

Analiza ekonometryczna wpływu dochodów *per capita* na przestępczość w Polsce¹

Przyczyny przestępczości mają złożony charakter socjologiczny, psychologiczny i ekonomiczny. Jej występowanie oddziałuje ujemnie na jakość życia i poczucie bezpieczeństwa. Wzrost przestępczości wpływa negatywnie na relacje międzyludzkie, m.in. zmniejsza zaufanie ludzi do siebie, a zatem obniża kapitał społeczny, podnosi koszty transakcyjne, a także zwiększa ryzyko działalności gospodarczej. Wyniki estymacji potwierdziły wpływ przestępczości na wzrost gospodarczy w Polsce (J. J. Sztudynger, 2003, 2005).

W modelu G. S. Beckera przestępczość jest uzależniana od kilku czynników ekonomicznych. Są to poziom i dynamika dochodów (albo PKB) *per capita*² oraz zróżnicowanie dochodów. Cechą szczególną tego modelu jest możliwość występowania zarówno dodatniego, jak i ujemnego oddziaływania poziomu dochodów na przestępczość. Teoria nie kierunkuje analizy, czyni ją niejednoznaczną i bardziej złożoną. Sprawdzimy przydatność modelu Beckera do analizy przestępczości w Polsce.

Zbadamy lata 1976—2006, w których nastąpiła zmiana systemu społeczno-gospodarczego. Przeprowadzimy analizę stabilności parametru przy dochodach (PKB) *per capita*, jak również sprawdzimy, czy według naszego modelu jest widoczne nasilenie zjawiska przestępczości po 1989 r.

Zróżnicowanie dochodów nie było wcześniej uwzględniane w modelowaniu polskiej przestępczości z powodu niekompletnych albo niepublikowanych szeregów czasowych³.

Ze względu na negatywny wpływ przestępczości na wzrost gospodarczy, prawidłowe określenie wpływu poziomu dochodów oraz nierówności dochodów na przestępczość wydaje się mieć kluczowe znaczenie. To właśnie jest podstawowym celem tego artykułu.

MODEL PRZESTĘPCZOŚCI FAJNZYLBERA, LEDERMANA I LOAZY I WCZEŚNIEJSZE WYNIKI JEGO ESTYMACJI

W teoretycznym modelu G. S. Beckera (1968) przyjmuje się, że przestępstwa są wynikiem racjonalnych decyzji⁴, opartych na analizie kosztów i zysków z ich dokonania oraz prawdopodobieństwa ujęcia sprawcy.

¹ Opracowanie w ramach badań własnych: *Dwoista rola dochodów (PKB per capita) w kształtowaniu przestępczości w Polsce*, nr 505/0657, Uniwersytet Łódzki, 2008.

² PKB, jako suma dochodów (z pracy, kapitału, dochodów państwa i amortyzacji), jest przez nas nazywany dochodami. W tym znaczeniu dochody *per capita* są przez nas utożsamiane z PKB *per capita*.

³ Dane o zróżnicowaniu dochodów (płac) w latach 1970—2006 zebrał, skorygował i zrekonstruował P. Kumor (2006, 2009). Do modelowania przestępczości dane te zastosował również W. Florczak (2009).

⁴ Dr hab. P. Starosta (Uniwersytet Łódzki) wyraził pogląd, że ta racjonalność jest podważana przez kulturową potrzebę bycia bogatym.

P. Fajnzylber, D. Lederman i N. Loayza (2002), na podstawie modelu Beckera, wyprowadzili model stopy przestępczości, zawierający kilka zmiennych makroekonomicznych (model ten będziemy oznaczali pierwszymi literami nazwisk autorów FLL). Podstawą ich analizy jest równanie (1), w którym oczekiwane zyski netto z pojedynczego przestępstwa są różnicą pomiędzy spodziewaną wysokością łupów a prawdopodobieństwem i wymiarem kary wynikającej z ewentualnego wykrycia przestępstwa:

$$zn = (1 - pr) \cdot zb - c - w - pr \cdot pu \quad (1)$$

gdzie:

- zn — oczekiwany zysk netto (*net benefit*) z popełnienia przestępstwa,
- pr — prawdopodobieństwo ujęcia przestępcy — skuteczność egzekwowania prawa,
- zb — zysk brutto z przestępstwa,
- c — koszty związane z planowaniem i przygotowaniem przestępstwa,
- w — płace możliwe do osiągnięcia z legalnej działalności,
- pu — koszt przestępstwa — suma utraconych zarobków i możliwości działania w okresie przebywania w więzieniu oraz w okresie poszukiwania pracy po wyjściu z więzienia, koszt niedogodności przebywania w więzieniu,
- $pr \cdot pu$ — oczekiwany koszt przestępstwa (*expected punishment*).

P. Fajnzylber, D. Lederman i N. Loayza rozpatrywali występowanie wartości moralnych. Zakładają, że zn — oczekiwany zysk netto z indywidualnego przestępstwa musi przekraczać pewien próg m , aby osoba zdecydowała się popełnić przestępstwo⁵. Wprowadzają zmienną zero-jedynkową postaci:

$$\begin{aligned} d &= 1 && \text{gdy } zn > m \\ d &= 0 && \text{gdy } zn < m \end{aligned}$$

gdzie $d = 1$ oznacza podjęcie decyzji o popełnieniu przestępstwa.

P. Fajnzylber i in. (2002) analizowali następnie zmienne, od których zależą czynniki wyznaczające zysk netto z przestępstwa i próg jego popełnienia. Skuteczność egzekwowania prawa S oddziałuje dodatnio na prawdopodobieństwo pr i ujemnie na zysk netto z przestępstwa zn . Poziom rozwoju gospodarczego $PKBpc$ i jego stopa wzrostu $PKBpc$ wpływają zarówno na zysk brutto z prze-

⁵ Można dodać, że dla grupy osób o wysokim poziomie moralnym nie ma takiego przestępstwa, którego zysk netto przekraczałby próg m . Myśl tę można sformułować inaczej przyjmując, że próg m może wynosić $+\infty$.

stępstwa, jak i na płace możliwe do osiągnięcia z legalnej działalności⁶. Dlatego kierunek działania tych zmiennych nie jest możliwy do ustalenia. Zróżnicowanie dochodów zwiększa zysk netto zn i obniża próg m popełnienia przestępstwa. Stąd:

$$zn - m = f(\overset{?}{PKBpc}, \overset{?}{PKBpc}, \overset{+}{GINI}, \overset{-}{S})$$

gdzie:

$PKBpc$ — poziom dochodów *per capita*, które wyrażają poziom rozwoju gospodarczego,

$\dot{PKBpc}$ — stopa wzrostu dochodów *per capita* — stopa wzrostu gospodarczego,

$GINI$ — zróżnicowanie (koncentracja) dochodów ludności mierzone współczynnikiem $GINI$,

S — skuteczność działania systemu prawa,

$?$ — oznacza, że zmienne $\dot{PKBpc}$, $PKBpc$ mogą oddziaływać zarówno dodatnio, jak i ujemnie na $zn - m$,

$+$ — oznacza, że zmienna $GINI$ oddziałuje dodatnio na $zn - m$,

$-$ — oznacza, że zmienna S oddziałuje dodatnio na $zn - m$.

Przestępstwo indywidualne zostanie popełnione, gdy zysk netto jest większy od progu popełnienia przestępstwa, czyli gdy funkcja f przyjmuje wartości większe od zera:

$$f(PKBpc, \dot{PKBpc}, GINI, S) > 0$$

Zakładając liniowy model probabilistyczny decyzji o popełnieniu przestępstwa i liniowość postaci funkcyjnej F oraz dokonując agregacji funkcji indywidualnych przestępstw, P. Fajnzylber i in. (2002) otrzymują zagregowaną funkcję stopy przestępczości CR . Jej uproszczona forma to:

$$CR = F(\overset{?}{PKBpc}, \overset{?}{\dot{PKBpc}}, \overset{+}{GINI}, \overset{-}{S}) \quad (2)$$

Wyniki oszacowań tej funkcji dla grupy 34 krajów przedstawili P. Fajnzylber i in., a dla Polski — M. Sztadynger (2004) oraz J. J. Sztadynger i M. Sztadynger (2005). W badaniach tych wyjaśniano poziom przestępczości. Przy do-

⁶ Płace, które są możliwe do osiągnięcia obecnie i w przyszłości. Dr P. Baranowski (Uniwersytet Łódzki) wskazuje na potrzebę pogłębienia analizy w taki sposób, aby możliwe było rozstrzygnięcie, kiedy parametry przy $PKBpc$ i $\dot{PKBpc}$ przyjmują wartości dodatnie, a kiedy ujemne. Można przypuszczać, że wzrost dochodów *per capita*, przy rosnącym zróżnicowaniu płac, będzie powodował, że zysk z przestępstwa będzie wzrastał szybciej niż płace możliwe do osiągnięcia z legalnej działalności. Wtedy parametr przy dochodzie byłby dodatni.

chodzie otrzymano oceny dodatnie⁷. Prowadziło to do wniosku, że wzrost dochodów ludności miał charakter kryminogeny w tym sensie, że sprzyjał wzrostowi przestępczości. Odwołując się do modelu FLL można to tłumaczyć silniejszym wpływem wzrostu dochodów na zysk brutto z przestępstwa niż na dochody możliwe do osiągnięcia z legalnej działalności⁸. Płacimy wtedy „cenę” wzrostu dochodów ludności, którą jest rosnąca przestępczość.

W modelu (2) występuje problem współliniowości zmiennych objaśniających, ponieważ PKB i nierówność płac pozostają we wzajemnej korelacji. Dla gospodarki Polski potwierdzono wpływ nierówności płac (*GINI*) na dynamikę gospodarczą *PKBpc* (Kumor, Sztaudynger, 2007)⁹.

W wielu badaniach stwierdzano korelację (traktując ją jawnie albo domyślnie jako związek przyczynowo-skutkowy) poziomu gospodarczego *PKBpc* z nierównością płac (albo dochodów) (*GINI*), którą opisywano krzywą Kuzneta¹⁰.

NOWE OSZACOWANIA MODELU PRZESTĘPCZOŚCI — ROLA PKB PER CAPITA

Stopa przestępczości w Polsce (wykr. 1) w latach 1976—2006 wykazywała tendencję rosnącą. Początkowo liczba przestępstw na 1000 mieszkańców wynosiła ok. 10. Gwałtowny wzrost stopy przestępczości nastąpił w 1990 r. W latach 2001—2004 stopa przestępczości wynosiła ponad 38. Możemy zatem stwierdzić dynamiczny — blisko czterokrotny wzrost przestępczości. W latach 2005 i 2006 stopa przestępczości zmniejszyła się (do ok. 34 w 2006 r.).

W początkowym okresie badania najwyższy poziom PKB *per capita* (wykr. 3) został osiągnięty w 1978 r. Po spadkach na początku lat osiemdziesiątych i na początku lat dziewięćdziesiątych, poziom roku 1978 został osiągnięty w 1997 r.

W badanym okresie (od końca lat siedemdziesiątych) PKB *per capita* i zróżnicowanie płac (*GINI*) były silnie skorelowane (wykr. 2 i 3, współczynnik korelacji — 0,89, dla zróżnicowania opóźnionego o 1 rok). Obie te zmienne znajdują się w zbiorze zmiennych objaśniających przestępczość, a ich współliniowość istotnie utrudnia analizę.

Dla wzrostu gospodarczego w XXI w. istotne jest, trwające od 1990 r., rosnące zróżnicowanie płac (wykr. 2). Zmienna ta przekroczyła optymalny poziom, co istotnie spowalniało wzrost gospodarczy pod koniec badanego okresu (P. Kumor, J. J. Sztaudynger, 2007).

⁷ Dla Polski były to dane roczne 1978—2002.

⁸ Szczególnie dotyczy to osób bezrobotnych, które co najwyżej mogą liczyć na zasiłki.

⁹ Pewnym złagodzeniem ostrości problemu jest nieliniowy (paraboliczny) charakter tego związku.

¹⁰ W każdej gospodarce mamy do czynienia z wieloma zmianami strukturalnymi, które kolejno, nieregularnie występują po sobie. Przypuszczenie, że jedna zmiana strukturalna będzie dominowała nad pozostałymi i że ten proces da się opisać za pomocą jednej paraboli (jednej krzywej Kuzneta) wydaje się nadzwyczaj mało prawdopodobny. Nawet gdyby tak się przypadkowo złożyło, w żaden sposób nie da się przewidzieć, kiedy w gospodarce pojawi się następna duża zmiana strukturalna i „rozpocznie się” nowa parabola Kuzneta.

Przedstawimy teraz wyniki oszacowań modelu stopy przestępczości, w którym nie ma zróżnicowania płac (*GINI*), na podstawie danych w latach 1976—2006:

$$\ln CR = -5,1 + 1,75 \left(\frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 \ln PKBpc_{-i} \right) - 0,030 (PKBpc_{-2} / PKBpc_{-8} - 1) / 6 +$$

6,1 10,5
6,1
(3)

$$- 0,32 [(\ln S + \ln S_{-1}) / 2] - 0,50 u_{-do_89}$$

3,8
7,9

$R^2 = 0,972$; $\bar{R}^2 = 0,967$; $SEE = 0,089$; $J-B = 1,56$; $DW = 0,65$; $ADF = -4,29$ (dla reszt)¹¹

¹¹ R^2 — współczynnik determinacji, $\bar{R}^2$ — współczynnik determinacji skorygowany liczbą stopni swobody, SEE — średni błąd resztowy, $J-B$ — wartość statystyki Jarque-Bera (wartość krytyczna wynosi 5,99, nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności składnika losowego), DW — wartość statystyki Durbina-Watsona (w modelu występuje autokorelacja składnika losowego), ADF — wartość statystyki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (możemy odrzucić hipotezę o niestacjonarności reszt przy poziomie istotności 0,01).

gdzie:

- CR — stopa przestępczości, tzn. liczba przestępstw stwierdzonych w zakończonych postępowaniach przygotowawczych CRb przypadających na 1000 osób,
- $PKBpc$ — indeks PKB na osobę dla 1990 = 100,
- S — skuteczność działania systemu prawa aproksymowana przez skuteczność egzekwowania kary $S = q/CRb$, gdzie: q — wyroki skazujące w sprawach karnych dla dorosłych¹² w sądach I instancji, a CRb — liczba przestępstw stwierdzonych w zakończonych postępowaniach przygotowawczych,
- u_do_89 — zmienna umowna: 1 do 1989 r.; 0 od 1990 r.

Uwagę koncentrujemy na zmiennej $\ln PKBpc$. Ocena parametru przy tej zmiennej w modelu (3) jest dodatnia — im wyższe PKB *per capita*, tym wyższa przestępczość¹³. Wyniki te wydają się potwierdzać długookresowy wpływ poziomu PKB *per capita* na przestępczość. Współczynnik korelacji tej zmiennej ze zmienną objaśnianą wynosi +0,62.

W modelu tym dużą rolę odgrywają opóźnienia. Na drodze wielowariantowych eksperymentów estymacyjnych wybraliśmy prostokątny rozkład opóźnień (przy każdym $\ln PKBpc$ — z opóźnieniami od zera do trzech — występuje taki sam parametr). Można zwrócić uwagę, że zmienna objaśniana, mimo że bez opóźnienia, nie wyraża wyłącznie „bieżących” przestępstw, ale w niektórych przypadkach przestępstwa z poprzednich lat. Ma to miejsce wtedy, gdy postępowanie przygotowawcze nie jest zakończone do końca roku, w którym przestępstwo zostało popełnione¹⁴.

Od roku 1990 nastąpił gwałtowny wzrost stopy przestępczości (z 14 na 1000 osób w 1989 r. do 23 w 1990 r. i w latach następnych). Do odwzorowania tego wzrostu wykorzystano zmienną umowną u_do_89 . Z oszacowania parametru przy tej zmiennej wynika, że przestępczość do 1989 r. była niższa o ok. 39% niżby to wynikało ze zmiennych występujących w modelu (3)¹⁵.

W modelu (3) występuje autokorelacja składnika losowego. Jednym ze sposobów jej usunięcia jest wprowadzenie do modelu ważnej, pominiętej wcześniej, zmiennej. Będzie to zróżnicowanie (koncentracja) płac wyrażone współczynni-

¹² Miernik ten pomija przestępczość nieletnich, której wielkość i znaczenie rośnie.

¹³ Tak jak w okresie 1978—2002 (J. J. Sztudynger, M. Sztudynger, 2005).

¹⁴ Zmienna objaśniana jest więc jakby „częściowo” opóźniona, co dodatkowo uzasadnia wprowadzanie opóźnionych zmiennych objaśniających (uwaga dra hab. M. Majsterka z Uniwersytetu Łódzkiego).

¹⁵ Wyjściowa, potęgowa postać modelu jest następująca: $CR = \alpha_0 PKB^{\alpha_1} S^{\alpha_2} e^{\alpha_3} PKB^{\alpha_4} u_do_89$. Ostatni czynnik przyjmuje wartość 1, gdy zmienna umowna jest równa 0 oraz 0,61 do 1989 r., gdy zmienna umowna jest równa 1 (podstawa logarytmu naturalnego $e \approx 2,718$ podniesiona do potęgi $-0,50$ wynosi ok. 0,61).

$$\ln CR = -0,07(\frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 \ln PKBpc_{-i}) - 0,017 [(PKBpc_{-2} / PKBpc_{-8} - 1) / 6] +$$

$$-0,60[(\ln S + \ln S_{-1}) / 2] + 0,017GINI + 0,088(\frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 GINI_{-i}) - 0,19u_do_89$$

gdzie *GINI* — współczynnik *GINI* (koncentracji Lorenza) zróżnicowania płac
(w %)¹⁸.

Po usunięciu zmiennej umownej (model (3'')) wpływ PKB *per capita* jest istotny i ujemny:

$$\ln CR = -0,24 \underset{7,7}{(\frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 \ln PKBpc_{-i})} - 0,014 \underset{4,4}{[(PKBpc_{-2} / PKBpc_{-8} - 1) / 6]} + \underset{21,1}{-0,77} \underset{5,5}{[(\ln S + \ln S_{-1}) / 2]} + 0,031 \underset{9,6}{GINI} + 0,094 \underset{1,1}{(\frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 GINI_{-i})} \quad (3'')$$

$R^2 = 0,989$; $\bar{R}^2 = 0,987$; $SEE = 0,054$; $J-B = 0,28$; $DW = 1,49$ (z wyrazem wolnym); $ADF = -4,24$ (dla reszt)¹⁹.

Ocena parametru przy zmiennej $PKBpc$ w modelu (3') i (3'') jest ujemna — im wyższe PKB *per capita*, tym niższa przestępczość.

¹⁶ Estymacja została przeprowadzona na podstawie danych dla lat 1978–2006.

¹⁷ Patrz przypis 10.

¹⁸ Wartości współczynnika *GINI* zaczerpnięto z prac P. Kumora (2006, 2009).

¹⁹ Por. przypis 10.

Przypomnijmy, że zgodnie z modelem FLL, parametr przy $PKBpc$ może być zarówno większy od zera, jak i mniejszy od zera. W modelu (3) uzyskaliśmy parametr dodatni, natomiast w modelach (3') i (3'') nastąpiło odwrócenie znaku parametru. Sądzimy, że wiąże się to ze współliniowością $PKBpc$ ze zmiennymi

$GINI$ (bieżącą i opóźnioną)²⁰. Zmienna $\sum_{i=0}^3 \ln PKBpc_{-i}$ jest silniej skorelowana z tymi zmiennymi (odpowiednio 0,77 oraz 0,95) niż ze zmienną objaśnianą (0,62). Jak sądzimy, to właśnie powoduje pojawienie się znaku minus przy zmiennej dochodowej²¹. Przedstawiamy tu całą macierz współczynników korelacji dla modeli (3), (3') i (3''):

Można więc stwierdzić, że wzrost przestępczości należy wiązać nie tyle ze wzrostem dochodów *per capita*, jakby to wynikało z modelu (3), ale raczej ze wzrostem zróżnicowania płac, którego w tym modelu nie ma. Zmienna dochodowa $\sum_{i=0}^3 \ln PKBpc_{-i}$ wyraża dwa oddziaływania — nie tylko własne, ale również

pośrednio, z silnie skorelowanym z nią zróżnicowaniem płac $\frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 GINI_{-i}$

(współczynnik korelacji — 0,95). Wzrost dochodów powoduje spadek przestępczości, natomiast skorelowany z nim wzrost zróżnicowania płac powoduje wzrost przestępczości. Z tych dwóch nakładających się na siebie procesów, sprzecznych co do kierunku wpływu, dominuje ten drugi (współczynniki korelacji z przestępczością wynoszą: dla zmiennej dochodowej — 0,62, dla zmiennych zróżnicowania płacy bieżącej $GINI$ — 0,87, a dla sumy opóźnionych

$\frac{1}{8} \sum_{i=1}^8 GINI_{-i}$ — 0,76) (tabl. 1).

Kolejnym problemem jest niestacjonarność zmiennej $\ln CR$. Wartość statystyki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera ADF wynosi $-1,0$. Można jednak stwierdzić stacjonarność reszt równania (3') ($ADF = -4,24$, co pozwala odrzucić hipotezę o ich niestacjonarności przy poziomie istotności 0,01). Równanie to można zatem traktować jako równanie regresji kointegracyjnej. Potwierdza to występowanie długookresowej równowagi. Metodą Engela-Grangera uzyskuje-

²⁰ O współliniowości pisze w podręczniku G. S. Maddala (2006). Zmiana znaku nie wiąże się z usunięciem z modelu (3') wyrazu wolnego. Po wprowadzeniu do modelu (3') wyrazu wolnego ocena parametru wynosi w dalszym ciągu $-0,24$, staje się jednak nieistotna (statystyka t -Studenta wynosi 0,8). Źródłem tej korelacji można doszukiwać się w parabolicznej krzywej Kuznetsa, aczkolwiek „ważą” tu współczynniki korelacji liniowej.

²¹ Dodajmy, że współczynniki korelacji obu zmiennych $GINI$ ze zmienną objaśnianą wynosiły odpowiednio 0,87 oraz 0,76, a więc były wyższe niż ze zmienną dochodową $\sum_{i=0}^3 \ln PKBpc_{-i}$.

Zmienne te przechwytywają zatem wpływ zmiennej dochodowej. Występuje tu współliniowość, ale wysokie wartości statystyki t -Studenta świadczą, że jej znaczenie jest umiarkowane.

my wektor kointegrujący. Umożliwia to zastosowanie modelu korekty błędem (ECM — *error correction model*)²².

Dla przyrostu $\ln CR$ wartość statystyki testu $ADF = -4,44$, co pozwala odrzucić hipotezę o niestacjonarności przyrostów przy poziomie istotności 0,01. Spróbujmy zatem oszacować równanie przyrostów logarytmów:

$$\Delta \ln CR = F(\Delta \ln PKBpc, \Delta \Delta \ln PKBpc, \Delta GINI, \Delta \ln S)$$

albo

$$\dot{CR} = F(PKBpc, \Delta PKBpc, \Delta GINI, \dot{S}) \quad (2')$$

Współczynniki korelacji między $PKBpc$ (dynamiką) a zróżnicowaniem płac (przyrostem) uległy obniżeniu z wartości +0,77 oraz +0,95 do poziomu -0,35 (współczynnik korelacji stał się ujemny — tabl. 2).

Oto wyniki oszacowań równania (2') dla okresu 1976—2006:

$$\begin{aligned} \dot{CR} = & 0,62 - 0,91 - 0,91PKBpc_{-4-15} - 0,68\Delta PKBpc_{0/2-3/6} + \\ & \begin{matrix} 4,3 & 2,9 & & 3,8 \end{matrix} \\ & + 0,21\Delta GINI_{-1} - 0,51\dot{S}_{0-1} + 0,38u90_91minus_0_5 \\ & \begin{matrix} 2,6 & & 5,6 & 7,5 \end{matrix} \end{aligned} \quad (4)$$

$$R^2 = 0,860^{23}; \bar{R}^2 = 0,832; SEE = 0,052; J-B = 0,70; DW = 1,65^{24}$$

gdzie:

$u90_91minus_0_5$ — zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 w 1990 r. oraz wartość -0,5 w 1991 r.²⁵,

$PKBpc_{-4-15}$ — przeciętna dynamika PKB *per capita* z opóźnieniem 4—15 lat²⁶,

$\Delta PKBpc_{0/2-3/6}$ — przyspieszenie dynamiki PKB *per capita* — średnia dynamika $PKBpc$ trzech ostatnich lat minus średnia dynamika $PKBpc$ z opóźnieniem trzy do sześciu lat,

$\dot{S}_{0-1}$ — dynamika skuteczności egzekwowania kary (średnia z roku bieżącego i poprzedniego).

U w a g a. Kropki nad zmiennymi oznaczają ich stopy wzrostu.

²² Model korekty błędem będzie szacowany w następnym etapie analizy.

²³ Po przeniesieniu zmiennej umownej na stronę lewą, z parametrem oszacowanym w kroku wstępnym, współczynnik R^2 przyjmuje wartość 0,670.

²⁴ Patrz przypis 10.

²⁵ W 1990 r. nastąpił gwałtowny wzrost przestępczości, który mógł wynikać z szoku transformacyjnego — obniżenia dochodów realnych ludności, liberalizacji prawa karnego, a może także ze wzrostu rzetelności statystycznej. W roku 1991 nastąpiło kompensacyjne spowolnienie wzrostu stopy przestępczości.

²⁶ Przeciętna ta jest liczona jako średnia arytmetyczna. Właściwe byłoby liczenie tu średniej geometrycznej.

TABL. 1. MACIERZ WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI W LATACH 1976—2006 DLA MODELI (3), (3') I (3'')

Symbol zmiennej	ln(CR)	$100 \cdot [PKBpc(-2) / PKBpc(-8) - 1] / 6$	$[\ln PKBpc + \ln PKBpc(-1) + \ln PKBpc(-2) + \ln PKBpc(-3)] / 4$	$[\ln S + \ln S(-1)] / 2$	GINI	$[GINI(-1) + GINI(-2) + GINI(-3) + GINI(-4) + GINI(-5) + GINI(-6) + GINI(-7) + GINI(-8)] / 8$
$100 \cdot [PKBpc(-2) / PKBpc(-8) - 1] / 6$	0,09	1	x	x	x	x
$[\ln PKBpc + \ln PKBpc(-1) + \ln PKBpc(-2) + \ln PKBpc(-3)] / 4$	0,62	0,64	1	x	x	x
$[\ln S + \ln S(-1)] / 2$	-0,58	0,23	0,14	1	x	x
GINI	0,87	0,24	0,77	-0,19	1	x
$[GINI(-1) + GINI(-2) + GINI(-3) + GINI(-4) + GINI(-5) + GINI(-6) + GINI(-7) + GINI(-8)] / 8$	0,76	0,47	0,95	0,03	0,88	1
u_do_89	-0,92	-0,10	-0,43	0,68	-0,76	-0,57

Uwaga. Pogrubiono współczynniki opisywane w tekście.
 Źródło: opracowanie własne.

TABL. 2. MACIERZ WSPÓŁCZYNNIKÓW KORELACJI W LATACH 1976—2006 DLA MODELU (4)

Symbol zmiennej	$CR/CR(-1)-1$	$[(PKBpc(-4)/PKBpc(-16))-1]/12$	$[(PKBpc/ PKBpc(-3)-1)/3+-(PKBpc(-3)/PKBpc(-7)-1)]/4$	$[S(-2)-1]/2$	$GINI(-1)-GINI(-2)$
$[(PKBpc(-4)/PKBpc(-16))-1]/12$	-0,09	1	.	.	x
$[(PKBpc/ PKBpc(-3)-1)/3+-(PKBpc(-3)/PKBpc(-7)-1)]/4$	-0,23	-0,54	1	.	x
$[S(-2)-1]/2$	-0,64	-0,22	0,19	1	x
$GINI(-1)-GINI(-2)$	-0,15	-0,35	0,36	0,42	1
U90_9Iminus_0_5	0,78	-0,05	-0,03	-0,38	-0,24

U w a g a. Pogrubiono współczynniki opisywane w tekście.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Stacjonarność zmiennej objaśnianej można stwierdzić przy poziomie istotności 0,02 (wartość testu $ADF = -3,42$). Można również stwierdzić stacjonarność reszt tego równania ($ADF = -4,89$, co pozwala odrzucić hipotezę o ich niestacjonarności przy poziomie istotności 0,01).

Równanie (4) wyraża związki krótkookresowe między stopami wzrostu. Dwie pierwsze zmienne — dynamika PKB oraz przyspieszenie PKB są jednak wygładzonymi zmiennymi wieloletnimi. W pewnym stopniu nadaje to im i całemu równaniu charakter długookresowy. Dotyczy to w szczególności zmiennej $PKBpc_{-4-15}$ — przeciętnej dynamiki PKB *per capita* z opóźnieniem 4—15 lat, którą można nazwać wzrostem permanentnym²⁷. Model opisuje następującą tendencję — dynamika przestępczości jest tym mniejsza, im wyższy jest długookresowy wzrost permanentny. Wzrost ten tworzy perspektywy uzyskania pracy i poprawy stopy życiowej z legalnej pracy²⁸.

Oszacowanie wyrazu wolnego w równaniu (4) pozwala stwierdzić systematyczny w czasie wzrost stopy przestępczości²⁹ o ok. 6,2% rocznie. Przy założe-

²⁷ Nazwa zaproponowana przez M. Majsterka (rozmowa z 8.09.2009 r.).

²⁸ Duże opóźnienia można tłumaczyć znacznym czasem, jaki upływa od popełnienia czynu przestępczego do czasu zakończenia postępowania przygotowawczego. Co więcej, w zmiennej objaśnianej tkwią również przestępstwa popełnione wiele lat temu i zależne od ówczesnego PKB.

²⁹ Dla uproszczenia opisu będziemy utożsamiać przestępczość i stopę przestępczości.

niu *ceteris paribus*, wzrost zróżnicowania płac o jeden punkt procentowy powodował wzrost przestępczości o ok. 0,21%. Wzrost średniej dynamiki PKB *per capita* (z opóźnieniem 4—15 lat) o 1% powodował spadek przestępczości o ok. 0,91%. Natomiast przyspieszenie wzrostu gospodarczego o 1% powodowało zmniejszenie dynamiki przestępczości o ok. 0,68%. Wzrost skuteczności egzekwowania kary o 1% powodował spadek przestępczości o ok. 0,5%.

Jak widać na wyk. 4, oszacowania współczynnika przy dynamice *PKBpc* w modelu (4) — w miarę poszerzania okresu estymacji — ulegają niewielkim zmianom w przedziale od –0,9 do –0,8. Stabilne są również oszacowania pozostałych parametrów.

**TABL. 3. OCENY PARAMETRÓW PRZY DYNAMICE *PKBpc*
I WARTOŚCI STATYSTYKI *t*-STUDENTA W MODELU (4)^a**

O k r e s	Ocena parametru	Statystyka <i>t</i> -Studenta
1976—1994	–0,80	2,3
1977—1995	–0,75	2,1
1978—1996	–0,67	1,8
1979—1997	–0,68	1,6
1980—1998	–0,53	1,2
1981—1999	–0,32	0,7
1982—2000	–0,13	0,3
1983—2001	–0,18	0,3
1984—2002	–0,46	0,6
1985—2003	–1,00	1,1
1986—2004	–1,32	1,2
1987—2005	–1,87	1,7
1988—2006	–1,58	1,6

^a Zmienny początek i koniec okresu estymacji; długość szeregu czasowego — 19 obserwacji.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie modelu (4).

**TABL. 4. OCENY PARAMETRÓW PRZY DYNAMICE *PKBpc*
I WARTOŚCI STATYSTYKI *t*-STUDENTA W MODELU (4)^a**

O k r e s	Ocena parametru	Statystyka <i>t</i> -Studenta
1976—2001	–0,86	2,6
1977—2002	–0,80	2,3
1978—2003	–0,77	2,2
1979—2004	–0,73	2,0
1980—2005	–0,57	1,5
1981—2006	–0,46	1,1

^a Zmienny początek i koniec okresu estymacji; długość szeregu czasowego — 26 obserwacji.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

W modelu (4) estymowanych jest sześć parametrów, zatem ich oszacowania na podstawie 19 obserwacji (tabl. 3) są bardzo niestabilne. Największe, co do wartości bezwzględnej, oszacowanie parametru wynosi –1,87 i jest ponad 14 razy większe od oszacowania najmniejszego, wynoszącego –0,13 (ocena

nieistotna). Zgodnie z oczekiwaniami, znacznie mniejsze różnice występują między ocenami wyznaczonymi na podstawie 26 obserwacji (wartości krańcowe to $-0,86$ i $-0,46$).

Jeśli z modelu (4) zostanie usunięty przyrost nierówności płac (*GINI*), oszacowanie interesującego nas współczynnika zmienia się z wartości $-0,91$ na wartość $-1,06$; statystyka *t*-Studenta rośnie z wartości 2,9 do poziomu 3,1. Skorygowany R^2 spada z wartości 0,832 do wartości 0,795.

Wnioski końcowe

Przeprowadzona analiza przestępczości w Polsce potwierdza model G. S. Beckera. Najwięcej uwagi poświęcono złożonym oddziaływaniom dochodów *per capita* na przestępczość. Wzrost zamożności i dochodów społeczeństwa (PKB *per capita*) zmniejszał poziom przestępczości w Polsce w latach 1976—2006. Wskazują na to ujemne oceny parametrów w długookresowych modelach (3') oraz (3''). Uzyskiwane początkowo przeciwne wyniki i wnioski (3) wynikały z silnej korelacji rosnących dochodów z rosnącym zróżnicowaniem dochodów (płac)³⁰. Współczynnik korelacji wyniósł 0,95. Aby uzyskać dodatkowe argumenty co do kierunku wpływu PKB *per capita* na przestępczość, oszacowaliśmy model quasi-krótkookresowy dynamiki przestępczości (4). Parametr przy dynamice PKB *per capita* również jest w nim ujemny³¹, czyli wzrost PKB *per capita* powodował w latach 1976—2006 spadek stopy przestępczości.

Dla wzmocnienia wniosku o występowaniu ujemnego parametru przy PKB *per capita* w krótkookresowym modelu (4) badano jego stabilność. Można stwierdzić dużą stabilność ocen analizowanego parametru. Stwierdzono niestabilność ocen parametru przy dynamice PKB *per capita* dla okresów 19-letnich, gdy zmienia się początek i koniec okresu estymacji³². Dość wysoką stabilność uzyskano dla okresów 26-letnich.

Przedstawione wyniki można traktować jako ostrzeżenie. Ocena uzyskana w modelu (3) wydaje się potwierdzać tezę, że wzrost poziomu PKB *per capita* powodował w latach 1976—2006 wzrost przestępczości. Uważamy to za błędne. Modele (3'), (3'') i (4) prowadzą do wniosków przeciwnych. Twierdzimy, że w modelu (3) zmienna *PKBpc* nie reprezentuje wyłącznie samej siebie, ale również zróżnicowanie płac, z którym jest silnie skorelowana (współczynnik korelacji 0,95). Po wprowadzeniu pominiętego zróżnicowania płac (model (3') oraz (3'')) dochodzimy do wniosku, że wzrost PKB *per capita* powodował spadek przestępczości (relacja długookresowa). Wniosek ten może osłabić przekonanie, że:

- teoria przestępczości nie pozwala rozstrzygnąć ujemnego bądź dodatniego kierunku wpływu PKB *per capita* na przestępczość;
- wniosek został uzyskany w modelach, w których występuje pewna współliniowość.

³⁰ Relację tę opisuje krzywa Kuzneta.

³¹ Odpowiada on parametrowi przy poziomie PKB *per capita* w modelu poziomu przestępczości.

³² W modelu (4) szacowano 6 parametrów, okresy 19-letnie są zatem zbyt krótkie.

W celu wzmocnienia tego wniosku, oszacowaliśmy model (4) dynamiki przestępczości, w którym ponownie stwierdziliśmy, że wzrost PKB *per capita* prowadzi do spadku przestępczości (opóźnienia 4—15 lat, elastyczność $-0,91$, relacja quasi-krótkookresowa). Problem współliniowości został zmniejszony (wartość współczynnika korelacji między PKB *per capita* a zróżnicowaniem płac (*GINI*) zmniejszyła się z $+0,95$ do $-0,35$).

Według naszego modelu jest widoczne nasilenie zjawiska przestępczości po 1989 r. o ok. 17%. Jeśli z modelu zostanie usunięty współczynnik zróżnicowania płac, to ta różnica między okresem przed i po 1989 r. wzrośnie do ok. 39%. Można zatem stwierdzić, że wzrost przestępczości po urynkowieniu gospodarki w ok. 22 p.proc. „zawdzięczamy” rosnącym dysproporcjom płacowym.

prof. dr hab. J. J. Sztudynger, mgr. M. Sztudynger — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Becker G. S. (1968), *Crime and Punishment: An Economic Approach*, „Journal of Political Economy”, No. 76
- Fajnzylber P., Lederman D., Loayza N. (2002), *What Causes Violent Crime?*, „European Economic Review”, No. 7
- Florczak W. (2009), *Zbrodnia i kara. Próba kwantyfikacji makroekonomicznych uwarunkowań przestępczości w Polsce*, „Ekonomista”, nr 4
- Kumor P. (2006), *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9
- Kumor P. (2009), *Współzależność nierówności płac i wzrostu gospodarczego*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7
- Kumor P., Sztudynger J. J. (2007), *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce — analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1
- Maddala G. S. (2006), *Ekonometria*, rozdz. 7 WN PWN, Warszawa
- Sztudynger J. J. (2003), *Próba ekonometrycznego określenia wpływu kapitału społecznego na wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11—12
- Sztudynger J. J. (2005), *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, WN PWN, Warszawa
- Sztudynger J. J., Sztudynger M. (2005), *Ekonometryczne modele przestępczości*, [w:] J. J. Sztudynger, *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, WN PWN, Warszawa
- Sztudynger M. (2004), *Ekonometryczna analiza przestępczości w ujęciu terytorialnym*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 12

SUMMARY

The author focuses on defining the influence of the GDP per capita income level on crime. This is of high importance due to the negative influence of the crime on the economic growth. In the presented G. S. Becker model the crime depends on some economic factors, including level and dynamic of GDP income

per capita as well as its diversification. The positive and negative influence of income on the crime are special characteristics of the model. Basing on the modified model version of the Polish crime, it has been stated that GDP income have influence on the crime, taking into account an income (salaries) diversification. The study covers years 1976—2006. The model indicates that crime increased in Poland by 17% after 1989.

РЕЗЮМЕ

Статья сосредоточивает внимание на определении влияния уровня доходов ВВП на душу населения и неравенства доходов на преступность. Это имеет главное значение в отношении к отрицательному влиянию преступности на экономический рост.

В представленной в статье модели Г. С. Бекера преступность делается зависимой от таких экономических факторов, как уровень и динамика доходов (ВВП) на душу населения, а также дифференциация доходов. Особенным свойством модели является возможность выступления как положительного, так и отрицательного воздействия уровня доходов на преступность. На основе модифицированных версий модели польской преступности показано, что, принимая во внимание в анализе дифференциацию доходов (вознаграждений), уровень доходов (ВВП) на душу населения отрицательно влиял на преступность. Обследованием были охвачены 1976—2006 гг. На основе модели было замечено увеличение явления преступности после 1989 г. на около 17%.