrostem orzeczeń innych niż skazujące na bezwzględne pozbawienie wolności (w mawianym równaniu odpowiednia elastyczność wynosi 0,57,

Tabela 7.

Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego liczbę dorosłych skazanych na pozostałe – poza bezwarunkowym pozbawieniem wolności – sankcje karne (zmienna objaśniana: $\ln(SKAZPOZ)$; próba 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
<i>Wyraz wolny</i>	-4,545036	1,779111	-2,554667	0,0220
$\ln(AKTOSK-SKAZNIE)$	0,969758	0,198353	4,889055	0,0002
$\ln(BSAD)$	0,571149	0,129658	4,405028	0,0005
U2000	-0,240721	0,087636	-2,746829	0,0150
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,974799	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	12,30960	
Odchylenie standardowe	0,085172	Kryterium informacyjne Akaike'a	-1,903628	
Suma kwadratów reszt	0,108814	Kryterium informacyjne Schwarza	-1,704799	
Funkcja wiarygodności	22,08446	Statystyka $D - W$	1,813937	

Źródło: obliczenia własne

podczas gdy w równaniu wyroków skazujących na bezwzględne pozbawienie wolności – tylko 0,11).

Ostatnim behawioralnym równaniem sekcji sądownictwa jest średnia długość orzeczonego wyroku bezwzględnego pobawienia wolności. Kategorię tę uzależniono od dwóch czynników:

- a) prawdopodobieństwa skazania na karę więzienia¹¹ oraz
- b) mocy przepustowych systemu więziennictwa, aproksymowanych średnią liczbą penitencjariuszy przypadających na jeden zakład karny¹²; wyższa wartość proponowanego indykatora implikuje *ceteris paribus* krótszą średnią długość orzeczonego wyroku.

Wyniki estymacji parametrów strukturalnych omawianej relacji wskazują na słuszność przyjętych założeń, przy czym zmienna objaśniana reaguje silniej na zmiany w stopniu wykorzystania mocy przepustowych więziennictwa (elastyczność równa -0,18) niż na zwiększenie częstości skazań na bezwzględne pozbawienie wolności (elastyczność równa -0,055). Odpowiednie wyniki zawarto w tabeli 8.

Blok równań objaśniający funkcjonowanie systemu sądownictwa obejmuje również kilka relacji tożsamościowych. Definiują one m.in. prawdopodobieństwo orzeczenia

¹¹ Jak wykazał Andreoni, (1991) – wraz ze wzrostem dotkliwości potencjalnej kary, obowiązującej za dokonanie określonego rodzaju przestępstwa, niezależni sędziowie rzadziej *ceteris paribus* wydają wyroki orzekające o winie.

¹² Miara ta – pod nieobecność danych dotyczących ogólnej liczby miejsc w polskich więzieniach – stanowi dostępną aproksymantę mocy przepustowych więziennictwa.

Tabela 8.

Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego przeciętną długość bezwarunkowego pozbawienia wolności (zmienna objaśniana: $\ln(SDW)$; próba 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
Wyraz wolny	1,779189	0,206093	8,632938	0,0000
$\ln(PSW)$	-0,055837	0,024809	-2,250710	0,0388
$\ln(((PRISP+PRISP(-1))/2)/LPRIS)$	-0,181003	0,038605	-4,688608	0,0002
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,625708	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	0,736314	
Odchylenie standardowe	0,022335	Kryterium informacyjne Akaike'a	-4,621345	
Suma kwadratów reszt	0,007982	Kryterium informacyjne Schwarza	-4,472223	
Funkcja wiarygodności	46,90278	Statystyka $D - W$	1,870022	

Źródło: obliczenia własne

wyroku o winie warunkowe względem nadesłanych aktów oskarżenia (*PSKAZ*), odsetek skazań na bezwarunkowe pozbawienie wolności (*PSW*) oraz na pozostałe rodzaje sankcji karnych (*PSI*).

3.4. RÓWNANIA SEKCJI WIĘZIENICTWA

Jako ostatnie ogniwo systemu egzekucji prawa więziennictwo ma hipotetycznie najmniejsze pole manewru w zakresie kształtowania i realizowania polityki karnej. Jest bowiem zobowiązane do przyjmowania nowo-skazanych więźniów i zabezpieczenia ich pobytu aż do zapadalności orzeczonego wyroku. W praktyce jednak za pomocą instytucji zwolnienia warunkowego władze więzienne mogą wpływać na pozostałe ogniwa systemu, bezpośrednio – na decyzje zapadające na szczeblu orzecznictwa sądowego w kwestii wyroków skazujących na bezwarunkowe pozbawienie wolności, zaś pośrednio – na funkcjonowanie bezpieczeństwa publicznego. Zwolnienia warunkowe nie są zatem jedynie wyrazem łaski i społecznego humanitaryzmu, ale swoistym „wentylem bezpieczeństwa” w rękach stosownych organów, z którego korzystają one w celu niedopuszczenia do nadmiernego przepełnienia więzień.

W trakcie analizy alternatywnych wariantów równania przedterminowych zwolnień brano pod uwagę następujące czynniki:

- a) realne nakłady na więziennictwo,
- b) stopień obciążenia więzień, mierzony relacją liczby więźniów do liczby zakładów karnych,
- c) stopień obciążenia więzień, mierzony liczbą penitencjariuszy na jednego pracownika służb więziennych,

- d) liczbę skazanych na karę bezwzględnego pozbawienia wolności,
 e) średnią długość wyroku odbywających karę więzienia.

W wyniku badania empirycznego zdecydowano się na zachowanie jedynie dwóch pierwszych z listy wymienionych zmiennych. Rezultaty estymacji parametrów równania zwolnień warunkowych zawarto w tabeli 9. Okazuje się, iż reakcja systemu więziennictwa na stopień wykorzystania mocy jest niezwykle silna: odpowiednia elastyczność jest nieznacznie wyższa od jedności. W przypadku zwiększenia realnych nakładów na więziennictwo, system wykazuje zdolności adaptacyjne w zakresie znacznie węższym niż w przypadku trwałego zwiększenia przepustowości więzień: odpowiedni parametr jest – co do wartości bezwzględnej – ponad dwa razy niższy od elastyczności mierzącej wpływ stopnia wykorzystania mocy więziennictwa i wynosi -0,45.

Tabela 9.

Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego przedterminowe zwolnienia warunkowe
 (zmienna objaśniana: $\ln(ZWOLWAR)$; próba 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
Wyraz wolny	6,376240	0,724391	8,802204	0,0000
$\ln(((PRISP+PRISP(-1))/2)/LPRIS)$	1,043129	0,233003	4,476890	0,0005
$\ln(BPRIS)$	-0,448305	0,126668	-3,539213	0,0033
U1996	0,288025	0,084748	3,398595	0,0043
U1990+U2000+U2001+U2002	-0,237598	0,047394	-5,013269	0,0002
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,815295	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	9,905619	
Odchylenie standardowe	0,078912	Kryterium informacyjne Akaike'a	-2,020030	
Suma kwadratów reszt	0,087180	Kryterium informacyjne Schwarz	-1,771493	
Funkcja wiarygodności	24,19029	Statystyka $D - W$	2,144406	

Źródło: obliczenia własne

Obok zwolnień w trybie warunkowym, znacząca część więźniów opuszcza zakłady karne po upływie zapadalności wyroku. Liczba zwolnionych w tym trybie zależy od liczebności populacji więziennej oraz od zmian w długości średniego wyroku osób odbywających karę więzienia. W pierwszym przypadku oczekiwana elastyczność wynosi 1, gdyż *ceteris paribus* większa liczba więźniów generuje proporcjonalną wielkość zwolnień, co uzasadnia kalibrację odpowiedniego parametru na takim właśnie poziomie (por. tabela 10).

Liczba zwolnionych w trybie normalnym jest silnie zależna od struktury osadzonych według długości wyroku. Przyrost średniej długości wyroku osadzonych świadczy o tym, iż nowo-przyjęci więźniowie zostali skazani – średnio rzecz biorąc - na pobyt

Tabela 10.
Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego zwolnienia po upływie zapadalności wyroku
(zmienna objaśniana: $\ln(ZWOLN)$; próba 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
Wyraz wolny	-1,478233	0,043093	-34,30352	0,0000
$\ln(PRISP(-1))$	1,0	.	.	.
$\ln(SDWP/SDWP(-1))$	-2,064867	0,819178	-2,520658	0,0256
U1991	0,844570	0,199614	4,231010	0,0010
U1992	-0,568023	0,172447	-3,293902	0,0058
U1997	-0,948030	0,169722	-5,585770	0,0001
U2004	0,456362	0,170625	2,674642	0,0191
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,877428	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	9,354281	
Odchylenie standardowe	0,164330	Kryterium informacyjne Akaike'a	-0,521787	
Suma kwadratów reszt	0,351058	Kryterium informacyjne Schwarza	-0,223543	
Funkcja wiarygodności	10,95698	Statystyka $D - W$	1,432994	

Źródło: obliczenia własne

dłuższy od już odbywających karę pozbawienia wolności, co tłumaczy bardzo wysoką elastyczność zwolnień w trybie normalnym względem zmian w średniej długości odbywanej kary (por. tabela 10).

Przez analogię do procesu akumulacji majątku rzeczowego, średnią długość wyroku dla więźniów odbywających karę bezwarunkowego pozbawienia wolności objaśniono przy użyciu geometrycznego rozkładu Koycka, zakładając jednorodność funkcji. Średnia długość odbywanego wyroku, $SDWP$, jest bowiem funkcją bieżących i opóźnionych wartości średniej długości wyroków skazujących na pobyt w zakładzie karnym, SDW . Odwołując się do przywołanej analogii: zmienna $SDWP$ jest odpowiednikiem zasobów majątkowych, zaś zmienną SDW można utożsamiać z kategorią nakładów inwestycyjnych.

Rezultaty estymacji parametrów omawianego równania zawiera Tabela 11. Uzyskane wyniki dowodzą trafności przyjętej specyfikacji: model charakteryzuje się merytoryczno-statystyczną akceptowalnością.

Ostatnie stochastyczne równanie należące do bloku objaśniającego funkcjonowanie więziennictwa dotyczy liczby skazanych recydywistów, $NREC$. Mowa jest o skazaniach, o których z formalnego punktu widzenia decyduje sąd, nie zaś więziennictwo. Jednakże koniecznym warunkiem zaistnienia recydywy jest popełnienie przestępstwa w ciągu 5-ciu lat po odbyciu kary pozbawienia wolności, co powoduje, iż podaż recydywi-

Tabela 11.

Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego średnią długość wyroku osób odbywających karę bezwarunkowego pozbawienia wolności (zmienna objaśniana: $\ln(SDWP)$; próba 1976-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
<i>Wyraz wolny</i>	0,774150	0,102970	7,518195	0,0000
<i>SDWP(-1)</i>	0,353332	.	.	.
<i>SDW</i>	0,646668	0,079193	8,165688	0,0000
U1989	1,100976	0,112891	9,752522	0,0000
(U2002+U2003)	0,177136	0,081021	2,186301	0,0370
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,826139	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	3,393987	
Odchylenie standardowe	0,110715	Kryterium informacyjne Akaike'a	-1,450509	
Suma kwadratów reszt	0,355474	Kryterium informacyjne Schwarza	-1,269114	
Funkcja wiarygodności	27,93339	Statystyka $D - W$	1,459790	

Źródło: obliczenia własne

stów jest w pierwszej kolejności funkcją skumulowanej 5-cio letniej liczby zwolnień i uzasadnia przypisanie tej kategorii do bloku równań związanych z więziennictwem. Dane zawarte w pracy Szymanowskiego (2010, s. 282-283) – pokazują bowiem, że prawdopodobieństwo ponownego wkroczenia na drogę przestępstwa w okresie objętym zaostrzonymi sankcjami ma rozkład równomierny.

W wyniku analiz empirycznych okazało się, iż uczynienie kategorii „skazani recydywiści” funkcją jedynie skumulowanej liczby zwolnień jest niedostateczne, co *implycite* oznacza iż odsetek zwolnionych, którzy w ciągu 5-ciu lat po opuszczeniu zakładu karnego dopuścili się czynu przestępczego, nie jest stały w czasie i najprawdopodobniej zależy również od uwarunkowań środowiskowych. Ze względu na bardzo niską liczebność próby uwarunkowania te zdecydowano się aproksymować jedną tylko zmienną – stopą bezrobocia. W celu zwiększenia stopnia objaśnienia wariancji zmiennej *NREC* zdecydowano się przy tym na wykorzystanie techniki uzmiennienia parametrów względem zmiennych (por. Florczak [2005]). Oszacowania parametrów strukturalnych omawianego równania (por. tabela 12) potwierdzają słuszność przyjętych założeń.

Warto zauważyć, że elastyczność liczby recydywistów skazanych na karę bezwzględnego pozbawienia wolności, *NREC*, względem liczby zwolnień ogółem jest bliska jedności (0,97). Oznacza to, iż pobyt w zakładach odosobnienia ma, średnio rzecz biorąc, indyferentny wpływ na osobniczą skłonność do popełniania przestępstw, a zatem nie mamy do czynienia ani z efektem odstraszenia indywidualnego (*specific deterrence*) ani z efektem brutalizacji.

Tabela 12.

Wyniki szacowania parametrów równania objaśniającego liczbę recydywistów skazanych na bezwarunkowe pozbawienie wolności (zmienna objaśniana: $\ln(NREC)$; próba 1990-2008)

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Odchylenie standardowe	Statystyka t	Wartość p
<i>Wyraz wolny</i>	-2,700716	1,026116	-2,631978	0,0207
$\ln(ZWOL+ZWOL(-1)+... +ZWOL(-5))$	0,971916	0,081555	11,91735	0,0000
$UNR*\ln(ZWOL+...+ZWOL(-5))$	0,001963	0,000264	7,432516	0,0000
U2001	0,194483	0,047636	4,082735	0,0013
U2003+U2007	-0,275995	0,033376	-8,269290	0,0000
U1991+U1996+U2006	-0,182951	0,029439	-6,214650	0,0000
Weryfikacja statystyczna				
\bar{R}^2	0,922673	Wartość średnia zmiennej objaśnianej	9,509053	
Odchylenie standardowe	0,043542	Kryterium informacyjne Akaike'a	-3,178082	
Suma kwadratów reszt	0,024647	Kryterium informacyjne Schwarza	-2,879838	
Funkcja wiarygodności	36,19178	Statystyka $D - W$	1,738444	

Źródło: obliczenia własne

4. UWAGI KOŃCOWE

Zaprezentowany model WF-CRIME wnosi szereg nowych rozwiązań do dorobku w omawianej dziedzinie. Najłatwiej nowe idee pokazać poprzez nawiązanie do wątpliwości artykułowanych we wstępie. I tak:

1) Dobór zmiennych objaśniających w równaniach podaży przestępczości nie bazuje na konkretnej teorii przestępczości, co wynika z pragmatycznego spostrzeżenia, że żadna z istniejących teorii nie jest w stanie w pojedynkę objaśnić w sposób zadowalający – i dostatecznie precyzyjny – wariacji przestępczości.

2) Dążono do zapewnienia statystycznej istotności wszystkich składowych efektu odstraszenia, gdyż są one połączone ze sobą zależnością multiplikatywną. Jak bowiem przekonująco argumentują Mendes i McDonald (2005, s. 590-591):

Jeśli zatem którykolwiek z komponentów efektu odstraszenia redukuje się do zera – jeśli twierdzić, iż nie posiada on właściwości odstraszących – to w jaki sposób mogą oddziaływać odstrasząco pozostałe składowe? [...] Operacjonalizacja postulatów teorii odstraszenia zakładać powinna *explicite*, iż efekt odstraszenia charakteryzuje wszystkie składowe kosztów działalności przestępczej; w przeciwnym razie teoria ta powinna być w całości odrzucona.

3) Na etapie konstrukcji adekwatnej miary dotkliwości kary, uwzględnione zostały wszystkie formy karania przestępców, które stoją do dyspozycji sądów.

4) Zaproponowany model symulacyjny objął wszystkie ogniwa systemu egzekucji prawa, co stanowi wyraźny postęp w porównaniu z istniejącymi badaniami empirycznymi, zwłaszcza że wszystkie relacje – łącznie z oczekiwaną dotkliwością kary – analizowane są w ramach modelowania przyczynowo-skutkowego.

Końcowy efekt prac – w postaci symulacyjnego modelu makroekonometrycznego – stanowi efektywne narzędzie prognozowania poziomu przestępczości w Polsce oraz analizowania alternatywnych posunięć z zakresu szeroko zdefiniowanej polityki penitencjarnej. Na podstawie skonstruowanego modelu można uzyskać odpowiedzi m.in. na następujące pytania:

- a) Jaki był wkład uwarunkowań ekonomicznych, społecznych i demograficznych, a jaki uwarunkowań instytucjonalnych w zmiany poziomu przestępczości?
- b) Które z istniejących teorii przestępczości są najbardziej adekwatne do opisu rzeczywistości w świetle uzyskanych wyników?
- c) W jakim zakresie determinanty przestępczości są zróżnicowane względem typów przestępstw?
- d) Jaka jest oczekiwana reakcja przestępczości na zmiany w uwarunkowaniach społeczno-ekonomicznych i demograficznych, a jaka na zmiany w systemie egzekucji prawa?
- e) W jakim zakresie zmiany uwarunkowań instytucjonalnych względem jednego ogniwa systemu egzekucji prawa indukują zmiany w pozostałych jego ogniwach?
- f) Zasilenie którego z ogniw systemu egzekucji prawa – policji, sądownictwa, czy więziennictwa – jest najbardziej efektywne, w sensie oczekiwanej redukcji poziomu przestępczości?
- g) Jakie są realistyczne prognozy przestępczości w najbliższym dziesięcioleciu?, itp.

Udzielenie rzetelnych odpowiedzi na postawione powyżej pytania wymaga pełnej legitymizacji zaproponowanego systemu. Konieczne jest zatem zbadanie struktury i właściwości symulacyjnej wersji modelu WF-CRIME, które – biorąc pod uwagę tradycyjną strategię modelowania przyczynowo-skutkowego, przyjętą w niniejszym badaniu – dokonywane jest przy użyciu analizy mnożnikowej. Na jej podstawie stwierdzić można, czy reakcja systemu na zaburzenia wartości zmiennych egzogenicznych jest zgodna – zarówno co do kierunku, jak i rzędu wielkości reakcji – z ustaleniami teoretycznymi, co stanowi warunek konieczny, uprawomocniający wykorzystanie modelu w celach prognostyczno-symulacyjnych. Zagadnieniom tym poświęcona będzie druga część artykułu.

Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- [1] Andreoni J., (1991), *Reasonable Doubt and the Optimal Magnitude of Fines: Should the Penalty Fit the Crime?*, RAND Journal of Economics, Autumn 1991, 385-96.
- [2] Becker G., (1968), *Crime and Punishment: An Economic Approach*, Journal of Political Economy, March 1968, 167-217.

- [3] Bodman Ph., Maultby C., (1997), *Crime, punishment and deterrence in Australia. A further empirical investigation*, International Journal of Social Economics, 24 (7/8/9), 884.
- [4] Blumstein A., (2007), *An OR Missionary's Visits to the Criminal Justice System*, Operations Research, 55 (1), 14-23.
- [5] Carr-Hill R.A., Stern N.H., (1973), *An Econometric Model of the Supply and Control of Recorded Offences in England and Wales*, Journal of Public Economics, 2 (4), 289-318.
- [6] Carr-Hill R.A., Stern N.H., (1977), *Theory and Estimation in Models of Crime and its Social Control and their Relations to Concepts of Social Output*, w: Feldstein M., Inman R.P. (red.) The Economics of Public Services, Macmillan, London.
- [7] Carr-Hill R.A., Stern N.H., (1979), *Crime, the Police and Criminal Statistics*, Academic Press, London
- [8] Eide E., (1997), *Economics of Criminal Behavior: Survey and Bibliography*, w: Bouckaert B., De Geest G. (red.), Encyclopedia of Law and Economics, Edward Elgar, Cheltenham, No 8100.
- [9] Fajnzylber P., Lederman D., Loayza N., (2002), *What causes violent crime*, European Economic Review, 46, 1323-1357.
- [10] Field (1999), *Trends in Crime Revisited*, Home Office Research Study 195, The Research, Development and Statistics Directorate.
- [11] Florczak W., (2003), *Bazy danych makroekonomicznych modeli gospodarki polskiej*, Wiadomości Statystyczne, 6, 16-27.
- [12] Florczak W., (2005), *Stabilność parametrów strukturalnych w ekonometrycznym modelu gospodarki narodowej*, Studia Prawno-Ekonomiczne, LXXI, 103-138.
- [13] Florczak W., (2006), *Techniki Przetwarzania źródłowych danych statystycznych i tworzenia jednorodnych baz danych. Baza danych modeli serii W8*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UŁ, 149, Łódź.
- [14] Florczak W., (2009), *Zbrodnia i kara. Próba kwantyfikacji makroekonomicznych uwarunkowań przestępczości w Polsce*, Ekonomista, 4, 479-515.
- [15] Florczak W., (2011a), *W kierunku endogenicznego i zrównoważonego rozwoju. Perspektywa makroekonometryczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- [16] Florczak W., (2011b), *An Empirical Macroeconomic Model of Crime for Poland*, w: Beldowski J., Metelska-Szaniawska K., Visscher L., Polish Yearbook of Law and Economics, 1, 67-111, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2011.
- [17] Florczak W., (2012a), *O możliwości zintegrowanej weryfikacji empirycznej alternatywnych teorii na przykładzie teorii przestępczości*, Ekonomista, 6.
- [18] Florczak W. (2012b), *Instytucjonalne uwarunkowania przestępczości*, Gospodarka Narodowa, 10.
- [19] Greene, W.H., (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company.
- [20] Harries R., (2003), *Modelling and Predicting Recorded Property Crime Trends in England and Wales – A Retrospective*, International Journal of Forecasting, 19, 557-566.
- [21] *Księga jubileuszowa więziennictwa polskiego 1989-2009* (2009), Centralny Zarząd Służby Więziennej, Warszawa.
- [22] Kumor P., (2006), *Nierównomierność rozkładu płac*, Wiadomości Statystyczne, 9, 1-12.
- [23] Markowska B., Sztadynger J., (2003), *Ekonomiczne determinanty przestępczości*, Studia Prawno-Ekonomiczne, LXVIII, 251-264.
- [24] Mendes M., McDonald M.D., (2005), *Putting Severity of Punishment Back in the Deterrence Package*, Policy Studies Journal, 29, 588-610.
- [25] Nagin D., Pogarski G., (2001), *Integrating Celerity, Impulsivity, and Extralegal Sanction Threats into a Model of General Deterrence: Theory and Evidence*, Criminology, 39, 404-430.
- [26] Noam E., (1977), *The Criminal Justice System: an Economic Model*, w: Nagel (red.) Modeling the Criminal Justice System, Sage Publication Inc.
- [27] Siemaszko A., Gruszczyńska B., Marczewski M., (2009), *Atlas przestępczości w Polsce 4*, Instytut Wymiaru Sprawiedliwości, Oficyna Naukowa, Warszawa.

- [28] Sztudynger M., (2004), *Ekonometryczna analiza przestępczości w ujęciu terytorialnym*, Wiadomości Statystyczne, 12, 50-62.
- [29] Sztudynger J.J., Sztudynger M., (2005), *Ekonometryczne modele przestępczości, rozdział 5 w: Sztudynger J., Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- [30] Szymanowski T., (2010), *Recydywa w Polsce. Zagadnienia prawa karnego, kryminologii i polityki karnej*, Oficyna Wolters Kluwer Business.
- [31] Tulder F.P., Van der Torre A., (1999), *Modeling Crime and the Law Enforcement System*, International Review of Law and Economics, 19, 471-486.
- [32] Tulder F.P., Velthoven B.C.J., (2003), *Econom(etr)ics of Crime and Litigation*, Statistica Neerlandica, 57 (3), 321-346.
- [33] Viren M., (2001), *Modeling Crime and Punishment*, Applied Economics, 33, 1869-1879.
- [34] Welfe A., (2003), *Ekonometria*, PWE, Warszawa 2003.

ZAŁĄCZNIK

WERSJA SYMULACYJNA MODELU WF-CRIME

Legenda:

FRML – równanie behawioralne

IDENT – tożsamość

EXP – podstawa logarytmów naturalnych

LOG – logarytm naturalny

Liczby – odpowiednie oszacowania parametrów strukturalnych

Symbole zmiennych w tabeli 1

PRZESTĘPCZOŚĆ WEDŁUG PODZIAŁU RODZAJOWEGO

1) Przeciwno zdrowiu i życiu (na 100 tys. ludności)

$$\begin{aligned} \text{FRML CRVIOL} = & \text{EXP}(4,801125794 \\ & + \text{LOG}(W) * -0,426855702 \\ & + \text{GINI} * 0,028966888 \\ & + \text{M1530Z} * 0,046330054 \\ & + \text{LOG}(\text{PWYK}) * -0,445987595 \\ & + \text{LOG}(\text{PSKAZ}) * -0,167244216 \\ & + \text{LOG}(\text{KARA}) * -0,302156819 \\ & + \text{LOG}(\text{CRVIOL}(-1)) * 0,616349235 \\ & + \text{UNR} * -0,003420563) \end{aligned}$$

2) Przeciwno mieniu (na 100 tys. ludności)

$$\begin{aligned} \text{FRML CRPROP} = & \text{EXP}(8,827125395 \\ & + \text{LOG}(W) * -0,639351461 \\ & + \text{LOG}(\text{CSCAP}) * 0,722441828 \\ & + \text{GINI} * 0,014374881 \\ & + \text{LOG}(\text{SOCAP}) * -0,092850170 \\ & + \text{M1530Z} * 0,055746879 \\ & + \text{LOG}(\text{PWYK}) * -0,969863783) \end{aligned}$$

- + LOG(PSKAZ) * -0,407667615
 + LOG(KARA) * -0,407351685
 + LOG(CRPROP(-1)) * 0,195633170)
- 3) Pozostałe rodzaje przestępstw (na 100 tys. ludności, z wykluczeniem LDRUNK)
 FRML CRREST = EXP(20,15718513
 + LOG(W) * -1,72676100
 + GINI * 0,05134935
 + RWYZ * 0,05279670
 + LOG(SOCAP) * -0,21150427
 + ROZMAL * 0,01008997
 + URB * 0,03192032
 + LOG(PSKAZ*KARA) * -0,33108241
 + U1990 * -0,70104337)
- 4) Prowadzenie pod wpływem alkoholu (na 100 tys. ludności)
 FRML LDRUNK = EXP(5,415926508
 + LOG(CARS) * 1,0
 + LOG(ALCOH) * 1,0
 + TT * -0,115908995)
- 5) Tożsamość techniczna
 IDENT LDRUNKB = LDRUNK
- 6) Przeciwno zdrowiu i życiu (ogółem)
 IDENT VIOL = (CRVIOL*LO)/100
- 7) Przeciwno mieniu (ogółem)
 IDENT PROP = (CRPROP*LO)/100
- 8) Pozostałe przestępstwa (ogółem, z wykluczeniem LDRUNK)
 IDENT REST = (CRREST*LO)/100
- 9) Prowadzenie pod wpływem alkoholu (na 100 tys. mieszkańców)
 IDENT CRDRUNK = ((LDRUNK)*100)/LO
- 10) Liczba przestępstw ogółem
 IDENT TOTAL = TOTALB+LDRUNKB
- 11) Liczba przestępstw ogółem (bez LDRUNK)
 IDENT TOTALB = VIOL+PROP+REST
- 12) Liczba przestępstw ogółem na 100 tys. ludności
 IDENT CRTOT = CRVIOL+CRPROP+CRREST+CRDRUNK
- 13) Liczba przestępstw ogółem na 100 tys. ludności (bez LDRUNK)
 IDENT CRTOTB = CRVIOL+CRPROP+CRREST

POLICJA (i *implicite* PROKURATURA)

- 14) Przestępstwa wykryte (akt oskarżenia, z wykluczeniem: LDRUNK i SKAZNIE)
 FRML AKTOSKB = EXP(-3,745846344
 + LOG(TOTALB) * 0,894749900
 + LOG(BSAFE) * 0,548416060
 + LOG(LDRUNKB) * -0,014028435
 + U1990 * -0,249424783
 + (U1999+U2000) * -0,178736380)
- 15) Skazani nieletni
 FRML SKAZNIE = EXP(-18,46150093
 + LOG(TOTALB) * 0,73829703

$$+ \text{LOG}(L1316) * 0,89446515$$

$$+ \text{LOG}(BSAFE) * 1,35031681)$$

16) Liczba aktów oskarżenia ogółem

$$\text{IDENT AKTOSK} = \text{AKTOSKB} + \text{LDRUNKB} + \text{SKAZNIE}$$

17) Prawdopodobieństwo wykrycia przestępstwa ogółem (z wykluczeniem LDRUNK)

$$\text{IDENT PWYK} = (\text{AKTOSK} - \text{LDRUNKB}) / (\text{TOTALB})$$

18) Prawdopodobieństwo wykrycia przestępstwa ogółem (łącznie z LDRUNK)

$$\text{IDENT PWYKO} = (\text{AKTOSK}) / (\text{TOTAL})$$

SĄDOWNICTWO

19) Dorośli skazani na bezwarunkowe pozbawienie wolności

$$\text{FRML POZBW} = \text{EXP}(2,039151845$$

$$+ \text{LOG}(\text{AKTOSK} - \text{SKAZNIE}) * 0,2$$

$$+ \text{LOG}(\text{BSAD}) * 0,110808310$$

$$+ \text{LOG}(\text{NRECB}) * 0,509213484$$

$$+ \text{LOG}(\text{ZWOLWAR} / \text{POZBW}) * -0,342530605$$

$$+ (\text{U1998} + \text{U1999} + \text{U2000} + \text{U2001}) * -0,193801921)$$

20) Dorośli skazani na pozostałe sankcje prawne

$$\text{FRML SKAZPOZ} = \text{EXP}(-4,545035686$$

$$+ \text{LOG}(\text{AKTOSK} - \text{SKAZNIE}) * 0,969758440$$

$$+ \text{LOG}(\text{BSAD}) * 0,571149306$$

$$+ \text{U2000} * -0,240720585)$$

21) Przeciętna długość orzeczonego wyroku bezwarunkowego pozbawienia wolności

$$\text{FRML SDW} = \text{EXP}(1,779188639$$

$$+ \text{LOG}(\text{PSW}) * -0,055836963$$

$$+ \text{LOG}(((\text{PRISP} + \text{PRISP}(-1))/2) / \text{LPRIS}) * -0,181002884)$$

22) Prawdopodobieństwo skazania (bez LDRUNK i SKAZNIE)

$$\text{IDENT PSKAZ} = (\text{SKAZDOR} + \text{SKAZNIE} - \text{LDRUNKB}) / (\text{AKTOSK} - \text{LDRUNKB})$$

23) Liczba skazanych dorosłych (z wykluczeniem skazanych za prowadzenie w stanie nietrzeźwości)

$$\text{IDENT SKAZDOR} = \text{POZBW} + \text{SKAZPOZ}$$

24) Liczba skazanych ogółem

$$\text{IDENT SKAZOG} = \text{SKAZDOR} + \text{SKAZNIE} + \text{LDRUNKB}$$

25) Prawdopodobieństwo skazania (dorośli) na bezwarunkowe pozbawienie wolności

$$\text{IDENT PSW} = \text{POZBW} / \text{SKAZDOR}$$

26) Prawdopodobieństwo skazania (dorośli) na pozostałe sankcje karne

$$\text{IDENT PSI} = \text{SKAZPOZ} / \text{SKAZDOR}$$

27) Dotkliwość kary

$$\text{IDENT KARA} = (\text{PSW} + 0,44 * \text{PSZB} + 0,3 * \text{PSOB} + 0,25 * \text{PSGB} * (\text{GS} / 0,206347152836569) + 0,17 * \text{PSGD} * (\text{GD} / 0,226764648289067)) * (\text{SDW} * 12)$$

28) Prawdopodobieństwo skazania na warunkowe pozbawienie wolności, spełniające warunek zbilansowania

$$\text{IDENT PSZB} = \text{PSZ} / ((\text{PSZ} + \text{PSO} + \text{PSG}) / \text{PSI})$$

29) Prawdopodobieństwo skazania na ograniczenie wolności, spełniające warunek zbilansowania

$$\text{IDENT PSOB} = \text{PSO} / ((\text{PSZ} + \text{PSO} + \text{PSG}) / \text{PSI})$$

30) Prawdopodobieństwo skazania na grzywnę samoistną, spełniające warunek zbilansowania

$$\text{IDENT PSGB} = \text{PSG} / ((\text{PSZ} + \text{PSO} + \text{PSG}) / \text{PSI})$$

31) Średnia faktyczna długość pobytu w więzieniu

$$\text{IDENT SDP} = \text{PRISP} / \text{POZBW}$$

WIĘZIENICTWO

32) Przedterminowe zwolnienia warunkowe

$$\begin{aligned} \text{FRML ZWOLWAR} &= \text{EXP}(6,376240406 \\ &+ \text{LOG}(((\text{PRISP}+\text{PRISP}(-1))/2)/\text{LPRIS}) * 1,043128762 \\ &+ \text{LOG}(\text{BPRIS}) * -0,448304998 \\ &+ \text{U1996} * 0,288025486 \\ &+ (\text{U1990}+\text{U2000}+\text{U2001}+\text{U2002}) * -0,237597678) \end{aligned}$$

33) Zwolnienia po upływie zapadalności wyroku

$$\begin{aligned} \text{FRML ZWOLN} &= \text{EXP}(-1,478233448 \\ &+ \text{LOG}(\text{PRISP}(-1)) * 1,0 \\ &+ \text{LOG}(\text{SDWP}/\text{SDWP}(-1)) * -2,064867148 \\ &+ \text{U1991} * 0,844570425 \\ &+ \text{U1992} * -0,568023265 \\ &+ \text{U1997} * -0,948030325 \\ &+ \text{U2004} * 0,456361603) \end{aligned}$$

34) Liczba zwolnień ogółem

$$\text{IDENT ZWOL} = \text{ZWOLWAR} + \text{ZWOLNB}$$

35) Średnia długość wyroku osób odbywających karę bezwarunkowego pozbawienia wolności

$$\begin{aligned} \text{FRML SDWP} &= 0,7741504283 \\ &+ (\text{SDWP}(-1)) * (1-0,6466682337) \\ &+ (\text{SDW}) * 0,6466682337 \\ &+ (\text{U2002}+\text{U2003}) * 0,1771361340 \\ &+ \text{U1989} * 1,1009764116 \end{aligned}$$

36) Recydywiści skazani na bezwarunkowe pozbawienie wolności

$$\begin{aligned} \text{FRML NREC} &= \text{EXP}(-2,700715764 \\ &+ \text{LOG}(\text{ZWOL}+\text{ZWOL}(-1)+\text{ZWOL}(-2)+\text{ZWOL}(-3)+\text{ZWOL}(-4)+\text{ZWOL}(-5)) * 0,971915638 \\ &+ (\text{UNR} * \text{LOG}(\text{ZWOL}+\text{ZWOL}(-1)+\text{ZWOL}(-2)+\text{ZWOL}(-3)+\text{ZWOL}(-4)+\text{ZWOL}(-5))) * 0,001963370 \\ &+ \text{U2001} * 0,194483480 + (\text{U2003}+\text{U2007}) * -0,275995003 + (\text{U1991}+\text{U1996}+\text{U2006}) * -0,182951475) \end{aligned}$$

37) Tożsamość techniczna

$$\text{IDENT NRECB} = \text{NREC}$$

38) Tożsamość techniczna

$$\text{IDENT ZWOLNB} = \text{ZWOLN}$$

39) Liczba więźniów

$$\text{IDENT PRISP} = \text{PRISP}(-1) + \text{POZBW} - \text{ZWOL}$$

40) Liczba więźniów na 100 tys. mieszkańców

$$\text{IDENT CRPRISP} = ((\text{PRISP}) * 100) / \text{LO}$$

*** ZMIENNE: ***

79 zmiennych:

39 egzogenicznych (w tym 15 zmiennych 0-1), 13 behawioralnych, 27 tożsamości.

maksymalne opóźnienie: 5, maksymalne wyprzedzenie: 0, liczba opóźnień: 9

*** RÓWNANIA (w kolejności rozwiązywania): ***

3 równania w bloku pre-symultanicznym:

$$\text{LDRUNK} \quad \text{CRDRUNK} \quad \text{LDRUNKB}$$

30 równań w bloku równań łącznie współzależnych:

AKTOSKB	SKAZNIE	AKTOSK	PWYK	SKAZPOZ	SKAZDOR	PSW	PSI
PSZB	PSOB	PSGB	NREC	PRISP	SDW	PSKAZ	KARA
SDWP	ZWOLN	CRREST	CRPROP	CRVIOL	ZWOLNB	ZWOLWAR	NRECB
REST	PROP	VIOL	TOTALB	ZWOL	POZBW		

7 równań w bloku post-symultanicznym:

TOTAL CRPRISP SDP SKAZOG PWYKO CRTOTB CRTOT
 3 zmienne osiowe:
 POZBW TOTALB ZWOL

MAKROEKONOMICZNY MODEL PRZESTĘPCZOŚCI I SYSTEMU EGZEKUCJI PRAWA DLA
 POLSKI. SPECYFIKACJE RÓWNAŃ STOCHASTYCZNYCH I REZULTATY SZACOWANIA
 PARAMETRÓW STRUKTURALNYCH

S t r e s z c z e n i e

Artykuł poświęcony jest opisowi makroekonomicznego modelu WF-CRIME, objaśniającego funkcjonowanie polskiego systemu egzekucji prawa. Model składa się z czterech bloków równań: (1) bloku generującego podaż przestępczości według podziału rodzajowego (przestępstwa z użyciem przemocy, przestępstwa przeciwko mieniu, przestępstwa prowadzenia pojazdów w stanie nietrzeźwości oraz pozostałe rodzaje przestępstw), (2) bloku opisującego funkcjonowanie sekcji bezpieczeństwa publicznego (3) bloku objaśniającego aktywność sądownictwa oraz (4) bloku równań sekcji więziennictwa. Wszystkie ogniwa systemu egzekucji prawa analizowane są w ramach związków jednoczesnych. Decyzje podejmowane na określonym szczeblu systemu wpływają na pozostałe ogniwa, zaś zastosowana metodyka badań umożliwia kwantyfikację kluczowych działań z zakresu polityki karnej i penitencjarnej.

Strategia modelowania oparta jest na podejściu od ogółu do szczegółu (*general to specific*), bez przyjmowania a priori założeń dotyczących relatywnego znaczenia poszczególnych czynników. Specyfikacje równań modelu wyrastają z ustaleń teoretycznych i międzynarodowych badań empirycznych. Zaprezentowany model wnosi szereg nowych rozwiązań do dorobku w dziedzinie systemowego modelowania mechanizmów egzekucji prawa, a w szczególności umożliwia kwantyfikowalną odpowiedź na różnorodne pytania z zakresu polityki karnej.

Słowa kluczowe: przestępczość, system egzekucji prawa, model ekonometryczny

MACROECONOMIC MODEL OF CRIME AND OF THE LAW ENFORCEMENT SYSTEM FOR
 POLAND. EQUATIONS' SPECIFICATION AND THE RESULTS

A b s t r a c t

The article describes the macroeconomic model WF-CRIME of the Polish law enforcement system. The model consists of four blocks: (1) crime supply by genre (violent crime, property crime, drunk driving and the others), (2) the public safety, (3) the justice, and (4) the penitentiary system. All chains of the law enforcement system are analyzed in their simultaneity. Decisions taken at one stage of the law enforcement system induce reactions of the others, whereas the methodology of the research enables identification of key actions in the field of penal policies.

The modeling rests upon general to specific strategy, without any a priori assumptions regarding relative importance of individual determinants of crime. Equations' specification benefit from theoretical postulates as well as from numerous empirical investigations. The system contributes in many aspects to the state of knowledge in the domain of macroeconomic empirical modeling of crime and law enforcement systems.

Key words: crime, law enforcement system, econometric model