

Wpływ sieci społecznych na zatrudnienie i wynagrodzenia w Polsce¹

Celem artykułu jest analiza wpływu sieci społecznych na wynagrodzenia na polskim rynku pracy oraz w innych krajach uczestniczących w programie Międzynarodowego Sondażu Społecznego (*International Social Survey Programme* — ISSP). Znaczenie sieci społecznych jest ważnym przedmiotem zainteresowania nauk społecznych i ekonomicznych co najmniej od czasu przełomowych artykułów Reesa (1966) w ekonomii i Granovettera (1973) w socjologii. Szczególne znaczenie miał artykuł Granovettera, w którym autor postawił głośną tezę o „sile słabych więzi”, tj. o szczególnie pozytywnym wpływie mniej intensywnych kontaktów społecznych (np. z dalszymi znajomymi) na zatrudnienie oraz — ewentualnie — na inne aspekty życia społeczno-ekonomicznego ludzi.

Od lat 60. i 70. XX w. stale zwiększało się zainteresowanie socjologów analizą sieci społecznych, co zaowocowało m.in. popularnym podręcznikiem Wassermana i Faust (1994) oraz tekstem Smith-Doerr i Powella (2005). Wśród publikacji polskich na uwagę zasługuje przede wszystkim artykuł Batorskiego (2008). Jednocześnie w ostatniej dekadzie dynamicznie wzrastało zainteresowanie ekonomistów tą problematyką, na co wskazują trzy podręczniki poświęcone ekonomii sieci społecznych (Goyal, 2007; Vega-Redondo, 2007; Jackson, 2008) oraz rosnąca liczba artykułów w prestiżowych czasopismach naukowych.

W artykule opublikowanym w 2012 r. dokonałem przeglądu literatury teoretycznej z zakresu ekonomii sieci społecznych, ze szczególnym uwzględnieniem ich wpływu na zatrudnienie i wynagrodzenia (Słoczyński, 2012). Wśród omawianych w tym artykule prac teoretycznych szczególne znaczenie przyznaje się artykułowi Montgomery’ego (1991), w którym autor zbudował model teoretyczny umożliwiający wyjaśnienie wpływu sieci społecznych na wynagrodzenia. Otóż w warunkach braku informacji na temat wartości krańcowego produktu pracy potencjalnych pracowników, przedsiębiorcy mogą korzystać z rekomendacji już zatrudnionych osób i zatrudniać przede wszystkim poleconych przez nich kandydatów. Jeżeli dodatkowo sieci społeczne charakteryzuje homofilia (osoby utrzymują kontakty społeczne przede wszystkim z jednostkami podobnymi do siebie), o czym świadczy obszerna literatura empiryczna, to przedsiębiorcy będą prosić o rekomendacje wyłącznie wysoko produktywnych pracowników, którzy następnie będą rekomendować swoich (zazwyczaj) wysoko produktywnych znajomych. W ten sposób można wyjaśnić pozytywny wpływ uzyskania informacji o wakacie poprzez sieci społeczne na wynagrodzenia pracowników.

¹ Publikacja powstała przy wsparciu finansowym Fundacji na rzecz Nauki Polskiej.

Liczne analizy empiryczne próbowały zweryfikować wniosek z modelu Montgomery'ego. Loury (2006) przeanalizowała dane z amerykańskiego badania NLSY (*National Longitudinal Survey of Youth*) i doszła do wniosku, że sieci społeczne mogą mieć zarówno pozytywny, jak i negatywny wpływ na wynagrodzenia, w zależności od płci pracownika oraz charakteru relacji z osobą pomagającą w znalezieniu pracy. Z kolei Amuedo-Dorantes i Mundra (2007) zbadały zależność pomiędzy liczbą osób zamieszkałych w Stanach Zjednoczonych, z którymi meksykańscy imigranci utrzymują kontakty społeczne a wynagrodzeniami tych imigrantów — by dojść do wniosku, że sieci społeczne mają pozytywny wpływ na wynagrodzenia. Z kolei Bentolila, Michelacci i Suarez (2010) wskazali na negatywny wpływ znalezienia pracy poprzez sieci społeczne na wynagrodzenia w Unii Europejskiej (UE) i Stanach Zjednoczonych. Pellizzari (2010), który podobnie zdefiniował główną zmienną niezależną (tj. czy dany pracownik znalazł swoją aktualną pracę za pośrednictwem sieci społecznych), a także przeprowadził analizę dla krajów UE, doszedł z kolei do wniosku o współwystępowaniu pozytywnych i negatywnych efektów sieci społecznych. Lalanne i Seabright (2011) przeanalizowali dane dotyczące wyższej kadry menedżerskiej, poszukując zależności pomiędzy liczbą „wpływowych ludzi” spotkanych przez daną osobę podczas wcześniejszych etapów swojej kariery zawodowej a wynagrodzeniem. Doszli oni do wniosku, że tak rozumiany wpływ sieci społecznych na wynagrodzenia jest dodatni dla mężczyzn i zerowy dla kobiet. Yogo (2011) analizował z kolei dane indywidualne dotyczące reprezentatywnej próby mieszkańców Kamerunu i ustalił, że osoby, które używają sieci społecznych do poszukiwania pracy otrzymują *ceteris paribus* wyższe wynagrodzenia od osób uzyskujących informacje o wakatach za pośrednictwem formalnych kanałów komunikacji. Diaz (2012) wskazała natomiast na negatywny wpływ sieci społecznych na wynagrodzenia w Kolumbii, przy czym kluczową zmienną niezależną zdefiniowała jako „znalezienie pracy za pośrednictwem sieci społecznych”. Wreszcie Patel i Vella (2012) przeanalizowali zależność pomiędzy liczbą członków danej grupy etnicznej pracujących w tym samym zawodzie i tym samym regionie co osoba poszukująca pracy a jej wynagrodzeniem, dochodząc do wniosku, że badana zależność jest silnie dodatnia.

Podstawowym celem artykułu jest uzupełnienie wymienionych analiz o wyniki uzyskane dla polskiego rynku pracy, który nie był dotychczas szczególnym przedmiotem zainteresowania w literaturze empirycznej. W analizie wykorzystałem dane indywidualne z Międzynarodowego Sondażu Społecznego (*International Social Survey Programme* — ISSP), znanego w Polsce zazwyczaj pod nazwą *Polski Generalny Sondaż Społeczny* (PGSS). W ramach badania ISSP, co roku i w wielu krajach jednocześnie, zbierane są dane indywidualne z reprezentatywnej próby na podstawie tego samego kwestionariusza (tłumaczonego na języki narodowe). Pozwala to na daleko idącą międzynarodową i międzyokresową porównywalność wyników badania. W każdym roku, oprócz standardowego zestawu pytań, respondenci odpowiadają także na pytania dotyczące specjal-

nego tematu danej edycji badania. Ze względu na temat opracowania w analizie wykorzystano dane ISSP z 2001 r., gdy tematem specjalnym badania były „kontakty między ludźmi” (*social networks and support systems*). Dzięki temu podstawowa zmienna niezależna będzie mogła zostać zdefiniowana w najbardziej adekwatny — jak się wydaje — sposób (podobnie jak m.in. u Pellizzariego) jako odpowiedź respondenta na pytanie o źródło informacji, dzięki któremu dowiedział się on o wakacie. W Polsce badanie to przeprowadził CBOS w kwietniu 2002 r. na próbie 1221 respondentów. W innych krajach daty badań oraz liczebność prób mogą się nieznacznie różnić.

Wydaje się zatem, że artykuł jest pierwszą tego typu analizą dotyczącą polskiego rynku pracy. Podobny temat badawczy podjęli wcześniej Grotkowska i Socha (2009), ale sieci społeczne (u autorów — „więzi społeczne”) były w ich badaniu rozumiane znacznie szerzej, tj. jako czas poświęcany na budowanie i utrzymywanie więzi społecznych. Aspekty definicyjne wyjaśniła w tym samym tomie zbiorowym Łopaciuk-Gonczyk (2009).

DANE MIĘDZYNARODOWEGO SONDAŻU SPOŁECZNEGO

W artykule głównym przedmiotem zainteresowania są odpowiedzi respondentów na następujące pytanie: *Ludzie w różny sposób dowiadują się o tym, że ktoś poszukuje pracownika — od innych ludzi, z ogłoszeń lub w biurach pośrednictwa pracy itp. Proszę powiedzieć, w jaki sposób Pan(i) dowiedział(a) się, że Pana(i) obecny (...) pracodawca poszukiwał pracownika.* Ponadto przedmiotem analizy jest wpływ znalezienia pracy za pośrednictwem sieci społecznych na wynagrodzenie respondenta. Zgodnie ze standardowym podejściem analitycznym stosowanym w mikroekonometrii zmienną zależną będę definiował jako logarytm wynagrodzenia zadeklarowanego przez respondenta. Aby ograniczyć obciążenie uzyskiwanych oszacowań, związane z pominięciem istotnych zmiennych niezależnych, w szacowanych modelach oceniono wpływ na znalezienie pracy dodatkowych zmiennych: wieku, kwadratu wieku, zmiennej binarnej określającej fakt bycia uczniem lub studentem, liczby lat nauki, kwadratu liczby lat nauki, płci, zmiennej binarnej określającej stan cywilny, zestawu zmiennych binarnych określających wykonywany zawód według klasyfikacji ISCO’88 (ang. *International Standard Classification of Occupations*) oraz zestawu zmiennych binarnych określających kraj zamieszkania.

Wprawdzie głównym przedmiotem zainteresowania pozostaje polski rynek pracy, lecz ze względu na stosunkowo niewielkie próby zdecydowałem się na uwzględnienie danych o pozostałych krajach uczestniczących w badaniu ISSP 2001. W dalszej części artykułu przedstawiam odrębne oszacowania poszczególnych modeli dla Polski oraz dla pełnej próby, w której kraj zamieszkania jest dodatkową zmienną niezależną. W przypadku pełnej próby zastosowałem dodatkowo wagi gwarantujące jednakowy wpływ każdego kraju na otrzymywane wyniki.

**TABL. 1. LICZEBNOŚĆ PRÓB
WEDŁUG KRAJÓW**

K r a j e	Liczba obserwacji
Australia	368
Brazylia	526
Chile	608
Cypr	595
Czechy	469
Dania	577
Filipiny	515
Finlandia	485
Hiszpania	392
Japonia	503
Kanada	684
Łotwa	443
Norwegia	1207
Nowa Zelandia	528
Polska	406
Rosja	902
Stany Zjednoczone	653
Szwajcaria	466
Wielka Brytania	397

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych ISSP 2001.

Na potrzeby analizy usunąłem wszystkie obserwacje, dla których nie było danych dla którejkolwiek z wymienionych zmiennych, czyli liczby przedstawione w tabl. 1 oznaczają ostateczne wielkości prób wykorzystywanych w analizie. Największą liczebność próby miała Norwegia (1207 obserwacji), najmniejszą — Australia (368 obserwacji). Liczba obserwacji ogółem wyniosła 10724.

W tabl. 2 przedstawiono podstawowe miary opisowe (średnie i odchylenia standardowe) dla najważniejszych zmiennych niezależnych stosowanych w dalszych analizach — wieku, statusu ucznia lub studenta, liczby lat nauki, płci, stanu cywilnego oraz wykonywanego zawodu — oddzielnie dla pełnej próby uwzględniającej wszystkie kraje i dla Polski. Poszczególne zmienne określające wykonywany zawód są zdefiniowane zgodnie z klasyfikacją ISCO'88, czyli zmienna o nazwie „ISCO'88 (x)” określa grupę zawodów według tej klasyfikacji, gdzie x jest liczbą według listy:

- 0 — siły zbrojne;
- 1 — przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy;
- 2 — specjaliści;
- 3 — technicy i inny średni personel;
- 4 — pracownicy biurowi;
- 5 — pracownicy usług i sprzedawcy;
- 6 — rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy;
- 7 — robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy;
- 8 — operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń;
- 9 — pracownicy przy pracach prostych.

**TABL. 2. ŚREDNIE ARYTMETYCZNE I ODCHYLENIA STANDARDOWE
WYBRANYCH ZMIENNYCH**

Zmienne niezależne <i>a</i> — średnia arytmetyczna <i>b</i> — odchylenie standardowe		Wszystkie kraje	Polska
Wiek	<i>a</i>	41,38	39,62
	<i>b</i>	12,43	10,07
Uczy się	<i>a</i>	0,01	0,08
	<i>b</i>	0,12	0,27
Liczba lat nauki	<i>a</i>	12,05	11,08
	<i>b</i>	3,93	4,14
Kobieta	<i>a</i>	0,48	0,54
	<i>b</i>	0,50	0,50
Zamężna/zonaty	<i>a</i>	0,64	0,70
	<i>b</i>	0,48	0,46
Grupy zawodów:			
0	<i>a</i>	0,00	0,00
	<i>b</i>	0,06	0,00
1	<i>a</i>	0,09	0,05
	<i>b</i>	0,29	0,22
2	<i>a</i>	0,17	0,17
	<i>b</i>	0,37	0,37
3	<i>a</i>	0,15	0,16
	<i>b</i>	0,35	0,36
4	<i>a</i>	0,12	0,06
	<i>b</i>	0,32	0,23
5	<i>a</i>	0,13	0,11
	<i>b</i>	0,34	0,31
6	<i>a</i>	0,04	0,07
	<i>b</i>	0,19	0,26
7	<i>a</i>	0,13	0,16
	<i>b</i>	0,33	0,36
8	<i>a</i>	0,07	0,10
	<i>b</i>	0,26	0,30
9	<i>a</i>	0,10	0,13
	<i>b</i>	0,31	0,33

U w a g a. Z wyjątkiem zmiennych „wiek” i „liczba lat nauki”, mierzonych w latach, wszystkie zmienne mają charakter binarny (*a* — odsetek).

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Dane przedstawione w tabl. 2 pozwalają określić podobieństwo pomiędzy pełną próbą wykorzystywaną w analizie oraz podpróbą dla Polski. Przeciętny wiek respondentów w obu próbach był podobny i wynosił ok. 41 lat w pełnej próbie oraz ok. 40 lat w podpróbie dla Polski. W badaniu polskim znacznie większy odsetek respondentów wciąż się uczył, ale jednocześnie niższa była przeciętna liczba lat nauki (ok. 11 lat w porównaniu do ok. 12 lat w pełnej próbie). Odsetek kobiet w podpróbie dla Polski był wyższy niż w pełnej próbie, podobnie jak odsetek respondentów pozostających w związku małżeńskim. Struktura zawodowa obu prób jest dość podobna, chociaż istnieją wyjątki. W pełnej próbie prawie dwukrotnie więcej respondentów wykonywało zawód należący do grup „przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy” oraz „pracownicy biurowi”. Jednocześnie w podpróbie dla Polski ponad

dwukrotnie więcej respondentów wykonywało zawód należący do grupy „rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy”.

KTO ZNAJDUJE ZATRUDNIENIE DZIĘKI SIECIOM SPOŁECZNYM?

W tej części artykułu sprecyzuję odpowiedź na dwa pytania. Po pierwsze, w jaki sposób respondenci faktycznie uzyskiwali informacje o wakatach w aktualnym miejscu pracy i jak często wykorzystywali informacje zawarte w swoich sieciach społecznych? Po drugie, jakie cechy jednostek decydowały o tym, że niektórzy zdobywali informacje o wakatach za pośrednictwem sieci społecznych, podczas gdy inni korzystali z formalnych kanałów komunikacji?

TABL. 3. W JAKI SPOSÓB RESPONDENCI DOWIEDZIELI SIĘ, ŻE ICH AKTUALNY PRACODAWCA POSZUKUJE PRACOWNIKA?

Wyszczególnienie <i>a</i> — średnia arytmetyczna <i>b</i> — odchylenie standardowe	Wszystkie kraje	Polska	Poziom istotności dla testu różnic
Od rodziców, braci, sióstr (<i>NET1</i>) <i>a</i>	0,10	0,09	0,51
..... <i>b</i>	0,30	0,29	x
Od innych krewnych (<i>NET2</i>) <i>a</i>	0,07	0,08	0,44
..... <i>b</i>	0,26	0,28	x
Od bliskiego przyjaciela (<i>NET3</i>) <i>a</i>	0,14	0,09	0,00
..... <i>b</i>	0,34	0,29	x
Od znajomego (<i>NET4</i>) <i>a</i>	0,16	0,27	0,00
..... <i>b</i>	0,37	0,45	x
Z biura zatrudnienia/pośrednictwa pracy (<i>NET5</i>) <i>a</i>	0,05	0,06	0,37
..... <i>b</i>	0,22	0,24	x
Z prywatnej agencji pośrednictwa pracy (<i>NET6</i>) <i>a</i>	0,02	0,00	0,00
..... <i>b</i>	0,14	0,05	x
Z biura pośrednictwa pracy przy uczelni/szkole (<i>NET7</i>) <i>a</i>	0,04	0,02	0,04
..... <i>b</i>	0,20	0,13	x
Z ogłoszenia (<i>NET8</i>) <i>a</i>	0,17	0,07	0,00
..... <i>b</i>	0,38	0,25	x
Pracodawca skontaktował się ze mną w sprawie pracy (<i>NET9</i>) <i>a</i>	0,11	0,10	0,53
..... <i>b</i>	0,31	0,30	x
Po prostu zadzwonił(a)m lub zgłosił(a)m się pytając o pracę (<i>NET10</i>) <i>a</i>	0,14	0,21	0,00
..... <i>b</i>	0,34	0,41	x

U w a g a. Poziomy istotności *ex post* dla testu różnic dla dwóch prób dużych (opartego na statystyce *z* o rozkładzie normalnym).

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W tabl. 3 przedstawiono odpowiedź na pierwsze z pytań. W sześciu z dziesięciu przypadków odsetki dla pełnego zestawu krajów są statystycznie istotnie różne od odsetków dla Polski (na 5-procentowym poziomie istotności; w pięciu przypadkach również na poziomie 1%). W obu próbach zbliżone są odsetki respondentów, którzy dowiedzieli się o wakacie od bliskiej rodziny (*NET1*, ok. 9—10%) oraz od dalszej rodziny (*NET2*, ok. 7—8%). Jednocześnie w Polsce

relatywnie rzadko ludzie dowiadują się o wakatach od bliskich przyjaciół (*NET3*, ok. 9% w porównaniu do ok. 14%) oraz relatywnie bardzo często — od dalszych znajomych (*NET4*, ok. 27% w porównaniu do ok. 16%). Informacji w biurze zatrudnienia lub biurze pośrednictwa pracy zasięga podobny odsetek respondentów w obu próbach (*NET5*, ok. 5—6%), natomiast relatywnie rzadko Polacy zasięgają informacji w prywatnych agencjach pośrednictwa pracy (*NET6*, ok. 0% w porównaniu do ok. 2%), w biurach pośrednictwa pracy przy uczelniach lub szkołach (*NET7*, ok. 2% w porównaniu do ok. 4%) oraz — co szczególnie ciekawe — poprzez ogłoszenia (*NET8*, ok. 7% w porównaniu do ok. 17%). W obu próbach respondenci podobnie często deklarowali, że to pracodawca skontaktował się z nimi w sprawie pracy (*NET9*, ok. 10—11%), natomiast Polacy relatywnie bardzo często znajdują zatrudnienie po prostu dzwoniąc lub zgłaszając się z pytaniem o pracę (*NET10*, ok. 21% w porównaniu do ok. 14%).

W dalszych obliczeniach przeanalizowano wpływ każdej z możliwych odpowiedzi (tabl. 3) na logarytm wynagrodzenia. Jednocześnie uznano, że ciekawe może być pogrupowanie poszczególnych odpowiedzi w sposób prowadzący do uzyskania mniejszej liczby dobrze zdefiniowanych zmiennych binarnych. Zastosowano dwa takie grupowania. Po pierwsze, połączono kategorie *NET1* i *NET3*, uzyskując kategorię „mocne więzi”; połączono także kategorie *NET2* i *NET4*, aby uzyskać kategorię „słabe więzi”, natomiast wszystkie pozostałe kategorie, z wyjątkiem *NET9*, przedefiniowano jako „formalne kanały komunikacji”. Po drugie, połączono utworzone w pierwszym kroku trzy kategorie inne niż „formalne kanały komunikacji”, aby ograniczyć część analiz do dwóch kategorii — „sieci społeczne” oraz „formalne kanały komunikacji”.

Interesujące jest ponadto, jak bardzo pełna próba dla wszystkich krajów oraz podpróba dla Polski są zróżnicowane pod względem nowo utworzonych kategorii. Okazuje się, że Polacy relatywnie często znajdowali zatrudnienie za pośrednictwem sieci społecznych (różnica istotna na 1-procentowym poziomie istotności), przy czym odsetek respondentów, którzy znaleźli zatrudnienie w ten sposób wyniósł ok. 63% w Polsce oraz ok. 58% w pełnej próbie. Jednocześnie respondenci polscy i respondenci ogółem różnili się rodzajem więzi, z których korzystają. Polacy relatywnie często znajdowali zatrudnienie dzięki słabym więziom (ok. 35% w porównaniu do ok. 23%), ale relatywnie rzadko dzięki mocnym więziom (ok. 18% w porównaniu do ok. 24%).

W tabl. 4 przedstawiono odpowiedź na drugie z pytań. Oddzielnie dla pełnej próby wszystkich krajów i dla Polski oszacowano modele logitowe, w których zmienną zależną jest zmienna binarna „sieci społeczne”, natomiast zestaw zmiennych niezależnych uwzględnia wszystkie zmienne niezależne wymienione we wcześniejszym rozdziale. Kategoriami pominiętymi byli pracownicy zaangażowani przy pracach prostych w zakresie wykonywanego zawodu oraz Stany Zjednoczone dla kraju zamieszkania. Aby ułatwić interpretację wyników, w tabl. 4 przedstawiono przeciętne efekty krańcowe dla poszczególnych zmiennych zamiast oszacowań parametrów modelu logitowego.

**TABL. 4. CO DETERMINUJE UZYSKANIE INFORMACJI O WAKACIE
ZA POŚREDNICTWEM SIECI SPOŁECZNYCH?**

Zmienne niezależne	Wszystkie kraje			Polska		
	przeciętny efekt krańcowy	błąd standardo- wy	poziom istotności	przeciętny efekt krańcowy	błąd standardo- wy	poziom istotności
Wiek	-0,0051**	0,0023	0,03	0,0012	0,0159	0,94
Wiek^2	0,0001**	0,0000	0,03	0,0000	0,0002	0,91
Uczy się	-0,2035***	0,0630	0,00	-1,5233**	0,6357	0,02
Liczba lat nauki	-0,0261***	0,0070	0,00	-0,2453**	0,0990	0,01
Liczba lat nauki^2	0,0008***	0,0003	0,00	0,0094**	0,0038	0,02
Kobieta	-0,0242**	0,0103	0,02	0,0506	0,0550	0,36
Zamężna/zonaty	0,0191*	0,0107	0,08	0,0170	0,0546	0,76
Grupy zawodów:						
0	-0,1598**	0,0714	0,03	—	—	—
1	0,0170	0,0233	0,47	-0,1626	0,1336	0,22
2	-0,1240***	0,0217	0,00	-0,1034	0,1250	0,41
3	-0,0765***	0,0208	0,00	-0,0266	0,1035	0,80
4	-0,0715***	0,0216	0,00	0,0400	0,1296	0,76
5	-0,0422**	0,0210	0,05	-0,1206	0,1015	0,24
6	0,0389	0,0328	0,24	-0,0833	0,1110	0,45
7	-0,0040	0,0216	0,85	0,0681	0,0969	0,48
8	-0,0121	0,0242	0,62	0,0237	0,1045	0,82
Kraje:						
Australia	-0,1102***	0,0296	0,00	—	—	—
Brazylia	0,2918***	0,0363	0,00	—	—	—
Chile	0,1752***	0,0280	0,00	—	—	—
Cypr	0,0294	0,0258	0,26	—	—	—
Czechy	0,0466*	0,0280	0,10	—	—	—
Dania	-0,1072***	0,0259	0,00	—	—	—
Filipiny	0,2412***	0,0337	0,00	—	—	—
Finlandia	-0,1084***	0,0276	0,00	—	—	—
Hiszpania	0,0198	0,0301	0,51	—	—	—
Japonia	-0,1041***	0,0266	0,00	—	—	—
Kanada	-0,0377	0,0248	0,13	—	—	—
Łotwa	0,0072	0,0281	0,80	—	—	—
Norwegia	-0,1272***	0,0220	0,00	—	—	—
Nowa Zelandia	-0,0501*	0,0265	0,06	—	—	—
Polska	0,0515*	0,0300	0,09	—	—	—
Rosja	0,0151	0,0238	0,53	—	—	—
Szwajcaria	-0,0717***	0,0280	0,01	—	—	—
Wielka Brytania	-0,1631***	0,0288	0,00	—	—	—

U w a g a. ***, ** i * oznaczają odpowiednio poziom istotności: 0,01; 0,05 i 0,10.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Przedstawione efekty krańcowe odpowiadają zatem na pytanie dotyczące cech jednostkowych, które determinują (skuteczne) korzystanie z sieci społecznych w poszukiwaniu zatrudnienia. Uczniowie i studenci relatywnie bardzo rzadko znajdowali zatrudnienie dzięki sieciom społecznym. Również liczba lat nauki miała negatywny wpływ na znajdowanie zatrudnienia za pośrednictwem tych sieci. Oba te efekty znajdują potwierdzenie zarówno w danych dotyczących Polski, jak i w pełnej próbie, natomiast efekty wszystkich pozostałych zmiennych są już dla Polski nieistotne statystycznie. Tymczasem na poziomie ogólnym na znajdowanie zatrudnienia za pośrednictwem sieci społecznych wpływał również wiek, przy czym efekt był ujemny dla osób relatywnie młodych (do ok. 30 roku

zycia) i dodatni dla osób relatywnie starych. Kobiety relatywnie rzadko znajdowały zatrudnienie za pośrednictwem sieci społecznych, podczas gdy osoby pozostające w związku małżeńskim znajdowały w ten sposób zatrudnienie relatywnie częściej. W porównaniu z pracownikami zatrudnionymi przy pracach prostych, wykonywanie zawodu o charakterze wojskowym, jak również zawodu specjalisty, technika lub innego średniego personelu oraz pracownika biurowego wpływało negatywnie na znajdowanie zatrudnienia za pośrednictwem sieci społecznych. Efekt ten był szczególnie silny dla sił zbrojnych oraz specjalistów. Jednocześnie, w porównaniu do Stanów Zjednoczonych, zatrudnienie za pośrednictwem sieci społecznych relatywnie częściej znajdowali mieszkańcy Brazylii, Chile, Filipin oraz Polski, natomiast relatywnie rzadziej — Australii, Danii, Finlandii, Japonii, Norwegii, Nowej Zelandii, Szwajcarii i Wielkiej Brytanii.

WPLYW SIECI SPOŁECZNYCH NA WYNAGRODZENIA

W tabl. 5 przedstawiono oszacowania parametrów dla kluczowych zmiennych niezależnych, pochodzące z najprostszych modeli mogących służyć objaśnieniu logarytmu wynagrodzenia — prostego modelu wielopoziomowego z efektami ustalonymi dla poszczególnych krajów (pełna próba) oraz klasycznego modelu regresji liniowej (podpróba dla Polski). W każdym z tych dwóch przypadków oszacowano po trzy modele różniące się wyłącznie zmiennymi niezależnymi przedstawionymi w tabl. 5. Ze względu na ograniczoną objętość artykułu oszacowania parametrów przy pozostałych zmiennych niezależnych pominięto (zestaw pozostałych zmiennych niezależnych jest ponadto wspólny dla wszystkich modeli).

TABL. 5. WPLYW SIECI SPOŁECZNYCH NA WYNAGRODZENIA

Zmienne niezależne	Wszystkie kraje			Polska		
	oszacowanie parametru	błąd standardowy	poziom istotności	oszacowanie parametru	błąd standardowy	poziom istotności
Model 1						
NET1	-0,0147	0,0436	0,74	-0,0109	0,1080	0,92
NET2	0,0160	0,0395	0,69	0,1584	0,1108	0,15
NET3	0,0211	0,0389	0,59	0,0633	0,0971	0,52
NET4	0,0019	0,0310	0,95	0,1258	0,0804	0,12
NET5	-0,0305	0,0349	0,39	0,1248	0,1041	0,23
NET6	0,1571**	0,0571	0,01	1,1352***	0,1614	0,00
NET7	0,1076*	0,0520	0,05	0,1262	0,1045	0,23
NET8	0,0268	0,0321	0,41	0,3363**	0,1459	0,02
NET9	0,0426	0,0340	0,23	0,1349	0,1184	0,26
Model 2						
Słabe więzi	-0,0171	0,0163	0,31	0,0312	0,0630	0,62
Mocne więzi	-0,0179	0,0224	0,44	-0,0705	0,0745	0,35
Kontakt z pracodawcą	0,0176	0,0241	0,48	0,0387	0,1085	0,72
Model 3						
Sieci społeczne	-0,0092	0,0172	0,60	0,0036	0,0594	0,95

U w a g a. ***, ** i * oznaczają odpowiednio poziom istotności: 0,01; 0,05 i 0,10.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Jak wskazuje tabl. 5, ani fakt znalezienia zatrudnienia za pośrednictwem sieci społecznych, ani znalezienie go poprzez określony rodzaj tych sieci (słabe więzi, mocne więzi lub bezpośredni kontakt z pracodawcą) nie wydaje się mieć istotnego wpływu na wynagrodzenia zarówno w Polsce, jak i we wszystkich analizowanych krajach. Dopiero model uwzględniający wszystkie możliwe odpowiedzi na oryginalne pytanie zadawane respondentom (model 1) pozwala na odnalezienie statystycznie istotnych determinant wynagrodzenia. W porównaniu do kategorii pominiętej (*NET10*), na polskim rynku pracy wzrost wynagrodzenia można uzyskać, gdy skorzysta się z usług prywatnej agencji pośrednictwa pracy (*NET6*) lub znajdzie się pracę z ogłoszenia (*NET8*). Pierwszy z tych dwóch efektów jest nieintuicyjnie silny, co może być związane z bardzo niewielką liczbą respondentów, którzy faktycznie odpowiedzieli w ten sposób na wymienione pytanie (możliwy brak odporności wyników). Jednocześnie analiza dla pełnej próby potwierdza pozytywny wpływ prywatnych agencji pośrednictwa pracy, ale także wskazuje na wzrost wynagrodzenia wskutek skorzystania z usług biura pośrednictwa pracy przy uczelni lub szkole (*NET7*).

Uzyskane wyniki są niepewne co najmniej z dwóch powodów. Po pierwsze, możliwe jest występowanie problemów związanych z endogenicznością znajdowania zatrudnienia za pośrednictwem sieci społecznych w takich modelach. Innymi słowy, jeżeli występują jakieś zmienne nieobserwowane i tym samym nieuwzględniane w modelach, które są skorelowane zarówno ze sposobem poszukiwania pracy, jak i z wynagrodzeniem, to uzyskanych wyników nie można interpretować w kategoriach związków przyczynowych. Przykładowo, takimi zmiennymi mogą być cechy osobowości, które nie są uwzględniane w danych ISSP. Ten problem musi jednak pozostać nierozwiązany, ponieważ nie dysponowano także zmienną, którą można by w sposób przekonujący zastosować jako zmienną instrumentalną, tym samym rozwiązując problem endogeniczności. Po drugie, dodatkowym problemem jest założenie o homogeniczności wpływu sieci społecznych na wynagrodzenia, które zawarte jest *implicite* w modelach przedstawionych w tabl. 5. Aby rozwiązać ten problem, zastosowano kilka wybranych modeli z dziedziny ekonometrii efektów oddziaływania: łączenie za pomocą metryki (estymatory: prosty i skorygowany), łączenie za pomocą prawdopodobieństwa (estymatory: prosty i skorygowany) oraz dekompozycję Oaxaki-Blindera.

Wymienione modele mogą być stosowane w przypadku, gdy kluczowa zmienna niezależna jest binarna, a więc dalsze analizy ograniczono do wpływu zmiennej „sieci społeczne” na wynagrodzenia jednostek. Standardowo oszacowania uzyskiwane w takich modelach należy interpretować przyczynowo, ale w warunkach braku egzogeniczności wszystkich zmiennych interpretuje się je identycznie jak standardowe modele, z tą różnicą, że uchylone zostaje założenie o homogeniczności wpływu sieci społecznych na wynagrodzenia jednostek. Stosowane modele łączenia zostały opisane m.in. w artykule przeglądowym Imbensa i Wooldridge’a (2009). Skorygowane estymatory (łączenie za pomocą

metryki oraz łączenie za pomocą prawdopodobieństwa) zostały wyprowadzone przez Abadie’ego i Imbensa (2011). Nową wersję dekompozycji Oaxaki-Blindera, która umożliwia estymację przeciętnego efektu oddziaływania (przeciętnego efektu krańcowego dla zmiennej binarnej), wyprowadzono w artykule Słoczyńskiego (2013). Wśród polskich prac na szczególną uwagę zasługują ponadto przeglądowe artykuły Strawińskiego (2008) i Szulca (2012) poświęcone ekonometrii efektów oddziaływania.

W pewnym uproszczeniu można powiedzieć, że wszystkie modele łączenia oparte są na wspólnej strategii — dla każdej obserwacji z jednej grupy poszukujemy „statystycznych bliźniaków” w drugiej grupie i zaobserwowaną między tymi obserwacjami różnicę w wartości zmiennej zależnej interpretujemy jako efekt przynależności grupowej. Za „statystycznego bliźniaka” uznajemy tę obserwację z drugiej grupy, dla której oszacowano najbardziej podobną wartość prawdopodobieństwa poddania oddziaływaniu (łączenie za pomocą prawdopodobieństwa) lub która położona jest najbliżej w przestrzeni zdefiniowanej za pomocą wybranych zmiennych niezależnych (łączenie za pomocą metryki). Co zaskakujące, Abadie i Imbens (2006) wykazali, że takie estymatory są niekiedy niezgodne, po czym zaproponowali skorygowane wersje tych estymatorów o lepszych własnościach asymptotycznych (Abadie, Imbens, 2011). Dekompozycja Oaxaki-Blindera jest natomiast elastycznym modelem liniowym (uogólnieniem klasycznego modelu regresji liniowej), który uchyla restrykcyjne założenie modelu klasycznego o homogeniczności efektów oddziaływania.

**TABL. 6. WPŁYW SIECI SPOŁECZNYCH NA WYNAGRODZENIA
WEDŁUG MODELI ŁĄCZENIA**

Wyszczególnienie <i>a</i> — przeciętny efekt oddziaływania <i>b</i> — błąd standardowy <i>c</i> — poziom istotności	Wszystkie kraje	Polska
Łączenie za pomocą:		
metryki: estymator prosty <i>a</i>	–0,0333*	–0,0464
..... <i>b</i>	0,0174	0,0679
..... <i>c</i>	0,06	0,49
estymator skorygowany <i>a</i>	–0,0160	–0,0471
..... <i>b</i>	0,0173	0,0676
..... <i>c</i>	0,36	0,49
prawdopodobieństwa: estymator prosty <i>a</i>	–0,0241	–0,0448
..... <i>b</i>	0,0629	0,0875
..... <i>c</i>	0,70	0,61
estymator skorygowany <i>a</i>	–0,0132	–0,0004
..... <i>b</i>	0,0552	0,0838
..... <i>c</i>	0,81	1,00
Dekompozycja Oaxaki-Blindera <i>a</i>	–0,0238	0,0048
..... <i>b</i>	0,0149	0,0606
..... <i>c</i>	0,11	0,94

U w a g a. * oznacza poziom istotności 0,10.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W tabl. 6 przedstawiono oszacowania przeciętnego efektu krańcowego dla zmiennej „sieci społeczne” w wymienionych modelach, od łączenia za pomocą metryki, przez łączenie za pomocą prawdopodobieństwa, po dekompozycję Oaxaki-Blindera. Przedstawione oszacowania potwierdzają odporność uzyskanych wcześniej rezultatów. Tylko w jednym z dziesięciu analizowanych modeli znaleziono podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o braku wpływu sieci społecznych na wynagrodzenia osób podejmujących pracę.

Podsumowanie

W artykule dokonano analizy wpływu sieci społecznych na wynagrodzenia pracowników w Polsce, korzystając z danych indywidualnych z ISSP. W celu zwiększenia precyzji uzyskiwanych oszacowań, obok modeli oszacowanych dla próby zawierającej dane dla Polski przedstawiono również oszacowania dla pełnej próby zawierającej 19 krajów.

Generalnie brak jest podstaw do przyjęcia wyjściowej hipotezy o dodatnim wpływie na wynagrodzenia, jaki miałyby mieć znalezienie zatrudnienia za pośrednictwem sieci społecznych. Oszacowane modele nie wskazują na jakikolwiek istotny wpływ sieci społecznych na tę wielkość statystyczną. Spośród różnych form poszukiwania pracy jedynie prywatne agencje pośrednictwa pracy oraz biura pośrednictwa pracy działające przy uczelniach i szkołach (a w przypadku Polski także zwykle ogłoszenia) wydają się mieć dodatni wpływ na wynagrodzenia jednostek, które korzystają z ich usług.

Mimo dość negatywnego wyniku analizy, jej wartość może wydawać się związana, po pierwsze, z faktem braku wcześniejszych analiz tego typu w zakresie polskiego rynku pracy, a także, po drugie, z uzyskaniem interesujących wyników dotyczących cech jednostkowych, które sprzyjają poszukiwaniu pracy poprzez sieci społeczne. W szczególności, co bardzo ciekawe, relatywnie silny okazał się negatywny wpływ pobierania nauki na znajdowanie zatrudnienia za pośrednictwem sieci społecznych.

mgr Tymon Słoczyński — SGH

LITERATURA

- Abadie A., Imbens G. W. (2006), *Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects*, „Econometrica”, No. 74(1)
- Abadie A., Imbens G. W. (2011), *Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects*, „Journal of Business & Economic Statistics”, No. 29(1)
- Amuedo-Dorantes C., Mundra K. (2007), *Social Networks and Their Impact on the Earnings of Mexican Migrants*, „Demography”, No. 44(4)

- Batorski D. (2008), *Metody analizy sieci i ich zastosowanie w ewaluacji*, [w:] *Środowisko i warsztat ewaluacji*, red. A. Haber, M. Szałaj, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa
- Bentolila S., Michelacci C., Suarez J. (2010), *Social Contacts and Occupational Choice*, „Económica”, No. 77(305)
- Diaz A. M. (2012), *Informal Referrals, Employment, and Wages: Seeking Casual Relationships*, „Labour”, No. 26(1)
- Goyal S. (2007), *Connections: An Introduction to the Economics of Networks*, Princeton University Press, Princeton-Oxford
- Granovetter M. S. (1973), *The Strength of Weak Ties*, „American Journal of Sociology”, No. 78(6)
- Grotkowska G., Socha M. W. (2009), *Wpływ więzi społecznych na płace w Polsce. Analiza empiryczna*, [w:] *Więzi społeczne i przemiany gospodarcze: Polska i inne kraje europejskie. Zbiór esejów przygotowanych na jubileusz profesor Zofii Moreckiej*, red. S. Golinowska i in., Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa
- Imbens G. W., Wooldridge J. M. (2009), *Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation*, „Journal of Economic Literature”, No. 47(1)
- Jackson M. O. (2008), *Social and Economic Networks*, Princeton University Press, Princeton-Oxford
- Lalanne M., Seabright P. (2011), *The Old Boy Network: Gender Differences in the Impact of Social Networks on Remuneration in Top Executive Jobs*, „CEPR Discussion Paper”, No. 8623
- Loury L. D. (2006), *Some Contacts Are More Equal than Others: Informal Networks, Job Tenure, and Wages*, „Journal of Labor Economics”, No. 24(2)
- Lopaciuk-Goncaryk B. (2009), *Więzi społeczne, zaufanie i kapitał społeczny*, [w:] *Więzi społeczne i przemiany gospodarcze: Polska i inne kraje europejskie. Zbiór esejów przygotowanych na jubileusz profesor Zofii Moreckiej*, red. S. Golinowska i in., Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa
- Montgomery J. D. (1991), *Social Networks and Labor-Market Outcomes: Toward an Economic Analysis*, „American Economic Review”, No. 81(5)
- Patel K., Vella F. (2012), *Immigrant Networks and Their Implications for Occupational Choice and Wages*, „Review of Economics and Statistics” (w druku)
- Pellizzari M. (2010), *Do Friends and Relatives Really Help in Getting a Good Job?*, „Industrial and Labor Relations Review”, No. 63(3)
- Rees A. (1966), *Information Networks in Labor Markets*, „American Economic Review”, No. 56(1/2)
- Słoczyński T. (2012), *Wpływ sieci społecznych na zatrudnienie i płace*, „Polityka Społeczna”, nr 7
- Słoczyński T. (2013), *Population Average Gender Effects*, „IZA Discussion Paper”, No. 7315
- Smith-Doerr L., Powell W. W. (2005), *Networks and Economic Life*, [w:] *The Handbook of Economic Sociology*, red. N. J. Smelser, R. Swedberg, Princeton University Press, Princeton-Oxford
- Strawiński P. (2008), *Quasi-eksperymentalne metody ewaluacji*, [w:] *Środowisko i warsztat ewaluacji*, red. A. Haber, M. Szałaj, Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości, Warszawa
- Szulc A. (2012), *Ocena efektu oddziaływania: Estymacja przez dopasowanie*, [w:] *Mikroekonometria: Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wydanie II, red. M. Gruszczyński, Wolters Kluwer Polska, Warszawa
- Vega-Redondo F. (2007), *Complex Social Networks*, Cambridge University Press, New York
- Wasserman S., Faust K. (1994), *Social Network Analysis: Methods and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge-New York-Melbourne
- Yogo U. T. (2011), *Social Network and Wage: Evidence from Cameroon*, „Labour”, No. 25(4)

SUMMARY

This article analyzes empirically the impact of job search through social networks on wages. Individual data are used from the International Social Survey Program (ISSP) and the regression combining and decomposition methods to estimate the effect of social networks for Poland and 19 other countries. In the analyzed cases generally the null hypothesis cannot be rejected of no wage effect of social networks. At the same time the results indicate a positive effect on the wages of private employment agencies and employment agencies operating at universities and schools.

РЕЗЮМЕ

В статье проводился эмпирический анализ влияния поиска работы с помощью социальных сетей на вознаграждения. Использовались индивидуальные данные Международного социального обследования (ISSP) и методы регрессии, объединения и декомпозиции, для того чтобы оценить влияние социальных сетей в Польше и в 19 других странах. В обследуемых случаях нельзя отвергнуть вообще нулевой гипотезы об отсутствии влияния социальных сетей на вознаграждения. В то же время полученные результаты указывают на положительное влияние на вознаграждения в частных агентствах по трудоустройству и занятости, а также в таких агентствах созданных в высших учебных заведениях и школах.