

Piotr PIENIAŻEK\*

## DETERMINANTY MORDERSTW W USA

**Słowa kluczowe:** przestępczość, morderstwa, zmienne socjoekonomiczne, model ekonometryczny

### 1. Wprowadzenie

Choć przestępczość, z morderstwami na czele, w krajach cywilizacji zachodniej, zarówno w ostatnich stuleciach – jak podaje M. Eisner<sup>1</sup>, jak i w ostatnich kilku latach<sup>2</sup>, zasadniczo spadała, to jednak nie osiągnęła nawet historycznych minimów z przełomu lat 50. i 60. XX w. Wiele wysiłku poświęcono analizie przyczyn tych wahań, zwłaszcza w USA, gdzie fala przestępczości raptownie wezbrała w latach 60. i równie nieoczekiwanie i mocno zaczęła opadać w latach 90., o czym szeroko traktują S.D. Levitt i S.J. Dubner oraz J.R. Lott<sup>3</sup>. S. Pinker, choć nie przeczy, by użyte m.in. przez wymienionych autorów, standardowe wyjaśnienia wahań przestępczości w czasie, takie jak czynniki socjoekonomiczne i prowadzona polityka antykryminalna, miały

---

\* Doktorant w Katedrze Makroekonomii, Uniwersytet Łódzki; e-mail: piotr.p.pieniazek@gmail.com

Za pomoc w procesach przeprowadzania badania i pisania tego tekstu oraz niewyczerpane pokłady cierpliwości chciałbym serdecznie podziękować prof. Jackowi Sztudygerowi. Za uwagi dotyczące testu chciałbym także wyrazić wdzięczność prof. Janinie Godłów-Legiędź.

<sup>1</sup> M. Eisner, *Long-Term Historical Trends in Violent Crime*, *Crime and Justice* 2003/30, s. 83–142.

<sup>2</sup> Raport United Nations Office on Drugs and Crime 2011 *Global Study on Homicide. Trends, Contexts, Data*, Wiedeń 2011; [http://www.unodc.org/documents/data-and-analysis/statistics/Homicide/Globa\\_study\\_on\\_homicide\\_2011\\_web.pdf](http://www.unodc.org/documents/data-and-analysis/statistics/Homicide/Globa_study_on_homicide_2011_web.pdf)

<sup>3</sup> S.D. Levitt, S.J. Dubner, *Freakonomia. Świat od podszewki*, Wyd. Helion, Gliwice 2008; J.R. Lott Jr., *Freedonomia. Jak interwencjonizm państwowy rujnuje gospodarkę*, MT Biznes, Warszawa 2009.

wpływ na badane zjawisko, to jednak, obierając nieco szerszą perspektywę, znacznie umniejsza ich znaczenie<sup>4</sup>. Argumentuje przy tym na rzecz przemożnego wpływu trudno kwantyfikowalnych czynników kulturowych i cywilizacyjnych, wskazując na fakt, iż w rozmaitych państwach Okcydentu wskaźniki przestępczości zachowywały się na przestrzeni lat podobnie, mimo że w krajach tych prowadzono zupełnie różne polityki i panowały znacząco inne warunki socjoekonomiczne. Mając na uwadze tę obserwację, przystąpiono do zbadania wpływu wybranych czynników kształtujących wskaźnik przestępczości w ujęciu przekrojowym, by przynajmniej częściowo kontrolować wpływ głębszych zmian kulturowych, ustalając je stałymi w czasie.

## 2. Uwagi wstępne do badania własnego

Za przedmiot badania obrano wszystkie stany USA (ze stołecznym Dystryktem Kolumbii – miastem Waszyngton – włącznie) ze względu na relatywne bogactwo ujednoczonych danych ich dotyczących, a także z uwagi na fakt, iż cechują się one wysoką zmiennością demograficzną i/lub ekonomiczną. Na badaną zmienną wybrano relatywny wskaźnik ilości morderstw (na 100 tys. mieszkańców, z bazy danych FBI). Wybór ten został podyktowany: po pierwsze – faktem, iż jest to wskaźnik zdający z badanego zjawiska relację najprecyzyjniej, albowiem morderstwa, w przeciwieństwie np. do kradzieży, nie muszą być raportowane bezpośrednio przez poszkodowanych i są ścigane z urzędu, a więc mierzone najrzetelniej. Po drugie – jest to zjawisko o niewątpliwie najwyższej, właściwie dowolnie pojmowanej szkodliwości społecznej, stąd waga tego zagadnienia największa. Ponadto o czym piszą S.D. Levitt i S.J. Dubner<sup>5</sup> – morderstwa stanowią najlepszy barometr ogólnego wskaźnika przestępczości, a więc i częściowo obrazują wskaźniki pozostałych rodzajów przestępstw. Rokiem, który stał się przedmiotem badania, został kompromisowo 2009 – w trosce o aktualność badanych zjawisk, a także ze względu na fakt, że dane na późniejsze lata mogą nie być wystarczająco dokładne, ponieważ FBI stale uaktualnia szacunki wskaźników przestępczości.

<sup>4</sup> S. Pinker, *The Better Angels of Our Nature: Why Violence Has Declined*, Penguin Books 2011.

<sup>5</sup> S.D. Levitt, S.J. Dubner, *Freakonomia...*

Zbiór zebranych zmiennych pretendujących do miana objaśniających wskaźniki morderstw otwiera wskaźnik zatrudnienia (na 100 tys. mieszkańców) w lokalnych agencjach egzekwujących prawo z bazy danych BJS. Ma on zdawać sprawę ze skuteczności funkcjonowania organów prewencji i ścigania, wyrażających się w prawdopodobieństwie niepowodzenia aktywności przestępczej w funkcji użyteczności aktora, będącej mikropodstawą klasycznego już modelu G. Beckera<sup>6</sup>. Z tej samej bazy danych pochodzą częściowo wartości kolejnej zmiennej, której uwzględnienie również znajduje uzasadnienie w tym samym modelu Beckera. Jest to przemnożona przez 100 ilość egzekucji w 2008 i 2009 r. w stosunku do sumy morderstw w tych latach, mająca być przybliżeniem prawdopodobieństwa egzekucji pod warunkiem morderstwa. Stworzenie tego syntetycznego wskaźnika motywowane było faktem, że ze względu na bardzo małą ilość egzekucji wykonywanych w ostatnich latach, pojedyncze egzekucje miałyby zbyt duży wpływ na kształtowanie się tego tak wrażliwego wskaźnika dla pojedynczego roku. Z drugiej jednak strony, wydłużanie tego okresu spowodowałoby utratę aktualności informacji, którymi kierowaliby się potencjalni mordercy; mamy więc po raz kolejny do czynienia z pewnego rodzaju kompromisem w doborze danych. Wpływ krańcowej egzekucji bądź jej prawdopodobieństw warunkowych na podaż przestępczości szacowany jest od czasów I. Ehrlicha<sup>7</sup>. Wyniki tych szacunków zestawili E. Eide, P.H. Rubin oraz J.M. Shepherd<sup>8</sup>.

Następną zmienną potencjalnie wpływającą na wskaźniki morderstw może być długość granicy poszczególnych stanów z Meksykiem (dane w milach z FAS), jak bowiem wiadomo, na jej południe przemywane są znaczne ilości broni, na północ zaś szmuglowane są nielegalne substancje. Praktykami tymi zajmują się gangsterzy wyposażeni w broń i niewahający się długo przed pociągnięciem za spust, toteż przygraniczne morderstwa mogą być pośrednim efektem istnienia właśnie tejsze granicy. Jednakże, jako że użycie bezwzględnej długości granicy jako potencjalnego czynnika objaśniającego przestępczość wydaje się być pozbawione sensu, dokonano jej relatywizacji, dzieląc ją przez pierwiastek kwadratowy z powierzchni stanu (w milach kwadratowych – danej

<sup>6</sup> G. Becker, *Crime and Punishment. An Economic Approach*, Journal of Political Economy 1968/73, s. 169–217.

<sup>7</sup> I. Ehrlich, *The Deterrent Effect of Capital Punishment: A Question of Life and Death*, The American Economic Review 1975/65 (3), s. 397–417.

<sup>8</sup> E. Eide, P.H. Rubin, J.M. Shepherd, *Economics of Crime*, Foundations and Trends in Microeconomics 2006/2 (3), s. 205–279.

powszechnie dostępnej). Kolejnym kandydatem na przyczynę przestępczości jest bezrobocie. Jego odsetek dla ludności powyżej 16. roku życia pobrano z bazy danych BLS. Wbrew potocznej opinii, kierunek jego wpływu jest jednak nieoczywisty, co może znajdować wyraz w spadającej przestępczości w okresie trwającego wciąż spowolnienia gospodarczego w USA, przejawiającego się, relatywnie jak na ten kraj, wysokim bezrobociem. Szeroko na temat zawiłych związków pomiędzy biedą a przestępczością rozpisuje się A. Kiersztyn<sup>9</sup>, czyniąc tym samym wartym rozważenia wpływ odsetka mieszkańców żyjących w ostatnich 12 miesiącach poniżej granicy ubóstwa, z bazy danych Census Bureau, z której pochodzą również wartości wszystkich pozostałych zmiennych. Naturalną konsekwencją staje się także zbadanie kryminogenności (wyrażonego w procentach współczynnikiem Giniego) rozwarstwienia dochodów, co wpływa niemal wprost z funkcji użyteczności aktora modelu G. Beckera<sup>10</sup>. Szacunki siły oddziaływania tej zmiennej na wskaźniki przestępczości można znaleźć m.in. w pracach J.J. Sztudyngera i M. Sztudyngera<sup>11</sup> oraz W. Florczaka<sup>12</sup>.

Pozostałe zmienne mają charakter zasadniczo demograficzny. Po pierwsze, wzięto pod uwagę, głównie w charakterze zmiennej kontrolnej, nadreprezentowany w statystykach kryminalnych odsetek populacji w wieku 18–24 lata – jako w miarę możliwości dokładnie odpowiadający dostępności danych dla grup wiekowych w poszczególnych stanach, korespondujących z grupami struktury wiekowej morderców (z danych FBI). Do analizy włączono również odsetek populacji rasy negroidalnej, o etniczności latynoskiej i pochodzenia azjatyckiego (niebędących w pełni pokrywającymi się z rasą). Pierwsze dwie grupy są nadreprezentowane w statystykach kryminalnych, trzecia zaś jest niedoreprezentowana; również te zmienne można więc potraktować jako do pewnego stopnia kontrolne. Wzięto pod uwagę również odsetek mieszkańców urodzonych za granicą, którym ze względu na zazwyczaj słabą znajomość języka, kultury i otoczenia dość trudno prowadzić działalność kryminalną. Ostatnią z rozpatrywanych zmiennych jest wielkość gospodarstwa domowego,

<sup>9</sup> A. Kiersztyn, *Czy bieda czyni złodzieja? Związki między bezrobociem, ubóstwem a przestępczością*, Wyd. UW, Warszawa 2008.

<sup>10</sup> G. Becker, *Crime and Punishment...*

<sup>11</sup> J.J. Sztudynger, M. Sztudynger, *Ekonometryczne modele przestępczości*, [rozdz. 5, w:] *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wyd. Nauk. PWN, Warszawa 2005.

<sup>12</sup> W. Florczak, *Zbrodnia i kara. Próba kwantyfikacji makroekonomicznych uwarunkowań przestępczości w Polsce*, *Ekonomista* 2009/4, s. 479–515.

wyrażona w ilości osób przypadających na jedno gospodarstwo, która może zdawać relację m.in. z siły więzi rodzinnych czy ilości potencjalnych świadków udaremniających przestępstwa, w zgodzie z teorią działań rutynowych, o której pisze np. A. Kiersztyn<sup>13</sup>.

### 3. Wyniki estymacji

Przy ocenie wpływu wymienionych zmiennych na wskaźnik morderstw posłużono się jednorównaniowym, liniowym modelem ekonometrycznym, którego parametry szacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Z powodu tego ograniczenia już na wstępie zrezygnowano z wzięcia pod uwagę w charakterze zmiennej objaśniającej wskaźnika zatrudnienia w lokalnych agencjach egzekwujących prawo, ze względu na jej endogeniczność, którą podkreśla m.in. E.L. Glaeser<sup>14</sup>. Ogólna postać modelu jest więc następująca:

$$m_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \xi_i$$

gdzie:

$i = 1, 2, 3, \dots, 51$  – subskrypt odpowiadający poszczególnym stanom;

$K$  – liczba regresorów;

$m_i$  – wskaźnik morderstw (na 100 tys. obywateli);

$\alpha$  – wyraz wolny;

$\beta_k$  – parametry stojące przy zmiennych objaśniających;

$x_{ik}$  – zmienne objaśniające;

$\xi_i$  – składnik losowy z rozkładem o zerowej wartości oczekiwanej i skończonej wariancji.

Przy wyborze specyfikacji stosowano zasadniczo metodę prób i błędów, zakorzenioną w strategii modelowania od ogółu do szczegółu, kierując się przy eliminacji zmiennych objaśniających głównie istotnością parametrów przy nich stojących oraz skorygowanym współczynnikiem determinacji. Starano się przy okazji, w miarę możliwości, unikać współliniowości i nie włączać do równania zmiennych mocno ze sobą skorelowanych, zdających sprawę z podobnego zjawiska (jak np. odsetka żyjących poniżej progu ubóstwa ze współczynnikiem

<sup>13</sup> A. Kiersztyn, *Czy bieda...*

<sup>14</sup> E.L. Glaeser, *An Overview of Crime and Punishment*, Harvard University and NBER 1999.

Giniego,  $r = 0,52$ ). W toku tego postępowania, parametrom zwykle zdarza się zmieniać istotność, a nawet znaki; wyjątek w tym względzie stanowiły jednak zasadniczo odsetki Latynosów i negroidów, dlatego też, by wziąć pod uwagę ich ewentualną rosnącą siłę oddziaływania, analizie poddano również wpływ kwadratów tych zmiennych. Do kwadratu podniesiono także współczynnik Giniego w celu zweryfikowania hipotezy o istnieniu optymalnego stopnia zróżnicowania dochodów, minimalizującego wskaźniki przestępczości. Jako najlepszą, według wyżej wymienionych kryteriów, oszacowaną postać modelu uznano specyfikację następującą:

$$\hat{m}_i = 194,37_i - 1,43 * P(e)_i - 0,26 * imi_i + 0,2 * afr_i + 0,18 * lat_i + 1 * kom_i$$

(37,78)
(0,69)
(0,06)
(0,03)
(0,03)
(0,2)

gdzie:

$P(e)$  – luźne, w sekcji 2. zdefiniowane, prawdopodobieństwo egzekucji w %;

$imi$  – odsetek imigrantów;

$afr$  – odsetek populacji afroamerykańskiej;

$lat$  – odsetek populacji latynoskiej;

$kom$  – zmienna kompozytowa, której parametry uzyskano z oszacowania parametrów równania z tym samym zestawem zmiennych ze zdekomponowaną zmienną kompozytową. Składa się na nią współczynnik Giniego, przy którym parametr wynosi  $-8,895$ , oraz ta sama zmienna podniesiona do kwadratu, przy której parametr jest równy  $0,103$ :

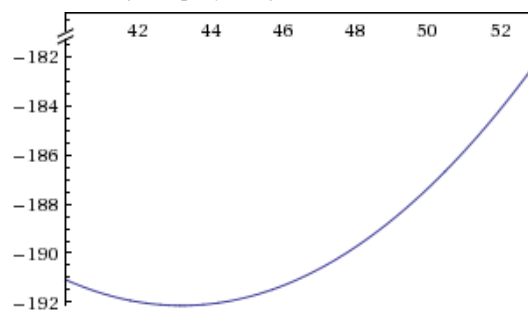
$$kom = -8,895 * gini + 0,103 * gini^2$$

gdzie:

$gini$  – wartość współczynnika Giniego.

Parabolę dla przedziału wartości tego współczynnika z próby ilustruje wykres 1.

WYKRES 1: Parabola zmiennej kompozytowej



Źródło: oprac. własne.

Ponadto w nawiasach podano błędy standardowe parametrów strukturalnych. Wszystkie te parametry są statystycznie różne od zera na poziomie istotności 1%, z wyjątkiem tego dotyczącego  $P(e)$ , który jest istotny statystycznie jedynie na poziomie 5%. Statystyka testu Jarque-Bera sugeruje ( $p\text{-value} = 0,58$ ) brak podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu reszt równania regresji<sup>15</sup>, zatem wnioskowanie o istotności parametrów strukturalnych jest uprawnione. Współczynnik determinacji badanego równania wynosi 82,8%, natomiast skorygowana jego wersja 80,9%. Z kolei kryterium informacyjne Akaike'a jest równe 196,1.

#### 4. Omówienie rezultatów

Pierwszy wniosek, który wypływa z otrzymanego modelu, to konstatacja, iż może istnieć pewien mały, acz istotny statystycznie efekt odstraszania. Wzrost prawdopodobieństwa egzekucji o 1 pkt promil., bo w tych kategoriach w kontekście przedziału niskich empirycznych prawdopodobieństw wygodniej jest się posługiwać, powoduje bowiem, *ceteris paribus*, spadek wskaźnika morderstw o około 0,143. Kolejna obserwacja wskazuje na niemonotoniczność związku pomiędzy nierównością w podziale dochodów a wskaźnikiem morderstw, który osiąga swe minimum dla współczynnika Giniego wynoszącego 43,2%, a więc dla wartości zbliżonych do tych dla stanów Maine i Wisconsin. Jego spadek do wartości minimalnej z próby (Alaska: 40,2%), wzrost do wartości średniej z próby (45,2%) i do wartości maksymalnej z próby (Dysktrykt Kolumbii: 53,2%) powoduje wzrost wskaźnika morderstw odpowiednio o 0,925, 0,415 i aż o 10,3. Owo minimum jest trochę niższe od P. Kumora, Pawlaka, i J.J. Sztadyngera<sup>16</sup> oceny optymalnej, ze względu na stopę wzrostu gospodarczego USA, wartości współczynnika Giniego, wynoszącej 44,5%, a jeszcze nieco bliższe 43,6% – rezultatowi A. Keskin<sup>17</sup> dla optymalnego wzrostu w 105 krajach.

<sup>15</sup> Poprawka testu na liczbę parametrów w regresji wielorakiej nawet nieco wzmacnia tę konkluzję ( $p\text{-value} = 0,62$ ). Z kolei test Doornika-Hansena również stwierdza brak podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu reszt ( $p\text{-value} = 0,41$ ).

<sup>16</sup> P. Kumor, Pawlak W., Sztadynger J.J., *The Growth and Inequality. Differences of Optimal Income Inequality between Sweden, United States and Poland*, 2008; [http://www.jjsztadynger.yoyo.pl/Kumor\\_Pawlak\\_SztadyngerEN.pdf](http://www.jjsztadynger.yoyo.pl/Kumor_Pawlak_SztadyngerEN.pdf)

<sup>17</sup> A. Keskin, *Income Distribution and Economic Growth: A Cross Country Study*, Turgut Ozal International Conference on Economics, 15–16.04.2010, s. 704–720; <http://web.inonu.edu.tr/~ozal.congress/pdf/44.pdf>



Istotne w kształtowaniu się wskaźnika morderstw na poziomie stanów okazały się również niektóre zmienne demograficzne. Wzrost odsetka ludności pochodzenia latynoskiego i afroamerykańskiego o 1 pkt proc. wiąże się ze wzrostem wskaźnika morderstw odpowiednio o 0,18 i 0,2. Siły tego związku nie da się wytłumaczyć biedą, przynajmniej na poziomie stanu. Wymiana współczynnika Giniego na stopę bezrobocia w równaniu regresji<sup>18</sup>, powoduje bowiem zmianę tych parametrów na odpowiednio: 0,19 i 0,29. Są one odporne także na zastąpienie nierówności wskaźnikiem ubóstwa, co prowadzi do ich zmiany na odpowiednio: 0,15 i 0,26. Natomiast samo usunięcie ze specyfikacji współczynnika Giniego (skorelowanego z *afr* i *lat*, odpowiednio  $r = 0,16$  i  $r = 0,67$ ) prowadzi do otrzymania ocen parametrów strukturalnych wynoszących odpowiednio: 0,19 i 0,29. Zjawisko to niekoniecznie posiada jednak podłoże genetyczne, co postulują J.P. Rushton<sup>19</sup> czy J.P. Rushton z D.I. Templarem<sup>20</sup>; możliwe jest wszak wytłumaczenie kulturowe, np. posługujące się siłą stereotypu i dyskryminacją, jednak zgromadzone dane nie pozwalają na przeprowadzenie takiego bezpośredniego testu, albowiem brakuje zmiennej skorelowanej z rasą czy etnicznością, a ortogonalnej wobec kultury. Z kolei obecność imigrantów, zgodnie z przewidywaniami, okazała się mieć negatywny wpływ na przestępczość, gdyż wzrost ich odsetka o 1 pkt proc. prowadzi do zmniejszenia wskaźnika morderstw o 0,26, co do pewnego stopnia może być spowodowane obecnością Azjatów w poszczególnych stanach<sup>21</sup>, ponieważ korelacja odsetka Azjatów z udziałem osób urodzonych za granicą wynosi 0,53. Jednak ze względu na selektywność imigracji – o której pisze S. Model<sup>22</sup> – przybysze danej rasy (w tym również czarnej) pod względem sukcesu ekonomicznego istotnie się pozytywnie wyróżniają od zastanej niemigrującej populacji po uwzględnieniu (kontrolowaniu) ich statusu socjoekonomicznego (taka sama relacja jednak nie istnieje w odniesieniu do dzieci tych imigrantów).

<sup>18</sup> Co ciekawe, zabieg ten powoduje, że parametr stojący przy stopie bezrobocia przyjmuje wartość  $-0,0125$ .

<sup>19</sup> **J.P. Rushton**, *Race, Evolution, and Behavior: A Life History Perspective*, 2nd Special Abridged Edition, Charles Darwin Research Institute, Port Huron 2000.

<sup>20</sup> **J.P. Rushton, D.I. Templer**, *National Differences in intelligence, crime, income, and skin color*, *Intelligence* 2009/37, s. 341–346.

<sup>21</sup> Wymiana odsetka imigrantów na odsetek Azjatów, w zgodzie ze statystykami kryminalnymi, prowadzi do otrzymania parametru przy tej drugiej zmiennej wynoszącego  $-0,069$ . Co interesujące, zabieg ten powoduje, że parametr przy zmiennej *lat* spada do 0,08; dzieje się tak prawdopodobnie dlatego, że *lat* wysoko skorelowany jest z *imi*,  $r = 0,71$ .

<sup>22</sup> **S. Model**, *The Secret of West Indian Success*, *Global Society* 2008/45, Issue 6, s. 544–548.



Choć włączenie do wybranej specyfikacji relatywnej długości granicy z Meksykiem powoduje, że parametr stojący przy tej zmiennej przyjmuje wartość  $-0,62$ , to jednak usunięcie z tej specyfikacji zmiennej *lat*, z którą względna długość granicy jest skorelowana ( $r = 0,62$ ), sprawia, że badany parametr rośnie aż do  $+2,02$ . Interesującym jest, iż po włączeniu do wyjściowego równania odsetka ludności z przedziału wiekowego 18–24 lata, parametr przy tej zmiennej przyjmuje wartość  $-0,28$ , co sugeruje, że mimo nadreprezentowania tego przedziału wiekowego w statystykach morderstw, może istnieć pewna przeciwna tendencja, sprawiająca, że tereny zamieszkane przez ludność w tym wieku odznaczają się niższą przestępczością. Owa tendencja może nawet przeważać, powodując ujemny efekt netto, co powinno stać się przedmiotem zainteresowania badaczy. Ostatnia kwestia, która również może wytyczyć kierunki przyszłych badań, to wpływ przeciętnej ilości zamieszkałych w gospodarstwie domowym na przestępczość. Dodanie tej zmiennej do analizowanego równania powoduje, że parametr przy niej stojący przyjmuje wartość  $-2,93$ , zaś usunięcie zmiennej *imi*, z którą wielkość gospodarstwa jest skorelowana ( $r = 0,54$ ), prowadzi nawet do spadku wartości badanego parametru do  $-6,12$ .

## 5. Zakończenie

Badanie czynników kształtujących wskaźniki morderstw w Stanach Zjednoczonych Ameryki w 2009 r. w ujęciu przekrojowym, a więc przynajmniej częściowo eliminujące wpływ zmian kulturowych w czasie, prowadzi do kilku zasadniczych wniosków. Po pierwsze – nie ma solidnych podstaw do odrzucenia hipotezy o istnieniu małego efektu odstraszania kary śmierci. Po drugie – istnieć może pewne optimum zróżnicowania dochodów ludności ze względu na wielkość przestępczości. A w końcu, wydaje się ona być w znacznej mierze zdeterminowana przez kompozycję demograficzną społeczeństwa.

## Bibliografia

- Becker G.**, *Crime and Punishment. An Economic Approach*, Journal of Political Economy 1968/73, s. 169–217.
- Ehrlich I.**, *The Deterrent Effect of Capital Punishment: A Question of Life and Death*, The American Economic Review 1975/65 (3), s. 397–417.
- Eide E., Rubin P.H., Shepherd J.M.**, *Economics of Crime*, Foundations and Trends in Microeconomics 2006/2 (3), s. 205–279.

- Eisner M.**, *Long-Term Historical Trends in Violent Crime*, *Crime and Justice* 2003/30, s. 83–142.
- Florczak W.**, *Zbrodnia i kara. Próba kwantyfikacji makroekonomicznych uwarunkowań przestępczości w Polsce*, *Ekonomista* 2009/4, s. 479–515.
- Glaeser E.L.**, *An Overview of Crime and Punishment*, Harvard University and NBER 1999.
- Kiersztyn A.**, *Czy bieda czyni złodzieja? Związki między bezrobociem, ubóstwem a przestępczością*, Wyd. UW, Warszawa 2008.
- Levitt S.D., Dubner S.J.**, *Freakonomia. Świat od podszewki*, Wyd. Helion, Gliwice 2008.
- Lott J.R. Jr.**, *Freedonomia. Jak interwencjonizm państwowy rujnuje gospodarkę*, MT Biznes, Warszawa 2009.
- Model S.**, *The Secret of West Indian Success*, *Global Society* 2008/45, Issue 6, s. 544–548.
- Pinker S.**, *The Better Angels of Our Nature: Why Violence Has Declined*, Penguin Books 2011.
- Rushton J.P.**, *Race, Evolution, and Behavior: A Life History Perspective*, 2nd Special Abridged Edition, Charles Darwin Research Institute, Port Huron 2000.
- Rushton J.P., Templer D.I.**, *National Differences in intelligence, crime, income, and skin color*, *Intelligence* 2009/37, s. 341–346.
- Sztaudzynger J.J., Sztaudzynger M.**, *Ekonometryczne modele przestępczości*, [rozdz. 5, w:] *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wyd. Nauk. PWN, Warszawa 2005.

### Strony internetowe

- Keskin A.**, *Income Distribution and Economic Growth: A Cross Country Study*, Turgut Ozal International Conference on Economics, 15–16.04.2010, s. 704–720; <http://web.inonu.edu.tr/~ozal.congress/pdf/44.pdf>
- Kumor P., Pawlak W., Sztaudzynger J.J.**, *The Growth and Inequality. Differences of Optimal Income Inequality between Sweden, United States and Poland*, 2008; [http://www.jjsztaudzynger.yoyo.pl/Kumor\\_Pawlak\\_SztaudzyngerEN.pdf](http://www.jjsztaudzynger.yoyo.pl/Kumor_Pawlak_SztaudzyngerEN.pdf)
- United Nations Office on Drugs and Crime *2011 Global Study on Homicide. Trends, Contexts, Data*, Wiedeń 2011; [http://www.unodc.org/documents/data-and-analysis/statistics/Homicide/Globa\\_study\\_on\\_homicide\\_2011\\_web.pdf](http://www.unodc.org/documents/data-and-analysis/statistics/Homicide/Globa_study_on_homicide_2011_web.pdf)
- <http://www.bjs.gov/>
- <http://www.bls.gov/>
- <http://www.census.gov/>
- <http://www.fas.org/>
- <http://www.fbi.gov/>

Piotr PIENIAŻEK

### DETERMINANTS OF THE MURDER RATES IN THE USA

(S u m m a r y)

The aim of this study is to evaluate the impact of different factors on crime by estimating structural parameters of a simple model of the supply function of the murder rate in American states in 2009. Results suggest that demographic variables play an important role in explaining this phenomenon, as well as the probability of execution given murder and inequality with its nonmonotonic influence. In the first section research is embedded in a proper context. Second section gives a description of the research framework. Third section presents the results of the estimation. Fourth section presents the discussion of the estimates and the final fifth section closes the article with concluding remarks.

**Keywords:** crime, murders, socio-economic variables, econometric model