

WALDEMAR FLORCZAK*
WOJCIECH GRABOWSKI**

Czy warto korzystać z porad prawnych? Szacunki mikroekonomicznych efektów poradnictwa prawno-obywatelskiego¹

Wprowadzenie

Fachowa pomoc prawna przynosi wiele korzyści. Niektóre z nich, np. związane z utrwalaniem praworządności i norm społecznych, nie poddają się kwantyfikacji, podczas gdy wiele innych ma wymierny, ekonomiczny charakter. Te ostatnie dotyczą m.in. kosztów indywidualnych i społecznych, które powstają w następstwie nierozwiązania problemów prawnych lub ich eskalacji, a także wyboru nieefektywnych sposobów postępowania przez osoby doświadczające problemów prawnych (Florczak 2018). Tym samym problematyka pomocy prawnej i porad prawnych ma wyraźny wymiar ekonomiczny, nie tylko w kontekście makro, związanym m.in. z funkcjonowaniem nieodpłatnego systemu pomocy prawnej, lecz także w płaszczyźnie mikroekonomicznej w postaci oczekiwanych korzyści indywidualnych.

Dotychczasowe badania nad indywidualnymi korzyściami z poradnictwa prawnego (np. Abel, Vignola 2010) bazowały na próbach celowych, nierandomizowanych. Wnioski płynące z takich badań są jednoznaczne – beneficjenci sprofilowanej pomocy prawnej uzyskują wymierne korzyści osobiste, które mogą być wyrażone bezpośrednio w ekwiwalencie pieniężnym lub poprawiają warunki bytowe/życiowe osób, którym pomoc została udzielona. Nigdzie nie podjęto jednak próby generalizacji owych wniosków, co możliwe byłoby jedynie w warunkach próby randomizowanej. Tym samym kwestia, na ile konkluzje płynące z badań sprofilowanych mogą być uogólnione na całą populację, wciąż pozostaje otwarta.

* Dr hab. Waldemar Florczak, prof. UJ, Uniwersytet Jagielloński, Instytut Ekonomii, Finansów i Zarządzania; e-mail: waldemar.florczak@uj.edu.pl

** Dr Wojciech Grabowski, Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonometrii; e-mail: wojciech.grabowski@uni.lodz.pl

¹ Opracowanie powstało w ramach realizacji grantu NCN nr 2012/07/B/HS4/02994.

Wystąpienie problemu prawnego stanowi jeden z niezliczonych przejawów funkcjonowania jednostki w społeczeństwie i – tak jak inne wymiary życia – w dużym stopniu zależy od jej cech osobniczych i otoczenia społecznego (Florczak, Grabowski 2018). W przypadku zaistnienia problemu prawnego osoby go doświadczające stoją przed wyborem sposobu reakcji nań, który może przybrać jedną z trzech postaci (Kritzer 2008; Florczak 2016):

- 1) zaniechanie wszelkich działań lub próby rozwiązania problemu jedynie w drodze nieformalnych starań własnych lub zaciągnięcia informacji/porady na gruncie prywatnym i niezinstytucjonalizowanym;
- 2) udanie się po informację/poradę prawną do odpowiedniej instytucji, gdzie usługę taką otrzymuje się nieodpłatnie;
- 3) uzyskanie komercyjnej informacji/porady prawnej poprzez wizytę w kancelarii adwokackiej lub radcowskiej².

Każdy z ww. sposobów reakcji na pojawienie się problemu jest zróżnicowany ze względu na wielkość poniesionego wysiłku ze strony osoby go doświadczającej – od braku reakcji i tym samym „zerowego wysiłku”, poprzez zadanie sobie trudu udania się do instytucji, w której poradę można uzyskać nieodpłatnie, co jednak wiąże się z poniesieniem kosztu alternatywnego³, aż po konieczność uiszczenia opłaty za poradę komercyjną. Fakt, iż w praktyce mamy do czynienia ze wszystkimi tymi postawami, świadczy z jednej strony o zróżnicowanej percepcji korzyści wynikających z uzyskania (lub zaniechania) pomocy w jednym z ww. źródeł, z drugiej zaś *implicite* o zróżnicowaniu owych korzyści. Gdyby bowiem faktyczne zróżnicowanie korzyści nie miało miejsca, wówczas – przyjmując kluczowe założenie analiz mikroekonomicznych o racjonalności postępowania ludzkiego – również nie obserwowano by zróżnicowania reakcji ludzkich na zaistnienie problemu prawnego.

Spostrzeżenie powyższe stanowi teoretyczny fundament niniejszego badania, w którym podjęto próbę empirycznego pomiaru skali indywidualnych korzyści wynikających z poradnictwa prawnego. W tym celu wykorzystano poszerzone równanie dochodów Mincera (np. Heckman in. 2003; Florczak 2008), którego parametry oszacowano przy użyciu reprezentatywnych danych mikroekonomicznych uzyskanych na podstawie ogólnopolskiego badania ankietowego beneficjentów i usługodawców, przeprowadzonego przez Instytut Spraw Publicznych w Warszawie w 2012 r.

Wybór poszerzonego równania dochodów Mincera jako narzędzia analitycznego służącego – ze względu na specyfikę dostępnych danych – realizacji zamierzonych celów badawczych wydaje się decyzją najtrafniejszą. Pomimo wskazywania na pewne słabości tego narzędzia (np. Heckman, Lochner, Todd 2003), wciąż pozostaje ono najważniejszą konstrukcją teoretyczną służącą kwantyfikacji różnorodnych czynników poziomu mikroekonomicznego, wpływających na wysokość

² W dalszej części rozważań przypadek, w którym osoba mająca problem prawny korzysta jednocześnie z pomocy niekomercyjnej i komercyjnej, przypisany zostanie do trzeciej spośród ww. opcji reakcji na zaistnienie problemu.

³ Np. koszt przemieszczenia się czy czasu poświęconego na poszukiwanie stosownego rozwiązania.

uzyskiwanego dochodu (np. Roszkowska, Majchrowska 2014; Strawiński 2015). Empiryczne zastosowania i możliwości analityczne poszerzonego równania dochodów zależą przy tym od liczebności próby oraz zakresu uwzględnionych w badaniu czynników, które mogą wpływać na wysokość uzyskiwanego przez respondentów dochodu. W kontekście prowadzonych w artykule rozważań czynnikami tymi – obok zawsze obecnych w specyfikacjach równania Mincera wykształcenia i doświadczenia zawodowego – są okoliczności związane z występowaniem problemów prawnych i postawami przyjmowanymi przez osoby ich doświadczających. Zarówno zatem specyfika dostępnych danych, jak i konstrukcja poszerzonego równania dochodów Mincera dają unikalną możliwość uogólnionej odpowiedzi na pytanie postawione w tytule niniejszego artykułu.

Przedstawione w niniejszym artykule badanie jest pierwszym, w którym dokonano kwantyfikacji wymiernych efektów pomocy prawnej przy użyciu próby losowej i metod analizy wielowymiarowej. Wszystkie bowiem dotychczasowe próby losowe o podobnej jakości, dostępne w stosunkowo licznych badaniach zagranicznych, służyły jedynie analizom wykorzystującym narzędzia statystyki opisowej lub testy wskaźników struktury (np. Murayama 2007; Gramatikov 2008). W konsekwencji otrzymano odpowiedź na pytanie postawione w tytule niniejszego opracowania, którą można uogólnić na całą populację, w odróżnieniu od badań, których przedmiotem są indywidualne (i społeczne) korzyści beneficjentów pomocy sprofilowanej, w którym to przypadku wnioski z nich płynące nie mają waloru ogólności (np. Farmer, Tiefentaler 2003; Oejten 2003).

Struktura artykułu jest następująca. W punkcie pierwszej części omówiono teoretyczne podstawy klasycznego równania dochodów Mincera oraz jego wariantu poszerzonego. W drugiej części zawarto specyfikację poszerzonego równania, służącą kwantyfikacji następstw pojawienia się problemu prawnego (lub problemów prawnych) i sposobu reakcji nań ze strony osób nim dotkniętych na wysokość uzyskiwanych przez nich dochodów. Artykuł domykają wnioski i spostrzeżenia końcowe.

1. Metoda analizy i specyfikacja poszerzonego równania dochodów Mincera

Ponad 40 lat temu Jacob Mincer (1974) opublikował monografię pt. *Schooling, Experience, and Earnings*, która wywarła przemożny i trwały wpływ w obszarze empirycznych badań nad mikroekonomicznymi czynnikami wpływającymi na wysokość indywidualnych dochodów uzyskiwanych przez jednostki legitymujące się określonym poziomem wykształcenia oraz doświadczenia zawodowego. Klasyczne, mikroekonomiczne równanie Mincera wykorzystuje w charakterze regresorów jedynie ww. zmienne w postaci poziomów, podczas gdy zmienną objaśnianą jest logarytm dochodów lub płac (równanie 5). Specyfikacja ta doczekała się licznych modyfikacji, w których analizowano wpływ różnorodnych środowiskowych

uwarunkowań płac/dochodów, przy czym kościec takich specyfikacji stanowią zawsze zmienne obecne w klasycznym równaniu Mincera. Dlatego w celu zrozumienia metodyki pomiaru mikroekonomicznych efektów poradnictwa prawnego konieczne jest związane omówienie podstaw specyfikacji klasycznego modelu Mincera.

W równaniu płac/dochodów Mincera przyjmowane jest *implicit*e założenie, że różnice w wynagrodzeniach pracowników o różnym poziomie wykształcenia odzwierciedlają różnice w uzyskiwanych przez nich krańcowych produktywnościach pracy⁴. Dodatkowo w modelu tym zakłada się, że nauka na wszystkich szczeblach edukacji jest nieodpłatna. Dlatego koszt alternatywny kształcenia równy jest jedynie utraconym korzyściom z powodu zaniechania pracy zarobkowej w okresie pobierania nauki. Wynika stąd (zob. Chiswick 1998), iż przeciętne zarobki, jakie otrzymuje osoba z t -letnim wykształceniem równe są zarobkom osoby z $t - 1$ -letnim wykształceniem plus iloczyn stopy zwrotu z nakładów na dodatkowy rok kształcenia, które z założenia równe są utraconym zarobkom z powodu kontynuacji nauki:

$$W_t = W_{t-1} + r_t W_{t-1}, \quad (1)$$

gdzie:

W_t – roczne dochody osoby z t -letnim wykształceniem,

r_t – stopa zwrotu z przyrostu wykształcenia z poziomu $t-1$ do poziomu t .

Podstawiając po prawej stronie równania kolejne opóźnienia zmiennej W , otrzymujemy:

$$W_t = W_0 \prod_{i=1}^t (1 + r_i), \quad (2)$$

gdzie W_0 – przeciętne roczne zarobki osoby bez żadnego wykształcenia (analfabety).

Logarytmując zależność (2) oraz korzystając z właściwości, że dla małych wartości r , $\ln(1 + r) \approx r$, otrzymujemy:

$$\ln W_t = \ln W_0 + \sum_{i=1}^t r_i. \quad (3)$$

Z kolei zakładając, że stopa zwrotu jest stała dla wszystkich poziomów wykształcenia ($r = r_t$), dostajemy:

$$\ln W_t = \ln W_0 + r_t. \quad (4)$$

⁴ Pomimo iż wymienione założenie ma fundamentalne znaczenie dla analiz opartych na równaniu płac Mincera, jego zasadność jest bardzo często kwestionowana. Blaug (1970) określa je nawet mianem „pięty Achillesowej” analiz badających wysokość stopy zwrotu z inwestycji w wykształcenie. Rozbieżności pomiędzy krańcowymi wynagrodzeniami a krańcową produktywnością pracowników o różnym poziomie wykształcenia wynikają, najogólniej rzecz biorąc, z niepełnego urynkowania rynku pracy (np. ze względu na występowanie sektora publicznego, związków zawodowych, korporacji zawodowych itp.).

W badaniach empirycznych opartych na równaniu (4) konieczne jest również uwzględnienie wpływu doświadczenia zawodowego na wysokość uzyskiwanych zarobków, co prowadzi do następującej postaci równania płac Mincera⁵:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 X_i + \alpha_3 X_i^2 + \varepsilon_i, \quad (5)$$

gdzie:

W_i – wynagrodzenia i -tego pracownika,

S_i – poziom wykształcenia i -tego pracownika mierzony liczbą lat nauki,

X_i – doświadczenie zawodowe i -tego pracownika mierzone liczbą przepracowanych przez niego lat (bez uwzględnienia okresu nauki),

ε_i – składnik losowy o wartości oczekiwanej równej zeru i stałej wariancji.

Wprowadzenie do równania (5) zmiennych dotyczących doświadczenia zawodowego pozwala uwzględnić nieformalny poziom kapitału ludzkiego danego pracownika, który można traktować jako substytut względem poziomu jego formalnego wykształcenia (Becker 1964). Zagadnienie substytucyjności wykształcenia względem doświadczenia ilustruje rysunek 1. Poziom faktycznego/użytkowego kapitału ludzkiego – będącego kombinacją wykształcenia oraz doświadczenia – może zostać uzyskany przy różnych nakładach kapitału formalnego i nieformalnego, co pokazuje izokwanta jednakowego produktu na rysunku 1. Tę samą produktywność W^* mogą osiągać pracownicy z wysokim wykształceniem, ale małym doświadczeniem, co pracownicy formalnie słabo wykształceni, ale z dużym stażem zawodowym.

Interpretacja parametrów równania (5) jest następująca: przeciętny oczekiwany zarobek pracownika z zerowym stażem pracy oraz brakiem podstawowego wykształcenia równy jest e^{α_0} ; każdy dodatkowy rok nauki prowadzi, *ceteris paribus*, do oczekiwanego przyrostu płac o α_1 procent; doświadczenie zawodowe wpływa początkowo na wzrost przeciętnego wynagrodzenia, a po osiągnięciu wieku $X_{\max} = -\alpha_2/2\alpha_3$ płaca przeciętnego pracownika zaczyna maleć⁶.

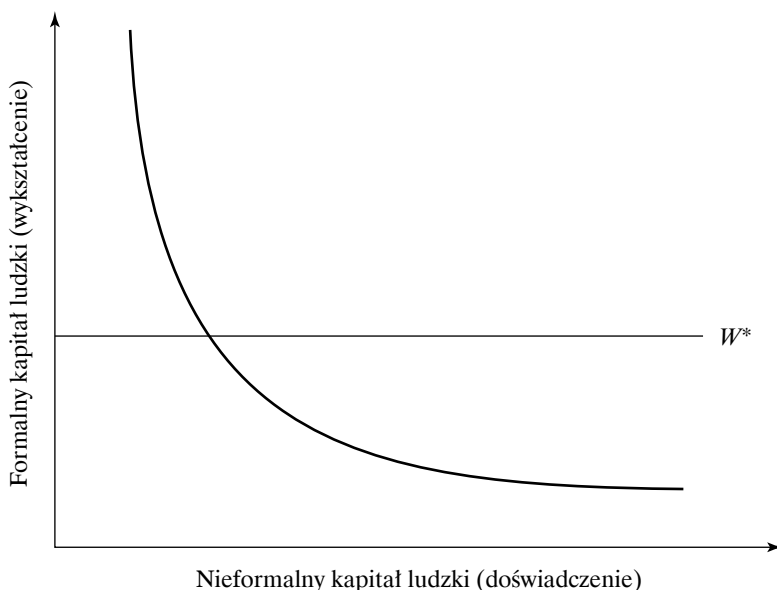
Szacowanie parametrów równania (5) odbywa się przy wykorzystaniu przekrojowych danych ankietowych. Za pomocą równania płac Mincera mierzy się wpływ wykształcenia na krańcową produktywność pracy w przekroju określonych grup społecznych czy zawodowych. W przypadku badań o charakterze ogólnokrajowym dobór próby powinien nastąpić na podstawie metod reprezentacyjnych.

⁵ Przytoczona postać nie uwzględnia zróżnicowania wynagrodzeń ze względu na płeć pracownika. Jak wykazują liczne badania empiryczne, istnieją jednak statystycznie istotne różnice w wysokości uzyskiwanych wynagrodzeń ze względu na płeć. Stąd w praktycznych aplikacjach szacunku parametrów równania (5) dokonuje się oddzielnie dla mężczyzn i kobiet. Alternatywnie wprowadza się do niego dodatkową zmienną zero-jedynkową, otrzymując: $\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 X_i + \alpha_3 X_i^2 + \alpha_4 G_i + \varepsilon_i$, gdzie G_i oznacza zmienną przyjmującą wartość 1 dla mężczyzny oraz wartość 0 dla kobiety; parametr α_4 informuje wówczas, o ile procent średnia płaca mężczyzny różni się od płacy kobiety, w przypadku gdy oboje mają takie same kwalifikacje (mierzone liczbą lat nauki) oraz identyczny staż zawodowy.

⁶ Przy założeniu, iż parametr $\alpha_3 < 0$, wynik ten powstaje z przyrównania pochodnej pierwszego rzędu funkcji (5) względem zmiennej X do zera.

Rysunek 1

Wykształcenie a doświadczenie: izokwanta jednakowego produktu



Źródło: opracowanie własne.

Niektóre założenia z równania płac Mincera wydają się mało realistyczne. Krytykowane jest przede wszystkim mało realistyczne założenie stałości stopy zwrotu względem wszystkich szczebli wykształcenia (patrz np. Roszkowska, Majchrowska 2014; Adamczyk, Jarecki 2008)⁷. Dlatego też Psacharopoulos i Ng (1994) zaproponowali szacowanie parametrów zmodyfikowanego równania Mincera, w którym występują zmienne zero-jedynkowe mierzące poziom wykształcenia uzyskany przez pracownika⁸:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 D1_i + \alpha_2 D2_i + \alpha_3 D3_i + \alpha_4 X_i + \alpha_5 X_i^2 + \varepsilon_i, \quad (6)$$

gdzie $D1, D2, D3$ – zmienne zero-jedynkowe mierzące poziom wykształcenia uzyskany przez i -tego pracownika (odpowiednio: podstawowy, średni, wyższy).

W celu obliczenia stóp zwrotu dla poszczególnych szczebli edukacji należy wówczas skorzystać z następujących wzorów:

⁷ Na inną wadę równania płac Mincera wskazują m.in. Cunha i Heckman (2007) oraz Liwiński i Bedyk (2016). Autorzy ci argumentują, że równanie płac Mincera nie uwzględnia wrodzonych zdolności pracowników, inwestycji rodziców w kształcenie dzieci oraz środowiska, w którym wychowują się osoby decydujące o dalszym kształceniu się.

⁸ Bardziej zaawansowane – w porównaniu do Psacharopoulosa i Ng (1994) – podejście do mierzenia wpływu jakości wykształcenia na wynagrodzenia przedstawił Lauer i Steiner (2000), którzy wyróżnili uniwersytety, wyższe szkoły zawodowe, ogólne szkoły średnie oraz zawodowe szkoły średnie.

$$\begin{aligned}r_{POD} &= \frac{\hat{\alpha}_1}{N_{POD}} \\r_{SR} &= \frac{\hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_1}{N_{SR} - N_{POD}}, \\r_{WY} &= \frac{\hat{\alpha}_3 - \hat{\alpha}_2}{N_{WY} - N_{SR}}\end{aligned}\quad (7)$$

gdzie:

r_{POD}, r_{SR}, r_{WY} – stopy zwrotu dla wykształcenia odpowiednio: podstawowego, średniego i wyższego,
 N_{POD}, N_{SR}, N_{WY} – długość kształcenia (w latach) na odpowiednim szczeblu edukacji.

Omówione powyższej klasyczne równanie dochodów Mincera służy jako podstawa analityczna badań nad wpływem innych czynników niż wykształcenie oraz doświadczenie zawodowe na wysokość uzyskiwanych dochodów indywidualnych. W tym celu stosowane jest poszerzone równanie dochodów Mincera o postaci:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 D1_i + \alpha_2 D2_i + \alpha_3 D3_i + \alpha_4 X_i + \alpha_6 X_i^2 + \sum_{k=1}^K \beta_k Z_{ki} + \varepsilon_i, \quad (8)$$

gdzie:

$D1, D2, D3$ – zmienne zero-jedynkowe mierzące poziom wykształcenia uzyskany przez i -tego pracownika (odpowiednio: podstawowy, średni, wyższy),

X – wiek i -tego pracownika,

Z_k – k -ta zmienna kontrolna ($k = 1, \dots, K$),

α_i, β_k – parametry strukturalne ($i = 0, \dots, 6, k = 1, \dots, K$).

Zbiór zmiennych kontrolnych w równaniu (8) nie jest stały i zależy od celów naukowych, jakie stawiane są badaniom empirycznym wykorzystującym poszerzone równanie Mincera. Spośród znanych zastosowań można wymienić prace poświęcone zróżnicowaniu dochodów ze względu na płeć (np. Machin, Puhani 2002; Roszkowska, Majchrowska 2014; Strawiński 2015), miejsce zamieszkania (np. Clemens In. 2009), branżę (np. King 1978), sektor (np. Eherenberg, Schwarz 1987), religię (np. Nigel 1983), czy stan cywilny (Nakosteen, Zimmer 1987). We wszystkich badaniach tego typu *implicite* przyjmuje się, że przyczynowość relacji przebiega od danej zmiennej objaśniającej do zmiennej objaśnianej, czyli zakłada się słabą egzogeniczność regresorów. W żadnym z dotychczasowych zastosowań poszerzonego równania dochodów Mincera nie badano wpływu wystąpienia problemów prawnych, ich liczebności i wagi na indywidualną wysokość dochodów. Lukę tę stara się wypełnić niniejszy artykuł.

Poszerzone równanie dochodów Mincera, wykorzystane w niniejszym badaniu w celu weryfikacji hipotez o zróżnicowanym wpływie sposobu rozwiązania problemu prawnego na wysokość indywidualnych dochodów, przyjmuje następującą postać:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_1 D1_i + \alpha_2 D2_i + \alpha_3 X_i + \alpha_4 X_i^2 + \alpha_5 PR1_i + \alpha_6 PR2_i + \alpha_7 PR3_i + \alpha_8 PR4UP_i + \alpha_9 NOCOM_i + \alpha_{10} COM_i + \alpha_{11} RANK_i + \alpha_{12} NBW_i + \alpha_{13} MALE_i + \alpha_{14} BIGCITY_i + \varepsilon_i, \quad (9)$$

gdzie:

- $\ln W_i$ – logarytm dochodów gospodarstwa i -tego respondenta;
- $D1_i$ – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla osób legitymujących się wykształceniem ponadpodstawowym (zmienna ta obejmuje następujące kategorie wykształcenia wymienione w ankiecie: zasadnicze zawodowe, średnie nieukończone, średnie zawodowe, średnie ogólnokształcące). Zmienną referencyjną jest zmienna obejmująca następujące kategorie wykształcenia wyszczególnione w ankiecie: brak wykształcenia, podstawowe nieukończone, podstawowe;
- $D2_i$ – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla osób legitymujących się wykształceniem ponadśrednim (zmienna ta obejmuje następujące kategorie wykształcenia wymienione w ankiecie: pomaturalne, wyższe nieukończone, licencjat lub studia zawodowe, wyższe);
- X_i oraz X_i^2 – odpowiednio wiek respondenta i wiek podniesiony do kwadratu (efekt doświadczenia zawodowego);
- $PR1_i, PR2_i, PR3_i, PR4UP_i$ – liczba przytoczonych przez respondenta problemów prawnych doświadczonych w ciągu minionych 5 lat: odpowiednio 1, 2, 3 oraz 4 i więcej (zmienne te przyjmują wartość 0 dla tych respondentów, którzy nie doświadczyli problemu prawnego oraz odpowiednio 1 dla tych z nich, którzy doświadczyli ww. liczbę problemów);
- $NOCOM_i$ – czynna – w odróżnieniu od biernej, kiedy nie podejmowane są żadne starania w kierunku rozwiązania problemu – postawa wobec zaistniałego problemu prawnego, przejawiająca się uzyskaniem jedynie niekomercyjnej i nieodpłatnej porady prawnej (np. w adekwatnej dla problemu instytucji bądź w biurach nieodpłatnej pomocy prawnej);
- COM_i – czynna postawa wobec zaistniałego problemu prawnego przejawiająca się w uzyskaniu komercyjnej i odpłatnej porady prawnej (wszystkie przypadki uzyskania pomocy prawnej jednocześnie u usługodawców niekomercyjnych i komercyjnych zostały zakwalifikowane do tej kategorii);
- $RANK_i$ – waga problemu dla respondenta aproksymowana zmienną 0–1 (wartość 1 dla problemu ważnego, jako afirmatywna odpowiedź na pytanie K1: *Czy w związku z tą sytuacją/problemem mógł/a P. coś zyskać lub stracić (pieniądze lub przedmioty)?*⁹ (por. Pleasence i in. 2011);

⁹ Formuła zapytania dotyczącego finansowych aspektów problemu uniemożliwiła identyfikację jego natury (zysk czy strata), gdyż pytanie ankietowe zostało sformułowane w postaci alternatywy (zysk lub strata). Dlatego nie było możliwe rozróżnienie pomiędzy tymi dwoma – merytorycznie odmiennymi – przypadkami. Ponadto afirmatywna odpowiedź na pytanie zawarte w zmiennej $RANK$ była udzielana stosunkowo rzadko.

- NBW_i – liczba osób pracujących zarobkowo w gospodarstwie domowym respondentą;
 $MALE_i$ – zmienna 0–1 względem płci respondenta (kategoria referencyjna – kobieta);
 $BIGCITY_i$ – zmienna 0–1 względem miejsca zamieszkania respondenta (kategoria referencyjna – miejscowość poniżej 100 tys. mieszkańców);
 ε_i – składnik losowy.

Klasyczne równanie dochodów Mincera zostało w tym przypadku poszerzone zatem o zmienne kontrolne związane z występowaniem problemów prawnych oraz sposobami ich rozwiązywania. Ponadto w celu zwiększenia odporności płynących z badania wniosków zawarto w nim dodatkowe zmienne objaśniające dostępne w bazie danych, które – w świetle cytowanych w poprzedzającym akapicie badań empirycznych – również wpływają na wysokość indywidualnych dochodów¹⁰.

Celem poszerzonego równania dochodów Mincera (9) jest kwantyfikacja wymiernych, indywidualnych efektów wynikających ze sposobu rozwiązania występującego problemu prawnego. Idea badania zasadza się na fundamentach modelownia przyczynowo-skutkowego. Dlatego ważne jest, aby na podstawie przesłanek teoretycznych ustalić *a priori* kierunek oczekiwanej zależności pomiędzy wyszczególnionymi regresorami a zmienną objaśnianą, co sprowadza się do określenia znaków stojących przy parametrach odpowiednich zmiennych objaśniających. Ponadto, tam gdzie to możliwe, należy określić relacje większości/mniejszości pomiędzy poszczególnymi wartościami parametrów wzoru (9). Podajemy je poniżej:

1. Zgodnie z teorią kapitału ludzkiego i przesłankami teoretycznymi płynącymi z klasycznego (wzór 6) równania dochodów Mincera oczekiwane znaki stojące przy parametrach mierzących wykształcenie formalne respondenta powinny być dodatnie, a dla wykształcenia ponadśredniego wyższe niż dla ponadpodstawowego (czyli powinno zachodzić: $0 < \alpha_1 < \alpha_2$).
2. Parametry mierzące siłę oddziaływania doświadczenia zawodowego, które w równaniu Mincera aproksymowane jest wiekiem respondenta, powinny gwarantować uzyskanie parabolicznie ujemnego kształtu profilowi płacowo-wiekowemu, co oznacza że $\alpha_3 > 0$, zaś $\alpha_4 < 0$.

W odniesieniu zaś do bardziej szczegółowego podziału problemów prawnych według przedmiotu prawa nie uczyniono tego ze względu na niską liczbę obserwacji, w praktyce uniemożliwiająca przeprowadzenie adekwatnych szacunków. Pamiętać należy bowiem, że podjęcie takiej próby oznaczałoby konieczność przyporządkowania wszystkich zmiennych opisujących uwarunkowania prawne (zmienne $PR1$, $PR2$, $PR3$, $PR4UP$, $NOCOM$, COM , $RANK$) do każdej z kilku/kilkunastu możliwych przedmiotów prawa.

¹⁰ Podkreślić należy, że teoretyczne podstawy równania dochodów Mincera, sformułowane na gruncie ekonomii matematycznej, dotyczą jego wersji klasycznej, opisanej relacjami (5) lub (6). Natomiast wersja poszerzona tego równania, dana ogólną postacią (8) oraz relacją (9), skonstruowaną w celu weryfikacji hipotez o wpływie problemów prawnych i sposobów ich rozwiązywania na wysokość osiąganych dochodów, wprowadza również inne zmienne kontrolne, których uzasadnienie wynika z przesłanek logicznych, nie zaś matematycznych. Tym samym główny ciężar dowodu odnośnie do celowości obecności takich zmiennych w poszerzonym równaniu Mincera spoczywa na badaniu empirycznym. Zastosowanie log-liniowej postaci funkcyjnej równania (9) powodowane jest natomiast specyfiką regresorów – są to bowiem zmienne dychotomiczne.

3. Wszystkie parametry stojące przy zmiennych raportujących liczbę problemów prawnych doświadczonych przez respondenta powinny być ujemne. Ponadto należy spodziewać się, że wraz ze wzrostem liczby problemów negatywne konsekwencje tego faktu dla wielkości uzyskiwanych dochodów będą narastać. Dlatego wydaje się logiczne, aby przyjąć za wiążące założenie o monotonicznie malejących wartościach parametrów względem liczby doświadczanych problemów. Jest to zgodne z ogólną hipotezą o negatywnym wpływie wystąpienia problemu prawnego jako zdarzenia losowego, które poprzez różnorodne kanały transmisji – takie jak np. stres, trauma, koszt alternatywny, zmniejszona samoocena itp. – oddziałuje negatywnie na funkcjonowanie jednostki w społeczeństwie, co przekłada się na jej zmniejszoną produktywność. Mamy zatem: $0 > \alpha_5 > \alpha_6 > \alpha_7 > \alpha_8$.
4. Różne opcje rozwiązania problemu prawnego wiążą się ze zróżnicowanym wysiłkiem, który należy ponieść korzystając z danej opcji. Na podstawie przesłanek formalnologicznych można sformułować hipotezę o zróżnicowanej skuteczności – przy danym stopniu komplikacji problemu prawnego – różnych sposobów reakcji na wystąpienie problemu prawnego pod względem wielkości uzyskiwanych dochodów: od najniższej (pominiętej w specyfikacji równania (9)) dla przypadku braku jakiegokolwiek reakcji, poprzez pośrednią – w przypadku poszukiwania i uzyskania porady nieodpłatnej, aż po najwyższą dla przypadku odpłatnej porady komercyjnej. Hipoteza ta jest wewnętrznie spójna i zgodna z zasadą racjonalności, gdyż wraz ze wzrostem zaangażowania w kwestię rozwiązania problemu rosnać powinny wymierne efekty tego zaangażowania (np. opłacie za usługę komercyjną towarzyszy pełen profesjonalizm i – jak można domniemywać – najwyższa z prawnego punktu widzenia skuteczność proponowanego rozwiązania). Podsumowując, należy spodziewać się następujących ocen parametrów stojących przy zmiennych *NOCOM* i *COM* w relacji (9): $0 < \alpha_9 < \alpha_{10}$. Aktywna postawa wobec doświadczanego problemu powinna bowiem skutkować możliwością jego skutecznego rozwiązania, co nie zachodzi, gdy nie są podejmowane żadne starania w tym kierunku.
5. Problemy prawne – oprócz zróżnicowania względem przedmiotu prawa, którego dotyczą – są również zróżnicowane ze względu na subiektywnie percypowaną doniosłość problemu. Można bowiem przyjąć, iż skala i intensywność doznań związanych z pojawieniem się problemu prawnego jest tym większa, im większe jest jego znaczenie dla osoby go doświadczającej. W konsekwencji negatywne następstwa pojawienia się problemu wielkiej wagi dla funkcjonowania jednostki w społeczeństwie mogą być większe niż w przypadku problemu „standardowego”. Stąd należy oczekiwać, iż *ceteris paribus* $\alpha_{11} < 0$.
6. Zmienna *NBW* ma charakter czysto techniczny: jej obecność w równaniu (9) wynika z konieczności neutralizacji wpływu liczby osób pracujących w gospodarstwie domowym na wysokość dochodu respondenta (dane podane w ankiecie dotyczą wysokości dochodu gospodarstwa domowego, nie zaś respondenta). Z oczywistych względów $\alpha_{12} > 0$.

7. Ze względu na wciąż obecną dyskryminację płacową względem płci parametr $\alpha_{13} > 0$ (*ceteris paribus* mężczyźni zarabiają więcej).
8. Rynek pracy w dużych miastach charakteryzuje się wyższą elastycznością i ze względu na efekt synergiczny płace/dochody osób w nich pracujących są wyższe. Dlatego należy oczekiwać, że $a_{14} > 0$.

Wymienione wyżej własności oczekiwanych oszacowań parametrów strukturalnych modelu można traktować jako zbiór wyjściowych hipotez badawczych, których spełnienie *implicite* będzie świadczyć o poprawności logicznej i merytorycznej przedstawionych w artykule wywodów oraz o adekwatności zastosowanego narzędzia analitycznego. Tym samym możliwe będzie udzielenie ogólnej odpowiedzi na pytanie sformułowane w tytule niniejszego artykułu.

W modelach regresji liniowej opartych na danych przekrojowych obserwacje nietypowe mogą mieć istotny wpływ na końcowe oszacowania parametrów. Jeśli po oszacowaniu parametrów modelu ekonometrycznego okazuje się, że dla 1% obserwacji wartości zmiennej zależnej są dalekie od wartości teoretycznych, to wówczas oszacowania parametrów dla 99% „typowych” obserwacji różnią się znacząco od oszacowań opartych na całej próbie. Dlatego też w przypadku danych przekrojowych związanych z wynagrodzeniami, które – jak wiadomo – charakteryzują się wysoką zmiennością i możliwością występowania obserwacji nietypowych, warto jest stosować metody, które uwzględniają zarówno problem heteroskedastyczności składnika losowego, jak i występowania obserwacji nietypowych. Taką metodą estymacji jest metoda regresji odpornej (por. m.in. Huber 1964; Rousseeuw, Leroy 1987; Veradi, Croux 2009). Opisywana metoda estymacji polega na iteracyjnym stosowaniu klasycznej metody najmniejszych kwadratów, a następnie przypisywaniu niskich wag dla obserwacji charakteryzujących się wysokimi wartościami reszt KMNK i ponownej estymacji. Została ona zastosowana do oszacowania parametrów strukturalnych omawianych w artykule równań dochodów Mincera.

Szacunku parametrów strukturalnych relacji (9) dokonano przy wykorzystaniu danych uzyskanych w ogólnopolskiej, reprezentatywnej ankiecie przeprowadzonej przez Instytut Spraw Publicznych w Warszawie w 2012 r. Jak piszą autorzy relacjonujący to badanie, „badanie zostało przeprowadzone na podstawie przygotowanej przez ekspertów ISP koncepcji badawczej, określającej główne kwestie badawcze, metody oraz zakres podmiotowy badania. Analizy opierały się na triangulacji źródeł informacji, czyli rozpatrywaniu problemów badawczych z trzech różnych perspektyw: świadczeniodawców usług poradniczych, potencjalnych i rzeczywistych świadczeniobiorców oraz instytucjonalnego otoczenia poradnictwa (...) W badaniu zastosowano zarówno metody ilościowe, jak i jakościowe (...) W części dotyczącej usługodawców przeprowadzono 450 wywiadów telefonicznych, 100 ankiet internetowych, 40 indywidualnych wywiadów pogłębiających, 10 studiów przypadku oraz 2 zogniskowane wywiady grupowe. Badanie objęło przedstawicieli kilkunastu różnych typów usługodawców publicznych i niepublicznych oraz ekspertów (wywiady grupowe) (zob. *Poradnictwo prawne i obywatelskie w Polsce...* 2013, s. 14).

W przypadku badania beneficjentów „w ramach badań reprezentatywnych zrealizowano 1050 wywiadów bezpośrednich (PAPI) na próbie ogólnopolskiej. (...) Próba badawcza musiała spełniać kryterium reprezentatywności dla populacji polskiej w wieku 18 i więcej lat, z kolei dobór musiał być losowy, aby wyniki można było ekstrapolować na całą populację. (...) W badaniu zastosowano próbę losowo-warstwową, dzięki której uzyskano strukturę identyczną ze strukturą populacji ze względu na wiek, płeć, wielkość miejscowości zamieszkania i województwo, a sam dobór respondentów na terenie był realizowany zgodnie z formułą *random route*” (Burdziej, Dudkiewicz 2013, s. 4).

Jednoznaczność kierunku związku przyczynowo-skutkowego między wystąpieniem problemu prawnego i sposobem jego rozwiązania a wysokością uzyskiwanych dochodów zapewniła przyjęta formuła pytań identyfikujących pojawienie się problemu i określająca wysokość uzyskiwanych dochodów. Wystąpienie problemu prawnego poprzedza w czasie informację o wysokości dochodu, a tym samym nie pojawia się problem endogeniczności pomiędzy regresantem a regresorem, co uzasadnia zastosowanie modelu jednorównaniowego.

Analiza danych zastanych wskazała na występowanie licznych brakujących zapisów w odniesieniu do odpowiedzi na pytanie o wysokość uzyskiwanych dochodów, jak również pomniejsze błędy kodowania dla zmiennej opisującej wiek respondentów. Po zidentyfikowaniu wszelkich nieścisłości i braków efektywna baza danych objęła 572 obserwacji z pełnym zakresem informacji koniecznych do oszacowania parametrów poszerzonego równania dochodów Mincera. Ze względu na fakt, że pytanie ankietowe dotyczyło wysokości dochodu przypadającego na całe gospodarstwo, należało do równania dochodów wprowadzić techniczną zmienną kontrolną obejmującą liczbę członków gospodarstwa domowego pracujących zarobkowo. Ponadto konieczne było uwzględnienie liczby problemów prawnych, których doświadczył respondent w analizowanym okresie 5 minionych lat, gdyż jak należy przypuszczać, uzyskiwany dochód nie pozostaje indyferentny względem skali i wagi doświadczanych przez respondenta problemów. W efekcie postać funkcyjna poszerzonego równania dochodów Mincera, którego celem jest analiza wpływu występowania problemów prawnych, ich skali i rangi, jak również sposobów ich rozwiązywania, na wysokość uzyskiwanych dochodów, jest taka jak zapisano w formule (9)¹¹:

Przedstawione w niniejszym artykule badanie jest pierwszym, w którym dokonano kwantyfikacji wymiernych efektów pomocy prawnej przy użyciu próby losowej i metod analizy wielowymiarowej. Wszystkie bowiem dotychczasowe próby losowe o podobnej jakości, dostępne w stosunkowo licznych badaniach zagranicznych, służyły jedynie analizom wykorzystującym narzędzia statystyki opisowej lub testy wskaźników struktury (np. Murayama 2007; Gramatikov 2008). W konsekwencji otrzymano odpowiedź na pytanie postawione w tytule niniejszego opracowania, którą można uogólnić na całą populację, w odróżnieniu od badań, których przedmiotem są indywidualne (i społeczne) korzyści beneficjentów pomocy

¹¹ W wersji pierwotnej równania (9) brano pod uwagę szersze zróżnicowanie formalnego wykształcenia respondentów, ale próba taka okazała się nieskuteczna.

sprofilowanej, w którym to przypadku wnioski z nich płynące nie mają waloru ogólności (np. Farmer, Tiefentaler 2003; Oejten 2003).

2. Wyniki i dyskusja

W niniejszej części przedstawiono rezultaty szacunku parametrów strukturalnych równania (9), uwzględniającego wpływ występowania problemów prawnych i sposobów ich rozwiązywania na wysokość uzyskiwanych dochodów, na tle wyników pomijających wpływ takich uwarunkowań. Ponadto przeprowadzono dyskusję, wspartą stylizowanym przykładem, nad możliwymi przyczynami niższego popytu na komercyjne usługi prawne, niż wynikało by to z porównania dochodowych efektów komercyjnej pomocy prawnej względem pomocy niekomercyjnej i brakiem reakcji na zaistnienie problemu.

W celach komparatywnych w tabeli 1 przedstawiono wyniki szacunku parametrów „klasycznego” równania dochodów Mincera, tj. z pominięciem efektów poradnictwa na wysokość uzyskiwanych dochodów, a tab. 2 raportuje rezultaty szacunku parametrów poszerzonego równania (9).

Porównanie oszacowań parametrów strukturalnych „klasycznego” równania Mincera (tabela 1) z tymi, które uzyskano w równaniu poszerzonym pokazuje (tabela 2), że wprowadzenie dodatkowych zmiennych objaśniających w celu kwantyfikacji wpływu efektów poradnictwa prawnego na wysokość osiągniętych dochodów nie powoduje znaczących zmian wartości oszacowań parametrów strukturalnych. W szczególności w obydwu równaniach odnotowuje się brak statystycznej istotności (dla 5% poziomu istotności) zmiennych opisujących dyskryminację płacową oraz wiek respondenta, przy czym znaki przy oszacowaniach parametrów stojących przy ww. zmiennych są zgodne z przesłankami teoretycznymi. Zatem braku istotności (dla 5% poziomu istotności) zmiennych objaśniających efekty wykształcenia i doświadczenia w poszerzonym równaniu Mincera nie można tłumaczyć większymi rozmiarami tego modelu w porównaniu z równaniem klasycznym, gdyż również to drugie charakteryzuje się tą samą słabością.

Najbardziej prawdopodobną przyczyną takiego stanu rzeczy jest niska precyzja pomiaru dochodów respondentów. W przypadku bowiem, gdy odmawiali oni wskazania dokładnej wysokości miesięcznych dochodów, ankieter – po zadaniu pytania uzupełniającego – przypisywał tę wielkość do jednego z wymienionych w ankiecie przedziałów dochodowych. Natomiast dla potrzeb estymacyjnych przyjęto środkową wartość takich przedziałów, co w konsekwencji znacząco zmniejszyło wariancję ww. zmiennej¹².

¹² Warto podkreślić, że przyjęcie wielkości progowej empirycznego poziomu istotności ma charakter arbitralny. Wydaje się również, że w przypadku badań o charakterze eksploracyjnym, gdzie brak jest empirycznych punktów odniesienia do wcześniejszych, analogicznych analiz, próg ten można nieco poszerzyć. I wreszcie tym, co zdaniem autorów legitymizuje uzyskane wyniki jest zgodność uzyskanych ocen parametrów strukturalnych (ich znaków) z hipotezami wyjściowymi, sformułowanymi na gruncie teoretycznym. Tym samym uzyskane rezultaty zgodne są z kluczowymi przesłankami klasycznego modelowania przyczynowo-skutkowego.

Tabela 1

Wyniki oszacowania parametrów strukturalnych „klasycznego” równania Mincera

Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Graniczny poziom istotności
<i>Intercept</i>	6,995	0,144	0,000
<i>MALE</i>	0,062	0,037	0,095
<i>D1</i>	0,178	0,064	0,006
<i>D2</i>	0,443	0,076	0,000
<i>X</i>	0,006	0,006	0,339
<i>X²</i>	-0,00012	0,00007	0,072
<i>BIGCITY</i>	0,102	0,041	0,013
<i>NBW</i>	0,320	0,020	0,000
Liczba obserwacji	572		
R-kwadrat	0,432		
Test Walda łącznej istotności	Statystyka = 61,35 Graniczny poziom istotności = 0,000		

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2

Wyniki oszacowania parametrów strukturalnych poszerzonego równania Mincera (wzór 9)

Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Graniczny poziom istotności
<i>Intercept</i>	6,971	0,143	0,000
<i>MALE</i>	0,054	0,037	0,143
<i>D1</i>	0,211	0,064	0,001
<i>D2</i>	0,501	0,077	0,000
<i>X</i>	0,007	0,006	0,264
<i>X²</i>	-0,00013	0,00007	0,059
<i>BIGCITY</i>	0,085	0,041	0,038
<i>NBW</i>	0,315	0,020	0,000
<i>PR1</i>	-0,078	0,088	0,381
<i>PR2</i>	-0,183	0,128	0,156
<i>PR3</i>	-0,198	0,211	0,348
<i>PRAUP</i>	-0,791	0,168	0,000
<i>NOCOM</i>	0,122	0,111	0,274
<i>COM</i>	0,185	0,128	0,150
<i>RANK</i>	-0,164	0,086	0,056
Liczba obserwacji	572		
R-kwadrat	0,452		
Test Walda łącznej istotności	Statystyka = 32,80 Graniczny poziom istotności = 0,000		

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowania parametrów strukturalnych zależności (9) mają znaki zgodne z założeniami teoretycznymi i tym samym afirmatywnie weryfikują wszystkie sformułowane w artykule hipotezy badawcze. Osoby z wykształceniem ponadpodstawowym zarabiają *ceteris paribus* o 23,5% więcej od osób z wykształceniem co najwyżej podstawowym ($(\exp^{0,211} - 1) \cdot 100$), a osoby legitymujące się wykształceniem ponadśrednim – o 65% od osób niewykształconych ($(\exp^{0,501} - 1) \cdot 100$). Wyniki te – zgodne z teorią kapitału ludzkiego – wskazują na rosnące znacznie wykształcenia jako czynnika dochodotwórczego (np. w zbiorze prac pod redakcją M. Kota (1999) rozpiętość płac względem wykształcenia była znacząco niższa).

Mężczyźni zarabiają *ceteris paribus* o ok. 6% więcej od kobiet ($(\exp^{0,055} - 1) \cdot 100$), co wskazywałoby na malejącą z biegiem czasu dyskryminację płacową (w cytowanej książce pod red. M. Kota (1999) odpowiednia dysproporcja wynosiła 19% (por. też Florczak 2008)). Dochody mieszkańców dużych miast są o ok. 10% wyższe od dochodów rezydentów mniejszych miejscowości ($(\exp^{0,085} - 1) \cdot 100$). Z oczywistych względów większa liczba osób pracujących w gospodarstwie domowym przekłada się na wyższy jego dochód. I wreszcie profil dochodowo-wiekowy wyłaniający się z oszacowań parametrów poszerzonego równania dochodów Mincera jest zgodny ustaleniami teoretycznymi, wskazując na ujemny kształt parabolicznej relacji pomiędzy wiekiem a wysokością dochodów.

Ogólna zgodność wyników empirycznych otrzymanych w poszerzonym równaniu Mincera z ustaleniami teoretycznymi względem „klasycznych” regresorów tego równania legitymizuje próbę rozbudowy omawianej relacji o składowe kwantyfikujące wpływ wystąpienia problemu prawnego i sposobu jego rozwiązania. Również w odniesieniu do tej części poszerzonego równania dochodów Mincera wyniki wydają się potwierdzać wszystkie sformułowane *a priori* hipotezy badawcze.

Wystąpienie problemu prawnego jest zdarzeniem o średnio rzecz biorąc negatywnych reperkusjach dla uzyskiwanego dochodu, zwłaszcza jeśli pojawieniu się problemu nie towarzyszą działania zmierzające do jego rozwiązania (oszacowanie parametru $\alpha_5 = -0,0776$). Zatem osoby ignorujące następstwa wystąpienia problemu prawnego uzyskują miesięcznie dochód niższy o 7,5% ($(\exp^{-0,0776} - 1) \cdot 100$) od osób, które problemu takiego nie doświadczyły. Negatywne dla wysokości uzyskiwanego dochodu konsekwencje spiętrzenia problemów prawnych są znacznie bardziej bolesne. Pozostawienie nierozwiązanych problemów prawnych własnemu biegowi skutkuje niższymi dochodami o ok. 17% w przypadku doświadczenia dwóch problemów ($(\exp^{-0,183} - 1) \cdot 100$) oraz o ok. 18% dla trzech problemów prawnych ($(\exp^{-0,198} - 1) \cdot 100$). W przypadku zaś, gdy respondent wykazał wystąpienie 4 lub więcej problemów i nie podjął próby ich rozwiązania, jego dochody były o 55% niższe od osób niedoświadczających problemów prawnych. Sytuacja, w której doświadczany problem jest szczególnie ważny, skutkuje dodatkowym spadkiem dochodów respondenta aż o blisko 15% ($(\exp^{-0,164} - 1) \cdot 100$), jeśli nie podjęto żadnej próby jego rozwiązania.

Wyniki powyższe zgodne są z hipotezą sformułowaną *a priori* o negatywnych następstwach wystąpienia problemów prawnych dla *ceteris paribus* wysokości uzyskiwanych dochodów, których destrukcyjny wpływ jest tym wyższy, im większa

jest liczba doświadczanych problemów (np. Winczorek 2015). Wnioski powyższe dotyczą *implicite* okoliczności zaniechania reakcji na wystąpienie problemu, a zatem nie uwzględniają okoliczności dodatkowych dotyczących sposobu rozwiązania istniejącego problemu, który może przybrać formę porady niekomercyjnej lub komercyjnej. W każdym z powyższych przypadków skutki przyjęcia aktywnej postawy wobec zaistniałego problemu w znacznym stopniu neutralizują negatywne następstwa wystąpienia problemu. Skuteczność poradnictwa niekomercyjnego jest przy tym niższa od komercyjnego, odpowiednie oszacowania parametrów są bowiem równe $\alpha_9 = 0,122$ oraz $\alpha_{10} = 0,185$.

Jeśli zatem pojawiający się problem nie ma charakteru szczególnie niekorzystnie wpływającego na funkcjonowanie osobisto-zawodowe respondenta, wówczas korzystanie z usług poradnictwa – niekomercyjnego lub komercyjnego w pełni rekompensuje negatywne następstwa takiego problemu. Łączny efekt powstaje bowiem wówczas ze złożenia skutków wystąpienia problemu i reakcji nań, co np. w przypadku pojedynczego problemu i rozwiązania go poprzez skorzystanie z usług poradnictwa niekomercyjnego daje następujący wynik: $-7,5\% ((\exp^{-0,0776} - 1) \cdot 100) + + 13\% ((\exp^{0,122} - 1) \cdot 100) = 5,5\%$. W przypadku jednak, gdy liczba problemów jest wyższa lub gdy problem jest szczególnie doniosły, skorzystanie z usług poradnictwa nieodpłatnego zmniejsza negatywne następstwa wystąpienia problemów, ale nie w pełni je niweluje, np. w przypadku gdy respondent doświadczył trzech problemów, jego dochód pozostanie niższy od dochodu osób, które nie doświadczyły problemu o $((\exp^{-0,183} - 1) \cdot 100) + ((\exp^{0,122} - 1) \cdot 100) = -4\%$.

Szukanie pomocy w obszarze poradnictwa komercyjnego w reakcji na wystąpienie problemu daje respondentowi jeszcze bardziej skuteczną broń w obronie swoich interesów. Pekuniarne efekty porad komercyjnych są wyraźnie wyższe od tych udzielanych w formule nieodpłatnej. W praktyce jedynie przypadek, w którym doszło do kuriozalnego spiętrzenia problemów prawnych (tj. cztery lub więcej) nie może być zneutralizowany adekwatnym postępowaniem naprawczym według wskazówek udzielanych przez członków palestry. Niewykluczone przy tym, iż przedział czasowy będący przedmiotem analizy (okres pięcioletni) jest zbyt krótki, aby – wobec faktu akumulacji problemów – wszystkie pozytywne efekty poradnictwa przełożyły się w pełni na uzyskiwany dochód respondenta. Na przykład, dla analogicznego przypadku przytoczonego w poprzedzającym akapicie odnośnie do poradnictwa niekomercyjnego, tj. wystąpienia trzech problemów, dochód respondenta, który zdecydował się na poradnictwo komercyjne będzie różnił się od dochodu osób, które nie doświadczyły problemu o $((\exp^{-0,183} - 1) \cdot 100) + + ((\exp^{0,164} - 1) \cdot 100) = 2\%$.

Z dotychczasowej analizy wynika, że w obliczu zaistnienia problemu warto jest zwrócić się po profesjonalną pomoc prawną, przy czym im bardziej zakłany jest problem i/lub im wyższe jest spiętrzenie problemów, tym bardziej skutecznym rozwiązaniem jest szukanie pomocy na komercyjnym rynku usług prawnych. Wniosek powyższy pomija jednak bardzo istotny element o bezpośrednich implikacjach dochodowo-kosztowych dla respondenta: kwestię opłat za usługi poradnicze. Respondent może bowiem uzyskiwać wyższe dochody w wyniku sko-

rzystania z komercyjnych porad prawnych, ale owe wyższe dochody muszą być pomniejszone o wielkość opłaty za ww. usługi. Łatwo jest przy tym przeprowadzić odpowiednie szacunki opłacalności/nieopłacalności korzystania z komercyjnych usług prawnych przy użyciu omawianej w niniejszym artykule metodyki opartej na poszerzonym równaniu dochodów Mincera. Rachunek wymaga przyjęcia kilku założeń, które dotyczą:

- a) wysokości miesięcznych dochodów osiągniętych przez respondenta,
- b) wysokości opłat za komercyjne usługi poradnicze,
- c) długości rozważanego okresu.

Dwa z wyżej wymienionych założeń są z pewnością bardzo zróżnicowane względem indywidualnych beneficjentów pomocy oraz specyfiki konkretnego problemu prawnego. Informacje zawarte w ogólnopolskim badaniu beneficjentów pomocy prawno-obywatelskiej dotyczą pięciu minionych lat, nie precyzując momentu wystąpienia problemu w wymienionym przedziale czasu. Zatem w odniesieniu do założenia c) przyjęto dwuletni okres dla zinternalizowania efektów komercyjnej pomocy prawnej¹³. Na podstawie analizy wariantowej względem wysokości miesięcznych dochodów respondenta można wówczas oszacować progową wartość opłaty za usługi poradnicze, zapewniającą zrównanie korzyści osiągniętych dzięki komercyjnym poradom prawnym (w postaci wyższych dochodów) i kosztów poniesionych na ich uzyskanie. Innymi słowy, dla ustalonego poziomu dochodów osobie dotkniętej problemem będzie się opłacać skorzystać z usługi komercyjnej, jeśli zapłaci ona za usługi poradnicze mniej niż wyniesie oszacowana wartość progowa honorarium za ich udzielnie. Przypomnijmy przy tym, iż powyższe założenia i poniższe obliczenia dotyczą przypadku uśrednionego, umożliwiając tym samym odpowiedź na pytanie ogólne dotyczące korzyści dochodowych płynących z poradnictwa, ale już nie na pytania dotyczące poszczególnych i zindywidualizowanych przypadków.

W tabeli 3 przedstawiono wariantowe szacunki korzyści wynikających z poradnictwa prawno-obywatelskiego – zarówno nieodpłatnego, jak i komercyjnego – względem przypadku braku wystąpienia problemu oraz sytuacji, w której pojawieniu się problemu nie towarzyszą żadne próby jego rozwiązania. Rozważany jest przypadek wystąpienia poważnego problemu o największych negatywnych reperkusjach dochodowych, a zatem sytuacja, w której zmienna *RANK* w równaniu (9) przyjmuje wartość 1¹⁴.

W pierwszej kolumnie tabeli 3 przedstawiono hipotetyczne poziomy miesięcznego dochodu respondentów, którzy nie doświadczyli żadnego problemu prawnego, zaś druga kolumna zawiera skumulowany dochód takich osób za okres 2 lat. Kolumna trzecia tabeli pokazuje natomiast skumulowany dochód osób, które doświadczyły poważnego problemu prawnego, ale nie uczyniły niczego, aby go

¹³ Wprawdzie wartość oczekiwana wynosi w omawianym przypadku 2,5 roku, ale ze względu na efekt zapomnienia przyjęto konserwatywnie nieco krótszy okres.

¹⁴ Egzemplifikowana tym przypadkiem metoda szacowania korzyści z poradnictwa jest możliwa do zastosowania dla innych wariantów wyceny, zarówno ze względu na wysokość dochodu, jak i liczbę doświadczanych problemów.

Tabela 3
Wariantowe szacunki korzyści wynikających z poradnictwa prawnego-obywatelskiego

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wartość dochodów na miesiąc w przypadku braku problemu	Wartość dochodów skumulowanych w okresie 2 lat w przypadku braku problemu	Wartość dochodów skumulowanych w okresie 2 lat w przypadku wystąpienia poważnego problemu prawnego i zaniechania reakcji nań	Wartość dochodów skumulowanych w okresie 2 lat w przypadku wystąpienia poważnego problemu prawnego i podjęcia próby jego rozwiązania przez skorzystanie z usług poradnictwa niekomercyjnego	Wartość dochodów skumulowanych w okresie 2 lat w przypadku wystąpienia poważnego problemu prawnego i podjęcia próby jego rozwiązania przez skorzystanie z usług poradnictwa komercyjnego	Różnica dochodów: (5)-(4)
500	12 000	9 423	10 644	11 335	691
1 000	24 000	18 847	21 288	22 670	1 382
2 000	48 000	37 693	42 576	45 340	2 764
3 000	72 000	56 540	63 865	68 011	4 146
10 000	240 000	188 466	212 883	226 703	13 820

Uwaga: Wszystkie podane w tabeli wartości dochodów są podane w złotych.

Źródło: opracowanie własne.

rozwiązać¹⁵. Z kolei kolumny 4 i 5 raportują wysokość teoretycznego dochodu osób, które w obliczu poważnego problemu prawnego zdecydowały się na niekomercyjną (kolumna 4) lub komercyjną (kolumna 5) pomoc prawną¹⁶. I wreszcie kolumna szоста pokazuje różnicę pomiędzy skumulowanym dochodem po uzyskaniu usługi komercyjnej a dochodem, który beneficjent uzyskałby po porady niekomercyjnej. Na podstawie zawartości tabeli 3 można wyciągnąć wiele interesujących wniosków.

Po pierwsze, wystąpienie poważnego problemu prawnego i brak jego rozwiązania skutkuje długookresowym spadkiem uzyskiwanych dochodów (po upływie dwóch lat średnio o 22,5%¹⁷). Aktywne działania ze strony osoby doświadczającej problemu powodują wyraźne osłabienie jego destrukcyjnych skutków. W konsekwencji skumulowany dochód osób, które zdecydowały się na pomoc nieodpłatną, jest niższy o 11% od dochodu osób bez takiego problemu, a tylko o 5,5% niższy, jeśli osoba skorzystała z pomocy profesjonalnej kancelarii prawnej. Różnica pomiędzy dochodami osoby doświadczonej przez poważny problem, który został rozwiązany na drodze porady komercyjnej, a rozwiązaniem niekomercyjnym określa pieniężną superatę brutto poradnictwa komercyjnego nad poradnictwem nieodpłatnym. Jest to zrozumiałe, z całkowitą pewnością można bowiem przyjąć, iż zarówno z formalnego, jak i praktycznego punktu widzenia palestra posiada przewagę wiedzy i doświadczenia nad personelem paraprawniczym, zwłaszcza w przypadku konieczności rozwiązywania skomplikowanych problemów prawnych. Jednocześnie różnica ta określa maksymalną cenę opłacalności do przyjęcia przez beneficjenta usługi komercyjnej, tj. maksymalną cenę, którą może on uiścić, aby jego dochód pozostał na tym samym poziomie co w przypadku skorzystania z niekomercyjnej porady nieodpłatnej.

Jak widać (patrz tab. 3), różnice te zależą od wysokości dochodów osób dotkniętych problemem. Chociaż relatywny poziom ww. różnic jest stały (względem wszystkich rodzajów skumulowanego dochodu), to jego wartość bezwzględna jest rosnącą funkcją dochodów. Przy nie w pełni realistycznym założeniu, że stawki honorarium za porady komercyjne są niezależne od wysokości uzyskiwanych przez klientów kancelarii prawnych dochodów i zależą jedynie od stopnia komplikacji problemu, mechanizm powyższy dobrze tłumaczyłby zróżnicowane zachowania osób doświadczonych problemem prawnym i stojących wobec wyboru porady komercyjnej *versus* niekomercyjnej. Ewentualna nadwyżka dochodu z tytułu uzyskania lepszej porady prawnej może być bowiem całkowicie skonsumowana przez

¹⁵ Wymienione wielkości powstają przy użyciu następującej formuły wykorzystującej wyniki oszacowania parametrów strukturalnych modelu (9), które są zawarte w tabeli 1: dochód skumulowany = $\exp(-0,0776$ (jeden problem) $- 0,164$ (problem ważny) $+ ceteris paribus) \cdot 24$ (miesiące), gdzie *ceteris paribus* oznacza zachowanie wszystkich wartości pozostałych zmiennych objaśniających na niezmiennym poziomie. W szczególności oznacza to również, że wartości zmiennych *PR2*, *PR3*, *PR4UP* oraz *NOCOM* i *COM* równe są zero.

¹⁶ Obliczenia są w tym przypadku analogiczne do tych, które przedstawiono w poprzedzającym przypisie, przy czym zmienne *NOCOM* lub *COM* przyjmują odpowiednio wartość 1 i 0.

¹⁷ Ze względu zarówno na bardzo niską inflację, jak i fakt, że rachunki prowadzone są dla ustalonego i stałego okresu 24 miesięcy dla wszystkich rozważanych poziomów dochodów zastosowanie procedury dyskontowania jest zbyteczne.

koszty takiej porady. Dlatego osoby o niskich uposażeniach rzadziej *ceteris paribus* korzystają z usług poradnictwa komercyjnego. Osoby bardziej zamożne, mając więcej do zyskania, znacznie częściej powinny zatem korzystać z usług poradnictwa komercyjnego. Wniosek powyższy nie jest jednak w pełni uzasadniony, gdyż w praktyce palestra stosuje *explicite* (np. formalne zapisy o wysokości honorariów proporcjonalnej do wysokości kwoty będącej przedmiotem sporu) lub *implicite* (np. opłaty za sprawy rozwodowe) dyskryminacją politykę cenową, czyniąc wysokość swoich honorariów nie tylko funkcją nakładów pracy własnej, ale również wysokości dochodów swoich klientów.

Podsumowując wyniki opisanego w artykule badania i udzielając odpowiedzi na sformułowane w jego tytule pytanie, należy stwierdzić, że jest ona jednoznacznie afirmatywna. Pozostawienie spraw własnemu biegowi w przypadku wystąpienia problemu prawnego powoduje pogorszenie sytuacji materialnej osoby go doświadczającej, a przyjęcie postawy aktywnej i szukanie pomocy prawnej całkowicie lub w znacznym stopniu – w zależności od sytuacji, powagi i skali problemu – neutralizuje negatywne następstwa jego wystąpienia. Decyzja dotycząca wyboru usługodawcy może wynikać przy tym z racjonalnych przesłanek ekonomicznych, gdyż wyższej efektywności porad komercyjnych towarzyszą jednocześnie wyższe koszty ich uzyskania. *Explicite* świadczy to również o celowości zachowania obydwóch typów usługodawców na rynku usług poradniczych.

Uwagi końcowe

Omówiona w artykule metoda pomiaru wymiernych efektów poradnictwa prawnego przy użyciu poszerzonego równania dochodów Mincera jest pierwszą tego typu analizą w skali międzynarodowej. Ze względu na reprezentatywny charakter próby wnioski płynące z badania mają charakter ogólny i uniwersalny, w odróżnieniu od wcześniejszych – głównie międzynarodowych – analiz nad mikroekonomicznymi efektami poradnictwa opartymi na próbach celowych.

Ze względu jednak na pewne niedoskonałości pomiaru (informacja o dochodach dotycząca gospodarstwa, nie zaś respondenta; przedziałowy sposób raportowania wysokości dochodów w przypadku odmowy podania precyzyjnej informacji punktowej; doniosłość problemu aproksymowana wystąpieniem problemu o reperkusjach finansowych, czego efektem może być niska statystyczna istotność wybranych regresorów) uzyskane wyniki należy interpretować z pewną ostrożnością. Z jednej strony bowiem fakt, iż pomimo niedoskonałości pomiaru uzyskane rezultaty zgodne są z przesłankami teoretyczno-logicznymi leżącymi u podstaw specyfikacji poszerzonego równania Mincera, wydaje się potwierdzać słuszność przyjętych hipotez badawczych, z drugiej jednak ww. niedociągnięcia z pewnością nie pozostają bez wpływu na precyzję szacunku. Stąd w celu zwiększenia precyzji uzyskanych rezultatów i wzmocnienia wyciąganych na ich podstawie wniosków należałoby posłużyć się próbą reprezentatywną, w której wszystkie ww. słabości związane z jakością danych

byłyby poprawione. Z pewnością okazję taką dawałyby ogólnopolskie badania typu *Diagnoza Społeczna* albo spisy powszechne, w których można byłoby uwzględnić zestaw pytań dotyczących omawianej w niniejszym artykule problematyki.

Istnieje możliwość kontynuacji badań w obszarze będącym przedmiotem dociekań niniejszego artykułu w wielu kierunkach, pod warunkiem dostępności bardziej adekwatnych danych. Wśród nich można wymienić specyfikacje poszerzonego równania Mincer z uwzględnieniem interakcji pomiędzy zmiennymi opisującymi poziom wykształcenia a sposobem reakcji wobec zaistnienia problemu czy innymi zmiennymi kontrolnymi, omówionymi w pierwszej części artykułu. Uzyskane w niniejszym artykule wyniki wskazują, że klasyczna analiza ekonomiczna może być z powodzeniem stosowana do kwantyfikacji zjawisk standardowo przypisywanych do dziedzin nauki innych niż ekonomia.

Tekst wpłynął: 5 stycznia 2017 r.

(wersja poprawiona: 2 sierpnia 2017 r.)

Literatura

- Abel L.K., Vignola S., *Economic and Other Benefits Associated with the Provision of Civil Legal Aid*, „Seattle Journal for Social Justice” 2010, nr 9.
- Adamczyk A., Jarecki W., *Szacowanie wewnętrznej stopy zwrotu inwestycji w wyższe wykształcenie*, „Gospodarka Narodowa” 2008, nr 11–12.
- Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, red. M. Kot, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa–Kraków 1999.
- Becker G., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Columbia University Press, New York 1964.
- Blaug M., *An Introduction to the Economics of Education*, Harmondsworth, Penguin 1970.
- Burdziej S., Dudkiewicz M., *Korzystający i niekorzystający z poradnictwa prawnego i obywatelskiego*, Instytut Spraw Publicznych, ISP, Warszawa 2013 (<http://isp.org.pl/uploads/filemanager/pliki/poradnictwo/RaportISPBeneficjencifinal16.04.13.pdf>).
- Chiswick B.R., *Interpreting the Coefficient of Schooling in the Human Capital Earnings Function*, „Journal of Educational Planning and Administration” 1998, nr 12(2).
- Clemens M.A., Montenegro C.E., Prichett L., *The Place Premium: Wage Differences for Identical Workers Across the US Border*, HKS Faculty Research Working Paper Series, RWP09–004, 2009 (<http://dash.harvard.edu/bitstream/handle/1/4412631/Clemens%20Place%20Premium.pdf?sequence=1&sa=U&ei=5XFQU8nFACqzyATciYHgCw&ved=0CFAQFjAJ&usq=AFQjCNEt7UC3z08FQcyAA6PyGZy44q0AaQ>).
- Cunha F., Heckman J.J., *The Technology of Skill Formation*, „American Economic Review” 2007, nr 97.
- Eherenberg R.G., Schwarz J.L., *Public Sector and Labor Markets*, Cornell University ILR School, 1987 (<http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1678&context=articles>).
- Farmer A., Tiefenthaler J., *Explaining the Recent Decline in Domestic Violence*, „Contemporary Economic Policy” 2003, nr 21.

- Florczak W., *Efektywna podaż pracy a wzrost gospodarczy*, „Gospodarka Narodowa” 2008, nr. 11–12.
- Florczak W., *Modeling Effective Legal Aid System*, „Ekonomia i Prawo. Law and Economics” 2016, nr 3.
- Florczak W., *Metodologia pomiaru społecznych korzyści z poradnictwa prawnego z elementami szacunku dla Polski*, „Wiadomości Statystyczne” 2018, nr 5.
- Florczak W., Grabowski W., *Analiza czynników determinujących reakcję na zaistnienie problemu prawnego przy użyciu wielomianowego modelu logitowego*, „Przegląd Statystyczny” 2018, nr 1.
- Gramatikov M., *Multiple Justiciable Problems in Bulgaria*, Tilburg University Legal Studies Working Paper, nr 16/2008 (https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1308604).
- Heckman J.J., Lochner L.J., Todd P.E., *A Fifty Years of Mincer Earnings Regressions*, NBER Working Paper Series, 2003, nr 9732 (<http://www.nber.org/papers/w9732>).
- Huber P.J., *Robust Estimation of a Location Parameter*, „Annals of Mathematical Statistics” 1964, nr 35.
- King A., *Industrial Structure, the Flexibility of Working Hours, and Women’s Labor Force Participation*, „The Review of Economics and Statistics” 1978, nr 60(3).
- Kritzer H.M., *To the Lawyer or not to the Lawyer, Is That the Question?*, „Journal of Empirical Legal Studies” 2008, nr 5.
- Lauer C., Steiner V., *Returns to Education in West Germany – An Empirical Assessment*, ZEW Discussion Paper, nr 00–04, Mannheim 2000.
- Lwiński J., Bedyk E., *Does it Pay to Invest in the Education of Children?*, „Ekonomia. Rynek, gospodarka, społeczeństwo” 2016, nr 47.
- Machin S., Puhani P., *Subject of Degree and the Gender Wage Differential. Evidence from the UK and Germany*, IZA Discussion Paper, nr 553, 2002 (<http://www.fachportal-paedagogik.de/rd.html/629934/ftp://ftp.iza.org/dps/dp553.pdf>).
- Mincer J., *Schooling, Experience, and Learnings*, Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, New York 1974.
- Murayama M., *Experiences of Problems and Disputing Behaviour in Japan*, „Meiji Law Journal” 2007, nr 14.
- Nakosteen R.A., Zimmer M.A., *Marital Status and Earnings of Young Men: A Model with Endogenous Selection*, „The Journal of Human Resources” 1987, nr 22.
- Nigel T., *Religion and the Rate of Return on Human Capital: Evidence from Canada*, „The Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’Economie” 1983, nr 16(1).
- Oejten J.A., *Improving Parents’ Representation in Dependency Cases: A Washington State Pilot Program Evaluation*, National Council of Juvenile and Family Court Judges, 2003 (http://www.opd.wa.gov/documents/0047–2003_PRP_Evaluation.pdf).
- Pleasence P., Balmer N., Reimers S., *What Really Drives Advice Seeking Behaviour? Looking Beyond the Subject of Legal Disputes*, „Onati Socio-Legal Series” 2011, nr 1(6).
- Poradnictwo Prawne i Obywatelskie w Polsce. Stan obecny i wizje przyszłości*, red. A. Preisert, T. Schimanek, M. Waszak, A. Winiarska, Instytut Spraw Publicznych, ISP, Warszawa 2013 (<http://www.isp.org.pl/uploads/pdf/443334703.pdf>).
- Psacharopoulos G., Ng Y.C., *Earnings and Education in Latin America: Assessing Priorities for Schooling Investment*, „Education Economics” 1994, nr 2(2).
- Roszkowska S., Majchrowska A., *Premia z wykształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce*, Narodowy Bank Polski, Departament Edukacji i Wydawnictw 2014.
- Rousseu P.J., Leroy A.M., *Robust regression and outlier detection*, Wiley, New York 1987.

Czy warto korzystać z porad prawnych? Szacunki mikroekonomicznych efektów... 207

Strawiński P., *Krzyżowe porównanie danych o wynagrodzeniach z polskich badań przekrojowych*, „Bank i Kredyt” 2015, nr 5.

Veradi V., Croux C., *Robust regression in STATA*, „Stata Journal” 2009, nr 9.

Winczorek J., *Przegląd literatury na temat dostępności i korzystania z pomocy prawnej*, INPRIS, 2015 (http://www.inpris.pl/fileadmin/user_upload/documents/pomoc_prawna/Przegl%C3%84%E2%80%A6d_literatury_na_temat_dost%C3%84%E2%84%A2pno%C4%B9%E2%80%BAci_i_korzystania_z_pomocy_prawnej.pdf).

CZY WARTO KORZYSTAĆ Z PORAD PRAWNYCH? SZACUNKI MIKROEKONOMICZNYCH EFEKTÓW PORADNICTWA PRAWNO-OBYWATELSKIEGO

Streszczenie

W artykule podjęto próbę empirycznego pomiaru indywidualnych korzyści wynikających z bezpłatnego poradnictwa prawnego oferowanego przez różne instytucje niekomercyjne. W tym celu wykorzystano poszerzone równanie dochodów Mincera, którego parametry oszacowano przy użyciu reprezentatywnych mikroekonomicznych danych ankietowych dla Polski. Podsumowując wyniki badania należy stwierdzić, iż odpowiedź na sformułowane w jego tytule pytanie jest jednoznacznie afirmatywna. Pozostawienie spraw własnemu biegowi w przypadku wystąpienia problemu prawnego powoduje pogorszenie sytuacji materialnej osoby go doświadczającej, a przyjęcie postawy aktywnej i szukanie pomocy prawnej neutralizuje lub przynajmniej łagodzi negatywne następstwa. Decyzja dotycząca wyboru usługodawcy może wynikać z racjonalnych przesłanek ekonomicznych, gdyż wyższej efektywności porad komercyjnych towarzyszą wyższe koszty ich uzyskania. Świadczy to również o celowości zachowania obydwu typów usług poradniczych.

Słowa kluczowe: porady prawne, pomoc prawna, poszerzone równanie Mincera, mikroekonomia

JEL: C21, J31, K00

DOES IT PAY TO TAKE LEGAL ADVICE? ESTIMATES OF MICROECONOMIC EFFECTS OF NON-COMERCIAL LEGAL ADVICE

Summary

The paper aims to quantify individual monetary benefits due to non-commercial legal aid/advice. To this end an augmented Mincer income equation was employed whose parameters were estimated using representative survey data for Poland. To summarize the outcomes of the research one must affirmatively answer the question raised in the title to this article. Leaving justiciable problems on their own results in deteriorating material situation of the person experiencing them, whereas assuming an active position neutralizes or at least alleviates adverse consequences. Decision about the choice of the respective solution might be motivated by rational economic prerequisites as the higher

effectiveness of commercial advice is accompanied by higher cost of its acquirement. This explicitly tells of the necessity for the two types of legal aid/advice to co-exist.

Key words: legal advice and legal aid, augmented Mincer equation, microeconometrics

JEL: C21, J31, K00

СТОИТ ЛИ ПОЛЬЗОВАТЬСЯ СОВЕТАМИ ЮРИСТОВ? ОЦЕНКА МИКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ЭФФЕКТОВ ЮРИДИЧЕСКОГО И ГРАЖДАНСКОГО КОНСАЛТИНГА

Резюме

В статье делается попытка эмпирического замера индивидуальных выгод от бесплатного юридического консалтинга, предлагаемого разными некоммерческими организациями. С этой целью было использовано расширенное уравнение доходов Минцера, параметры которого были оценены с использованием репрезентативных микроэкономических анкетных данных для Польши. Подводя итоги исследования, следует отметить, что ответ на сформулированный в заголовке вопрос однозначно положительный. Пассивное поведение лица, имеющего проблемы в правовой сфере, как правило, ведет к ухудшению его материального положения, зато принятие активной позиции и поиск помощи у юристов ведет к нейтрализации неблагоприятных последствий проблемы или, по крайней мере, к их смягчению. Выбор юридического консультанта как правило вытекает из рациональных экономических предпосылок, так как высокоэффективный платный консалтинг требует высоких затрат. Это говорит также о целесообразности сохранения как платных, так и бесплатных юридических услуг.

Ключевые слова: юридический консалтинг, юридическая помощь, расширенное уравнение Минцера, микроэкономика

JEL: C21, J31, K00