

DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE

X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007 w Toruniu
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Joanna Bruzda

Uniwersytet Mikołaja Kopernika

Zależność między produkcją i kapitałem w modelach wzrostu Solowa i Romera. Kointegracja LSTR czy ESTR?*

1. Wprowadzenie

Wczesne badania dotyczące weryfikacji modeli z zakresu tzw. nowej teorii wzrostu¹ skupiały się w głównej mierze na analizie danych przekrojowych. Badania te dotyczyły zarówno rozszerzonego modelu wzrostu egzogenicznego Solowa-Swana (patrz Mankiw, Romer, Weil, 1992) jak i modeli wzrostu endogenicznego (patrz np. Sala-i-Martin, 1997). Współcześnie coraz częściej podkreśla się wady takiego podejścia, wynikające głównie z przyjmowanego w tych badaniach założenia o jednakowych wartościach parametrów modeli wzrostu dla wszystkich analizowanych krajów. Tymczasem, jak zauważają A. Greiner, W. Semmler i G. Gong (2005), rozdz. I, kraje mogą znajdować się na różnych etapach rozwoju ekonomicznego, co powoduje odmienny charakter wpływu różnych czynników wzrostu. Dodatkowo za niejednorodność danych w próbach przekrojowych odpowiada odmienna infrastruktura socjalna i warunki instytucjonalne krajów. Z tych powodów obecnie w weryfikacji modeli wzrostu coraz częściej sięga się do metod z zakresu analizy szeregów czasowych, a przykładami prac przyjmujących ten punkt widzenia są Jones (1995), Lau, Shin (1997), Lau (1999), Greiner, Semmler, Gong (2005) oraz Ha, Howitt (2006). W szczególności w pracach Lau, Shin (1997), Lau (1999) oraz Ha, Howitt (2006) dyskutuje się implikacje ekonometryczne różnych modeli wzrostu w kontekście analizy kointegracji i wykorzystuje ten rodzaj analizy w weryfikacji modeli wzrostu endogenicznego, semi-endogenicznego i egzogenicznego.

* Praca wykonana w ramach badań statutowych finansowanych przez AE w Krakowie.

¹ Początki nowej teorii wzrostu zwykle się wiążą z publikacją artykułu P.M Romera (1986).

W niniejszym artykule przyjmuje się podobny punkt widzenia i stosuje analizę kointegracji nieliniowej w weryfikacji neoklasycznego modelu wzrostu Solowa-Swana (patrz Solow, 1956, Swan, 1956) oraz modelu wzrostu endogenicznego Romera (1986) w odniesieniu do gospodarek 6 krajów: Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Japonii, Holandii, Francji i Niemiec. Osłabienie założenia o liniowości w analizie kointegracji dotyczy tutaj charakteru dynamiki procesu dostosowawczego do zależności długookresowej. Przyjmuje się mianowicie, że dostosowanie do położenia równowagi może mieć charakter niesymetryczny, różny dla dodatnich i ujemnych odchyłeń od punktu równowagi lub, alternatywnie, charakter nieproporcjonalny, odmienny dla odchyłeń dużych, w przypadku których system silniej koryguje nierównowagę, i dla odchyłeń małych, w przypadku których korekta jest słabsza lub nie występuje w ogóle. Analizy symulacyjne zawarte w pracach Pippenger, Goering (2000), Bruzda (2007a), (2007b) wskazują, że standardowe testy kointegracji tracą dużą część swojej mocy w obecności nieliniowych procesów dostosowawczych. Z drugiej strony można oczekiwać, że fluktuacje procesów gospodarczych związane z cyklami koniunktury mogą powodować nieliniowość procesów dostosowań, co uzasadnia stosowanie testów kointegracji osłabiających założenie o liniowości błędów równowagi.

W dalszej części artykułu skrótkowo prezentuje się modele wzrostu Solowa-Swana i Romera, ze szczególnym uwzględnieniem ich implikacji ekonometrycznych, prezentuje się w zarysie zastosowane w badaniu podejście metodologiczne i przedstawia wyniki analizy empirycznej.

2. Modele wzrostu Solowa-Swana i Romera

Różnica pomiędzy modelami Solowa-Swana i Romera dotyczy różnych specyfikacji technologii produkcji odpowiadającym różnym źródłom wzrostu. W przypadku pierwszego z modeli przyjmuje się występowanie egzogenicznego postępu technicznego, który w warunkach stałych efektów skali pozwala w pełni wyjaśnić obserwowany wzrost gospodarczy. Natomiast model Romera jest modelem z endogenicznym postępowaniem technicznym, wywołanym tzw. efektami zewnętrznymi (ang. *externalities*) dotyczącymi pewnej grupy przedsiębiorstw, gdy pojedyncza firma inwestuje w kapitał fizyczny. Efekty takie mają miejsce np. gdy inwestycje kapitałowe powiększają poziom wiedzy (ang. *learning by doing*), która rozprzestrzenia się następnie na inne firmy.

Przy założeniu występowania stałych efektów skali funkcje produkcji w modelach Solowa-Swana i Romera można zapisać, odpowiednio, jako:

$$Y_t = AK_t^\alpha \left[(1 + \gamma)^t L_t \right]^{1-\alpha} \theta_t \quad (1)$$

oraz

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \kappa_t^{1-\alpha} \theta_t, \quad (2)$$

gdzie K_t i L_t oznaczają nakłady kapitału fizycznego i pracy w momencie t , Y_t jest produktem wytworzonym w momencie t , κ_t jest średnim (na osobę) poziomem kapitału w gospodarce w momencie t , $A\theta_t$ jest łączną produktywnością czynników produkcji (ang. *total factor productivity* – TFP) (A jest stałą dodatnią, zaś θ_t jest stochastycznym komponentem TFP o średniej zero), α jest elastycznością produkcji względem kapitału ($0 < \alpha < 1$), zaś γ jest średnią stopą postępu technicznego ($\gamma > 0$).

W pracach Lau, Shin (1997) oraz Lau (1999) dyskutuje się ekonometryczne implikacje modeli z funkcjami produkcji (1) i (2). Po pierwsze w modelu Romera zmienne są zintegrowane rzędu pierwszego z dryfem, zaś w modelu neoklasycznym mogą być zarówno trendo-stacjonarne jak i niestacjonarne w wariancji. Ponadto model Romera implikuje występowanie deterministycznej kointegracji, tj. kointegracji bez trendu w wektorze kointegrującym, pomiędzy logarytmem produktu na zatrudnionego (logarytmem wydajności pracy), $\ln y_t = \ln \frac{Y_t}{L_t}$, a logarytmem kapitału na zatrudnionego (logarytmem technicznego uzbrojenia pracy), $\ln k_t = \ln \frac{K_t}{L_t}$. Natomiast konsekwencją przyjęcia modelu Solowa-Swana może być zarówno kointegracja deterministyczna, stochastyczna jak i brak kointegracji (w przypadku, gdy zmienne są trendo-stacjonarne) pomiędzy $\ln y_t$ i $\ln k_t$. Przypadek występowania kointegracji deterministycznej nie pozwala więc na rozróżnienie pomiędzy oboma typami modeli. S.-H.P. Lau i C.-Y. Shin (1997) określają to jako obserwacyjną równowagę modelu Solowa-Swana i modelu Romera.

3. Metodologia

Wśród testów hipotezy o braku kointegracji wobec alternatywy zakładającej nieliniowość procesu dostosowawczego można wyróżnić testy kointegracji progowej przy założeniu występowania jednego lub dwóch progów oraz testy kointegracji wygładzonego przejścia (ang. *smooth transition* – STR – *cointegration*). Poniżej skrótowo prezentuje się i następnie wykorzystuje testy kointegracji STR zasugerowane w pracach Kapetanios, Shin, Snell (2006) i Bruzda (2006), (2007a). Testy te są bardziej uniwersalne od testów kointegracji progowej ze względu na to, iż obejmują one kointegrację progową jako swój przypadek graniczny. Ponadto wydaje się, że w wielkościach zagregowanych gwałtowne przejścia między reżimami, występujące przy założeniu progowego charakteru dynamiki dostosowań, są mniej prawdopodobne niż przejścia wygładzone, które przyjmuje się w przypadku kointegracji STR.

W testowaniu kointegracji STR wykorzystuje się dwa podejścia: aproksymację funkcji przejścia szeregiem Taylora niskiego rzędu oraz przeszukiwanie (ang. *grid search*) w zbiorze dopuszczalnych wartości parametrów funkcji przejścia. W przypadku pierwszego podejścia rozważenie wykładniczej (dosto-

sowanie nieproporcjonalne) i logistycznej (dostosowanie niesymetryczne) funkcji przejścia prowadzi do następujących równań testowych:

$$\Delta u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-1}^2 + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$\Delta u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-1}^2 + \alpha_3 u_{t-1}^3 + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$\Delta u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-1}^2 + \alpha_3 u_{t-1}^3 + \alpha_4 u_{t-1}^4 + \varepsilon_t, \quad (5)$$

gdzie u_t jest procesem dostosowawczym. Wówczas test hipotezy o braku kointegracji z liniowym procesem dostosowawczym wobec ogólnej alternatywy polega na testowaniu łącznej nieistotności parametrów powyższych równań z wykorzystaniem statystyk F postaci:

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / q}{SSR_1 / (n - q)}, \quad (6)$$

gdzie $SSR_0 = \sum_{t=1}^n \Delta u_t^2$, SSR_1 jest sumą kwadratów reszt odpowiedniego równania testowego, zaś q jest liczbą restrykcji. W przypadku występowania autokorelacji reszt równania (3)–(5) rozszerza się o opóźnienia zmiennej zależnej analogicznie jak w przypadku rozszerzonego testu Dickeya-Fullera.

W pracy Bruzdy (2006) zaproponowano procedurę testowania sekwencyjnego, pozwalającą na rozróżnienie przypadków kointegracji wykładniczej wygładzonego przejścia (ESTR), logistycznej wygładzonego przejścia (LSTR) i kointegracji liniowej, bazującą na równaniach (3)–(5). W procedurze tej testy F uzupełnia się testami istotności ostatnich parametrów równań testowych. Wówczas, przy założeniu występowania kointegracji, istotność α_4 w równaniu (5) lub α_2 w równaniu (3) sugeruje występowanie kointegracji LSTR, zaś istotność α_3 w równaniu (4) może być interpretowana jako symptom kointegracji ESTR.

Wśród testów opartych na przeszukiwaniu zbioru dopuszczalnych wartości parametrów funkcji przejścia typu logistycznego lub wykładniczego szczególną rolę odgrywają testy $\inf t$. W teście logistycznej kointegracji wygładzonego przejścia wykorzystuje się równanie testowe postaci:

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} \left(1 - \frac{b}{1 + e^{-\gamma u_{t-1}}} \right) + \varepsilon_t, \quad 0 < b < 1, \gamma \neq 0, \quad (7)$$

które stanowi podstawę dla wyznaczenia statystyki ‘ \inf ’ definiowanej jako:

$$\inf_{b, \gamma} t = \inf_{(b, \gamma) \in B \times \Gamma} \hat{t}_{\rho=0}(b, \gamma). \quad (8)$$

Statystyka ta przyjmuje najmniejszą wartość spośród statystyk t wyznaczonych dla dopuszczalnych wartości parametrów b i γ . Jako zbiór B przyjmuje się zbiór równoodległych punktów pomiędzy wartościami 0 i 1, np. $B = \{0.01, 0.02, \dots, 0.99\}$, zaś zbiór Γ proponuje się zdefiniować np. w postaci $\Gamma = \{-5, -4.95, \dots, -0.05, 0.05, \dots, 4.95, 5\}$, co pozwala badać łącznie przypadki wyższej pesysten-

cji w reżimie dodatnim i w reżimie ujemnym. W praktyce statystyka (8) wyliczana jest w oparciu o równanie przeskalowane postaci:

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} \left[1 - \frac{b}{1 + e^{-\gamma \left(\frac{u_t - 1}{sf} \right)}} \right] + \varepsilon_t, \quad (9)$$

gdzie $sf = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n u_t^2}{n}}$ jest tzw. czynnikiem skalującym – patrz np. Park, Shintani (2005) – a we wnioskowaniu wykorzystuje się jej rozkład bootstrapowy.

Z kolei w teście 'inf' kointegracji ESTR wykorzystuje się równanie, które w wersji przeskalowanej ma postać:

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} \left[1 - e^{-\gamma \left(\frac{u_t - 1}{sf} \right)^2} \right] + \varepsilon_t, \quad \gamma > 0. \quad (10)$$

Statystykę 'inf' definiuje się wówczas następująco:

$$\inf_{\gamma} t = \inf_{\gamma \in \Gamma} \hat{t}_{\rho=0}(\gamma), \quad (11)$$

a za zbiór Γ jest zbiorem pewnych wartości dodatnich, np. $\Gamma = \{0.05, 0.1, \dots, 4.95, 5\}$.

4. Wyniki empiryczne

W badaniu empirycznym wykorzystano dane roczne dotyczące majątku trwałego zawarte w pracy A. Maddisona (1995) oraz wielkości populacji i PKB dostępne na stronie internetowej A. Maddisona. Dane te wykorzystano do wyliczenia logarytmów wielkości kapitału i produkcji per capita. Dane te obejmowały następujące okresy: 1890–1992 (103 obserwacje) w przypadku Stanów Zjednoczonych, 1830–1991 (162 obserwacje) w przypadku Wielkiej Brytanii, 1890–1991 (102 obserwacje) w przypadku Japonii, 1950–1991 (42 obserwacje) w przypadku Francji, 1935–1991 (57 obserwacji) w przypadku Niemiec oraz 1950–1992 (43 obserwacje) w przypadku Holandii. Wstępne badanie z użyciem testu ADF wykazało, że logarytmy wielkości kapitału i produkcji na osobę można traktować jako procesy I(1). W analizie związków długookresowych wykorzystano procedurę Engle'a-Grangera oraz dyskutowane w poprzednim punkcie testy F (uzupełniane testami istotności ostatnich parametrów w równaniach testowych) i testy 'inf' kointegracji STR. Każdorazowo przeprowadzano testy przy założeniu występowania oraz braku trendu liniowego w zależności długookresowej opisującej logarytm wielkości produkcji per capita w zależności od logarytmu wielkości majątku na osobę. Wyniki zawarto w tabelach 1–3.

Tabela 1. Wyniki testu Engle'a-Grangera

Kraj	Statystyka ADF (augmentacja); równanie bez trendu	Statystyka ADF (augmentacja); równanie z trendem
USA	-2.609 (1)	-3.672* (1)
UK	-1.427 (4)	-5.283 *** (2)
Japonia	-2.563 (0)	-2.641 (0)
Niemcy	-1.471 (1)	-0.858 (1)
Francja	-3.640** (1)	-3.633* (1)
Holandia	-2.354 (0)	-3.020 (0)

*, **, i **** oznaczają odrzucenie hipotezy o braku kointegracji na poziomie istotności 10%, 5% i 1% (wykorzystano wartości krytyczne uzyskane za pomocą powierzchni odpowiedzi MacKinnona).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wyniki testów F kointegracji STR

Kraj	Statystyka					
	F_4	t (wartość p)	F_3	t (wartość p)	F_2	t (wartość p)
Równanie bez trendu						
USA	2.951		3.856		3.748	
UK	0.637		0.699		1.009	
Japonia	2.122		2.739		3.733	
Niemcy	0.817		0.691		1.066	
Francja	11.987***	1.745 (0.087)	14.391	-4.327 (0.000)	9.117***	2.046 (0.046)
Holandia	1.387		1.864		2.827	
Równanie z trendem						
USA	4.971**	1.184 (0.239)	6.064**	-0.544 (0.588)	9.012**	-2.029 (0.045)
UK	7.144***	1.011 (0.314)	9.183***	-0.023 (0.982)	13.864***	0.016 (0.987)
Japonia	2.383		3.205		4.690	
Niemcy	0.502		0.643		0.483	
Francja	12.051***	1.988 (0.052)	13.943***	-4.151 (0.000)	9.375***	2.155 (0.036)
Holandia	2.248		3.029		4.455	

Statystyki F_2 , F_3 i F_4 odpowiadają regresjom testowym (3)–(5); *, **, i **** oznaczają odrzucenie hipotezy o braku kointegracji i liniowości procesu dostosowawczego na poziomie istotności 10%, 5% i 1% (wykorzystano symulowane wartości krytyczne z liczbą powtórzeń 50000); rozszerzenie równań testowych przyjęto takie jak w teście liniowej kointegracji – patrz Tabela 1. Jeśli hipoteza zerowa w testach F jest odrzucana, w następnej kolejności testuje się istotność ostatniego parametru w odpowiedniej regresji testowej.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki zawarte w tabelach wskazują na występowanie kointegracji stochastycznej w przypadku USA i UK oraz kointegracji deterministycznej w przypadku Francji. Rezultat ten stoi w zgodności z ekonometrycznymi implikacjami neoklasycznego modelu Solowa-Swana. Testy kointegracji nieliniowej dostarczyły wyników w dużej mierze zgodnych z rezultatami testu Engle'a-Grangera, ale pozwoliły dodatkowo wnioskować na temat charakteru dynamiki procesów dostosowawczych. Ponadto testy F odrzucają hipotezę o braku kointegracji na niższych poziomach istotności. W przypadku równania dla Stanów Zjednoczo-

nych testy F wskazują na niesymetryczny charakter dostosowania z ‘bardziej stacjonarnym’ reżimem dodatnim (dla $u_{t-1} > 0$).

Tabela 3. Wyniki testów ‘inf’ kointegracji STR

Kraj	Statystyka			
	Równanie bez trendu		Równanie z trendem	
	LSTR inf t	ESTR inf t	LSTR inf t	ESTR inf t
USA	-2.057 [-2.883; -3.316]	-2.253 [-2.979; -3.461]	-3.364 [-3.361; -4.001]	-2.599 [-3.708; -4.339]
UK	-1.579 [-2.933; -3.197]	-1.627 [-3.189; -3.462]	-3.725 [-3.187; -3.428]	-3.661 [-3.309; -3.608]
Japonia	-2.702 [-3.093; -3.493]	-2.899 [-3.104; -3.721]	-2.977 [-3.143; -3.633]	-3.099 [-3.384; -3.827]
Niemcy	-2.664 [-3.183; -3.610]	-2.934 [-3.295; -3.660]	-2.717 [-3.571; -4.036]	-2.959 [-3.904; -4.267]
Francja	-3.205 [-2.519; -2.857]	-3.213 [-2.292; -2.621]	-2.770 [-2.864; -3.382]	-2.805 [-3.040; -3.577]
Holandia	-2.407 [-2.957; -3.254]	-2.290 [-3.072; -3.547]	-3.028 [-3.564; -3.910]	-3.036 [-3.584; -3.941]

W nawiasach kwadratowych podano bootstapowe wartości krytyczne na poziomach istotności 10% i 5% (wykorzystano metodę nakładających się bloków z długością bloku ustaloną arbitralnie jako 10 i przyjęto schemat generowania prób bootstrap bez restrykcji na parametrach – patrz Bruzda (2007a); bootstrapowano statystykę wyznaczoną na podstawie równania nierozszerzonego wykonując 500 replikacji bootstrapowych); przyjęto następujące definicje zbiorów dopuszczalnych wartości parametrów: w testach kointegracji LSTR $B = \{0.1, 0.2, \dots, 0.9\}$, $\Gamma = \{-15, -14.85, -14.70, \dots, -0.15, 0.15, \dots, 14.85, 15\}$, zaś w testach kointegracji LSTR: $\Gamma = \{0.05, 0.1, \dots, 10\}$.

Źródło: obliczenia własne.

Wniosek ten znajduje potwierdzenie w testach ‘inf’, które również wskazują na kointegrację LSTR przy ujemnej wartości parametru γ , świadczącej o mniejszej persystencji reżimu dodatniego. Powyższe obserwacje potwierdzono szacując 3 modele dla procesu dostosowawczego w równaniu dla USA: model liniowy, ESTAR i LSTAR, z których najlepszy w sensie jakości dopasowania i diagnostyki modelu okazał się model LSTAR. Przykładowo, współczynnik R^2 , kryterium AIC oraz statystyka Jarque-Bery dla modelu liniowego wynosiły: 13.8%, -2.934 i 13.829 z wartością p równą 0,001, podczas gdy odpowiednie charakterystyki równania LSTAR kształtowały się następująco: 21.7%, -2.946 i 5.316 z wartością p wynoszącą 0.070. Dodatkowo przejście do specyfikacji nieliniowej usunęło heteroskedastyczność składnika losowego. Natomiast, zgodnie ze wskazaniem procedury testowania sekwencyjnego, najlepszym modelem strukturalnym dla procesu dostosowawczego w równaniu dla Wielkiej Brytanii okazał się model liniowy. Z kolei w przypadku Francji zarówno testy F i t (patrz wartości p w Tabeli 2) jak i wyniki estymacji modeli wskazują na specyfikację ESTAR. Odpowiednie charakterystyki równania liniowego przedstawiają się następująco: 26.7%, -1.850 i 1390.7 (0.000), zaś równania ESTAR – 36.9%, -

1.999 i 983.6 (0.000). Model ESTAR nie był więc w stanie w pełni objaśnić braku normalności rozkładu składnika losowego w modelu liniowym².

Literatura

- Bruzda, J. (2006), Tests for LSTR Cointegration and Joint Tests for Nonlinear Cointegration with an Application to Exchange Rates, referat prezentowany na konferencji *XXVI European Meeting of Statisticians*, 24–28 lipca 2006, Toruń.
- Bruzda, J. (2007a), Bootstrapowe testy kointegracji LSTR. Analiza symulacyjna i przykład zastosowania, mimeo.
- Bruzda, J. (2007b), Testing for Second-Order LSTR Cointegration – Some Simulation and Empirical Results, mimeo.
- Greiner, A., Semmler, W., Gong, G. (2005), *The Forces of Economic Growth. A Time Series Perspective*, Princeton University Press, Princeton.
- Ha, J., Howitt, P. (2006), Accounting for Trends in Productivity and R&D: A Schumpeterian Critique of Semi-Endogenous Growth Theory, w druku w *Journal of Money, Banking, and Credit*.
- Jones, C.I. (1995), Time Series Tests of Endogenous Growth Models, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 495–525.
- Kapetanios, G., Shin, Y., Snell, A. (2006), Testing for Cointegration in Nonlinear Smooth Transition Error Correction Models, *Econometric Theory*, 22, 279–303.
- Lau, S.-H.P. (1999), I(0) In, Integration and Cointegration Out: Time Series Properties of Endogenous Growth Models, *Journal of Econometrics*, 93, 1–24.
- Lau, S.-H.P., Shin, C.-Y. (1997), Observational Equivalence and a Stochastic Cointegration Test of the Neoclassical and Romer's Increasing Returns Models, *Economic Modelling*, 14, 39–60.
- Maddison, A. (1995), *Explaining the Economic Performance of Nations: Essays in Time and Space*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Mankiw, N.G., Romer, D., Weil, D.N. (1992), A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407–437.
- Park, J.Y., Shintani, M. (2005), Testing for a Unit Root against Transitional Autoregressive Models, Working Paper, 05-W10, Vanderbilt University.
- Pippenger, M.K., Goering, G.E. (2000), Additional Results on the Power of Unit Root and Cointegration Tests under Threshold Processes, *Applied Economics Letters*, 7, 641–644.
- Romer, P.M. (1986), Increasing Returns and Long-Run Growth, *Journal of Political Economy*, 99, 500–521.
- Sala-i-Martin, X. (1997), I Just Run Two Million Regressions, *American Economic Association Papers and Proceedings*, 87, 1325–1352.
- Solow, R.M. (1956), A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65–94.
- Swan, T.V. (1956), Economic Growth and Capital Accumulation, *Economic Record*, 32, 334–361.

² Szczegółowe wyniki estymacji modeli są dostępne u autorki.