Blinded for the review process[[1]](#footnote-1)

Blinded for the review process[[2]](#footnote-2)

**ZIELONE MIEJSCA PRACY W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ – STUDIUM EMPIRYCZNE**

**Słowa kluczowe:** zielone miejsca pracy, zielony wzrost, kraje UE, analiza regresji

**Key words:** green jobs, green growth, EU countries, regression analysis

**JEL: O13, O44, O47, Q56**

1. **WPROWADZENIE**

Działania krajów członkowskich Unii Europejskiej (UE 28) są skoncentrowane na rozwiązywaniu dotychczas istniejących, jak i nowo pojawiających się społecznych i gospodarczych problemów. Są wśród nich m.in. kwestie związane z pogarszającym się stanem środowiska naturalnego wywołanym wzmożoną aktywnością człowieka. Jej efektem jest nadmierna eksploatacja zasobów naturalnych, czy coraz częstsze przekraczanie zdolności Ziemi do absorbcji zanieczyszczeń. W celu zapobieżenia tym zjawiskom opracowywane polityki gospodarcze, jak i strategie rozwoju przedsiębiorstw w wielu dziedzinach są nakierowane na kreowanie innowacyjnych, czystych i ekologicznych rozwiązań w produkcji i konsumpcji. Postępująca globalizacja, zmiany technologiczne czy zmiany klimatyczne są także przyczyną istotnych perturbacji obserwowanych m.in. na rynkach pracy. Rynki te zgłaszają bowiem zapotrzebowanie na nowe kompetencje i umiejętności, a w efekcie na nowe zawody (Klatt et al. 2015; Kraus et al. 2010; Pop et al. 2011).

Bez względu na toczący się spór o przyczyny zmian klimatycznych, UE podejmuje radykalne kroki w zakresie przechodzenia gospodarki tradycyjnej na tzw. zielony wzrost (*green growth*). Realizacja zobowiązań przyjętych przez kraje członkowskie UE w strategii rozwoju „Europa 2020” dotyczących redukcji emisji gazów cieplarnianych o 20%, osiągnięcia wzrostu efektywności energetycznej o 20% i zwiększenia udziału energii odnawialnej o 20% w perspektywie do 2020 roku stwarza szansę na tworzenie nowych miejsc pracy, a w szczególności tzw. zielonych miejsc pracy (*green jobs*) (*Europa 2020*). Zwiększanie zatrudnienia w gałęziach przyjaznych środowisku naturalnemu jest traktowane jako klucz do inteligentnego, trwałego rozwoju społeczno-gospodarczego. Zielone miejsca pracy stanowią bowiem jeden z elementów sprzyjających wkroczeniu na ścieżkę zielonego wzrostu, czyli procesu, który uwzględnia oszczędność zasobów i energii oraz ich wydajne wykorzystanie w celu ograniczenia zmian klimatu i zmniejszenia zanieczyszczenia środowiska naturalnego. Wymienione cele mają być realizowane poprzez stymulowanie nowych czynników wzrostu, rozwój zielonych technologii, tworzenie zielonych miejsc pracy, prowadząc do osiągnięcia stanu zielonej gospodarki zapewniającej harmonię między gospodarką a środowiskiem (Fura 2015: 59; Wyszkowska, Rogalewska 2014: 41). Zieloną gospodarkę charakteryzują m.in. niski poziom wykorzystania węgla, oszczędność zasobów oraz sprzyjanie włączeniu społecznemu (Burchard-Dziubińska 2014: 139).

Zielone miejsca pracy powstają w sektorze towarów i usług związanych z ochroną środowiska naturalnego. Mało precyzyjna definicja tego terminu, jak i fakt, że niewiele instytucji zajmuje się badaniami w zakresie zielonych miejsc pracy, stanowi trudność w określeniu rzeczywistej i prognozowanej liczby takich stanowisk. Co więcej, braki informacyjne utrudniają zaplanowanie odpowiednich działań wspierających powstawanie zielonych miejsc pracy (Kryk 2014: 19).

Poprzez próbę empirycznej analizy liczby zielonych miejsc pracy niniejszy artykuł stanowi przyczynek do podjęcia dyskusji w zakresie dostrzeżonej luki badawczej. Jego celem jest opracowanie modelu pozwalającego na wskazanie czynników, kierunku oraz siły ich oddziaływania na dostępność zielonych miejsc pracy w krajach UE 28. Analizę empiryczną przeprowadzono w oparciu o dane statystyki publicznej (Eurostat) charakteryzujące kraje członkowskie UE w wybranych obszarach działalności gospodarczej, w 2012 roku[[3]](#footnote-3).

1. **OKREŚLENIE I ROLA ZIELONYCH MIEJSC PRACY W ROZWOJU SPOŁECZNO-GOSPODARCZYM UNII EUROPEJSKIEJ**

Międzynarodowa Organizacji Pracy (*International Labour Organization* – ILO) definiuje zielone miejsca pracy, jako te, które pomagają ograniczać negatywny wpływ na środowisko naturalne, prowadząc w efekcie do kształtowania zrównoważonych środowiskowo, społecznie i ekonomicznie przedsiębiorstw i gospodarek. Uszczegóławiając tę definicję podaje się, że są to miejsca pracy, które przyczyniają się do: zmniejszania zużycia energii i surowców naturalnych, ograniczenia emisji gazów cieplarnianych, zmniejszenia ilości odpadów i zanieczyszczeń oraz ochrony i odnowy ekosystemów (ILO 2010).

Według B. Kryk zaprezentowana definicja ujmuje zielone miejsca pracy w szerokim kontekście sugerując, iż są to wszystkie miejsca pracy, które wywierają niższy od przeciętnego wpływ na środowisko i przyczyniają się do poprawy całkowitej wydajności (Kryk 2014: 12). Termin: zielone miejsca pracy, dotyczy zatem wszystkich stanowisk, które wspierają zieloną gospodarkę w szerokim znaczeniu tego słowa (*Rola badań i innowacji…* 2013).

Przyjęcie ogólnej definicji zielonych miejsc pracy stwarza jednak trudności interpretacyjne oraz dostarcza sporo problemów w przypadku próby ich kwantyfikacji , jak i ich podziału na „zielone” i „niezielone”. Próba zdefiniowania tego terminu wiąże się również z przyjęciem wąskiego lub szerokiego podejścia badawczego. W podejściu wąskim do zielonych miejsc pracy należałoby zaliczyć jedynie takie stanowiska, które bezpośrednio wpływają na stan środowiska naturalnego, a w podejściu szerokim również te oddziałujące na środowisko pośrednio.

Zielone miejsca pracy spełniają dwie ważne funkcje: mają wymiar innowacyjny w zakresie substytucji i uzupełnienia tradycyjnie pojmowanych miejsc pracy oraz są podstawą do tworzenia nowych ram gospodarowania poprzez powiązanie z nowoczesnymi, eko-wydajnymi technologiami przyszłości (Szyja 2014: 70).

Biuro ds. Statystyki Pracy (Bureau of Labor Statistics – BLS) rozpatruje zielone miejsca pracy w dwóch obszarach badań (BLS 2013):

1. miejsca pracy w przedsiębiorstwach produkujących towary lub świadczących usługi wpływające korzystnie na środowisko naturalne lub przyczyniające się do ochrony zasobów środowiska naturalnego,
2. miejsca pracy, w których pracownicy mają za zadanie opracowywanie procesów produkcyjnych bardziej przyjaznych dla środowiska i zużywających mniej zasobów naturalnych.

Osiągnięcie większości z wymienionych efektów jest możliwe dzięki pracom badawczo-rozwojowym, w szczególności w zakresie opracowania efektywnych energetycznie technologii i możliwości wykorzystywania energii odnawialnej (Yi 2013: 645). Rola sektora energii odnawialnej w generowaniu innowacji uzasadnia jego wybór , jako reprezentanta obszaru działalności, w którym tworzone są zielone miejsca pracy. Odnawialne źródła energii to obok rolnictwa, leśnictwa i rybołówstwa oraz eko-przemysłu[[4]](#footnote-4) jeden z kluczowych sektorów zielonej gospodarki. Pomimo tego, że zielone miejsca pracy powstają w różnych sektorach gospodarki, w tym w budownictwie, przemyśle, ochronie środowiska, czy w rolnictwie, to jednak ich koncentracja jest najbardziej widoczna w sektorze wytwarzania czystej energii (Falxa-Raymond et al. 2013: 287).

1. **ZIELONE MIEJSCA PRACY W ŚWIETLE BADAŃ EMPIRYCZNYCH**

Trudności definicyjne pojęcia zielonych miejsc pracy, brak takiej kategorii w oficjalnych statystykach krajowych i międzynarodowych oraz względna świeżość problematyki mają swoje odzwierciedlenie w relatywnie znikomej liczbie wyników badań, w szczególności na gruncie polskim.

Na poziomie Unii Europejskiej opracowania poruszające problematykę zielonych miejsc pracy mają w większości charakter biuletynów informacyjnych i są opracowywane przede wszystkim na zlecenie Komisji Europejskiej. Natomiast opracowania polskie dotyczące tego rodzaju miejsc pracy, poza pojedynczymi przypadkami, gdzie szacowne są zmiany struktury zatrudnienia w sekcjach kojarzonych z zielonymi miejscami pracy w 2012 r. w porównaniu z 2010 r. (Kryk 2014: 10–20), mają w większości charakter popularnonaukowy. Przybierają one na ogół formę raportów będących efektem prac jednostek samorządów lokalnych.

Dostępne publikacje naukowe dotyczące mierzenia zielonych miejsc pracy prezentują wyniki badań prowadzonych w większości w Stanach Zjednoczonych (np. Furchtgott-Roth 2012; Falxa-Raymond et al. 2013; Yi 2013; Wei et al. 2010), czy w Chinach (np. Cai et al. 2011). Z państw europejskich, dostępne badania dotyczące tej problematyki były dotychczas prowadzone m.in. w Niemczech (Lehr et al. 2012), w Wielkiej Brytanii (Connolly et al. 2016) i w Irlandii (Dalton, Lewis 2011).

Zarówno w badaniach niemieckich, jak i brytyjskich zielone miejsca pracy są przede wszystkim kojarzone z energetyką odnawialną. Przykładowo Lehr et al. (2012) dokonują analizy wpływu znacznych inwestycji w sektorze energii odnawialnej na sytuację na niemieckim rynku pracy. Zgodnie z ich prognozami zatrudnienie w tym sektorze na przestrzeni lat 2009–2030 ma się zwiększyć blisko dwukrotnie (z poziomu 340 tys. do około 500–600 tys.). Dalton i Lewis (2011) oprócz szczegółowej analizy dotyczącej kreowania miejsc pracy przez sektor energii odnawialnej w Irlandii, przedstawiają również wyniki badań dla innych wysoko rozwiniętych siedemnastu krajów europejskich, w tym Polski. Zdaniem Daltona i Lewisa, pośród sektorów energetyki odnawialnej najwięcej miejsc pracy generuje sektor energetyki wiatrowej. W 2007 roku najwięcej takich stanowisk w energetyce wiatrowej w przeliczeniu na 1000 mieszakńców powstało odpowiednio w Danii, w Niemczech i w Hiszpanii. Ostatnie, w rankingu dostępności zielonych miejsc pracy, były Czechy, a następnie Węgry, Bułgaria i Polska. Z kolei Connolly et al. (2016), dostrzegając zarówno trudności w definiowaniu zielonych miejsc pracy, jak i w ich kwantyfikacji, popronują własną, hybrydową metodologię pomiaru. Zgodnie z ich wynikami, dynamika wzrostu zatrudnienia w gospodarce niskoemisyjnej (*low carbon economy*) w latach 2004–2012 w Szkocji była wyższa niż dynamika wrostu zatrudnienia w gospodarce ogółem.

Badacze zielonych miejsc pracy zgodnie podkreślają rosnący udział tego typu stanowisk pracy w gospodarce. Co więcej, można śmiało prognozować, iż w krajach europejskich podążających, czy to z wyboru, czy z konieczności ścieżką zielonego wzrostu, takich miejsc pracy będzie stopniowo przybywać. Istnieje zatem potrzeba, aby prowadzić badania pozwalające określić czynniki wspierające, ewentualnie hamujące generowanie zielonych miejsc pracy jako nowego sektora rynku pracy.

1. **CHARAKTERYSTYKA ZMIENNYCH**

W niniejszym artykule zielone miejsca pracy są rozumiane jako stanowiska w sektorze związanym z wytwarzaniem energii ze źródeł odnawialnych, których liczbę pobrano ze strony europejskiego obserwatorium EurObserv’ER. Zgodnie z jego klasyfikacją do energetyki odnawialnej zalicza się sektory: biopaliwa, biogaz, geotermię, pompy ciepła, fotowoltaikę, elektrownie wodne, odnawialne odpady komunalne, ciepło słoneczne, biomasę stałą i energię wiatrową (EurObserv’ER 2014).

Bezwzględna liczba miejsc pracy została oznaczona poprzez Y, a względna liczba miejsc pracy jako Y1. Wartości zmiennej zależnej (Y1) uzyskano dzieląc wartości zmiennej Y przez liczbę mieszkańców poszczególnych krajów (w mln). Za zmienne niezależne przyjęto: X1 – wskaźnik zatrudnienia [%]; X2 – energochłonność gospodarki [kg ekwiwalentu ropy/1000 euro]; X3 – wydajność zasobów [PKB/krajowe zużycie materiałów] oraz X4 – udział wydatków na badania i rozwój (B+R) w PKB [%].

Wśród wymienionych zmiennych są czynniki o charakterze stymulant, destymulant oraz nominant. Pierwsza zmienna, tj. wskaźnik zatrudnienia (X1) reprezentuje sytuację na rynku pracy. Wartości wskaźnika określa udział ludności w wieku 15–64 lat pracującej zawodowo w ogólnej liczbie ludności. Zmienna X1 jest również jednym z mierników poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, w szczególności w obszarze włączenia społecznego. Ponieważ wyższa wartość wskaźnika zatrudnienia informuje o lepszej sytuacji badanego obiektu (np. kraju), zmienna na ma charakter stymulany. Kolejna zmienna, tj. energochłonność gospodarki (X2), stanowiąc relację poniesionych nakładów do uzyskanych efektów, służy przede wszystkim do określenia efektywności produkcji przemysłowej. Zmienna ta reprezentuje w badaniu poziom zaawansowania technologicznego krajów. Wyższy poziom energochłonności świadczy o gorszym położeniu obiektu, zatem czynnik X2 ma charakter destymulany. Następna zmienna (X3 – wydajność zasobów) to jeden z wiodących wskaźników zrównoważonego rozwoju w zakresie zrównoważonej konsumpcji i produkcji. Wskaźnik ten mierzy produktywność zasobów w odniesieniu do zużycia materiałów. Im wyższa wartość tego wskaźnika, tym mniej materiałów wykorzystuje się na wytworzenie jednostki PKB. Ostatnia zmienna (X4) mierzy poziom nakładów na B+R w PKB. Służy ona do określenia poziomu innowacyjności niezbędnej dla rozwoju niskoemisyjnych, przyjaznych środowisku naturalnemu technologii w gospodarce. Ze względu na przyjmowany na ogół optymalny poziom wartości, zmienne X3 i X4 potraktowano jako nominanty.

Modele niezbędne do realizacji wytyczonego w artykule celu opracowano przy użyciu analizy regresji. Parametry modeli oszacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK), których istotność określono za pomocą testu t-Studenta. Do oceny jakości modeli regresji zastosowano współczynnik determinacji R2. Istotność modelu finalnego zweryfikowano za pomocą analizy wariancji dla regresji. Dodatkowo ocenę poprawności modelu opatrzono analizą reszt. Niezbędne obliczenia wykonano przy użyciu licencjonowanego programu Statistica.

Charakterystykę zmiennych do analizy regresji rozpoczęto od wyznaczenia podstawowych statystyk opisowych przyjętych zmiennych. Wartości tych statystyk zestawiono w tabeli 1.

Tab. 1. Statystyki opisowe zmiennych

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Zmienne** | **Średnia** | **Minimum** | **Maksimum** | **Odchylenie standardowe** | **Współczynnik zmienności** |
| **Y** | 43622,86 | 100,00 | 368400,00 | 74974,53 | 171,87 |
| **Y1** | 2561,16 | 238,10 | 10496,42 | 2153,54 | 84,08 |
| **X1** | 67,94 | 55,30 | 79,40 | 6,42 | 9,45 |
| **X2** | 222,27 | 82,80 | 669,90 | 133,00 | 59,84 |
| **X3** | 133,75 | 62,02 | 214,31 | 32,21 | 24,08 |
| **X4** | 1,67 | 0,46 | 3,55 | 0,94 | 56,19 |

Źródło: badania własne na podstawie danych Eurostatu, <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> oraz danych EurObserv’ER 2014, http://www.eurobserv-er.org

Najwięcej miejsc pracy w sektorze wytwarzania energii odnawialnej odnotowano w Niemczech (368 400), następnie we Francji (188 010) i we Włoszech (102 500). W Polsce ich liczbę określono na poziomie 33 835. Najmniej takich miejsc było na Malcie (100). Z kolei w przeliczeniu na mln mieszkańców najwięcej rozpatrywanych stanowisk pracy było w krajach skandynawskich – odpowiednio: w Danii (10496,4), w Finlandii (5804,6) i w Szwecji (5338,6). W Polsce na mln mieszkańców przypadało 877,9 miejsc pracy w zielonym sektorze. Wynik ten uplasował Polskę na 23. pozycji. Jeszcze mniejsze nasycenie zielonymi stanowiskami pracy odnotowano w Wielkiej Brytanii (849,7), Rumunii (809,2), Chorwacji (790,7), Irlandii (771,8) i na Malcie (238,1).

Kolejną zmienną uwzględnioną w analizie był wskaźnik zatrudnienia (X1). Najwyższą wartość tego wskaźnika odnotowano w Szwecji (79,4%), a najniższą w Grecji (55,3%). W Polsce wyniósł on 64,7% i był niższy od średniej unijnej (67,9%) o około 5%. Dostępność miejsc pracy w sektorze energii odnawialnej jest pośrednio związana z poziomem rozwoju technologicznego, stopniem zaawansowania gospodarek czy poziomem wykorzystania nowoczesnych technologii. Wraz ze wzrostem wskaźników reprezentujących wymienione obszary następuje redukcja presji działalności gospodarczej na środowisko naturalne. Jako zmienną reprezentującą wymienione obszary przyjęto w opracowaniu wskaźnik energochłonności (X2). Najniższy wskaźnik energochłonności gospodarki zanotowano w Irlandii, a najwyższy w Bułgarii. W Polsce wartość tego wskaźnika była o około 34% wyższa od średniej, wskazując na znacząco niższą od średniej efektywność produkcji przemysłowej. W 2012 r. w Polsce odnotowano również niższą od średniej (o ponad 6%) wydajność zasobów (X3). Była ona najwyższa w Irlandii, a najniższa w Rumunii. Poziom wykorzystania nowoczesnych technologii sprzyjających rozwojowi energetyki odnawialnej jest nieodłącznie związany z wysokością nakładów na B+R. Miernikiem reprezentującym wysokość tych nakładów jest najczęściej ich udział w PKB [%]. Odsetek nakładów na B+R spośród krajów UE 28 był najwyższy w Finlandii (3,6% PKB), a najniższy na Cyprze (0,5% PKB). Wartość wskaźnika dla Polski wyniosła 0,9% PKB, plasując nasz kraj na dwudziestej pozycji.

Kolejnym etapem analizy była ocena zmienności przyjętych zmiennych objaśniających. Duże wahania zaobserwowano w przypadku bezwzględnej, jak i względnej liczby miejsc pracy (171,8% i 84,1%). Znaczne zróżnicowanie między krajami zaobserwowano również w przypadku energochłonności (Vz=59,8%), udziału nakładów na B+R w PKB (Vz=56,2%), jak i wydajności zasobów. Kraje UE 28 były najbardziej jednorodne pod względem wskaźnika zatrudnienia (Vz=9,5%). Niska wartość współczynnika zmienności ostatniej zmiennej ograniczyła jednak możliwość jej wykorzystania w analizie regresji.

Następnie ocenie poddano stopień skorelowania potencjalnych zmiennych objaśniających (X1–X4) ze zmienną objaśnianą (Y1) oraz skorelowanie zmiennych (X1–X4) względem siebie, pamiętając, że zmienne objaśniające powinny być słabo skorelowane między sobą, a silnie ze zmienną objaśnianą. Wyniki analizy korelacji Persona przedstawiono w tab. 2.

Tab. 2. Analiza korelacji liniowej Pearsona

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Zmienna** | **Y1** | **X1** | **X2** | **X3** | **X4** |
| **Y1** | 1,00 |  |  |  |  |
| **X1** | 0,52 | 1,00 |  |  |  |
| **X2** | -0,16 | -0,19 | 1,00 |  |  |
| **X3** | -0,24 | -0,15 | -0,32 | 1,00 |  |
| **X4** | 0,70 | 0,72 | -0,37 | -0,02 | 1,00 |

Źródło: badania własne.

Spośród wstępnie zaproponowanych zmiennych objaśniających wyraźny wpływ na kształtowanie się zmiennej zależnej Y1 miały zmienne: X1 – wskaźnik zatrudnienia [%] oraz zmienna X4 – udział nakładów na B+R w PKB [%]. Współczynniki korelacji liniowej Perasona między zmiennymi X1 i X4 a Y1 wyniosły odpowiednio 0,52 i 0,70, wskazując na pozytywny wpływ zmiennych na względną liczbę zielonych miejsc pracy. Pozostałe zmienne, tj. X2 – energochłonność gospodarki oraz X3 – wydajność zasobów uznano za zbyt słabo skorelowane ze zmienną zależną i usunięto je z dalszej analizy.

Kolejnym kryterium selekcji zmiennych był stopień skorelowania zmiennych objaśniających. I tu ze względu na silną korelację zmiennych X1 i X4 (r14=r41=0,72) oraz silniejszy związek zmiennej X4, niż zmiennej X1, ze zmienną zależną Y1 do analizy regresji wybrano zmienną X4.

Innym powodem przemawiającym za wyborem zmiennej X4, a odrzuceniem X1 były wartości współczynnika zmienności zmiennych. Dla zmiennej X4 wyniósł on ponad 56%, natomiast dla zmiennej X1 jego wartość wyniosła 9,45%. W przypadku zmiennej X1 współczynnik zmienności nie przekroczył przyjętej wartości progowej (Vz=10%) (Borkowski et al. 2003: 62).

W związku z powyższym analiza regresji wielorakiej została zredukowana do modelu z jedną zmienną objaśniającą. W dalszej części opracowania będziemy mieć do czynienia z modelem regresji prostej.

1. **BUDOWA I WERYFIKACJA MODELU REGRESJI PROSTEJ**

Po tym, jak stwierdzono istnienie zależności korelacyjnej pomiędzy zmienną Y1 a X4, następnym krokiem w analizie było określenie równania wiążącego analityczną zależnością wskazane zmienne. Badanie zależności pomiędzy udziałem nakładów na B+R w PKB [%] a względną liczbą miejsc pracy w sektorze energii odnawialnej rozpoczęto od wykresu rozrzutu punktów empirycznych (rys. 1).



Rys. 1. Wykres rozrzutu punktów empirycznych

Źródło: badania własne.

Na rys. 1 wydać, że funkcja liniowa dosyć dobrze opisuje zależność pomiędzy zmiennymi, gdyż punkty empiryczne ułożone są w większości wzdłuż linii prostej. Pojedyncza obserwacja po prawej stronie rys. 1 wskazuje na istnienie obserwacji odstającej reprezentującej wartości zmiennych dla Danii. Współrzędne odstającego punktu wyniosły (2,98;10496,4). Położenie tego punktu na wykresie stosunkowo daleko od pozostałych obserwacji prowadzi do konkluzji, iż ma on charakter obserwacji nietypowej (*outliers*). Taki punkt, charakteryzujący się znaczną różnicą pomiędzy wartością empiryczną a teoretyczną, wpływa na zmniejszenie dopasowania modelu (Dittman 2003: 138–142). Niemniej jednak zaakceptowano tę niedogodność na rzecz budowy modelu opierającego się o wszystkie obserwacje.

Ogólny model regresji dla zależności o charakterze liniowym ma postać równania:

Y=β0+β1X+ξ, (1)

gdzie: Y – zmienna zależna; X – zmienna niezależna, β0, β1 – parametry modelu, ξ – składnik losowy (błąd) określający odchylenia przypadkowe poszczególnych wartości zmiennej zależnej Y od wartości funkcji liniowej. W KMNK zakłada się, że ξ jest zmienną losową o rozkładzie normalnym, stałej wariancji i braku autokorelacji składników losowych (Tunali, Batmaz 2000: 309–310). Model regresji dla przyjętych zmiennych jest wówczas określony zależnością:

Y1=b1X4+b0+e, (2)

gdzie e – reszty modelu oraz b0 i b1– oceny parametrów modelu. Analityczną postać modelu wraz z błędami oszacowań parametrów oraz błędem standardowym estymacji przedstawia równanie:

Y1=1607,4X4–121,41567,3. (3)

(321,62) (613,06)

Ocena parametru b1 jest prawie pięciokrotnie większa od błędu szacunku, natomiast w przypadku b0 to błąd szacunku jest ponad pięciokrotnie większy od oceny parametru. Tę niekorzystną dla modelu sytuację potwierdza również brak istotności wyrazu wolnego (p=0,8446). Uzyskany model wyjaśnia wprawdzie 49% zmienności zmiennej zależnej (R2=0,49), ale wyraz wolny jest w modelu nieistotny. Otrzymany wynik sugeruje potrzebę rozważenia modelu, w którym wyraz wolny będzie równy zeru. Nowy model określony jest równaniem (4):

Y1=1551,6X41539,1. (4)

(152,60)

Model bez wyrazu wolnego jest bardziej precyzyjny w porównaniu z modelem przyjętym wcześniej. Na podstawie wartości współczynnika regresji liniowej modelu (4) można stwierdzić, że zwiększenie o jednostkę zmiennej X4 (wzrost o 1% nakładów na B+R w PKB) spowoduje zwiększenie wartości zmiennej Y1 o 1551,6 jednostki (wzrost liczby zielonych miejsc pracy w przeliczeniu na mln mieszkańców). Szacując na podstawie uzyskanej funkcji regresji poziom zatrudnienia w sektorze energii odnawialnej, przeciętnie popełniamy błąd równy 1539,1 względnej liczby miejsc pracy. Szacując zaś wartość parametru regresji, mylimy się średnio o 152,60 jednostki. W modelu (4) błąd szacunku współczynnika kierunkowego jest ponad 10-krotnie mniejszy od oceny parametru. Istotność utworzonego modelu potwierdzają również wyniki analizy wariancji dla regresji (Rosner 2006:475–477) (tab. 3).

Tab. 3. Analiza wariancji dla regresji

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Źródło zmienności** | **Suma kwadratów odchyleń** | **df** | **Średnie kwadratowe**  **odchylenie** | **Iloraz F** | **Wartość**  **p** |
| **Odchylenie regresyjne SSR** | 244923715 | 1 | 244923715 | 103,39 | 0,0000 |
| **Odchylenie losowe SSE** | 63962437 | 27 | 2368979 | — | — |
| **Zmienność całkowita SST** | 308886152 | — | — | — | — |

Źródło: badania własne.

Hipotezę o braku istotności modelu odrzucono na poziomie p=0,0000, wskazując na zasadność rozpatrywania liniowego związku pomiędzy udziałem nakładów na B+R w PKB a względną liczbą miejsc pracy. Przez dopasowanie prostej do danych empirycznych całkowita suma kwadratów odchyleń zmiennej zależnej od średniej została wyjaśniona przez zmienność zmiennej X4 w ponad 79% (R2=SSR/SST=0,7929). Obliczona wartość współczynnika determinacji (R2)wskazała na dobre dopasowanie modelu do danych empirycznych[[5]](#footnote-5).

Poprawność wyznaczonego modelu potwierdziła również analiza reszt modelu. W ramach analizy reszt sprawdzono spełnianie przez model założeń KMNK, tj. złożeń o normalności reszt, stałości wariancji i braku autokorelacji reszt (Rószkiewicz 2012: 277–279).



Rys. 2. Wykres normalności reszt

Źródło: badania własne.

Istnienie punktu odstającego mogło zaburzyć spełnianie założenia o normalności reszt (rys. 2). Z drugiej strony, założenie o normalności rozkładu błędów nie jest absolutnie niezbędne w modelach regresji (Aczel 2000: 459). W dalszej kolejności na podstawie wykresu rozrzutu surowych reszt (oś Y) w zależności od surowych wartości (oś X) sprawdzono założenie o stałości wariancji (rys. 3).



Rys. 3. Wykres wartości przewidywanych względem reszt

Źródło: badania własne.

Wzrost wartości przewidywanej reszt nie wiązał się ani ze wzrostem, ani ze spadkiem wariancji reszt. Dlatego przyjęto, że założenie o stałości wariancji składnika losowego zostało spełnione. Ocenę autokorelacji reszt przeprowadzono z użyciem testu Durbina-Watsona (Stanisz 2007: 100–118). Jego wyniki nie wskazują na niespełnianie założenia o braku autokorelacji reszt (tab. 4).

Tab. 4. Wyniki testu Durbina-Watsona

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| N=28 | Statystyka Durbina Watsona | Seryjna korelacja |
| Estymacja | 2,0363 | -0,0281 |

Źródło: badania własne.

Przeprowadzona ocena dobroci oszacowanego modelu pozwala uznać go za poprawny, potwierdzając słuszność założenia odnośnie do wpływu wskazanej zmiennej niezależnej na zmienną zależną. Z drugiej strony, ze stwierdzenia regresyjnego związku między zmiennymi nie wynika, że jedna jest przyczyną drugiej, a jedynie wskazuje na istotne powiązanie pomiędzy zmiennymi (Fumo, Rafe Biswas 2015: 334). Przyczynowość jest zagadnieniem bardziej złożonym, które nie powinno być rozstrzygane wyłącznie za pomocą analizy regresji (Aczel 2000: 505).

Podjęta próba określenia liczby zielonych miejsc pracy w zależności od wskaźników dotyczących zatrudnienia, energochłonności, wydajności zasobów i nakładów na B+R uwidoczniła, że największe znaczenie miał ostatni z przyjętych wskaźników. Jednakże do sformułowania szczegółowych wniosków konieczne staje się przeprowadzenie dalszych pogłębionych analiz, wykraczających poza przyjęty w niniejszym opracowaniu model.

1. **ZAKOŃCZENIE**

Jednym z celów przyjętej w 2010 r strategii rozwoju UE „Europa 2020” jest podejmowanie działań na rzecz osiągnięcia odpowiedniego poziomu innowacyjności i konkurencyjności gospodarki europejskiej. W strategii sformułowano także wymierne cele dotyczące zrównoważonego rozwoju wyrażające się w zmniejszeniu emisji gazów cieplarnianych, wzroście efektywności energetycznej oraz w zwiększeniu roli energii ze źródeł odnawialnych w produkcji energii.

Narzucone przez UE działania innowacyjne i rozwój nowych technologii, w szczególności w energetyce odnawialnej, mają szansę stać się motorem przemian społecznych i gospodarczych. W tym sektorze przez kilkadziesiąt ostatnich lat opracowano już wiele innowacji i nowoczesnych rozwiązań. Jako przykład można podać wykorzystanie paneli słonecznych, czy poprawę efektywności paliwowej samochodów, w tym rozwój transportu elektrycznego. Zwiększanie intensywności działalności badawczo-rozwojowej i innowacyjnej ma być możliwe poprzez wzrost wielkości nakładów na B+R do 3% PKB Unii Europejskiej w perspektywie do 2020 roku (*Europa 2020*). W Polsce planuje się zwiększenie tego udziału z obecnych 0,9% do 1,7% PKB w 2020 roku (*Działalność badawczo-rozwojowa…*).

Kreowanie nowoczesnych, przyjaznych środowisku naturalnemu technologii, przyczyniających się do zwiększania efektywności i wydajności, przybliża kraje Unii Europejskiej do wytyczonych, ambitnych celów. Jednak, oprócz zwiększania wydatków na badania i rozwój ze środków publicznych, ważne jest również systematycznie zwiększanie tych nakładów ze strony sektora prywatnego, gdyż to on zgłasza realne zapotrzebowanie na konkretne usprawnienia i rozwiązania.

Zaproponowany model regresji pozwala wyjaśnić kształtowanie się zatrudnienia w sektorze energii odnawialnej poprzez udział nakładów na B+R w PKB. Prezentowane wyniki sugerują, że zwiększenie tego udziału może przełożyć się na istotny wzrost miejsc pracy w omawianym sektorze. Określenie ich dostępności może zatem posłużyć jako miernik zielonego wzrostu danej gospodarki. Niemniej jednak zasadne wydaje się poszukiwanie dalszych czynników zielonego wzrostu oraz pogłębianie wiedzy w zakresie zielonych miejsc pracy.

**BIBLIOGRAFIA**

Aczel A. D. (2000), *Statystyka w zarządzaniu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

Borkowski B., Dudek H., Szczęsny W. (2003), *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

Burchard-Dziubińska M. (2014), *Wdrażanie zielonej gospodarki jako odpowiedź Unii Europejskiej na trudności rozwojowe*, “Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica”, nr 3 (303), s. 135–150.

Bureau of Labor Statistics, <http://www.bls.gov/green/overview.htm#Definition>

Cai W., Wang C., Chen J., Wang S. (2011), *Green economy and green jobs: Myth or reality? The case of China’s power generation sector*, “Energy”, 36, p. 5994–6003.

Connolly K., Allan G. J., McIntyre S., G. (2016), *The evolution of green jobs in Scotland: A hybrid approach*, “Energy Policy”, 88, p. 355–360.

Dalton G. J., Lewis T. (2011), *Metrics for measuring job creation by renewable energy technologies, using Ireland as a case study*, “Renewable and Sustainable Energy Reviews”, no. 15, p. 2123–2133.

Dittmann P. (2003), *Prognozowanie w przedsiębiorstwie*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.

*Działalność badawczo-rozwojowa przedsiębiorstw w Polsce. Perspektywa 2020*, https://www.kpmg.com/PL/pl/IssuesAndInsights/ArticlesPublications/Documents/2013/Dzia%C5%82alnosc-BR-przedsi%C4%99biorstw-w-Polsce.pdf

EurObserv’ER 2014, <http://www.eurobserv-er.org>

Eurostat, http://ec.europa.eu/eurostat/data/database

Falxa-Raymond N., Svendsen E., Campbell L. K. (2013), *From job training to green jobs: A case study of a young adult employment program centered on environmental restoration in New York City, USA*, “Urban Forestry & Urban Greening”, no. 12, p. 287–295.

Fumo N., Rafe Biswas M. A. (2015), *Regression analysis for prediction of residential energy consumption*, “Renewable and Sustainable Energy Reviews”, no. 47, p. 332–343.

Fura B. (2015), *Realizacja koncepcji zielonego wzrostu w krajach OECD*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania”, Uniwersytet Szczeciński, nr 40, t. 2, s. 57–67.

Furchtgott-Roth D. (2012), *The elusive and expensive green job*, “Energy Economics”, no. 34, p. S43–S52.

Klatt M., Filip P., Grzebyk M. (2015), *Understanding youth transition system in Poland through the analysis of partnerships between vocational upper secondary schools and industry*, “Journal of Youth Studies”, DOI:10.1080/13676261.2015.1020938

Kraus A., Kasprzyk B., Chorób R. (2010), *Innovative forms of the use of new information technologies in the labour market. Forecasts and prospects*, Wyd. Uniwersytetu Rzeszowskiego, Rzeszów.

Kryk B. (2014), *Czas na zielone kołnierzyki*, “Ekonomia i Środowisko”, nr 3(50), s. 10–20.

Lehr U., Lutz Ch., Edler D. (2012), *Green jobs? Economic impacts of renewable energy in Germany*, “Energy Policy”, no. 47, 358–364.

Pop O., Dina G.Ch., Martin C. (2011), *Promoting the corporate social responsibility for a green economy and innovative jobs*, “Procedia Social and Behavioral Sciences”, no. 15, p. 1020–1023.

*Rola badań i innowacji w budowaniu zielonej gospodarki: Moduł III Programu doskonalenia praktycznego*, Instytut Nauk Społeczno-Ekonomicznych sp. z o.o., Łódź 2013,https://zasobyip2.ore.edu.pl/pl/publications/download/3052

Rosner B. (2006), *Fundamentals of Biostatistics*, Thomson Brooks/Cole, Duxbury.

Rószkiewicz M. (2012), *Metody ilościowe w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

Stanisz A. (2007), *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, tom 2: *Modele liniowe i nieliniowe*, StatSoft, Kraków.

*Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu* Europa 2020, Komisja Europejska, 2010, http://eur lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2010:2020:FIN:PL:PDF

Szyja P. (2014), *Rola wskaźników zrównoważonego i trwałego rozwoju w badaniu zielonej gospodarki*, “Optimum. Studia Ekonomiczne”, nr 4 (70), s. 61–76.

*The Green Jobs Programme of the ILO*, International Labor Organization (ILO). Geneva, Switzerland, 2012.

Tunali S., Batmaz I. (2000), *Dealing with the least squares regression assumptions in simulation metamodeling*, “Computers & Industrial Engineering”, no. 38, p. 307–320.

Wei M., Patadia S., Kammen D. M. (2010), *Putting renewables and energy efficiency to work: How many jobs can the clean energy industry generate in the US?*, “Energy Policy”, no. 38(2), p. 919–931.

Wyszkowska D., Rogalewska A. (2014), *Monitorowanie zielonej gospodarki w ujęciu organizacji międzynarodowych*, “Optimum. Studia Ekonomiczne”, nr 2(69), s. 32–51.

Yi H. (2013), *Clean energy policies and green jobs: An evaluation of green jobs in U.S. metropolitan areas*, “Energy Policy”, no. 56, p. 644–652.

Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S. (2002), *Metody statystyczne. Zadania i sprawdziany*, PWE, Warszawa.

**ABSTRAKT**

Artykuł przedstawia wyniki badań empirycznych w zakresie analizy liczby zielonych miejsc pracy w krajach Unii Europejskiej w zależności od wybranych wskaźników charakteryzujących kraje członkowskie. Do analizy wykorzystano model regresji liniowej. Za zmienną zależną przyjęto względną liczbę miejsc pracy w sektorze energetyki odnawialnej w 2012 r., tj. liczbę stanowisk w przeliczeniu na mln mieszkańców krajów. Zmienną objaśniającą w skonstruowanym modelu stanowił udział nakładów na B+R w PKB [%]. Przeprowadzone badania wykazały, że zwiększanie roli badań i rozwoju ma mierzalny wpływ na zmiany w zakresie dostępności zielonych miejsc pracy w krajach UE. Wyniki badań przedstawiono na tle założeń strategii „Europa 2020”.

**GREEN JOBS IN THE EUROPEAN UNION COUNTRIES – AN EMPIRICAL STUDY**

**ABSTRACT**

The article presents research results on the analysis of green jobs in the European Union countries with respect to selected indicators characterizing the member states. For the empirical analysis a regression model was applied. As a dependent variable a number of jobs in the renewable energy sector in 2012 per million inhabitants of the countries was used. In the linear regression model the explanatory variable was a share of expenditure on R&D in GDP [%]. Studies show that the increase in research and development expenditures have a real, measurable impact on the availability of green jobs in the EU countries. Research results were presented on the background of the strategy “Europe 2020”.

1. Blinded for the review process [↑](#footnote-ref-1)
2. Blinded for the review process [↑](#footnote-ref-2)
3. W momencie przeprowadzenia analizy najnowsze dane dotyczyły 2012 roku. [↑](#footnote-ref-3)
4. Eko-przemysł – produkcja maszyn i urządzeń związanych z ochroną środowiska naturalnego, mających zastosowanie w innych gałęziach gospodarki (Szyja 2014: 71). [↑](#footnote-ref-4)
5. Współczynnik determinacji R2 przyjmuje wartości z przedziału [0,1]. Im wartość współczynnika bliższa 1, tym jakość modelu lepsza (Zeliaś et al. 2002: 115). [↑](#footnote-ref-5)