

DOI: 10.52335/dvqigjyfff17

ŁUKASZ POSTEK*
WERONIKA POŚWIATA**

Relacja między wzrostem pracownika a płacą na polskim rynku pracy – czy wyżsi zarabiają więcej?

Wstęp

Literatura dotycząca determinant poziomu płac jest niezwykle bogata. Do czynników najczęściej uwzględnianych w badaniach można zaliczyć: płeć, wykształcenie, stan cywilny, wiek, staż pracy czy miejsce zamieszkania. Wyłączając kolor skóry – uwzględniany w badaniach w przypadku niektórych krajów – relatywnie rzadko rozpatruje się natomiast wpływ czynników związanych z wyglądem zewnętrznym pracownika, choć ten również może mieć istotny wpływ na poziom wynagrodzenia. Społeczno-psychologicznym uzasadnieniem różnicowania płac ze względu na wygląd zewnętrzny może być choćby postrzeganie osoby atrakcyjnej fizycznie jako osoby zdrowej, pracowitej i ambitnej, co może być powodem do oferowania takiemu pracownikowi wyższej płacy (Hamermesh i Biddle 1994, 1998).

Bardzo silnie skorelowany z ocenami atrakcyjności fizycznej człowieka jest wzrost. Ludzi wysokich postrzega się jako osoby zdrowe, dbające o prawidłowe odżywianie, inteligentne oraz takie, które mogą odnieść sukces (np. Judge i Cable 2004). Badania empiryczne przywołane w dalszej części pracy wskazują na istnienie dodatniej zależności między wzrostem a wysokością zarobków w wielu krajach. Mimo że artykuły podejmujące problematykę relacji między wzrostem ciała a wynagrodzeniem były publikowane w najlepszych zagranicznych czasopiśmiech ekonomicznych¹, zależność ta nie była jak dotąd – wedle wiedzy autorów – przedmiotem badań w przypadku polskiego rynku pracy.

* Dr Łukasz Postek – Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski; ORCID: 0000-0003-3685-5310; e-mail: lpostek@wne.uw.edu.pl

** Weronika Poświata – Senior Actuarial Analyst w Aviva; ORCID: 0000-0003-4409-8444.

¹ Artykuły podejmujące tę problematykę publikowano m.in. w „American Economic Review” (Schultz 2002), „Journal of Political Economy” (Persico, Postelwaite i Sliverman 2004; Case i Paxson 2008), „Journal of Economic Literature” (Steckel 1995) oraz „Journal of Econometrics” (Thomas i Strauss 1997).

Niniejszy artykuł wypełnia zasygnalizowaną lukę badawczą, a jego głównym celem jest weryfikacja istotności i ewentualnego kształtu relacji między wzrostem a płacą pracownika na polskim rynku pracy. Praca realizuje również cel pomocniczy, weryfikując, czy na polskim rynku pracy występuje zjawisko selekcji do poszczególnych grup zawodowych ze względu na wzrost. Część empiryczna pracy bazuje na danych z Diagnozy Społecznej. Narzędzia służące realizacji celów badawczych stanowią standardowe regresje MNK, regresje semiparametryczne oraz testy na nieliniowość w przypadku głównego celu badawczego oraz regresje logitowe w przypadku celu pomocniczego.

Struktura pracy jest następująca. W pierwszej części dokonano przeglądu literatury teoretycznej i empirycznej na temat wpływu atrakcyjności fizycznej i wzrostu na wysokość płac. Drugą część poświęcono prezentacji danych i zastosowanej metodyki badawczej. W trzeciej części przedstawiono wyniki estymacji oraz dokonano interpretacji oszacowań, a w czwartej zweryfikowano, czy analizowana zależność między wzrostem a wysokością płac ma charakter nieliniowy. Pracę zamykają wnioski końcowe.

1. Przegląd literatury

Szeroko cytowane prace Hamermesha i Biddle'a (1994, 1998) rozpowszechniły w literaturze pojęcie premii za piękno (*premium for beauty*). W świetle tych prac zarówno kobiety, jak i mężczyźni o ponadprzeciętnej atrakcyjności fizycznej zarabiają więcej niż osoby oceniane jako umiarkowanie atrakcyjne, a osoby umiarkowanie atrakcyjne – więcej niż osoby oceniane jako nieatrakcyjne fizycznie. Równocześnie na rynku pracy występuje selekcja pracowników bardziej atrakcyjnych fizycznie do zawodów, gdzie osoby atrakcyjne fizycznie mają szansę być bardziej produktywne. Eksperyment Mobiusa i Rosenblat (2006) wskazuje, że głównymi źródłami premii za piękno są pozytywna relacja pomiędzy atrakcyjnością fizyczną a pewnością siebie oraz umiejętnościami komunikacyjnymi i społecznymi pracownika, a także postrzeganie atrakcyjnych pracowników jako bardziej produktywnych.

Jednym z elementów uwzględnianych w ocenie atrakcyjności fizycznej jest proporcjonalność sylwetki. Między innymi z tego względu liczne badania poświęcono weryfikacji powiązania wskaźnika BMI² z poziomem wynagrodzeń. Na ujemną zależność między wskaźnikiem BMI a wysokością zarobków w przypadku kobiet wskazują np. badania: Averett i Korenmana (1993), Cawleya (2000), Cawleya oraz Grabki i Lillarda (2005); w przypadku mężczyzn – Averett i Korenmana (1993). Dodatkną zależność w przypadku kobiet wykrył Schultz (2005), a w przypadku mężczyzn – Thomas i Strauss (1997), Morris (2006) oraz Schultz (2005).

² Wskaźnik BMI oblicza się jako wagę w kilogramach podzieloną przez kwadrat wzrostu wyrażony w metrach. Według klasyfikacji WHO wartość wskaźnika BMI poniżej 18,5 oznacza niedowagę; od 18,5, ale poniżej 25 – wagę prawidłową; a od 25 – nadwagę lub otyłość (http://apps.who.int/bmi/index.jsp?introPage=intro_3.html).

Niejednoznaczny wynik (tzn. dla jednych grup dodatni, dla drugich ujemny) w przypadku kobiet uzyskano w badaniach Thomasa i Straussa (1997) oraz Morrisa (2006), a dla mężczyzn – Cawleya i in. (2005). Kortt i Leigh (2010) wskazują natomiast na brak statystycznej zależności między wskaźnikiem BMI a poziomem wynagrodzeń zarówno w przypadku kobiet, jak i mężczyzn. Przywołane badania sugerują, że relacja łącząca wskaźnik BMI z wysokością zarobków nie jest oczywista. Po pierwsze, badania te bazują na danych z różnych gospodarek, a charakter zależności między wskaźnikiem BMI a poziomem wynagrodzenia może zależeć od szeroko rozumianych norm instytucjonalnych (w tym kulturowych) funkcjonujących w społeczeństwie. Po drugie, niejednoznaczna jest sama relacja między wskaźnikiem BMI a atrakcyjnością fizyczną, m.in. dlatego, że wskaźnik BMI nie uwzględnia składu masy ciała, a jego wysoka wartość może być związana zarówno z wysoką masą tkanki mięśniowej, jak i tłuszczowej.

Innym czynnikiem uwzględnianym w ocenie atrakcyjności fizycznej jest wzrost. W przeciwieństwie do wagi i wskaźnika BMI, wzrost jest – w przypadku osób w wieku produkcyjnym – relatywnie stały w czasie i w krótkim okresie można go traktować jako zmienną egzogeniczną³. Ponadto Boström oraz Diderichsen (1997) dokumentują, że relatywna różnica między wartością faktyczną a wartością deklarowaną w danych kwestionariuszowych jest mniejsza w przypadku wzrostu niż wagi. Na istnienie zależności między wzrostem a poziomem wynagrodzenia wskazują – choć nie bez wyjątków – wyniki wielu badań empirycznych. Wyniki niektórych prac sugerują, że zależność między wzrostem a wynagrodzeniem może być nieliniowa i może występować jedynie w niektórych gospodarkach lub w przypadku osób o określonych charakterystykach.

Bazując na danych amerykańskich, Hamermesh i Biddle (1994) szacują, że zależność między wzrostem a wynagrodzeniem kobiet ma charakter nieliniowy, bowiem w porównaniu do kobiet o przeciętnym wzroście premiiowane są zarówno kobiety niskie, jak i wysokie. Według Behrmana i Rosenzweiga (2001), Mitry (2001), Schultza (2002), Judge’a i Cable’a (2004) zależność ta jest pozytywna, a według Cawleya (2000) pozytywna relacja między wzrostem a zarobkami występuje jedynie w przypadku białych kobiet. Bazując na danych brytyjskich, Harper (2000), Judge i Cable (2004), Case i Paxson (2008) oraz Case, Paxson i Islam (2009) szacują, że relacja między wzrostem kobiet a ich wynagrodzeniem jest pozytywna, a Heineck (2008) – że jest niejednoznaczna lub nieliniowa. Thomas i Strauss (1997) oraz Schultz (2002) wskazują na istotną pozytywną relację między wzrostem kobiety a jej wynagrodzeniem w Brazylii, Schultz (2002) – w Ghanie, a Böckerman i in. (2010) – w Finlandii. Heineck (2005, 2009) nie znajduje istotnych zależności w przypadku danych niemieckich, a Kortt i Leigh (2010) – australijskich.

Za pozytywną relacją między wzrostem a poziomem wynagrodzenia amerykańskich mężczyzn przemawiają wyniki uzyskane przez Schulza (2002) oraz Judge’a i Cable’a (2004), za brakiem istotnej zależności – wyniki uzyskane przez

³ Jednym z problemów związanych z weryfikacją wpływu subiektywnie ocenianej atrakcyjności fizycznej, wagi oraz wskaźnika BMI na poziom wynagrodzenia jest ich potencjalna endogeniczność.

Mitrę (2001). Według Hamermesha i Biddle’a (1994) amerykańscy mężczyźni niskiego wzrostu zarabiają przeciętnie mniej niż mężczyźni średniego i wysokiego wzrostu, ale pomiędzy dochodami mężczyzn o średnim i wysokim wzroście nie występują statystycznie istotne różnice. Podobnie jak w przypadku kobiet, również w przypadku brytyjskich mężczyzn Harper (2000), Judge i Cable (2004), Case i Paxson (2008), oraz Case, Paxson i Islam (2009) szacują, że relacja między wzrostem a wynagrodzeniem jest pozytywna, a Heineck (2008) – że jest niejednoznaczna lub nieliniowa. Thomas i Strauss (1997) oraz Schultz (2002) wskazują na istotną relację między wzrostem mężczyzny a jego wynagrodzeniem w Brazylii, Schultz (2002) – w Ghanie, Kortt i Leigh (2010) – w Australii, a Böckerman i in. (2010) – w Finlandii. W przypadku danych niemieckich Heineck (2005) ocenia, że relacja między wzrostem a poziomem płac występuje jedynie w przypadku mężczyzn z landów zachodnich, ale nie jest liniowa, bowiem po przekroczeniu bariery 195 cm relacja staje się statystycznie nieistotna. W późniejszym badaniu Heineck (2009) nie znajduje jednak potwierdzenia dla zależności między wzrostem a wynagrodzeniem niemieckich mężczyzn.

Proponowane w literaturze wytłumaczenia wpływu wzrostu na wynagrodzenie wykraczają poza wpływ pośredni poprzez powiązanie wzrostu z atrakcyjnością fizyczną. Wzrost nie tylko wpływa na ocenę atrakcyjności fizycznej, ale również niesie autonomiczną informację o kapitale genetycznym oraz historii żywienia we wczesnym dzieciństwie i okresie dojrzewania, które mają wpływ na produktywność pracownika szczególnie w krajach o niższym poziomie rozwoju gospodarczego (por. np. Strauss 1986, Steckel 1995, Glewwe i King 2001)⁴. Pośrednio wzrost informuje także o sytuacji dochodowej rodziców oraz rodzinnym kapitale społecznym, który również wpływa na produktywność pracy (por. np. Komlos i Baur 2003; Schultz 2002, 2003). Literatura z zakresu psychologii i socjologii podkreśla natomiast, że wzrost ma pozytywny wpływ na pozycję społeczną (w tym prawdopodobieństwo bycia liderem) oraz poczucie własnej wartości i pewność siebie, czego pierwotnych przyczyn można upatrywać m.in. w czynnikach ewolucyjnych sprzyjających postrzeganiu istot wyższych jako silniejszych (por. np. Judge i Cable 2004). Case i Paxson (2008) oraz Case, Paxson i Islam (2009) szacują, że na rynku pracy podstawowym kanałem oddziaływania wzrostu na wynagrodzenie jest mechanizm selekcji wyższych pracowników do lepiej płatnych miejsc pracy ze względu na pozytywny wpływ wzrostu na kompetencje poznawcze i osiągnięcia edukacyjne w latach młodzieńczych. Cinnirella i Winter (2009) podkreślają jednak, że w procesie obsadzania stanowisk pracy istotne znaczenie ma nie tylko uzasadniona kompetencjami selekcja, ale również dyskryminacja ze względu na wzrost. Persico, Postlewaite i Silverman (2004) wskazują natomiast na pozytywną relację między wzrostem w latach młodzieńczych a faktem uczestnictwa w aktywnościach społecznych, które przyczyniają się do rozwoju kompetencji społecznych wynagradzanych na rynku pracy niezależnie od mechanizmu selekcji.

⁴ Lai (2016) podaje, że ok. 60–80% wariacji wzrostu wynika z czynników genetycznych, a ok. 20–40% zależy od czynników środowiskowych, a przede wszystkim żywieniowych.

Mimo że literatura światowa na temat relacji łączącej wzrost z wynagrodzeniem jest bogata (szczególnie w przypadku gospodarki amerykańskiej i brytyjskiej), zagadnienie to – wedle wiedzy autorów niniejszej pracy – nie było jak dotąd analizowane w kontekście polskich danych. Niniejsza praca wypełnia zidentyfikowaną lukę badawczą.

2. Dane i metodyka badawcza

Dane wykorzystane w niniejszej pracy pochodzą z Polskiego Generalnego Sondażu Społecznego Diagnoza Społeczna z 2011 r. Próbę ograniczono do osób zatrudnionych deklarujących pracę najemną jako główne źródło utrzymania, o niezerowym średnim dochodzie z ostatnich trzech miesięcy. Ponadto, analogicznie jak np. w pracy Heinecka (2005), próbę ograniczono do osób w wieku od 21 do 50 lat, ponieważ przyjmuje się, że wzrost człowieka w tym wieku jest ustabilizowany. Ostatecznie w zbiorze danych pozostało 5271 obserwacji.

Podstawowe modele szacowane w niniejszej pracy mają charakter liniowy i zostały oszacowane Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów. Zmienną objaśnianą w tych modelach jest logarytm średniej płacy godzinowej netto obliczonej na podstawie informacji o średnim miesięcznym dochodzie netto oraz średniej liczbie godzin pracy w tygodniu. Pełną listę zmiennych objaśniających wraz z przyjętym schematem kodowania (na potrzeby modelowania zmienne dyskretne zostały rozkodowane na zmienne zerojedynkowe) przedstawiono natomiast w tabeli 1.

W przypadku wszystkich dyskretnych zmiennych objaśniających, dla których zaobserwowano braki odpowiedzi, utworzono autonomiczny poziom zmiennej odpowiadający brakowi odpowiedzi (0 – brak odpowiedzi). W przypadku ciągłych zmiennych objaśniających braki odpowiedzi zostały zrekodowane jako 0, a dodatkowo utworzona została zmienna zerojedynkowa kodująca fakt udzielenia odpowiedzi. Podjęte działania umożliwiły przeprowadzenie analizy wrażliwości w zakresie wpływu pierwotnych braków danych w zmiennych objaśniających na wyniki estymacji. Ponieważ liczba braków danych była relatywnie niewielka (łącznie braki danych dotyczyły ok. 5,2% obserwacji), a równocześnie nie zaobserwowano znaczących różnic ilościowych ani jakościowych w uzyskanych wynikach, wszystkie wyniki estymacji zaprezentowane w niniejszym artykule bazują na zbiorze danych oczyszczonym z braków danych. Aby uodpornić wyniki na obserwacje silnie odstające, modele szacowano na próbie ograniczonej (osobno dla kobiet i dla mężczyzn) do obserwacji mieszczących się pomiędzy pierwszym a dziewięćdziesiątym dziewiątym percentylem wzrostu⁵.

⁵ Spójne w sensie jakościowym i ilościowym wyniki uzyskano przeprowadzając regresje na pełnych próbach. Ograniczenie próby uznano jednak za istotne w kontekście testowania nieliniowości w części 4: „Analiza nieliniowości”.

Tabela 1
Zmienne uwzględnione w procesie modelowania
(w nawiasach podano informacje o rozkładzie zmiennych)

Nazwa zmiennej	Definicja i kodowanie
Zmienna objaśniana	
<i>ln_placa</i>	$\ln(\text{średnia płaca godzinowa netto}) = \ln\left(\frac{\text{średni miesięczny dochód netto}}{4 \cdot \text{średnia liczba godzin pracy w tygodniu}}\right)$ <i>(średnia płaca godzinowa netto: średnia 13,4; odch. std. 12,2)</i>
Zmienne objaśniające	
<i>wzrost₀₁</i>	0 – brak odpowiedzi (0,25%); 1 – udzielona odpowiedź (99,75%)
<i>wzrost</i>	wzrost ciała w centymetrach, gdy udzielona odpowiedź (średnia 171,4; odch. std. 9,3); 0 – brak odpowiedzi (0,2%)
<i>wiek₀₁</i>	0 – brak odpowiedzi (0,02%); 1 – udzielona odpowiedź (99,2%)
<i>wiek</i>	wiek w latach, gdy udzielona odpowiedź (średnia 36,6; odch. std. 8,1); 0 – brak odpowiedzi (0,02%)
<i>wiek²</i>	zmienna <i>wiek</i> podniesiona do kwadratu
<i>pleć</i>	0 – brak odpowiedzi (0%); 1 – mężczyzna (50,98%); 2 – kobieta (49,02%)
<i>miejsce_zamieszkania</i>	1 – miasto o liczbie mieszkańców 500 tys. i więcej (9,16%); 2 – miasto o liczbie mieszkańców 200–500 tys. (9,81%); 3 – miasto o liczbie mieszkańców 100–200 tys. (6,51%); 4 – miasto o liczbie mieszkańców 20–100 tys. (19,64%); 2 – miasto o liczbie mieszkańców poniżej 20 tys. (12,79%); 6 – wieś (42,1%)
<i>wykształcenie</i>	0 – brak odpowiedzi (0,13%); 10 – wyższe ze stopnie co najmniej doktora (0,85%); 11 – wyższe ze stopnie magistra lub równorzędnym (24,19%); 12 – wyższe ze stopniem inżyniera (5,22%); 20 – policealne (3,91%); 30 – średnie zawodowe (24,44%); 40 – średnie ogólnokształcące (7,49%); 50 – zasadnicze zawodowe (28,69%); 51 – co najwyżej gimnazjalne (5,08%)
<i>stan_cywilny</i>	0 – brak odpowiedzi (0,21%); 1 – kawaler lub panna (26,83%); 2 – żonaty/zamężna (66,82%); 3 – wdowiec/wdowa (1,42%); 4 – rozwiedziony/rozwiedziona (3,91%); 5 – separacja prawna (0,23%); 6 – separacja faktyczna (0,59%)
<i>język_angielski</i>	0 – brak odpowiedzi (0,08%); 1 – czynna znajomość języka angielskiego (21,80%); 2 – bierna znajomość języka (22,56%); 3 – brak znajomości języka (55,57%)
<i>prawo_jazdy</i>	0 – brak odpowiedzi (0,34%); 1 – posiada prawo jazdy (75,79%); 2 – nie posiada prawa jazdy (23,87%)
<i>wymiar_godzin</i>	0 – brak odpowiedzi (0,66%); 1 – pełny wymiar godzin (95,11%); 2 – nie pracuje w pełnym wymiarze godzin (4,23%)
<i>typ_pracodawcy</i>	0 – brak odpowiedzi (0,47%); 1 – zatrudnienie u pracodawcy publicznego (31,61%); 2 – zatrudnienie u pracodawcy prywatnego (67,92%)
<i>grupy_zawodowe</i>	0 – brak odpowiedzi (2,73%); 1 – władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy (3,95%); 2 – specjaliści (18,67%); 3 – technicy i inny średni personel (11,04%); 4 – pracownicy biurowi (8,14%); 5 – pracownicy usług osobistych i sprzedawcy (14,38%); 6 – rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy (0,59%); 7 – robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy (20,58%); 8 – operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń (10,81%); 9 – pracownicy przy pracach prostych (9,11%)

Zródło: opracowanie własne.

Modele oszacowano osobno dla mężczyzn i dla kobiet, jak również w rozbięciu na zadeklarowane przez respondentów grupy zawodowe. Każdy z modeli został oszacowany jako model ogólny zawierający wszystkie zmienne objaśniające oraz jako model szczegółowy uproszczony metodą od ogólnego do szczegółowego z zastosowaniem testu LR i 5% poziomu istotności, ale zawsze zawierający zmienne kodujące informacje o wzroście niezależnie od ich statystycznej istotności.

Aby zweryfikować zjawisko selekcji pracowników do poszczególnych grup zawodowych ze względu na wzrost, w pracy oszacowano również binarne modele logitowe, gdzie zmienną objaśnianą była przynależność do konkretnej grupy zawodowej⁶. Zmienne objaśniające oraz warianty estymowanych modeli (model ogólny oraz szczegółowy) były analogiczne jak w przypadku modeli, gdzie zmienną objaśnianą jest logarytm średniej płacy godzinowej netto.

Zanim przejdziemy do prezentacji wyników estymacji i interpretacji uzyskanych oszacowań warto podkreślić, że zastosowane metody badawcze pozwalają na zidentyfikowanie występowania w danych pewnych prawidłowości o charakterze statystycznym, a nie relacji przyczynowo-skutkowych.

3. Wyniki estymacji i interpretacja oszacowań

Interpretacja wyników estymacji modeli liniowych oszacowanych MNK powinna być poprzedzona refleksją nad wynikami testów diagnostycznych, które zaprezentowano w załączniku 1 (tabela 5). Ponieważ w przypadku prawie wszystkich modeli szacowanych MNK reszty nie cechowały się rozkładem normalnym, a w niektórych przypadkach również i homoskedastycznością, równoległe do wyników bazujących na standardowej macierzy wariancji-kowariancji zaprezentowano wyniki bazujące na odpornej na problem heteroskedastyczności macierzy White'a oraz bootstrapowanej macierzy wariancji-kowariancji.

W świetle uzyskanych oszacowań (tabela 2) wzrost jest istotną statystycznie zmienną w modelu dla mężczyzn, a dodatkowy centymetr wzrostu związany jest z premią wynoszącą średnio ok. 0,6%. Wyniki te – mimo że spójne z przywołanymi w przeglądzie literatury wynikami badań empirycznych w wielu innych gospodarkach – powinny być jednak postrzegane z pewną dozą ostrożnością. Po pierwsze, odrzucona została hipoteza zerowa o poprawności formy funkcyjnej w teście RESET (załącznik, tabela 1). Ponadto estymacje w podziale według grup zawodowych wskazują, że istotność statystyczna analizowanej relacji ograniczona jest do czterech z dziewięciu grup zawodowych (w których pracuje ok. 50% mężczyzn z próby), a pomiędzy oszacowaniami w grupach zawodowych, gdzie oszacowanie

⁶ Podjęto próbę estymacji wielomianowego modelu logitowego, ale ze względu na relatywnie dużą liczbę alternatyw oraz zmiennych objaśniających żaden z zastosowanych algorytmów optymalizacyjnych (Newtona-Raphsona, Berndta-Hall-Halla-Hausmana, Davidona-Fletchera-Powella ani Broydena-Fletchera-Goldfarba-Shanno) nie osiągnął zbieżności.

Po przekodowaniu zmiennej kodującej grupy zawodowe na 3 poziomy (1–3, 4–6, 7–9 lub 1–3, 4–5, 6–9) oszacowania wielomianowego modelu logitowego wskazywały na brak selekcji do tak zdefiniowanych grup zawodowych ze względu na wzrost zarówno w przypadku mężczyzn, jak i kobiet.

Tabela 2

Model logarytmu średniej płacy godzinowej netto – oszacowania parametru przy zmiennej wzrost (czcionką pogrubioną oznaczono p-value poniżej 5%)

Grupa zawodowa	Model ogólny				Model szczegółowy						N
	b	p-v*	p-v**	p-v***	b	p-v*	b	p-v**	b	p-v***	
Mężczyźni	0,006	0,000	0,000	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000	0,006	0,000	2551
1	0,022	0,025	0,035	0,041	0,026	0,003	0,026	0,006	0,026	0,006	111
2	0,006	0,226	0,208	0,218	0,006	0,199	0,006	0,160	0,006	0,170	295
3	-0,003	0,530	0,451	0,473	-0,003	0,542	-0,003	0,413	-0,003	0,360	268
4	0,001	0,910	0,911	0,913	0,000	0,992	0,001	0,830	0,001	0,826	146
5	0,012	0,012	0,027	0,027	0,015	0,000	0,016	0,003	0,014	0,007	191
6	-0,003	0,889	0,888	0,972	0,005	0,650	-0,005	0,688	-0,002	0,856	21
7	0,007	0,007	0,004	0,004	0,009	0,001	0,009	0,000	0,009	0,000	825
8	-0,001	0,677	0,708	0,719	-0,002	0,628	-0,002	0,664	-0,002	0,645	491
9	0,009	0,073	0,081	0,086	0,011	0,022	0,011	0,036	0,011	0,037	203
Kobiety	-0,001	0,598	0,586	0,589	-0,001	0,572	-0,001	0,525	-0,001	0,577	2444
1	-0,005	0,583	0,581	0,581	-0,005	0,561	-0,004	0,564	-0,004	0,572	93
2	-0,002	0,524	0,480	0,507	-0,003	0,445	-0,003	0,408	-0,003	0,422	667
3	-0,004	0,437	0,430	0,443	-0,001	0,781	-0,003	0,585	-0,003	0,586	300
4	-0,003	0,593	0,562	0,552	-0,003	0,608	-0,003	0,567	-0,003	0,573	273
5	0,002	0,501	0,509	0,477	0,003	0,444	0,003	0,458	0,003	0,460	544
6	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	9
7	0,002	0,767	0,735	0,752	0,002	0,638	0,001	0,768	0,001	0,770	226
8	0,014	0,102	0,214	0,195	0,011	0,111	0,012	0,123	0,012	0,120	65
9	-0,003	0,552	0,566	0,579	-0,001	0,894	-0,001	0,889	-0,001	0,890	267

* Obliczenia na podstawie standardowej macierzy wariancji-kowariancji.

** Obliczenia na podstawie odpornej macierzy wariancji-kowariancji.

*** Obliczenia na podstawie bootstrapowanej macierzy wariancji-kowariancji (liczba replikacji: 999).

Forma funkcyjna modelu: $\ln(placa) = \alpha + \beta_1 \text{wzrost} + \text{zmienn_kontrolne} * \gamma + \epsilon$.

Grupy zawodowe: 1 – władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy; 2 – specjaliści; 3 – technicy i inny średni personel; 4 – pracownicy biurowi; 5 – pracownicy usług osobistych 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.

Źródło: opracowanie własne.

parametru przy wzroście jest statystycznie istotne, występują znaczące różnice. Spostrzeżenia te przemawiają za potrzebą analizy wyników w ujęciu zdezagregowanym do poszczególnych grup zawodowych.

Najwyższą wartość premii za wzrost oszacowano w przypadku grupy zawodowej „władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy” – wynosi ona ok. 2,2–2,6% za dodat-

Tabela 3
Model logitowy prawdopodobieństwa pracy w określonej grupie zawodowej – oszacowania ilorazu szans (OR) przy zmiennej wzrost (czcionką pogrubioną oznaczono p-value poniżej 5%)

Grupa zawodowa	Model ogólny			Model szczegółowy				N
	OR	<i>p-v</i> *	<i>p-v</i> **	OR*	<i>p-v</i> *	OR**	<i>p-v</i> **	
Mężczyźni								
1	1,040	0,024	0,020	1,039	0,026	1,038	0,020	111
2	0,990	0,457	0,448	0,991	0,517	0,989	0,513	295
3	1,002	0,857	0,861	1,004	0,697	1,007	0,708	268
4	0,998	0,893	0,885	1,001	0,918	0,996	0,910	146
5	1,007	0,553	0,549	1,010	0,416	1,012	0,447	191
6	0,992	0,815	0,779	0,996	0,916	0,994	0,904	21
7	0,994	0,414	0,415	0,992	0,279	0,994	0,280	825
8	0,997	0,765	0,757	0,994	0,471	0,995	0,457	491
9	0,998	0,843	0,850	0,993	0,575	0,995	0,592	203
Kobiety								
1	0,983	0,424	0,439	0,991	0,647	0,991	0,656	93
2	1,008	0,513	0,510	1,010	0,402	1,009	0,400	667
3	1,008	0,482	0,461	1,009	0,448	1,009	0,429	300
4	0,993	0,554	0,545	0,993	0,564	0,993	0,555	273
5	1,001	0,898	0,899	1,000	0,976	1,000	0,977	544
6	–	–	–	–	–	–	–	9
7	1,001	0,921	0,919	1,000	0,971	0,997	0,970	226
8	0,969	0,162	0,217	0,962	0,084	0,965	0,127	65
9	0,996	0,756	0,758	0,994	0,627	0,993	0,629	267

* Obliczenia na podstawie standardowej macierzy wariancji-kowariancji.

** Obliczenia na podstawie odpornej macierzy wariancji-kowariancji.

Forma funkcyjna modelu dla zmiennej ukrytej: $y^* = \alpha + \beta_1 \text{wzrost} + \text{zmiennie_kontrolne} * \gamma + \varepsilon$, $\varepsilon \sim \text{rozkład logistyczny}$.

Grupy zawodowe: 1 – władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy; 2 – specjaliści; 3 – technicy i inny średni personel; 4 – pracownicy biurowi; 5 – pracownicy usług osobistych 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.

Źródło: opracowanie własne.

kowy centymetr wzrostu. Równocześnie jest to jedyna grupa zawodowa, w przypadku której odnotowano istotne statystycznie zjawisko selekcji ze względu na wzrost. Dodatkowy centymetr wzrostu zwiększa szansę zatrudnienia w analizowanej grupie zawodowej o ok. 3,8–4%. Wyniki te są spójne z przywołanym w przeglądzie literatury pozytywnym wpływem wzrostu na pozycję społeczną

oraz poczucie własnej wartości i pewność siebie. Co więcej, zgodnie z literaturą psychologiczną i socjologiczną (por. np. Judge i Cable 2004), osoby o wysokim wzroście postrzegane są jako osoby bardziej przekonujące. Sprzyja to zarówno samemu wybieraniu osób o wysokim wzroście do pełnienia funkcji przywódczych i kierowniczych⁷, jak i wyższej efektywności osób o wysokim wzroście na stanowiskach wymagających takich kompetencji.

Drugą w kolejności wartość premii za wzrost odnotowano w grupie zawodowej pracowników usług osobistych i sprzedawców, gdzie dodatkowy centymetr wzrostu powiązany jest z wynagrodzeniem wyższym o ok. 1,2–1,6%. Oszacowanie to jest zgodne z przywołanym wcześniej pozytywnym wpływem wzrostu na poczucie własnej wartości oraz pewność siebie, ponieważ wysokie poczucie własnej wartości oraz wysoka pewność siebie ułatwiają świadczenie usług osobistych oraz prowadzenie sprzedaży (w szczególności sprzedaży bezpośredniej). Pozytywny wpływ na efektywność (i w konsekwencji wynagrodzenie) pracowników usług osobistych i sprzedawców może również wywierać postrzeganie osób wysokich jako bardziej przekonujących. Ponieważ przekonania o wyższej efektywności sprzedawców o wysokim niż niskim wzroście mają sami rekruterzy (Kurtz 1969), za zaskakujący można uznać brak istotności statystycznej efektu selekcji do analizowanej grupy zawodowej ze względu na wzrost (mimo że same oszacowania mają, zgodnie z oczekiwaniami, pozytywne znaki). Pewnym wytłumaczeniem braku spodziewanej zależności może być pozytywny wpływ wyników sprzedażowych pracownika na prawdopodobieństwo awansu na stanowisko kierownika (np. działu sprzedaży), czyli przejścia do innej grupy zawodowej (władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy). Wówczas wysoki wzrost równocześnie wpływać pozytywnie na prawdopodobieństwo podjęcia pracy w zakresie usług osobistych i prawdopodobieństwo przejścia do „wyższej” grupy zawodowej.

Niższe – niż w przypadku dwóch wcześniej omawianych grup zawodowych – wartości premii za dodatkowy centymetr wzrostu odnotowano w przypadku robotników przemysłowych i rzemieślników (0,7–0,9%) oraz pracowników przy pracach prostych⁸ (0,9–1,1%). Można przypuszczać, że w przypadku tych grup zawodowych głównym kanałem oddziaływania wzrostu na wynagrodzenie jest pozytywna relacja łącząca wzrost i szeroko rozumianą wydolność fizyczną (por. np. Lundborg, Nystedt i Rooth 2009)⁹. Równocześnie brak jest istotnych statystycznych przesłanek, aby wnioskować o selekcji do tych grup zawodowych ze względu na wzrost. Wyższe oszacowania premii za wzrost we wcześniej omawianych grupach zawodowych pozwalają przypuszczać, że przewaga komparatywna

⁷ Judge i Cable (2004) podają, że począwszy od 1896 r. prezydentem USA była zawsze osoba o ponadprzeciętnym wzroście. Prawdopodobnie ta jest zachowana również w przypadku Baracka Obamy i Donalda Trumpa (tj. prezydentów USA wybranych po 2004 r.).

⁸ Warto jednak nadmienić, że oszacowania w grupie pracowników przy pracach prostych są istotne na poziomie istotności 5% jedynie w modelu szczegółowym. W modelu ogólnym natomiast oszacowania nie są istotne statystycznie na 5-procentowym poziomie istotności, ale pozostają istotne na poziomie 10%.

⁹ Lundborg, Nystedt i Rooth (2009) używają pojęcia *physical condition*, w którym zawiera się zarówno zdrowie, jak i siła fizyczna.

pracowników o wysokim wzroście względem pracowników o niskim wzroście jest najwyższa na stanowiskach władzy, urzędniczych i kierowniczych oraz w usługach osobistych i sprzedaży. Wówczas relatywnie wysoki popyt na pracę fizyczną osób o wysokim wzroście może być kompensowany przez relatywnie niską jej podaż.

W przeciwieństwie do wyników uzyskanych dla mężczyzn brak jest statystycznych przesłanek świadczących o występowaniu premii za wzrost wśród kobiet lub selekcji kobiet do poszczególnych grup zawodowych ze względu na wzrost¹⁰. Wyniki te kontrastują z większością przywołanych w przeglądzie literatury badań empirycznych dla innych gospodarek, ale korespondują z brakiem istotnych zależności między wzrostem a wynagrodzeniem kobiet w Niemczech (Heineck 2005, 2009) i Australii (Kortt i Leigh 2010).

Brak istotności oszacowań premii za wzrost kobiet w grupie zawodowej „władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy” lub „pracownicy usług osobistych i sprzedawcy” sugeruje, że – w Polsce – wpływ wzrostu na pozycję społeczną, poczucie własnej wartości, pewność siebie, czy bycie osobą postrzeganą jako przekonująca jest w przypadku kobiet słabszy lub mniej jednoznaczny niż w przypadku mężczyzn. Podobnie brak istotności oszacowań premii za wzrost kobiet w grupach zawodowych, gdzie relatywnie dużą rolę może odgrywać siła fizyczna, wskazuje – w przypadku Polski – na słabsze powiązanie siły fizycznej i wynagrodzenia kobiet niż mężczyzn.

4. Analiza nieliniowości

Modele rozważane w poprzedniej części pracy zakładały liniową relację wzrostu i logarytmu średniej płacy godzinowej netto. W niniejszej części przeanalizowano natomiast, czy ewentualna zależność między logarytmem średniej płacy godzinowej netto a wzrostem ma charakteru nieliniowy, co sugerowały niektóre badania empiryczne przywołane w przeglądzie literatury. W tym celu przeprowadzono dwa typy testów:

- test parametryczny, bazujący na oszacowaniach modeli analogicznych do tych zaprezentowanych w tabeli 2, ale rozszerzonych o zmienną *wzrost* podniesioną do kwadratu ($wzrost^2$)¹¹ – zweryfikowano, czy $b_{wzrost^2} = 0$ oraz czy $b_{wzrost} = b_{wzrost^2} = 0$;
- test Hardle’a–Mammena (Hardle i Mammen 1993), bazujący na oszacowaniach modeli analogicznych do tych zaprezentowanych w tabeli 2, ale z zastosowaniem semiparametrycznego estymatora Robinsona¹² (1988), gdzie *wzrost* jest

¹⁰ Przyjmując 10% jako poziom istotności, istotność statystyczną wykazuje jedynie jedno z czterech oszacowań ilorazu szans w modelu selekcji do grupy zawodowej operatorów i monterów maszyn i urządzeń.

¹¹ Wyniki testów diagnostycznych oszacowanych modeli przedstawiono w załączniku (tabela 2).

¹² Na potrzeby estymacji przyjęto: lokalny wielomian pierwszego stopnia, jądro gaussowskie i szerokość pasma minimalizującą średni skalkowany błąd kwadratowy (*MISE* – *mean integrated square error*).

Zarówno do estymacji, jak i testowania wykorzystano komendę *semipar* w Stacie, autorstwa Verardiego i Debarsy’ego (2012a), którzy przedstawiają podstawy teoretyczne oraz szczegółowo implementacyjne estymatora Robinsona (1988) w formie artykułu (Verardi i Debarsy 2012b).

Tabela 4
P-value w testach weryfikujących liniowy charakter zależności
między logarytmem średniej płacy godzinowej netto a wzrostem
(czcionką pogrubioną oznaczono p-value poniżej 5%)

Grupa zawodowa	Model ogólny												Model szczegółowy												N
	$b_{wzrost^2} = 0$						$b_{wzrost} = b_{wzrost^2} = 0$						$b_{wzrost^2} = 0$						$b_{wzrost} = b_{wzrost^2} = 0$						
	$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		$p-v$		p-v testu H-M		
	*	**	**	***	*	**	**	***	*	**	**	***	*	**	**	***	*	**	**	***	*	**		**	
Mężczyźni	0,564	0,556	0,541	0,541	0,000	0,000	0,001	0,110	0,482	0,467	0,482	0,482	0,482	0,467	0,482	0,482	0,482	0,482	0,482	0,482	0,482	0,482	0,110	2551	
1	0,737	0,740	0,755	0,755	0,079	0,112	0,115	0,665	0,969	0,945	0,951	0,951	0,945	0,945	0,951	0,951	0,951	0,951	0,951	0,951	0,951	0,951	0,717	111	
2	0,522	0,528	0,533	0,533	0,392	0,253	0,252	0,527	0,603	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,612	0,631	295	
3	0,337	0,214	0,227	0,227	0,517	0,325	0,297	0,443	0,250	0,065	0,122	0,122	0,065	0,065	0,122	0,122	0,122	0,122	0,122	0,122	0,122	0,337	268		
4	0,881	0,874	0,886	0,886	0,983	0,980	0,981	0,681	0,492	0,833	0,838	0,838	0,833	0,833	0,838	0,838	0,838	0,838	0,838	0,838	0,838	0,477	146		
5	0,096	0,132	0,158	0,158	0,010	0,052	0,056	0,367	0,219	0,204	0,463	0,463	0,204	0,204	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,463	0,743	191		
6	0,773	0,789	0,990	0,990	0,947	0,962	0,999	0,132	0,190	0,279	0,335	0,335	0,279	0,279	0,335	0,335	0,335	0,335	0,335	0,335	0,335	0,242	21		
7	0,103	0,065	0,058	0,058	0,007	0,004	0,002	0,006	0,062	0,030	0,035	0,035	0,030	0,030	0,035	0,035	0,035	0,035	0,035	0,035	0,035	0,014	825		
8	0,654	0,678	0,688	0,688	0,830	0,835	0,855	0,581	0,648	0,659	0,646	0,646	0,659	0,659	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,646	0,599	491		
9	0,609	0,567	0,586	0,586	0,177	0,171	0,165	0,641	0,787	0,833	0,843	0,843	0,833	0,833	0,843	0,843	0,843	0,843	0,843	0,843	0,843	0,687	203		
Kobiety	0,254	0,220	0,223	0,223	0,454	0,394	0,398	0,421	0,245	0,211	0,205	0,205	0,211	0,211	0,205	0,205	0,205	0,205	0,205	0,205	0,205	0,403	2444		
1	0,924	0,910	0,931	0,931	0,857	0,855	0,855	0,393	0,642	0,711	0,756	0,756	0,711	0,711	0,756	0,756	0,756	0,756	0,756	0,756	0,756	0,511	93		
2	0,133	0,066	0,065	0,065	0,263	0,162	0,156	0,112	0,142	0,062	0,073	0,073	0,062	0,062	0,073	0,073	0,073	0,073	0,073	0,073	0,073	0,134	667		

3	0,168	0,122	0,129	0,285	0,243	0,242	0,307	0,211	0,167	0,163	0,440	0,342	0,312	0,377	300
4	0,637	0,595	0,616	0,775	0,673	0,729	0,950	0,493	0,409	0,444	0,693	0,577	0,586	0,920	273
5	0,722	0,736	0,742	0,749	0,721	0,719	0,848	0,766	0,745	0,755	0,714	0,687	0,711	0,860	544
6	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	9
7	0,113	0,056	0,077	0,271	0,145	0,189	0,222	0,112	0,111	0,131	0,252	0,269	0,312	0,267	226
8	0,100	0,023	0,107	0,068	0,061	0,231	0,062	0,097	0,037	0,066	0,086	0,081	0,141	0,425	65
9	0,093	0,054	0,064	0,204	0,139	0,153	0,118	0,067	0,058	0,050	0,183	0,166	0,145	0,088	267

* Obliczenia na podstawie standardowej macierzy wariancji-kowariancji.

** Obliczenia na podstawie odpornej macierzy wariancji-kowariancji.

*** Obliczenia na podstawie bootstrapowanej macierzy wariancji-kowariancji (liczba replikacji: 999).

Forma funkcyjna modelu parametrycznego: $\ln(placa) = \alpha + \beta_1wzrost + \beta_2wzrost^2 + \text{zmienne_kontrolne} * \gamma + \varepsilon$.

Forma funkcyjna modelu semiparametrycznego: $\ln(placa) = \alpha + \text{zmienne_kontrolne} * \gamma + f(wzrost) + \varepsilon$.

Grupy zawodowe:

- 0 – brak odpowiedzi;
- 1 – władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy;
- 2 – specjaliści;
- 3 – technicy i inny średni personel;
- 4 – pracownicy biurowi;
- 5 – pracownicy usług osobistych 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.

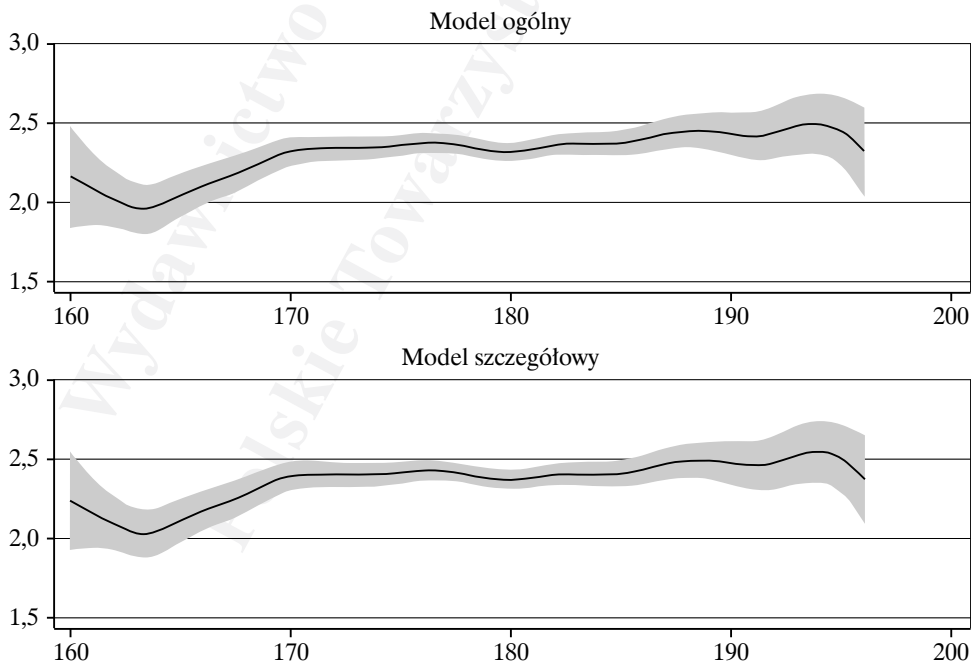
Źródło: opracowanie własne.

jedyną zmienną objaśniającą o nieparametrycznej relacji ze zmienną objaśnianą – zweryfikowano, czy różnica między dopasowaniem nieparametrycznym dla zmiennej a parametrycznym modelem liniowym jest istotna statystycznie.

W przypadku mężczyzn wyniki testów (tabela 3) wskazują na nieliniowy charakter zależności między wzrostem a logarytmem średniej płacy godzinowej netto tylko w jednej grupie zawodowej – wśród robotników przemysłowych i rzemieślników (grupa 7). Semiparametryczne oszacowania zależności między wzrostem a logarytmem średniej płacy godzinowej netto sugerują, że dodatkowy centymetr wzrostu jest powiązany z relatywnie najsilniejszym wzrostem wynagrodzenia wśród robotników przemysłowych i rzemieślników o wzroście poniżej 170 cm. W przypadku wzrostu zawierającego się w przedziale między 170 a 180 cm wzrost nie wykazuje jednak wyraźnej relacji z poziomem wynagrodzeń. Relacja ta staje się ponownie dodatnia dla wzrostu zawierającego się w przedziale między 180 a ok. 193 cm. Powyżej 193 cm znak relacji łączącej wzrost i logarytm średniej płacy godzinowej netto staje się ujemny, ale równocześnie rozszerzający się przedział ufności (wynikający z relatywnie niskiej liczby tak wysokich mężczyzn w analizowanej pod próbie) nie pozwala zakwalifikować zaobserwowanej relacji

Rysunek 1

Relacja między logarytmem średniej płacy godzinowej netto a wzrostem wśród mężczyzn w grupie zawodowej robotników przemysłowych i rzemieślników (grupa 7) – wyniki oszacowań regresji semiparametrycznej



Oś X – wzrost w cm; oś Y – logarytm średniej płacy godzinowej netto

Szary obszar wokół linii ciągłej reprezentuje przedział ufności na poziomie 95%.

Źródło: opracowanie własne.

jako istotnej statystycznie na 5% poziomie istotności. Tym samym relacja łącząca wzrost z logarytmem średniej płacy godzinowej netto w analizowanej grupie zawodowej ma co do zasady charakter dodatni, ale nie jest ściśle monotoniczna.

W przypadku kobiet w żadnej z analizowanych grup zawodowych nie występują silne przesłanki świadczące o nieliniowości w relacji między wzrostem a logarytmem średniej płacy godzinowej netto¹³.

Wnioski

Głównym celem niniejszej pracy była weryfikacja istotności i ewentualnego kształtu relacji między wzrostem a płacą pracownika na polskim rynku pracy. Jako cel pomocniczy zweryfikowano również występowanie zjawiska selekcji do poszczególnych grup zawodowych ze względu na wzrost. Jakkolwiek literatura przedmiotu dostarcza silnych przesłanek istnienia takiej relacji zarówno na gruncie teoretycznym, jak i empirycznym w przypadku wielu gospodarek, rozważane zagadnienie nie było jak dotąd – wedle wiedzy autorów – analizowane w kontekście polskiego rynku pracy.

W świetle uzyskanych wyników wzrost jest istotną statystycznie zmienną w modelach wynagrodzeń w czterech z dziewięciu analizowanych grup zawodowych wśród mężczyzn (co odpowiada ok. 50% mężczyzn z próby). Najwyższą wartość premii za wzrost odnotowano w szczególności wśród władz, wyższych urzędników i kierowników (2,2–2,6% za cm wzrostu). Był to jedyny przypadek, gdzie zjawisko selekcji do grupy zawodowej ze względu na wzrost okazało się istotne statystycznie. Relatywnie wysoką wartość premii za wzrost (1,2–1,6%) oszacowano również wśród pracowników osobistych i sprzedawców. Wyniki uzyskane w przypadku wymienionych dwóch grup zawodowych są spójne z literaturą psychologiczną i socjologiczną, zgodnie z którą wzrost jest powiązany pozytywnie z pozycją społeczną, poczuciem własnej wartości, pewnością siebie i byciem odbieranym jako osoba przekonująca. Niższe niż w przypadku dwóch wcześniej omawianych grup zawodowych – ale wciąż istotne statystycznie – wartości premii za dodatkowy centymetr wzrostu odnotowano wśród robotników przemysłowych i rzemieślników (0,7–0,9%) oraz pracowników przy pracach prostych (0,9–1,1%). Można przypuszczać, że w przypadku tych grup zawodowych głównym kanałem oddziaływania wzrostu na wynagrodzenie może być przywoływana w literaturze pozytywna relacja łącząca wzrost i szeroko rozumianą wydolność fizyczną. Warto jednak nadmienić, że w przypadku robotników przemysłowych i rzemieślników relacja łącząca wzrost i wynagrodzenie wydaje się nie mieć charakteru ściśle monotonicznego – premia za wzrost występuje wśród pracowników niskich i wysokich, ale wśród pracowników o średnim wroście analizowana relacja nie jest istotna statystycznie.

¹³ Na poziomie istotności 10% pewne przesłanki nieliniowości występują wśród operatorów i monterów maszyn i urządzeń (grupa 8) oraz pracowników przy pracach prostych (grupa 9), ale brak odporności wyników pomiędzy modelem ogólnym i szczegółowym oraz różnymi wariantami testów nakazuje traktować te wyniki z dużą dozą ostrożności.

Brak jest silnych przesłanek świadczących o występowaniu premii za wzrost wśród kobiet lub selekcji kobiet do poszczególnych grup zawodowych ze względu na wzrost. W połączeniu ze zdecydowanie większym zróżnicowaniem wniosków z badań empirycznych w przypadku kobiet niż mężczyzn sugeruje to, że najczęściej przywoływane w literaturze kanały oddziaływania wzrostu na wynagrodzenie nie mają charakteru uniwersalnego, ale – szczególnie silnie w przypadku kobiet – mogą zależeć od lokalnych norm instytucjonalnych i kulturowych.

Wedle wiedzy autorów kwestia powiązania wzrostu z wynagrodzeniem pracownika nie była jak dotąd analizowana na polskim rynku pracy, a tym samym pole do dalszych badań pozostaje otwarte w wielu wymiarach.

Można przypuszczać, że zastosowany podział na grupy zawodowe jest stosunkowo mało szczegółowy, a do tej samej grupy zawodowej klasyfikowane są zawody, które mogą wymagać nie tylko zróżnicowanych kompetencji, ale również odmiennych predyspozycji fizycznych. W konsekwencji faktyczna relacja między wzrostem a płacą w konkretnym zawodzie może nie być obserwowalna w całej grupie zawodowej, do której dany zawód został zaklasyfikowany. Z drugiej jednak strony drobniejsza granulacja klasyfikacji zawodów prowadzi do zmniejszenia liczebności poszczególnych podprób, na których szacowane są modele, co może obniżyć precyzję oszacowań i prowadzić do uznania faktycznie występującej relacji jako nieistotnej statystycznie. W przypadku analizowanego zjawiska w praktyce modelowej występuje więc tradycyjny problem relacji wymiennej między potencjalnym obciążeniem oszacowań a ich wariancją.

Istnieją również pewne alternatywne metody badawcze do zastosowanych w niniejszej pracy modeli regresji. W szczególności wartościowe byłoby skonfrontowanie uzyskanych oszacowań z wynikami bazującymi na technikach łączenia (matchingu) obserwacji, które umożliwiają większą kontrolę nad stopniem podobieństwa obserwacji o różnym wzroście w zakresie pozostałych obserwowanych charakterystyk.

W pracy przyjęto, że deklarowany przez respondentów wzrost jest w szacowanych modelach zmienną egzogeniczną. Nie można jednak wykluczyć, że jest to założenie zbyt optymistyczne, a ewentualnym źródłem endogeniczności tej zmiennej może być nielosowy błąd pomiaru/deklaracji wzrostu. Boström i Diderichsen (1997) dokumentują, że – zarówno wśród mężczyzn, jak i kobiet – w deklaracjach występuje powszechna tendencja do przeszacowywania swojego wzrostu, a obciążenie jest nieco wyższe (o 0,3 cm) wśród pracowników fizycznych. Jakkolwiek przywołana różnica jest niewielka, wskazuje ona, że wielkość obciążenia deklaracji wzrostu może być skorelowana ze statusem społeczno-ekonomicznym respondenta. Nakazuje to patrzeć na wyniki uzyskane w niniejszej pracy z pewną dozą ostrożności, w kategoriach relacji statystycznej łączącej wzrost i wynagrodzenie a nie związku przyczynowo-skutkowego o jednoznacznie określonym kierunku przyczynowości.

Wyniki uzyskane w niniejszym badaniu nie powinny być również uogólniane na populację osób pracujących lub aktywnych zawodowo, ale odnoszone wyłącznie do osób zatrudnionych. Jakkolwiek w oszacowanych modelach selekcji do grup zawodowych wzrost nie stanowił – z wyjątkiem grupy zawodowej władz, wyższych

urzędników i kierowników wśród mężczyzn – zmiennej istotnej statystycznie, nie można wykluczyć, że wykazuje on pewien związek z aktywnością zawodową lub statusem na rynku pracy. Badania mechanizmów selekcji w tych obszarach (np. w ramach narzędzi z zakresu modelowania równań strukturalnych – *SEM*) pozwoliłyby spojrzeć na analizowany problem ze zdecydowanie szerszej perspektywy.

Warto zaznaczyć, że przedstawione tu badanie bazuje na danych obserwacyjnych i deklaratywnych i nie pozwala ocenić, czy zaobserwowane różnice w wynagrodzeniach mężczyzn w niektórych grupach zawodowych wynikają z praktyk dyskryminujących. W konsekwencji naturalną implikacją niniejszej pracy w zakresie polityki ekonomicznej jest potrzeba weryfikacji występowania na polskim rynku pracy zjawiska dyskryminacji ze względu na wzrost (i potencjalnie inne cechy fizyczne pracownika), np. poprzez kontrolowane badania eksperymentalne.

Bibliografia

- Averett S., Korenman S. (1996), *The Economic Reality of the Beauty Myth*, „Journal of Human Resources” 31(2), s. 304–330.
- Behrman J., Rosenzweig M.R. (2000), *The Returns to Increasing Body Weight*, PIER Working Paper 01-052.
- Böckerman P., Johansson E., Kiiskinen U., Heliövaara M. (2010), *The relationship between physical work and the height premium: Finnish evidence*, „Economics and Human Biology” 8(3), s. 414–420.
- Boström G., Diderichsen F. (1997), *Socioeconomic differentials in misclassification of height, weight and body mass index based on questionnaire data*, „International Journal of Epidemiology” 26(4), s. 860–866.
- Case A., Paxson C. (2008), *Stature and status: Height, ability, and labor market outcomes*, „Journal of Political Economy” 116(3), s. 499–532.
- Case A., Paxson C., Islam M. (2009), *Making sense of the labor market height premium: Evidence from the British Household Panel Survey*, „Economics Letters” 102(3), s. 174–176.
- Cawley J. (2000), *Body weight and women’s labor market outcomes*, NBER Working Paper no. 7481.
- Cawley J., Grabka M.M., Lillard D. R. (2005), *A Comparison of the Relationship Between Obesity and Earnings in the U.S., and Germany*, Schmollers Jahrbuch: „Journal of Applied Social Science Studies / Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften”, Duncker & Humblot, Berlin, 125(1), s. 119–129.
- Cinnirella F., Winter J. (2009), *Size Matters! Body Height and Labor Market Discrimination: A Cross-European Analysis*, Cesifo Working Paper no. 2733.
- Glewwe P., King E.M. (2001), *The Impact of Early Childhood Nutritional Status on Cognitive Development: Does the Timing of Malnutrition Matter?*, „The World Bank Economic Review” 15(1), s. 81–113.
- Hamermesh D.S., Biddle J.E. (1994), *Beauty and the Labor Market*, „American Economic Review” 84(5), s. 1174–1194.
- Hamermesh D.S., Biddle J.E. (1998), *Beauty, Productivity and Discrimination: Lawyers’ Looks and Lucre*, „Journal of Labor Economics” 16(1), s. 172–201.
- Hardle W., Mammen E. (1993), *Comparing Nonparametric Versus Parametric Regression Fits*, „The Annals of Statistics” 21(4), s. 1926–1947.

- Harper B. (2000), *Beauty, Stature and the Labour Market: A British Cohort Study*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 62(Special Issue Dec.), s. 771–800.
- Heineck G. (2005), *Up in the Skies? The Relationship between Body Height and Earnings in Germany*, „Labour” 19(3), s. 469–489.
- Heineck G. (2008), *A note on the height–wage differential in the UK – Cross-sectional evidence from the BHPS*, „Economics Letter” 98(3), s. 288–293.
- Heineck G. (2009), *Too tall to be smart? The relationship between height and cognitive abilities*, „Economics Letter” 105(1), s. 78–80.
- Judge T.A., Cable D.M. (2004), *The Effect of Physical Height on Workplace Success and Income: Preliminary Test of a Theoretical Model*, „Journal of Applied Psychology” 89(3), s. 428–441.
- Komlos J., Baur M. (2004), *From the tallest to (one of) the fattest: the enigmatic fate of the American population in the 20th century*, „Economics & Human Biology” 2(1), s. 57–74.
- Kortt M.A., Leigh A. (2010), *Does Size Matter in Australia?*, „Economic Record” 86(272), s. 71–83.
- Kurtz D.L. (1969), *Physical appearance and stature: Important variables in sales recruiting*, „Personnel Journal” 48, s. 981–983.
- Lai C. (2016), *How much of human height is genetic and how much is due to nutrition?*, „Scientific American”, Dec. 11, <https://www.scientificamerican.com/article/how-much-of-human-height/> (dostęp 17.03.2019).
- Lundborg P., Nystedt P., Rooth D.-O. (2009), *The Height Premium in Earnings: The Role of Physical Capacity and Cognitive and Non-Cognitive Skills*, IZA Discussion Paper no. 4266.
- Mitra A. (2001), *Effects of physical attributes on the wages of males and females*, „Applied Economics Letters” 8, s. 731–735.
- Mobius M.M., Rosenblat T.S. (2006), *Why Beauty Matters*, „American Economic Review” 96(1), s. 222–235.
- Morris S. (2006), *Body mass index and occupational attainment*, „Journal of Health Economics” 25(2), s. 347–364.
- Persico N., Postelwaite A., Sliverman D. (2004), *The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height*, „Journal of Political Economy” 112(5), s. 1019–1053.
- Robinson P.M. (1988), *Root-N-Consistent Semiparametric Regression*, „Econometrica” 56(4), s. 931–954.
- Schultz T.P. (2002), *Wage Gains Associated with Height as a Form of Health Human Capital*, American Economic Review” 92(2), s. 349–353.
- Schultz T.P. (2003), *Human capital, schooling and health*, „Economics and Human Biology” 1(2), s. 207–221.
- Schultz T.P. (2005), *Productive Benefits of Health: Evidence from Low-Income Countries*, Center Discussion Paper no 903, Yale University.
- Silverman B.W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London: Chapman & Hall.
- Steckel R.H. (1995), *Stature and the Standard of Living*, „Journal of Economic Literature” 33(4), s. 1903–1940.
- Strauss J. (1986), *Does Better Nutrition Raise Farm Productivity?*, „Journal of Political Economy” 94(2), s. 297–320.
- Thomas D., Strauss J. (1997), *Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil*, „Journal of Econometrics” 77(1), s. 159–185.

Verardi V., Debarsy N. (2012a), *SEMIPAR: Stata module to compute Robinson's (1988) semiparametric regression estimator*, Statistical Software Components S457515, Boston College Department of Economics, revised 27 Oct 2012.

Verardi V., Debarsy N. (2012b), *Robinson's square root of N consistent semiparametric regression estimator in Stata*, „The Stata Journal” 12(4), s. 726–735.

Załącznik

Tabela 1

P-value testów diagnostycznych dla modeli szacowanych MNK zaprezentowanych w tabeli 2 (czcionką pogrubioną oznaczono p-value poniżej 5%)

Grupa zawodowa	Ogólny				Szczegółowy				N
	test skośności-kurtozy*	test RESET	test Breuscha-Pagana	R ²	test skośności-kurtozy*	test RESET	test Breuscha-Pagana	R ²	
Mężczyźni	0,000	0,005	0,000	0,264	0,000	0,003	0,002	0,258	2551
1	0,828	0,948	0,635	0,367	0,396	0,935	0,228	0,251	111
2	0,000	0,746	0,574	0,240	0,000	0,750	0,072	0,214	295
3	0,000	0,059	0,901	0,262	0,000	0,007	0,203	0,201	268
4	0,006	0,769	0,895	0,190	0,013	0,448	0,201	0,047	146
5	0,000	0,749	0,101	0,312	0,000	0,777	0,148	0,216	191
6	0,860	0,817	0,571	0,621	0,969	0,632	0,237	0,401	21
7	0,000	0,067	0,005	0,068	0,000	0,049	0,132	0,048	825
8	0,000	0,883	0,710	0,146	0,000	0,688	0,683	0,119	491
9	0,000	0,615	0,331	0,180	0,000	0,424	0,219	0,115	203
Kobiety	0,000	0,293	0,009	0,322	0,000	0,080	0,191	0,316	2444
1	0,004	0,668	0,419	0,461	0,000	0,576	0,709	0,382	93
2	0,000	0,106	0,719	0,169	0,000	0,047	0,252	0,153	667
3	0,000	0,540	0,024	0,134	0,000	0,201	0,039	0,066	300
4	0,000	0,923	0,814	0,087	0,000	0,895	0,840	0,001	273
5	0,000	0,981	0,591	0,065	0,000	0,929	0,811	0,050	544
6	–	–	–	–	–	–	–	–	9
7	0,000	0,632	0,633	0,114	0,000	0,289	0,194	0,045	226
8	0,000	0,631	0,643	0,379	0,000	0,497	0,475	0,199	65
9	0,000	0,101	0,881	0,085	0,000	0,099	0,682	0,024	267

*Analogiczne w sensie jakościowym i bardzo zbliżone wyniki w sensie ilościowym uzyskano stosując testy Shapiro-Wilka i Shapiro-Francia.

Grupy zawodowe: 1 – władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy; 2 – specjaliści; 3 – technicy i inny średni personel; 4 – pracownicy biurowi; 5 – pracownicy usług osobistych 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.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2

P-value testów diagnostycznych dla modeli szacowanych MNK zaprezentowanych w tabeli 4 (czcionką pogrubioną oznaczono p-value poniżej 5%)

Grupa zawodowa	Model ogólny				Model szczegółowy				N
	test skośności-kurtozy*	test RESET	test Breuscha-Pagana	R ²	test skośności-kurtozy*	test RESET	test Breuscha-Pagana	R ²	
Mężczyźni	0,000	0,004	0,001	0,264	0,000	0,002	0,002	0,258	2551
1	0,826	0,973	0,628	0,368	0,396	0,960	0,272	0,251	111
2	0,000	0,797	0,581	0,241	0,000	0,788	0,089	0,215	295
3	0,000	0,091	0,822	0,265	0,000	0,012	0,121	0,205	268
4	0,006	0,721	0,924	0,190	0,014	0,479	0,445	0,050	146
5	0,000	0,726	0,101	0,323	0,000	0,673	0,457	0,236	191
6	0,773	0,463	0,479	0,627	0,157	0,524	0,362	0,094	21
7	0,000	0,017	0,006	0,071	0,000	0,010	0,189	0,052	825
8	0,000	0,823	0,620	0,146	0,000	0,831	0,399	0,120	491
9	0,000	0,790	0,375	0,181	0,000	0,538	0,319	0,115	203
Kobiety	0,000	0,381	0,009	0,323	0,000	0,119	0,156	0,317	2444
1	0,003	0,656	0,472	0,462	0,000	0,529	0,802	0,384	93
2	0,000	0,059	0,610	0,172	0,000	0,025	0,135	0,156	667
3	0,000	0,559	0,017	0,140	0,000	0,224	0,026	0,071	300
4	0,000	0,954	0,824	0,088	0,000	0,939	0,441	0,003	273
5	0,000	0,990	0,624	0,066	0,000	0,962	0,848	0,050	544
6	–	–	–	–	–	–	–	–	9
7	0,000	0,725	0,661	0,125	0,000	0,424	0,274	0,056	226
8	0,000	0,463	0,735	0,419	0,000	0,475	0,413	0,185	65
9	0,000	0,137	0,876	0,095	0,000	0,137	0,658	0,048	267

*Analogiczne w sensie jakościowym i bardzo zbliżone wyniki w sensie ilościowym uzyskano, stosując testy Shapiro–Wilka i Shapiro–Francia.

Grupy zawodowe: 1 – władze, wyżsi urzędnicy, kierownicy; 2 – specjaliści; 3 – technicy i inny średni personel; 4 – pracownicy biurowi; 5 – pracownicy usług osobistych 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.

Źródło: opracowanie własne.

RELACJA MIĘDZY WZROSTEM PRACOWNIKA A PŁACĄ NA POLSKIM RYNKU PRACY – CZY WYŻSI ZARABIAJĄ WIĘCEJ?

Streszczenie

Autorzy podejmują problem relacji między wzrostem pracownika a jego płacą na polskim rynku pracy. W artykule dokonano przeglądu literatury uzasadniającej możliwość występowania takiej relacji na gruncie teoretycznym. Przywołano również wyniki badań empirycznych dokumentujących występowanie relacji między wzrostem pracownika a jego płacą w wielu krajach. Podobne badania nie były jak dotąd publikowane w odniesieniu do Polski. Badanie empiryczne przeprowadzone w artykule opiera się na modelach regresji oszacowanych na danych ankietowych pochodzących z „Diagnozy Społecznej” prowadzonej przez Radę Monitoringu Społecznego. Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie pozytywnej relacji między wzrostem pracownika a jego płacą – przede wszystkim wśród mężczyzn w wybranych grupach zawodowych.

Słowa kluczowe: premia za wzrost, wzrost pracownika a płaca

JEL: J30, J31

RELATIONSHIP BETWEEN THE HEIGHT OF THE EMPLOYEE AND HER (HIS) REMUNERATION IN THE POLISH LABOUR MARKET: DOES THE HIGHER EARN MORE?

Summary

The authors analyse the relationship between the height of the employee and her (his) remuneration in the Polish labour market. They present a review of the literature suggesting the possibility of the existence of such a relationship on the theoretical grounds and the examples of empirical research confirming the occurrence of such a dependence in many countries. However, there have been no publications about this relationship for Poland. The empirical examination presented in the article is based on various regression models estimated with data taken from “Social Diagnosis” – a survey conducted by the Council of Social Monitoring. The results obtained in the analysis confirm the existence of a positive relationship between the height of the employee and her (his) pay, especially among men in some selected occupations.

Keywords: height premium, employee’s height and remuneration

JEL: J30, J31

КОРРЕЛЯЦИЯ МЕЖДУ РОСТОМ РАБОТНИКА И ЕГО ЗАРПЛАТОЙ НА ПОЛЬСКОМ РЫНКЕ ТРУДА – БОЛЕЕ ВЫСОКИЕ ЗАРАБАТЫВАЮТ БОЛЬШЕ?

Резюме

Авторы обсуждают проблему корреляции между ростом работника и его зарплатой на польском рынке труда. В статье проведен обзор литературы, обосновывающей возможность такой зависимости в теории. Были использованы также результаты эмпирических

исследований, доказывающих наличие взаимозависимости между ростом работника и его зарплатой во многих странах. В отношении Польши такого рода исследования до сих пор опубликованы не были. Эмпирическое исследование, описанное в статье, опирается на модели регрессии и рассчитано на основании анкетных данных, полученных в ходе «Социального Диагноза», проводимого Советом социального мониторинга. Полученные результаты подтверждают наличие положительной корреляции между ростом работника и его зарплатой – прежде всего среди мужчин в некоторых профессиональных группах.

Ключевые слова: премия за рост, рост работника и зарплата

JEL: J30, J31

Wydawnictwo Key Text sp. z o.o.
Polskie Towarzystwo Ekonomiczne