

## **DYNAMICZNE MODELE EKONOMETRYCZNE**

VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 9-11 września 2003 w Toruniu  
Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

---

*Tadeusz Kufel*

*Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu*

### **Modelowanie „od ogólnego do szczególnego” i modelowanie zgodne w PcGets**

#### **1. Wstęp**

Celem artykułu jest porównanie koncepcji modelowania od ogólnego do szczególnego (ang. *general to specific modeling*) z modelowaniem zgodnym oraz wskazanie na ich podobieństwa i różnice. Ponadto celem jest prezentacja modułu PcGets pakietu OxMetrics, umożliwiającego dokonanie wyboru „dobrego” modelu ekonometrycznego powstałego na bazie „ogólnej” – „pełnej” specyfikacji dynamicznego modelu ekonometrycznego.

#### **2. Koncepcje specyfikacji dynamicznych modeli ekonometrycznych**

Punktem wyjścia koncepcji budowy wstępnej specyfikacji dynamicznych modeli ekonometrycznych były różne założenia. Jedne dotyczyły związków przyczynowych – struktur współzależnościowych, a inne struktur wewnętrznych procesów z pominięciem przyczynowości, a jeszcze inne zakładały uwzględnienie jednego i drugiego założenia.

Do koncepcji uwzględniających jedno i drugie założenie należy koncepcja modelowania „od ogólnego do szczególnego” (ang. *general to specific modeling*) autorstwa D.F. Hendry’ego<sup>1</sup> oraz koncepcja modelowania zgodnego autorstwa Z. Zielińskiego<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Por. Davidson, Hendry, Srba, Yeo (1978), Hendry (1995), Hendry (2000) inne.

<sup>2</sup> Por. Zielinski (1984), (1991), Talaga, Zieliński(1986) i inne.

Budowę dynamicznych modeli ekonometrycznych z uwzględnieniem jednego i drugiego założenia, dotyczącego uwzględniania teorii ekonomii jako podpowiedzi co do struktury przyczynowej i włączania elementów struktury procesu do specyfikowanego modelu, można już było spotkać na początku XX wieku. W pracach Jevonsa, Moore'a, Hookera, Pearsona, Langedo można znaleźć wiele elementów badania struktury procesów i wykorzystania tych informacji w modelowaniu<sup>3</sup>.

Eliminacja z procesów składnika trendowego lub sezonowego poprzez odjęcie lub włączenie do modelu tych składników jest tu najlepszym przykładem. Najczęściej włączenie tych składników do zestawu zmiennych wynikało tylko z intuicji badacza.

Twierdzenie Frischa–Waugh (1933, s. 387–401) wskazuje, że wprowadzona zmienna czasowa  $t$  do równania eliminuje trend liniowy z wszystkich wykorzystywanych procesów w równaniu<sup>4</sup>. Tintner (1952, s. 301) rozszerzył twierdzenie Frischa–Waugh na przypadek trendów wielomianowych, a Lovell (1963, s. 993–1009) na składnik sezonowy. Natomiast Stone w pracy (1962, s. 401–403) uogólnił to twierdzenie na dowolny zestaw zmiennych, przedstawiając identyczność wyników estymacji dla modeli z włączonym zestawem procesów z wynikami otrzymanymi dla równań ze skorygowanymi procesami, pozbawionymi wpływu tego zestawu czynników. Z twierdzeń Frischa–Waugh, Tintnera i Lovella wynika, że włączenie elementów wewnętrznej struktury procesów (trendu, sezonowości) do modelu eliminuje z wszystkich wykorzystywanych procesów te elementy. Należy pamiętać, aby interpretację parametrów takiego modelu odnosić do zależności pomiędzy procesami ekonomicznymi, z których zostały wyeliminowane składniki trendowo-sezonowe, czyli do części stacjonarnej procesu.

W wielu modelach ekonometrycznych pojawiały się zmienne zero-jedynkowe dla wybranych okresów, w celu opisanie nietypowej zmiany wartości średniej procesu. W pracy Welfego (1977, s. 95–115) przedstawiono kilkanaście sposobów wykorzystania zmiennych zero-jedynkowych do poprawy specyfikacji dynamicznych modeli ekonometrycznych po to, aby uwzględnić zmiany wartości średniej procesów, zmiany parametrów strukturalnych (w tym także wyrazu wolnego), zmienność wariancji i tym podobne. Rolę tego typu zmiennych zero-jedynkowych można w modelach sprowadzić do elementów uzgadniających strukturę harmoniczną wykorzystywanych procesów. Wykorzystanie zmiennych zero-jedynkowych należy traktować jako element poprawy uzgodnień harmonicznych pomiędzy procesami objaśniającymi z procesem ob-

---

<sup>3</sup> Szersze omówienie zagadnień wykorzystania informacji o wewnętrznej strukturze procesów w różnych koncepcjach modelowania ekonometrycznego można znaleźć w pracy Kufel (2002), rozdział 1.

<sup>4</sup> Szerszy opis zawiera praca: Hozer, Zawadzki (1990), s. 11–31.

jaśnianym, które w lepszy sposób opisują zmienność „parametru wolnego” w modelu ekonometrycznym<sup>5</sup>.

W latach siedemdziesiątych pojawiły się nowe nurty w ekonometrii. Związane one były z krytyką dotychczasowego modelowania, czyli modelowania dla zmiennych ekonomicznych, a nie dla procesów stochastycznych. Przykłady takiej krytyki można znaleźć w pracach Hendry’ego (1974, 1977, 1980, 1984)<sup>6</sup>, który twierdzi, że w celu modelowania danych, ekonometrycy powinni stosować najnowsze techniki i mocne testowanie; oznacza to, że odkrywane zależności statystyczne powinny być wyżej stawiane od teorii. Christopher Sims w pracy (1980) uważa, że należy budować modele, na które nie nakłada się zbyt dużo teoretycznych założeń, a wszystkie procesy traktować jako endogeniczne (modelowanie VAR).

Krytycy „klasycznego” podejścia do ekonometrycznego modelowania wskazywali na nadmierną eksploatację próby w celu uzyskania pożądanych wyników. W pracy Marchi, Gilbert (1989, s. 123) podkreśla się, że tradycyjna ekonometria jest karykaturą podejścia od „szczególnego do ogólnego” (*simple to general*).

Pogląd, że w latach siedemdziesiątych wystąpił kryzys ekonometrii jest niewłaściwy, ponieważ okres ten należy traktować jako początek okresu rozwoju wielu nowych nurtów dynamicznego modelowania ekonometrycznego bazujących na teorii procesów stochastycznych, w którym „dynamiczna i stochastyczna specyfikacja są traktowane wspólnie” (Hendry, Pagan, Sargan (1984), s. 1025).

Pierwsze wzmianki w literaturze o idei zgodności można znaleźć w pracy Grangera (1981). W pracy tej Granger wyjaśnia ideę zgodności poprzez pokazanie najpierw modelu niezgodnego, to jest modelu o następującej postaci<sup>7</sup>:

$$y_t = a + bx_t + cz_t + e_t \quad (1)$$

gdzie:

- $y_t$  jest procesem sezonowym,
- $x_t, z_t$  są procesami niesezonowymi,
- $e_t$  jest procesem o własnościach białego szumu.

Oszacowanie modelu (1) nigdy nie doprowadzi do uzyskania pożądanych własności procesu resztowego  $e_t$ , to jest własności białoszumowych. Wynika to z tego, że niesezonowe procesy  $x_t, z_t$  nie mogą opisać składnika sezonowego występującego w procesie  $y_t$ , a w efekcie niewyjaśnione sezonowe zmiany  $y_t$  pojawią się w  $e_t$ , co spowoduje, że proces resztowy  $e_t$  będzie zawierał składnik sezonowy.

<sup>5</sup> Por. Zieliński (1984), s. 146.

<sup>6</sup> Zbiór przedruków wielu artykułów dotyczących tej krytyki można znaleźć w pracy: Hendry (1993).

<sup>7</sup> Por. Granger (1981), s. 122.

Spostrzeżenie „niezgodności” danych z przyjętymi założeniami modelu stało się punktem wyjścia do opracowania koncepcji dynamicznego modelowania zgodnego wykorzystującego informacje o wewnętrznej strukturze procesów.

Autorem koncepcji dynamicznego modelowania zgodnego jest Profesor Zygmunt Zieliński. W pracy Zielińskiego (1984)<sup>8</sup> o zmienności w czasie strukturalnych parametrów modelu ekonometrycznego został zaprezentowany pierwszy zarys tej koncepcji. Ogólniejsze omówienie koncepcji zgodnego modelowania dynamicznego znajduje się w pracy Zieliński (1985a), 1985b), (1991) oraz Talaga, Zieliński (1986, rozdz. V).

Przez zgodność modelu w sensie Zielińskiego rozumie się zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesów objaśniających oraz procesu resztowego, który jest niezależny od procesów objaśniających. Model, w którym wszystkie wykorzystywane procesy mają własności białoszumowe jest zawsze modelem zgodnym, tj. modelem o postaci:

$$\varepsilon_{yt} = \sum_{i=1}^k \rho_i \varepsilon_{x_{it}} + \varepsilon_t . \quad (2)$$

Model (2) jest zgodny, ponieważ struktury harmoniczne procesów po lewej i prawej stronie równania są identyczne – podobne do siebie lub inaczej spektra tych procesów są równoległe w przebiegu do osi częstotliwości.

Niech  $Y_t$  i  $X_{it}$  ( $i=1, \dots, k$ ) oznaczają odpowiednio proces endogeniczny i wektor procesów objaśniających, dla których modele podstawowe, opisujące ich wewnętrzną strukturę, są następujące:

– modele opisujące składniki niestacjonarne:

$$\begin{aligned} Y_t &= P_{yt} + S_{yt} + \eta_{yt}, \\ X_{it} &= P_{x_{it}} + S_{x_{it}} + \eta_{x_{it}}, \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie:  $P_{yt}, P_{x_{it}}$  – wielomianowe funkcje zmiennej czasowej  $t$  dla odpowiednich procesów,  $S_{yt}, S_{x_{it}}$  – składniki sezonowe o stałej lub zmiennej amplitudzie wahań dla odpowiednich procesów,  $\eta_{yt}, \eta_{x_{it}}$  – stacjonarne autoregresyjne procesy odnoszące się do odpowiednich procesów;

– modele autoregresyjne:

$$\begin{aligned} B(u)\eta_{yt} &= \varepsilon_{yt}, \\ A_i(u)\eta_{x_{it}} &= \varepsilon_{x_{it}}, \end{aligned} \quad (4)$$

gdzie:  $B(u), A_i(u)$  – stacjonarne autoregresyjne operatory, dla których wszystkie pierwiastki równania  $|B(u)| = 0$  i  $|A_i(u)| = 0$  leżą poza okręgiem jednostkowym,  $\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{x_{it}}$  – białe szumy dla odpowiednich procesów.

<sup>8</sup> Praca wpłynęła do Redakcji w listopadzie 1982 r.

Znajomość wewnętrznej struktury wszystkich badanych procesów umożliwia budowę dynamicznego modelu zgodnego na podstawie zależności dla białoszumowych składników opisanej modelem (2).

Model zgodny dla rzeczywistych procesów  $Y_t$  i  $X_{it}$  uzyskuje się przez następujące podstawienia: do równania (2) podstawia się białe szumy z równań (4), następnie z równań (3) wyznacza się autoregresyjne procesy  $\eta_{yt}, \eta_{x_{it}}$  i wstawia się je do poprzednio otrzymanego równania. Po dalszych przekształceniach otrzymuje się następujący model:

$$B(u)Y_t = \sum_{i=1}^k A_i^*(u)X_{it} + P_t + S_t + \varepsilon_t. \quad (5)$$

W modelu (5) proces resztowy  $\varepsilon_t$  jest taki sam jak w modelu (2). Oznacza to, że warunek zgodności struktur harmonicznych obu stron równania został spełniony. Model zgodny (5) zawiera wszystkie wewnętrzne składniki poszczególnych procesów.

W skrócie naszkicowana koncepcja dynamicznego modelowania zgodnego zwraca uwagę na konieczność uwzględnienia na etapie specyfikacji modelu informacji o wewnętrznej strukturze zastosowanych procesów. Tworzenie modelu poprzez równanie (2) dla białych szumów zapewnia, że w każdym równaniu tak specyfikowanym warunek zgodności struktur będzie zachowany, a proces resztowy będzie posiadał własności białego szumu, co jest już zapewnione na etapie konstrukcji równania.

Modelowanie od „ogólnego do szczególnego” zapoczątkowane przez Hendry'ego<sup>9</sup>, oznacza budowę modelu dynamicznego wychodzącą od dużego, „ogólnego” modelu bez ograniczeń, a następnie redukcję go przy wykorzystaniu testów statystycznych. Modelem wyjściowym „ogólnym” jest model autoregresyjny z rozłożonymi opóźnieniami w skrócie model ADL (ang. *autoregressive distributed lag*). Model ADL jest modelem jednorównaniowym o następującej postaci:

$$A(u)y_t = \sum_{i=1}^k B_i(u)x_{it} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

gdzie:  $A(u)$  i  $B_i(u)$  są wielomianami autoregresyjnymi rzędu  $m$  odpowiednich procesów.

Dla uproszczenia buduje się modele, w których opóźnienia dla wszystkich procesów są jednakowego rzędu  $m$ , wtedy model zapisujemy  $ADL(m)$ .

Pojedyncze równanie ekonometryczne ma postać typu  $ADL(m)$ <sup>10</sup>

<sup>9</sup> Por. Davidson, Hendry, Srba, Yeo (1978).

<sup>10</sup> Por. Hendry, Pagan, Sargan (1984), s. 1040.

$$d_o(u)y_t = \sum_{j=1}^k d_j(u)x_{jt} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

gdzie:  $d_j(u)$ , ( $j = 0, 1, \dots, k$ ) – jest wielomianem opóźnień rzędu  $m$ , który oznacza rząd opóźnienia procesu endogenicznego i dla  $k$  procesów egzogenicznych.

Zmodyfikowany model ADL, w którym każdy wykorzystywany proces może mieć inny rząd opóźnienia ma postać  $ADL(m_0, m_1, \dots, m_k)$ .

$$\sum_{j=0}^{m_0} \beta_j Y_{t-j} = \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{m_k} \beta_{ji} X_{jt-i} + \varepsilon_t. \quad (8)$$

Zmodyfikowany model ADL postaci (8), przy spełnionych warunkach stacjonarności procesów oraz poprawnej specyfikacji opóźnień czasowych, jest zgodnym dynamicznym modelem ekonometrycznym. Założenie stacjonarności dla procesów rzeczywistych jest nie zawsze spełnione, ale dla procesów stacjonarnych model (8) jest przypadkiem pełnego modelu zgodnego.

W ostatnich latach, a w szczególności po artykule Hoovera, Pereza (1999), powstała procedura budowy jednorównaniowego modelu dynamicznego<sup>11</sup>, która zakłada budowę pierwszej rozbudowanej specyfikacji modelu, tzw. GUM (ang: *general unrestricted model*) i jego redukcję do postaci finalnej, określanej przez autora jako: *congruent empirical model* – zgodny empiryczny model (Hendry (2000), s. 467). Różnica w powstaniu modelu finalnego w stosunku do dynamicznego modelowania zgodnego Z. Zielińskiego polega na braku ścisłego określenia składników modelu pełnego – wyjściowego. W metodologii LSE<sup>12</sup> (London School of Economics), m.in. autorstwa Hendry'ego, model taki, zwany modelem GUM, otrzymuje się poprzez uzupełnianie specyfikacji równania procesami opóźnionymi w czasie tak długo, aż uzyska się własność białośumowości składnika resztowego. Oznacza to, że koncepcja ta wykorzystuje pośrednio informacje o strukturach procesów do wstępnej specyfikacji modelu.

### 3. PcGets – moduł OxMetrics<sup>13</sup>

PcGets jest to oprogramowanie umożliwiające automatyczny wybór dynamicznego modelu ekonometrycznego bazującego na modelu GUM albo modelu pełnym. Oprogramowanie ekonometryczne PcGets wykorzystuje w budowie empirycznego modelu zgodnego koncepcję modelowania *general-to-specific*.

Procedura budowy modelu ekonometrycznego przebiega w trzech etapach:

<sup>11</sup> Por. Hendry, Krolzig (1999); Krolzig, Hendry (2000).

<sup>12</sup> Opis metodologii LSE zawiera Granger (ed.) (1990), s. 279–364; Hendry (1995).

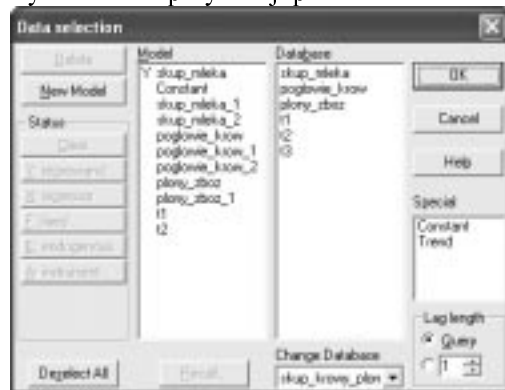
<sup>13</sup> Autorzy: PcGets - Hendry, Krolzig (2001), OxMetrics – Doornik (2001). Więcej informacji można znaleźć w zamieszczonych materiałach konferencyjnych.

### A. Specyfikacja modelu pełnego (GUM) – formułowanie modelu.

Odbywa się to poprzez wskazanie procesu endogenicznego i jego opóźnień, wskazanie procesów egzogenicznych i ich opóźnień oraz wskazanie elementów deterministycznych, które powinny znaleźć się w równaniu (trend, zmienne sezonowe, zero-jedynkowe), (por. rys. 1). Jedyny warunek estymacyjny jaki musi być spełniony jest to, aby liczba specyfikowanych procesów nie była większa od liczby dostępnych obserwacji. Warunkiem otrzymania zgodnego empirycznego modelu jest taka specyfikacja modelu GUM, aby proces resztowy, dla tej rozbudowanej specyfikacji, posiadał własności białego szumu.

Zbudowany model pełny według koncepcji modelowania zgodnego spełnia wszystkie warunki modelu GUM, a ponadto ma ściśle określoną procedurę ustalania liczby opóźnionych procesów, włączania składników deterministycznych. Koncepcja modelowania zgodnego ma również zastosowanie w przypadku procesów zintegrowanych, przy czym wtedy należy odpowiednio szerzej wyspecyfikować rząd opóźnień<sup>14</sup>.

Rys. 1. Okno specyfikacji procesów do modelu pełnego (GUM)



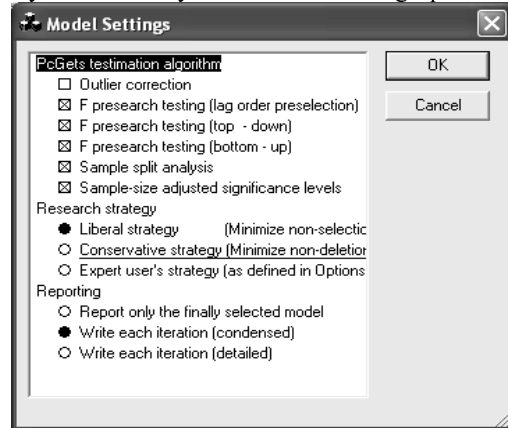
Źródło: okno programu PcGets.

### B. Wybór testów i strategii eliminacji nieistotnych procesów (poziomów istotności) oraz typów raportów

Zalecane jest stosowanie różnorodnych testów selekcji do wyboru ostatecznego empirycznego modelu zgodnego. Szeroki opis typów testów oraz uzasadnienie ich wyboru znajduje się w opracowaniu Hendry, Krolzig (2001, s. 101-169). Ważnym elementem w wykorzystaniu oprogramowania PcGets do automatycznego wyboru najlepszego modelu jest określenie poziomów istotności dla poszczególnych testów. Program wskazuje dwie strategie wyboru: liberalną i konserwatywną oraz dodatkowo umożliwia stworzenie trzeciej własnej strategii z poziomami istotności określonymi przez użytkownika programu.

<sup>14</sup> Por. Zieliński (1995), Piłatowska (2003), s. 333-372.

Rys. 2. Okno wyboru testów i strategii poziomów istotności oraz typu raportów



Źródło: okno programu PcGets.

Nie można jednak arbitralnie ustalać poziom istotności przy testach ponieważ odtworzenie modelu generującego dane dla dużych prób ( $n \geq 60$ ) wymaga poziomu istotności poniżej 5%, a dla mniejszych prób wyraźnie powyżej 5%<sup>15</sup>. Dodatkowo w pracy Hendry (1995) można znaleźć formułę wyliczającą poziom istotności w zależności od wielkości próby, tj.  $\alpha = 1.6 * n^{-0.9}$ , gdzie dla  $n=20$ , otrzymujemy  $\alpha \approx 10\%$ , dla  $n=50$ ,  $\alpha \approx 5\%$ , dla  $n=100$ ,  $\alpha \approx 2.5\%$ , dla  $n=300$ ,  $\alpha \approx 1\%$ .

Strategia liberalna dla małych prób ( $n < 60$ ) przyjmuje poziom istotności 10%, który jest zmniejszany dla dużych prób ( $n > 1000$ ) do 1%, a strategia konserwatywna odpowiednio od 5% do 0,1% (Hendry, Klozing (2001), s. 197).

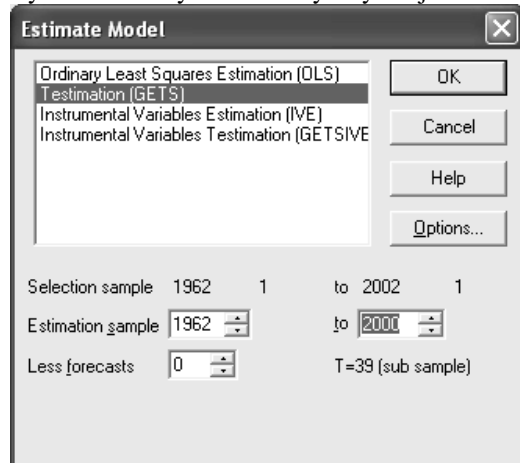
**C. Wybór metody estymacji.** Rysunek 3 przedstawia wybór metody estymacji modelu i okresu próby.

Program PcGets pozwala estymować pojedyncze równania tylko metodą najmniejszych kwadratów oraz metodą zmiennych instrumentalnych (por. rysunek 3). Wybór opcji *Testimation* (GETS/GETSIVE) pozwala wykorzystać automatyczne funkcje eliminacji nieistotnych – nadmiarowych procesów i ostatecznie uzyskać empiryczny model zgodny o wysokiej „dobroci”. Oprogramowanie PcGets generuje wyniki w formie raportu tekstowego oraz tworzy automatyczne zbiór wykresów pozwalający ocenić dopasowanie procesu, reszty i ich kwadraty, własności procesu resztowego (acf, pacf, spektrum) oraz wyznacza prognozę wraz z jej błędami *ex ante* i *ex post*.

<sup>15</sup> Wnioski wynikają z eksperymentów symulacyjnych w odkrywaniu modelu generującego dane z pracy Kufel (2002), rozdział 4.



Rys. 3. Okno wyboru metody estymacji modelu i okresu próby



Zródło: okno programu PcGets.

#### 4. Zakończenie

W pracach badawczych wykonywanych w Katedrze Ekonometrii i Statystyki już od ponad 20 lat powstało wiele modeli budowanych w oparciu o koncepcje modelowania zgodnego, która to koncepcja formułuje tzw. model pełny. Uzyskanie modelu o wszystkich istotnych parametrach i procesu resztowego o własnościach białego szumu wymagało stosowania metod selekcji nieistotnych procesów. Najczęściej wykorzystywano metodę selekcji *a posteriori*, która to nie zawsze prowadziła do uzyskania właściwego zestawu procesów, należało czasami skorzystać z metody wszystkich możliwych regresji, ale efekt końcowy był zawsze pozytywny. Wydaje się, że oprogramowanie PcGets pozwoli w sposób już szybki i bez błędów uzyskać właściwe modele zgodne.

#### Literatura

- Davidson, J. H., Hendry, D. H., Srba, F. I., Yeo, S. (1978), Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in United Kingdom, *The Economic Journal*, vol. 88, s. 661–692.
- Doornik J. A. (2001), *Ox. An Object-Oriented Matrix Language*, London, Timberlake Consultants Press, fourth edition.
- Frisch, R., Waugh F. (1933), Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends, *Econometrica*, vol. 1, s. 387–401.
- Granger, C. W. J. (1981), Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, vol. 16.
- Granger, C. W. J. (ed.) (1990), *Modelling Economic Series. Readings in Econometric Methodology*, Oxford University Press.

- Hendry, D. F. (1980), *Econometrics: Alchemy or Science?* *Econometrica*, vol. 47, s. 387–406.
- Hendry, D. F. (1993), *Econometrics: Alchemy or Science? Essays in Econometric Methodology*, Blackwell, Oxford UK, Cambridge USA.
- Hendry, D. F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Hendry, D. F. (2000), *Econometrics: Alchemy or Science? New Edition*. Oxford: Oxford University Press.
- Hendry, D. F., Krolzig, H. M. (1999), Improving on „Data Mining Reconsidered“ by K. D. Hoover and S. J. Perez, *The Econometrics Journal*, vol. 2, no. 2, s. 202–219.
- Hendry D. F., Krolzig H. M. (2001), *Automatic Econometric Model Selection Using PcGets 1.0*, Published & Distributed by Timberlake Consultants Ltd., London.
- Hendry, D. F., Pagan, A. R., Sargan, J. D. (1984), *Dynamic Specification*, w: *Handbook of Econometrics*, vol. II, Elsevier Science Publishers, s. 1023–1100.
- Hoover, K. D., Perez S. J. (1999), Data Mining Reconsidered: Encapsulating and the General-to-Specific Approach to Specification Search, *The Econometrics Journal*, vol. 2, no. 2, s. 167–191.
- Hoover, K. D., Perez S. J. (1999), Reply to our Discussants, *The Econometrics Journal*, vol. 2, no. 2, s. 244–247.
- Hozer, J., Zawadzki, J. (1990), *Zmienna czasowa i jej rola w badaniach ekonometrycznych*, PWN, Warszawa.
- Krolzig, H. M., Hendry, D. F. (2000), Computer Automation of General-to-Specific Model Selection Procedures, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, s. 831–866.
- Kufel, T. (2002), *Postulat zgodności w dynamicznych modelach ekonometrycznych*, Wydawnictwo UMK Toruń.
- Lovell, M. C. (1963), Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis, *Journal of American Statistical Association*, no 58, New York.
- Piłatowska, M. (2003), *Analiza niestacjonarnych procesów ekonomicznych*, Wydawnictwo UMK, Toruń (w druku).
- Talaga, L., Zieliński, Z. (1986), *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*, PWN, Warszawa.
- Tintner, G. (1952), *Econometrica*, John Wiley & Sons, New York.
- Welfe, W. (red.), (1977), *Metody ekonometryczne*, t. I, PWE, Warszawa.
- Wiśniewski, J. W., Zieliński, Z. (1985), *Ekonometria*, cz. I, Wydawnictwo UMK Toruń.
- Zellner, A., Palm, F. (1974), Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models, *Journal of Econometrics*, vol. 2.
- Zieliński, Z. (1984), Zmienność w czasie strukturalnych parametrów modelu ekonometrycznego, *Przegląd Statystyczny*, R. XXXI, z. 1/2, s. 135–148.
- Zieliński, Z. (1985a), *Liniowe modele opisujące zależności stacjonarnych procesów ekonomicznych*, w: Wiśniewski, J. W., Zieliński, Z. (1985), *Ekonometria*, cz. I, UMK Toruń, s. 277–315.
- Zieliński, Z. (1985b), *Liniowe modele opisujące zależności niestacjonarnych procesów ekonomicznych*, w: Wiśniewski, J. W., Zieliński, Z. (1985), *Ekonometria*, cz. I, UMK Toruń, s. 316–346.
- Zieliński, Z. (1991), *Liniowe modele ekonometryczne jako narzędzie opisu i analizy przyczynowych zależności zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo UMK, Toruń.