

Zastosowanie systematycznej analizy wrażliwości w symulacjach na podstawie statycznego modelu równowagi ogólnej (CGE)

Jakub Boratyński*

Nadesłany: 24 grudnia 2010 r. Zaakceptowany: 4 kwietnia 2011 r.

Streszczenie

Modele równowagi ogólnej (CGE) nie podlegają weryfikacji statystycznej podobnej do tej stosowanej w odniesieniu do modeli ekonometrycznych. W takiej sytuacji kwestia precyzji i wiarygodności wyników symulacji pozostaje często nierozpoznana. Jednym z działań w kierunku ograniczenia niepewności, podejmowanym w niektórych badaniach, jest uzupełnienie konkretnego eksperymentu symulacyjnego analizą wrażliwości wyników na zmiany założeń modelu bądź wartości parametrów niekalibrowanych – zazwyczaj uznanych przez autora za najważniejsze. W niniejszej pracy przedstawiono wyniki systematycznej analizy wrażliwości, zakładającej losowe zaburzenia dużego zbioru parametrów (uzyskiwanych poza procedurą kalibracji). Symulacje przeprowadzono na podstawie statycznego modelu CGE, odzwierciedlającego strukturę polskiej gospodarki. Wyniki dotyczące zmiennych makroekonomicznych okazują się dość odporne na zaburzenia parametrów. Rezultaty symulacji na poziomie sektorowym mogą w pewnych warunkach (choć nie muszą) być niestabilne, w stopniu uniemożliwiającym wiarygodne wnioskowanie. Wrażliwość wyników zależy od rodzaju rozważanego problemu ekonomicznego. Niepewność wzrasta, gdy zaburzenia są skorelowane w ramach grup parametrów.

Słowa kluczowe: model równowagi ogólnej (CGE), analiza wrażliwości

JEL: C68, D58

* Uniwersytet Łódzki, Katedra Teorii i Analiz Systemów Ekonomicznych; e-mail: jborat@uni.lodz.pl.

1. Wstęp¹

Modele równowagi ogólnej (CGE – *Computable General Equilibrium*) znajdują liczne zastosowania w symulacyjnych analizach gospodarki, obejmujących badanie skutków polityki podatkowej, wydatków publicznych, projektów inwestycyjnych, a także zmian technologii, cen na rynkach światowych, ceł itp. (Dixon, Parmenter 1996, s. 4–5). Charakterystyczną cechą tych modeli jest przedstawienie gospodarki na poziomie zdezagregowanym, przede wszystkim w podziale na gałęzie (grupy produktów), a często także grupy gospodarstw domowych, kategorie siły roboczej (np. według poziomu wykształcenia) itd. Są to więc zazwyczaj modele o bardzo dużej skali, która znacznie utrudnia (a w praktyce może uniemożliwiać) zastosowanie procedur weryfikacji analogicznych do tych wykorzystywanych w modelowaniu ekonometrycznym. Znaczna część parametrów kalibrowana jest na podstawie zbioru danych – głównie tablicy przepływów międzygałęziowych – z pojedynczego roku. Typowe eksperymenty mają charakter symulacji kontrfaktycznych (odpowiadających na pytania „co by było, gdyby...”), dotyczących oddziaływania określonego, wyizolowanego impulsu na gospodarkę. Nawet rozwiązania dynamicznych modeli CGE, stosowanych m.in. do prognozowania, rzadko są konfrontowane z historycznymi ścieżkami zmiennych endogenicznych, choć kwestia ta stała się w ostatnim czasie przedmiotem zainteresowania i badań (Arndt, Robinson, Tarp 2002; Dixon, Rimmer 2010b). Częstym praktycznym problemem jest niedostępność szeregów czasowych odpowiednio zdezagregowanych danych.

W sytuacji, gdy nie ma możliwości odwołania się do „zmienności objaśnionej” jako kategorii oceny modelu, wiarygodność wniosków może być badana za pomocą analizy wrażliwości wyników symulacji na zmiany założeń. Zwykle analiza wrażliwości nie jest usystematyzowana i skupia się na (kilku) możliwościach uznanych przez badacza za najważniejsze. Wspomniane możliwości mogą obejmować konkurencyjne specyfikacje lub tzw. domknięcia (*closure*) modelu (zob. np. McKittrick 1998; Rose, Hanson, Li 2001; Farmer, Wendner 2004), różne wartości wybranych, istotnych dla analizy parametrów (zob. np. Madden 2006) bądź konkurencyjne bazy danych wykorzystywane do kalibracji parametrów (Cardenete, Sancho 2004).

Innym rozwiązaniem jest tzw. systematyczna analiza wrażliwości (*systematic sensitivity analysis*), w ramach której niepewność związaną z wartościami wybranych parametrów modelu uwzględnia się, przyjmując dla nich określone rozkłady prawdopodobieństwa, w związku z czym wyniki symulacji – reakcje endogenicznych zmiennych modelu na zadawane impulsy – mają również postać rozkładów (Arndt 1996; Hertel i in. 2007; Hermeling, Mennel 2008; Elliott i in. 2009; Narayanan, Hertel, Horridge 2010). Wariancje parametrów, będące informacją wejściową w procedurze systematycznej analizy wrażliwości, mogą bazować na wynikach estymacji ekonometrycznej bądź na założeniach *ad hoc*. W większości badań analiza taka obejmuje ograniczony zestaw parametrów, najbardziej związanych z rozważanymi mechanizmami ekonomicznymi. W niniejszej pracy podejmujemy systematyczną analizę wrażliwości w odniesieniu do wszystkich niekalibrowanych parametrów modelu (występujących w przekroju sektorowym). Zbliżony zbiór parametrów został objęty analizą wrażliwości w pracy Elliotta i in. (2009); badanie to zawiera ponadto analizę niepewności związanej z danymi używanymi w procedurze kalibracji. Wniosków z tego badania nie można jednak odnieść wprost do rezultatów symulacyjnych modelu CGE przedstawianych w niniejszej pracy. Elliott i in. (2009) używają dynamicznego, ekonomiczno-ekologicznego

¹ Badania przedstawiane w tej pracy zostały zrealizowane w ramach projektu MNiSW nr N N111 227036.

modelu CGE gospodarki światowej do wyznaczenia 60-letnich prognoz, a także związanych z nimi błędów, dla ograniczonej liczby zagregowanych zmiennych, przy czym uwagę skupiają na przewidywanej emisji CO₂, zapotrzebowaniu na energię elektryczną oraz PKB wyróżnionych gospodarek narodowych. W niniejszym badaniu prezentujemy wyniki dla znacznie większej liczby zmiennych makroekonomicznych i sektorowych. Posługujemy się statycznym modelem polskiej gospodarki, badając nie tyle wiarygodność prognoz, ile precyzję wniosków płynących z kontrfaktycznych eksperymentów symulacyjnych dotyczących oddziaływania szoków. Ocena wiarygodności wyników symulacji jest warunkowa względem przyjętej *a priori* specyfikacji, obejmującej wybór postaci funkcyjnych, poziomu agregacji oraz domknięcia modelu.

Struktura artykułu jest następująca. W punkcie drugim omawiamy, kolejno, metodę numeryczną zastosowaną w systematycznej analizie wrażliwości (2.1), konstrukcję modelu i założenia symulacji (2.2), założenia dotyczące zaburzeń parametrów (2.3) oraz wyjściowe wartości parametrów i ich źródła (2.4). Punkt trzeci (3.1–3.3) poświęcony jest przedstawieniu założeń trzech eksperymentów symulacyjnych oraz ekonomicznej interpretacji ich wyników. W punkcie czwartym przedstawiamy rezultaty systematycznej analizy wrażliwości – przy założeniu niezależnych (4.1) i skorelowanych (4.2) zaburzeń parametrów. Podsumowanie znajduje się w punkcie piątym.

2. Założenia systematycznej analizy wrażliwości

2.1. Metoda kwadratur Gaussa

Systematyczna analiza wrażliwości polega na powtarzaniu symulacji przy jednoczesnym zaburzaniu wartości określonych parametrów, na podstawie przyjętych rozkładów prawdopodobieństwa. Typową metodą tak rozumianej analizy wrażliwości jest symulacja Monte Carlo. Ze względu na dużą skalę modeli CGE zastosowanie metody Monte Carlo może jednak wymagać znacznej mocy obliczeniowej. Z tego powodu do systematycznej analizy wrażliwości chętnie stosuje się metodę kwadratur Gaussa (*Gaussian quadrature*), pozwalającą znacznie ograniczyć liczbę niezbędnych rozwiązań modelu (Arndt 1996; DeVuyst, Preckel 1997). Metoda ta, należąca do klasy metod całkowania numerycznego, pozwala w przybliżeniu wyznaczyć przeciętne reakcje poszczególnych zmiennych endogenicznych na analizowane szoki, wraz z wariancjami tych reakcji.

Pod względem formalnym model CGE jest układem równań nieliniowych, który ogólnie można zapisać jako:

$$G(y, x, a) = 0$$

gdzie:

y – wektor zmiennych endogenicznych,

x – wektor zmiennych egzogenicznych,

a – wektor parametrów,

0 – wektor zerowy,

$G(\cdot)$ – funkcja wektorowa, reprezentująca związki występujące w modelu.

Rozwiązanie powyższego układu równań można przedstawić jako $y = H(x, a)$, gdzie $H(x, a)$ oznacza zredukowaną postać modelu. Można dalej przyjąć, że x jest z góry ustalone, podczas gdy

(wybrane) parametry będą traktowane – ze względu na niepewność dotyczącą ich wartości – jako zmienne losowe o rozkładzie prawdopodobieństwa opisywanym przez wielowymiarową funkcję gęstości $x(a)$. Wówczas problem systematycznej analizy wrażliwości sprowadza się do ustalenia wartości oczekiwanych (m) oraz wariancji (v) zmiennych endogenicznych (por. Arndt 1996; Hermeling, Mennel 2008):

$$m = \int_{\Omega} H(x, a) w(a) da \quad (1)$$

$$v = \int_{\Omega} (H(x, a) - m)^2 w(a) da \quad (2)$$

gdzie Ω wyraża dziedzinę wartości parametrów a .

W praktyce powyższe całki są aproksymowane za pomocą następujących wyrażeń:

$$\hat{m} = \sum_{j=1}^J w_j H(x, a_j) \quad (3)$$

$$\hat{v} = \sum_{j=1}^J w_j (H(x, a_j) - \hat{m})^2 \quad (4)$$

przy czym $\hat{m} \approx m$ oraz $\hat{v} \approx v$.

Aproksymacja polega więc na wyznaczeniu ważonej sumy wartości funkcji wektorowej $H()$ w punktach (węzłach) reprezentowanych przez wektory a_j ($j = 1, \dots, J$), z wagami w_j .

Szczególnym przypadkiem powyższego schematu aproksymacji jest wspomniana metoda symulacji Monte Carlo, w przypadku której wektory a_j ustala się przez losowanie, a wagi są jednakowe $w_j = 1/J$. Metoda kwadratur Gaussa pozwala na wyznaczenie węzłów oraz wag w sposób znacznie zwiększający efektywność aproksymacji. Osiągnięcie danej dokładności przybliżenia jest możliwe przy mniejszej liczbie węzłów (J), a tym samym mniejszej liczbie rozwiązań modelu niż przy zastosowaniu metody Monte Carlo (Arndt 1996).

W metodzie kwadratur Gaussa węzły i odpowiadające im wagi wyznacza się tak, aby aproksymacja była dokładna, jeśli funkcja podcałkowa ma postać wielomianu określonego stopnia. W praktyce dokładność przybliżenia wartości oczekiwanej wektora zmiennych endogenicznych ($\hat{m}$), w przypadku zastosowania kwadratury stopnia d , będzie zatem zależeć od tego, jak dobrze wielomian stopnia d aproksymuje funkcję podcałkową $H()$. W niniejszej pracy zastosowano kwadratury według formuły Strouda² (Arndt 1996). Są to kwadratury stopnia trzeciego, zakładające symetryczne i niezależne rozkłady prawdopodobieństwa parametrów. W przypadku formuły Strouda liczba niezbędnych rozwiązań modelu (liczba węzłów wykorzystywanych w aproksymacji, J) wynosi zaledwie $2n$, gdy n jest liczbą zaburzanych (niezależnie) parametrów.

Dokładność aproksymacji opartej na kwadraturach Gaussa według formuły Strouda była badana przez Arndta (1996) na podstawie symulacji na modelu GTAP. Wyniki tego badania wskazują na dużą precyzję aproksymacji (choć autor zaznacza zarazem, że precyzja ta może zależeć od konkretnej postaci modelu i założeń symulacji). Jest to przesłanką stosowania tego rodzaju przybliżeń

² Skorzystano z procedur obliczeniowych dostępnych w pakiecie komputerowym GEMPACK.

w innych badaniach wykorzystujących systematyczną analizę wrażliwości na podstawie modeli CGE (Pearson, Arndt 2000; Domingues, Haddad, Hewings 2008).

2.2. Charakterystyka modelu i założenia symulacji

W badaniu zastosowano statyczny model CGE, oparty w dużej mierze na specyfikacji modelu ORANI-G (Horridge 2003), przedstawiający gospodarkę w podziale na 18 gałęzi (grup produktów). W ramach poniższej charakterystyki prezentowane są równania zawierające parametry, które podlegają systematycznej analizie wrażliwości w dalszej części pracy (są to wybrane równania modelu). Zapis modelu opiera się na równaniach liniowych, obejmujących zmienne w postaci procentowych przyrostów (odchyleń od wyjściowego stanu równowagi)³. Równania te uzyskiwane są przez różniczkowanie wyjściowych równań dla poziomów zmiennych i są w sensie ścisłym spełnione jedynie wtedy, gdy procentowe przyrosty są krańcowo małe – w przeciwnym razie stanowią aproksymację prawdziwych rozwiązań⁴. Jednocześnie zastosowana technika rozwiązywania modelu, wykorzystując ekstrapolację, pozwala uzyskać dokładne rozwiązanie na podstawie równań z procentowymi przyrostami zmiennych (Dixon, Parmenter 1996, s. 12–21).

Model zawiera zagnieżdżone funkcje produkcji – na najwyższym poziomie funkcja produkcji Leontiefa przedstawia produkcję (globalną) danego sektora jako skutek zastosowania określonej kombinacji nakładów materiałowych, wraz z wkładem pierwotnych czynników produkcji. Wkład pierwotnych czynników produkcji wyznaczany jest jako funkcja CES (*Constant Elasticity of Substitution*) nakładów kapitału i pracy. Nakłady pracy w danej gałęzi są z kolei połączeniem – także opisywanym przez funkcję CES – nakładów pracy wyodrębnionych ze względu na poziom kwalifikacji pracowników (wyróżniono trzy poziomy kwalifikacji). Poszczególne gałęzie wytwarzają poza produkcją podstawową także produkty poboczne (np. sektor rolnictwa oprócz produktów rolnych dostarcza też niewielką ilość przetworzonych produktów spożywczych). Przy danych nakładach czynników produkcji gałąź może w pewnym zakresie dostosowywać strukturę oferty towarów i usług, w granicach wyznaczanych przez funkcję CET (*Constant Elasticity of Transformation*). W modelu wykorzystywana jest specyfikacja Armingtona, zgodnie z którą dobra krajowe i importowane traktowane są jako niedoskonałe substytuty. Mechanizm ten dotyczy zarówno popytu na dobra finalne, jak i popytu na materiały wykorzystywane w produkcji. W rezultacie popyt na dany produkt zgłaszany przez określonego odbiorcę obejmuje kombinację dobra krajowego i importowanego, wyznaczoną na podstawie agregatora CES.

Biorąc pod uwagę założenia behawioralne modelu, wybór kombinacji czynników produkcji – kapitału i pracy oraz pracy odpowiadającej różnym poziomom kwalifikacji – podobnie jak wybór między produktami krajowymi a importowanymi (zarówno w odniesieniu do popytu pośredniego, jak i finalnego) opiera się na zasadzie minimalizacji kosztów. Wybory te zmieniają się pod wpływem zmian relatywnych cen. Model zakłada występowanie doskonałej konkurencji na rynkach produktów, wobec czego nie występuje czysty zysk, a czynniki produkcji wyceniane są na podstawie krańcowej produktywności.

³ Poza procentowymi przyrostami stosuje się także zwykle przyrosty dla zmiennych mogących przyjmować wartość zero bądź zmieniać znak.

⁴ Faktyczne relacje między zmiennymi w postaci procentowych przyrostów są więc związkami nieliniowymi, mimo że zapis modelu opiera się na ich liniowych aproksymacjach.

Mechanizm substytucji kapitału i pracy opisywany jest przez następujące równania (wyprowadzone jako rozwiązanie problemu minimalizacji kosztów przy funkcji produkcji CES):

$$k_j = v_j - \sigma_{KL,j} \cdot (p_j^{(k)} - p_j^{(v)}) \quad (5)$$

$$l_j = v_j - \sigma_{KL,j} \cdot (p_j^{(l)} - p_j^{(v)}) \quad (6)$$

gdzie:

k_j – nakłady kapitału w gałęzi j ,

l – nakłady pracy,

v – łączne (efektywne) nakłady pierwotnych czynników produkcji (rozumiane jako agregat kapitału i pracy, wyrażony za pomocą funkcji CES),

$p^{(k)}$ – cena wynajmu kapitału,

$p^{(l)}$ – stawka płacy,

$p^{(v)}$ – średnia⁵ cena pierwotnych czynników produkcji,

σ_{KL} – elastyczność substytucji kapitału i pracy;

wszystkie zmienne wyrażone są jako procentowe przyrosty.

Zgodnie z powyższymi równaniami, gdy np. cena kapitału wzrośnie o 1% w stosunku do średniej ceny czynników produkcji (tj. gdy $p_j^{(k)} - p_j^{(v)} = 1\%$), a elastyczność substytucji wynosi 0,5, wówczas nakłady kapitału w gałęzi j zmniejszą się o 0,5%. Wzrost łącznego zapotrzebowania na pierwotne czynniki produkcji o 1% ($v_j = 1\%$), przy stałych relacjach cen kapitału i pracy, prowadzi do wzrostu popytu na każdy z czynników o 1%.

W podobny sposób opisywany jest wybór między dobrami krajowymi i importowanymi:

$$x_{iu}^{(d)} = x_{iu} - \sigma_{M,i} \cdot (p_{iu}^{(d)} - p_{iu}^{(x)}) \quad (7)$$

$$x_{iu}^{(m)} = x_{iu} - \sigma_{M,i} \cdot (p_{iu}^{(m)} - p_{iu}^{(x)}) \quad (8)$$

gdzie:

$x_{iu}^{(d)}$ – popyt na produkty krajowe należące do grupy i , zgłaszany przez odbiorcę u (do odbiorców należą gałęzie oraz odbiorcy końcowi),

x – łączny popyt (obejmujący agregat produktów krajowych i importowanych, wyrażony za pomocą funkcji CES),

$p^{(d)}$ – cena produktu krajowego (cena nabywcy),

$p^{(m)}$ – cena produktu importowanego (cena nabywcy),

$p^{(x)}$ – średnia cena produktów (krajowych i importowanych),

σ_M – elastyczność substytucji produktów krajowych i importowanych (elastyczność Armingtona);

wszystkie zmienne wyrażone są jako procentowe przyrosty.

Struktura produkcji gałęziowej (*product mix*) ustalana jest w taki sposób, aby zmaksymalizować przychody przy danych cenach poszczególnych rodzajów produktów. Granice dostosowań struktury produkcji opisywane są przez funkcję CET. Odpowiednie równania przyjmują postać:

⁵ Do wyznaczenia przeciętnych zmian cen używane są w modelu indeksy Divisia.

$$s_{ij} = q_j - \sigma_{\alpha, j} \cdot (p_i - p_j^{(q)}) \quad (9)$$

gdzie:

- s_{ij} – produkcja, w gałęzi j , wyrobów i usług należących do grupy i ,
- q_j – łączna produkcja gałęzi j (będąca agregatem różnych towarów i usług wytwarzanych przez gałąź, wyrażonym za pomocą funkcji CET),
- p_i – cena (bazowa) krajowego produktu i ,
- $p_j^{(q)}$ – średnia cena (bazowa) produkcji gałęzi j ,
- σ_o – elastyczność transformacji;

wszystkie zmienne wyrażone są jako procentowe przyrosty.

Konsumpcja gospodarstw domowych opisywana jest za pomocą modelu Kleina-Rubina (znanego też pod nazwą modelu Stone'a-Geary'ego), tj. liniowego systemu popytu (*linear expenditure system* – zob. np. Dixon, Rimmer 2002, s. 171–173; Klein, Rubin 1947–1948):

$$x_i^{(c)} = \omega_i c + \sum_h \eta_{ih} \cdot p_h^{(c)} \quad (10)$$

gdzie:

- $x_i^{(c)}$ – popyt konsumpcyjny na produkt i ,
- c – łączna konsumpcja w cenach bieżących,
- $x_i^{(c)}$ – cena dobra konsumpcyjnego h ,
- ω_i – elastyczność popytu na produkt i względem całkowitej (nominalnej) konsumpcji,
- η_{ih} – elastyczność popytu na produkt i względem ceny produktu h ;

wszystkie zmienne wyrażone są jako procentowe przyrosty.

W rozwiązaniu modelu elastyczności wyznaczane są na podstawie m.in. krańcowych udziałów wydatków na poszczególne produkty w budżecie gospodarstw domowych (β):

$$\omega_i = \beta_i / S_i^{(c)} \quad (11)$$

$$\eta_{ih} = z_{ih} \cdot \omega_i \cdot (S^{(A)} - 1) - \omega_i \cdot (S_h^{(c)} + \beta_h - (S^{(A)} - 1)) \quad (12)$$

gdzie:

- $S_i^{(c)}$ – przeciętny udział wydatków na produkt i w budżecie gospodarstw domowych,
- $S^{(A)}$ – udział konsumpcji autonomicznej w konsumpcji całkowitej,
- z_{ih} – przyjmuje wartość 1 dla $i = h$, w pozostałych przypadkach jest równe zero.

W dwóch ostatnich równaniach wszystkie wielkości występują jako poziomy.

Eksport poszczególnych dóbr modelowany jest za pomocą funkcji popytu zagranicy, w których w roli zmiennych objaśniających występują relacje cen w kraju i za granicą. Równania popytu zagranicy mają postać:

$$x_i^{(e)} = \varepsilon_i \cdot (p_i^{(e)} - p_i^{(w)} - f_i^{(p)}) + f_i^{(e)} \quad (13)$$

gdzie:

$x_i^{(e)}$ – popyt zagranicy na produkty i ,

$p^{(e)}$ – ceny produktów eksportowych,

$p^{(w)}$ – ceny światowe, wyrażone w walucie krajowej (równe z założenia cenom importu).

W równaniu występują dodatkowo egzogeniczne zmienne reprezentujące ewentualne przesunięcia krzywych popytu zagranicy ($f^{(p)}$ odpowiada przesunięciom pionowym, $f^{(e)}$ – poziomym). Wszystkie zmienne w powyższym równaniu wyrażone są jako procentowe przyrosty; parametr ε_i wyraża cenową elastyczność popytu zagranicy.

Zastosowanie funkcji popytu zagranicy odpowiada założeniu, że zagraniczni odbiorcy traktują produkty pochodzące z różnych źródeł (krajów) jako niedoskonałe substytuty, wobec czego producenci krajowi mogą wywierać pewien wpływ na ceny dóbr eksportowych (wyrażone w walucie obcej). Przyjęto jednocześnie założenie, że wspomniane elastyczności substytucji są wysokie, wobec czego wysokie są również elastyczności cenowe eksportu (krzywe eksportu są dość płaskie). Omawiane podejście jest jednym ze sposobów modelowania eksportu małych gospodarek (Dixon, Rimmer 2010a).

Wszystkie symulacje przeprowadzane w tym badaniu – choć rozważane są w kategoriach statyki porównawczej – dotyczą długookresowych skutków impulsów ekonomicznych, tj. wykorzystują długookresowe domknięcie modelu (jest to typowe domknięcie długookresowe modelu ORANI-G – por. Horridge 2003, s. 55–59). Oznacza to przede wszystkim przyjęcie założenia o możliwości dostosowań nakładów kapitału – nakłady te mogą się zmieniać zarówno na poziomie zagregowanym, jak i sektorowym (przyjęto, że kapitał jest specyficzny dla sektora, a więc nie występują jego przepływy między sektorami). Kapitał dostosowuje się w taki sposób, aby zachować niezmienną stopę rentowności brutto, rozumianą jako jednostkowy dochód z kapitału (cena wynajmu kapitału) odniesiony do kosztu pozyskania jednostki nowego kapitału (ceny dóbr inwestycyjnych). Założono, że poziom inwestycji zmienia się proporcjonalnie do nakładów kapitału poszczególnych gałęzi (stałe relacje I/K na poziomie gałęziowym). Łączne nakłady pracy w gospodarce (ważone płacami) są stałe, co *implicite* odpowiada sytuacji stałej podaży pracy, przy stałej (naturalnej) stopie bezrobocia. Zarazem przepływy siły roboczej między gałęziami zapewniają zrównanie się stawek płac (za efektywną pracę). Relacje płac grup pracowników o różnych kwalifikacjach przyjęto jako stałe, co oznacza, że w rozważanych eksperymentach symulacyjnych nie występowała substytucja zatrudnienia między tymi grupami. Innym założeniem, związanym z długookresowym charakterem symulacji, jest powiązanie – na zasadzie stałych proporcji – zmian konsumpcji w sektorach instytucji rządowych i samorządowych oraz instytucji *non-profit* z konsumpcją gospodarstw domowych. Przyjęto też, że analizowane szoki nie powodują trwałej zmiany salda obrotów bieżących. W długim okresie saldo to, w relacji do PKB, pozostaje niezmiennione, do czego przyczyniają się dostosowania realnego kursu walutowego (definiowanego jako relacja cen światowych, wyrażonych w walucie krajowej, do deflatora PKB).

Warto dodać, że wybór m.in. domknięcia oraz poziomu agregacji modelu może wpływać na zmienność wyników symulacji, ocenianą w ramach systematycznej analizy wrażliwości. To zagadnienie wykracza jednak poza zakres niniejszego badania.

2.3. Założenia dotyczące zaburzeń parametrów

W modelu CGE można wyróżnić dwie grupy parametrów – parametry podlegające kalibracji oraz parametry niekalibrowane, do których zalicza się przede wszystkim różnego rodzaju elastyczności. Wartości parametrów niekalibrowanych mogą pochodzić z estymacji ekonometrycznej; częściej określa się je na podstawie wyników przedstawianych w literaturze bądź przyjmuje pewne wartości *a priori*. Pozostałe parametry uzyskano na podstawie danych w postaci tablicy przepływów międzygałęziowych (lub macierzy rachunków społecznych) dla pojedynczego roku (kalibracja). Trudno wytyczyć ścisłą granicę między parametrami kalibrowanymi i niekalibrowanymi, biorąc pod uwagę ich zakres znaczeniowy – obie kategorie parametrów opisują pewne aspekty technologii produkcji, preferencji, struktury instytucjonalnej gospodarki itp. Parametry kalibrowane mają jednak postać różnego rodzaju udziałów czy proporcji (lub są z nich wyprowadzane), takich jak materiałochłonność produkcji, importochłonność popytu lub udziały wynagrodzeń czynników produkcji. Parametry niekalibrowane są natomiast wielkościami nieobserwowalnymi.

Systematyczną analizą wrażliwości objęto w tym badaniu następujące grupy parametrów (wszystkie należą do kategorii parametrów niekalibrowanych):

- elastyczności substytucji kapitału i pracy (σ_{KL}),
- elastyczności substytucji produktów krajowych i importowanych (Armingtona, σ_M),
- elastyczności transformacji produkcji gałęziowej (σ_o),
- elastyczności eksportu względem relacji cen krajowych i zagranicznych (ϵ),
- krańcowe udziały wydatków na poszczególne produkty w budżecie gospodarstw domowych (β).

Analiza wrażliwości została podzielona na dwa etapy. Na pierwszym z nich przyjęto, że rozkłady prawdopodobieństwa poszczególnych parametrów są niezależne. Zaburzeniami objęto łącznie 90 parametrów (5·18, gdzie 18 jest liczbą gałęzi/produktów). Dla parametrów założono symetryczne, trójkątne rozkłady prawdopodobieństwa, charakteryzujące się współczynnikiem zmienności 20%. Oznacza to, że parametry były zaburzane w granicach $\pm 49\%$ ich wyjściowej wartości⁶. Jedyńm wyjątkiem od reguły niezależnych zaburzeń parametrów jest postępowanie dotyczące krańcowych udziałów wydatków na poszczególne produkty w budżecie gospodarstw domowych (β), ponieważ udziały te z definicji muszą się sumować do jedności. W tym przypadku niezależne zaburzenia dotyczyły zatem 17 spośród 18 parametrów, z pozostającym parametrem wyznaczanym rezydualnie⁷.

Drugi etap analizy zakłada, że zaburzenia są ściśle skorelowane w ramach wyróżnionych grup parametrów – zawsze jednakowe w kategoriach procentowych. Oznacza to, że jeśli w danym rozwiązaniu elastyczność substytucji kapitału i pracy wzrasta np. o 10%, to dotyczy to konsekwentnie wszystkich gałęzi. Podobny schemat nie może być zastosowany do parametrów β (sumujących się z definicji do jedności), które wobec tego wyłączono z drugiego etapu systematycznej analizy wrażliwości. Ostatecznie na tym etapie występują cztery niezależne źródła zmienności, związane z czterema grupami parametrów (σ_{KL} , σ_M , σ_o , ϵ).

⁶ Dzięki zastosowaniu rozkładu trójkątnego – z definicji zakładającego dolną i górną granicę wartości zmiennej losowej – zapobiega się przyjmowaniu przez parametry niedopuszczalnych wartości.

⁷ Jako wielkość rezydualną przyjęto parametr, którego wyjściowa wartość była największa. Symulacyjnie wyznaczony współczynnik zmienności dla rezydualnego parametru wyniósł około 25%, co nie odbiega istotnie od zmienności dotyczącej pozostałych parametrów (20%).

2.4. Wartości parametrów modelu i ich źródła

Wartości niekalibrowanych parametrów stosowanego tu modelu pochodzą z różnych źródeł. Elastyczności substytucji kapitału i pracy (σ_{KL}) podobnie jak elastyczności transformacji (σ_o) przyjęto na poziomie 0,5 we wszystkich gałęziach (przy zmienności parametrów w granicach $\pm 49\%$ elastyczności te przyjmują w analizie wrażliwości wartości od około 0,25 do 0,75). Są to wartości przyjęte m.in. w standardowej wersji modelu ORANI-G (Horridge 2003); autor nie znalazł odpowiednich szacunków tych wielkości dla polskiej gospodarki. Elastyczności eksportu ustalono na poziomie -4 dla wszystkich dóbr. Okoliczności przemawiające za przyjęciem takich wartości w modelu gospodarki australijskiej omawiają Dixon i Rimmer (2002, s. 222–225); przytaczana tam argumentacja może odnosić się także do innych gospodarek. Stosunkowo wysokie wartości bezwzględne tych elastyczności odzwierciedlają sytuację, w której gospodarka ma znikomy wpływ na ceny w handlu światowym poszczególnymi towarami (mała siła rynkowa). Elastyczności substytucji dóbr krajowych i importowanych (σ_M) wyznaczono na podstawie wartości, które przyjęli Gradzewicz, Griffin i Żółkiewski (2006, s. 60)⁸; zastosowane wartości σ_M są odmienne dla poszczególnych grup produktów i mieszczą się w zakresie 0,4–2,5 (por. tabela 1). Parametry systemu popytu konsumpcyjnego opierają się na szacunkach własnych, w których zastosowano metodę największej wiarygodności (próba obejmowała lata 1996–2005). Poza krańcowymi udziałami (β ; udziały te dla poszczególnych dóbr przyjmują wartości od 0,01 do 0,158, pomijając jeden udział równy zero – por. tabela 1) w modelu wykorzystano jeszcze jeden parametr pochodzący z estymacji równań popytu konsumpcyjnego – łączny (początkowy) udział wydatków autonomicznych w konsumpcji, który dla 2000 r. wyniósł 0,56. Ten ostatni parametr nie został objęty analizą wrażliwości. Podstawą kalibracji pozostałych parametrów modelu była tablica podaży i wykorzystania towarów i usług za 2000 r., w której poszczególne kategorie zużycia pośredniego i finalnego zdekomponowano na wielkości odpowiadające produkcji krajowej i importowi, marży handlowej i transportowej oraz podatkowi pośrednim.

3. Interpretacja wyników eksperymentów symulacyjnych

Systematyczna analiza wrażliwości została przeprowadzona w ramach trzech odrębnych eksperymentów symulacyjnych. Kolejne punkty zawierają omówienie najważniejszych wyników tych eksperymentów. Interpretacja skutków analizowanych szoków⁹ opiera się na przeciętnych reakcjach (w formie procentowych przyrostów) podstawowych zmiennych endogenicznych modelu, przedstawionych w tabelach 2–4.

⁸ W cytowanej publikacji elastyczności substytucji dóbr krajowych i importowanych podane są w nieco innym układzie klasyfikacyjnym – obejmującym bardziej szczegółową dezagregację – niż przyjęty w niniejszej pracy.

⁹ W analizie wrażliwości w niniejszej pracy dokonano symulacji skutków wyizolowanych szoków ekonomicznych – jest to więc typowe zastosowanie statycznego modelu CGE. Za takim podejściem przemawiają wyniki omawiane w pkt 4. Wskazują one, że zróżnicowanie rezultatów zależy od rodzaju rozważanego szoku, w związku z czym trudno mówić o odporności wyników symulacji, abstrahując od konkretnego eksperymentu symulacyjnego.

3.1. Symulacja 1 – wzrost kosztów wytwarzania energii

W pierwszej symulacji założono wzrost kosztów wytwarzania energii elektrycznej i ciepłej, następujący w formie spadku łącznej wydajności kapitału i pracy w sektorze energetycznym o 20%¹⁰. Dla rozważenia wyników symulacji z perspektywy makroekonomicznej wygodnie będzie przyjąć na chwilę, że łączne zasoby pracy i kapitału w gospodarce są stałe. Negatywny szok podaży w sektorze energetycznym prowadzi wówczas do spadku możliwości wytwórczych (potencjalnego PKB) gospodarki, proporcjonalnie do udziału sektora energetycznego w PKB. Innymi słowy, efektywne nakłady kapitału i pracy obniżają się, przy czym efektywne nakłady kapitału spadają silniej niż efektywne nakłady pracy – co jest konsekwencją faktu, że produkcja energii charakteryzuje się ponadprzeciętną kapitałochłonnością. To z kolei sprawia, że na poziomie makroekonomicznym spadek krańcowej produktywności kapitału jest mniejszy niż analogiczny efekt dla pracy. Ponieważ czynniki produkcji wyceniane są (zgodnie z założeniami modelu) na podstawie ich krańcowej produktywności, praca staje się relatywnie tańsza w stosunku do kapitału, co zachęca producentów do substytucji kapitału przez pracę.

Wracając do założeń symulacji (długookresowej) – łączne zasoby siły roboczej w gospodarce są stałe, natomiast poziom kapitału może się dostosowywać. Wobec zmiany relacji cen czynników produkcji i wywołanej nią tendencji do substytucji kapitału przez pracę obniża się zagregowany poziom kapitału. Czynnikiem w pewnym stopniu przeciwdziałającym spadkowi PKB są występujące równoległe zmiany w *terms of trade*. Obniżenie poziomu aktywności gospodarczej bezpośrednio przyczynia się do spadku popytu na dobra importowane. Ponieważ, zgodnie z założeniem, w długim okresie relacja salda obrotów bieżących do PKB jest stała, eksport musi się obniżyć, czego warunkiem jest realna aprecjacja krajowej waluty. Realna aprecjacja obniża m.in. koszty inwestycji (charakteryzujących się wysoką importochłonnością), co zachęca do zwiększenia zasobów majątku trwałego – do poziomu, przy którym wyjściowa rentowność kapitału zostanie zachowana.

Bilans obu wspomnianych efektów jest ujemny dla zagregowanego kapitału (-0,34%). Ostatecznie zatem po stronie podaży można wymienić dwa czynniki ograniczające produkcję – jest to zmniejszenie produktywności w sektorze energetyki (czynnik pierwotny) i zmniejszenie zasobów kapitału (czynnik wtórny). PKB obniża się o 0,75%. Z perspektywy popytu wzrost kosztów wytwarzania energii w największym stopniu obciąża konsumentów (spadek realnej konsumpcji o 0,90%). Eksport spada o 0,62%, podczas gdy inwestycje zmieniają się w minimalnym stopniu (wzrost o 0,04%). Wraz ze spadkiem poziomu produkcji obserwowany jest także spadek importu, o 0,43%.

Jeżeli chodzi o efekty obserwowane na szczeblu sektorowym, to bezpośrednim skutkiem spadku wydajności kapitału i pracy w sektorze energetycznym jest wzrost cen, związany ze zwiększeniem nakładów niezbędnych do wytworzenia jednostki energii. Szacunkowy wzrost cen energii wynosi 9,05%. Towarzyszy mu spadek produkcji o 1,93%. Produkcja obniża się też we wszystkich pozostałych sektorach, choć przeważnie skala spadku jest wyraźnie mniejsza.

¹⁰ Spadek wydajności dotyczy tutaj wyłącznie pierwotnych czynników produkcji, a więc nie obejmuje efektywności wykorzystania nakładów materiałowych.

3.2. Symulacja 2 – obniżka podatków pośrednich

W drugim eksperymencie symulacyjnym dokonywana jest obniżka efektywnych stawek podatków od produktów o 10% (dla wszystkich produktów oraz wszystkich kategorii popytu – zarówno finalnego, jak i pośredniego). Zmiany stawek można tu utożsamiać przede wszystkim z obniżką VAT i akcyzy. Obniżka podatku zmniejsza cenę z punktu widzenia nabywcy, stymulując popyt – zwłaszcza konsumpcyjny – co z kolei stanowi impuls do wzrostu produkcji i skłania wytwórców do zwiększenia nakładów czynników produkcji. Ponieważ w skali makroekonomicznej jedynym czynnikiem zmiennym jest kapitał, jego łączne nakłady wzrastają (o 0,89%). Ekspansję kapitału do pewnego stopnia hamuje realna deprecjacja krajowej waluty (o 1,09%), niezbędna, aby zachować niezmiennione saldo obrotów bieżących (w relacji do PKB). Deprecjacja zwiększa koszty importowanych materiałów i dóbr inwestycyjnych, nie w pełni kompensowanych w związku z obserwowaną substytucją produktów krajowych.

Przyrost PKB, wywołany obniżką stawek podatków pośrednich, wynosi 0,48%. Wzrostowi nakładów kapitału (który dotyczy wszystkich gałęzi) towarzyszą dodatkowe inwestycje (wzrost o 0,89%). Eksport zwiększa się o 1,04%. Względny wzrost realnej konsumpcji jest wyraźnie niższy (0,16%) – znaczna część dodatkowego potencjału gospodarki absorbowana jest bowiem przez inwestycje oraz koszty związane z pogorszeniem *terms of trade*.

Niemal we wszystkich sektorach następuje wzrost produkcji, choć jego skala jest różna. Największe procentowe przyrosty dotyczą produktów rafinacji ropy naftowej (1,54% – przede wszystkim na skutek wzrostu konsumpcji i zużycia pośredniego) oraz produkcji pojazdów (1,42% – efekt ten jest z kolei wywoływany przez eksport). Relatywnie niskie przyrosty dotyczą głównie usług.

W rozważanej symulacji szczególnie istotny jest szacowany wpływ wprowadzanych zmian na dochody podatkowe. Realne dochody z podatków pośrednich obniżają się o 8,70%. Spadek jest nieco mniejszy od nominalnej obniżki stawek (10%), co wynika z wywołanego tą obniżką wzrostu PKB. Szacowany spadek całkowitych wpływów podatkowych wynosi 4,42%.

3.3. Symulacja 3 – spadek popytu zagranicy

W ostatnim z rozważanych eksperymentów symulacyjnych założono obniżkę popytu zagranicy. Szok wprowadzony został w formie pionowego przesunięcia krzywych popytu zagranicy na poszczególne kategorie wyrobów i usług (o 5%). Oznacza to, że daną ilość dóbr odbiorcy zagraniczni skłonni są kupić za cenę o 5% niższą od dotychczasowej (sytuacja taka może powstać, gdy cena płacona przez zagranicznego odbiorcę wzrośnie w stosunku do ceny *free on the board* – np. na skutek nałożenia podatku).

Natychmiastowym następstwem analizowanego szoku jest spadek cen eksportu, a tym samym pogorszenie *terms of trade*. Zachowanie wyjściowego salda handlu zagranicznego w takiej sytuacji wymaga znacznej realnej deprecjacji złotego, wynoszącej według szacunków 6,65%. Jak wpływa to na podażową stronę gospodarki, najłatwiej pokazać za pomocą przedstawienia ilorazu ceny kapitału do średniej ceny pierwotnych czynników produkcji (por. Adams 2005) w następującej, rozszerzonej formie:

$$\frac{P_{CAP}}{P_{PRIM}} = \frac{P_{CAP}}{P_{INV}} \cdot \frac{P_{INV}}{P_{GNE}} \cdot \frac{P_{GNE}}{P_{GDP}} \cdot \frac{P_{GDP}}{P_{PRIM}} \quad (14)$$

gdzie:

P_{CAP} – cena wynajmu kapitału (jednostkowy dochód z kapitału¹¹),

P_{PRIM} – średnia cena pierwotnych czynników produkcji (średnia ważona ceny pracy i kapitału),

P_{INV} – deflator inwestycji,

P_{GNE} – deflator krajowego popytu finalnego (konsumpcji i akumulacji),

P_{GDP} – deflator PKB.

Zgodnie z założeniem symulacji długookresowej relacja ceny wynajmu kapitału do ceny inwestycji, czyli stopa zwrotu brutto z kapitału (rentowność), reprezentowana przez pierwszy człon prawej strony powyższego równania, jest stała¹². Drugi człon dekompozycji pokazuje relację deflatora inwestycji do deflatora popytu krajowego. Wartość tego ilorazu zwiększa się o 1,33% – taki rezultat wiąże się z ponadprzeciętną importochłonnością inwestycji w porównaniu z pozostałymi kategoriami krajowego popytu finalnego (biorąc pod uwagę, że główny impuls cenowy dotyczy tutaj towarów importowanych). Trzeci człon – relacja deflatora krajowego popytu finalnego do deflatora PKB – zmienia się pod wpływem zmian *terms of trade*. Popyt krajowy obejmuje dobra importowane, lecz nie obejmuje eksportu. Z kolei PKB wyłącza import, ale obejmuje eksport. Jeśli zatem ceny eksportu maleją w stosunku do cen importu (wyrażane w jednej walucie), czyli *terms of trade* ulegają pogorszeniu, wówczas omawiany iloraz wzrasta. Wyniki symulacji pokazują, że iloraz ten zwiększa się o 1,67%¹³. Aby zinterpretować ostatni człon dekompozycji, warto zauważyć, że średnia cena czynników produkcji jest w zasadzie deflatorem PKB, tyle że wyrażanym w cenach bazowych, tj. wyłączających podatki pośrednie. Zmiany relacji P_{GDP}/P_{PRIM} mogą zatem wynikać ze zmian stawek podatków pośrednich (które w omawianej symulacji nie występują) bądź ze zmian struktury produkcji, powodujących zmiany udziału w PKB produktów obciążonych różnymi efektywnymi stopami podatkowymi. Również wartość tego ilorazu się zwiększa, choć nie tak silnie (o 0,39%). Ostatecznie zatem cena kapitału rośnie w relacji do średniej ceny pierwotnych czynników produkcji o 3,39%, co skłania producentów do substytucji kapitału przez pracę. Ponieważ zagregowane nakłady pracy są ustalone, oznacza to spadek łącznych nakładów kapitału w gospodarce (o 2,80%) i zmniejszenie PKB (o 1,60%).

Patrzac na efekty popytowe, można zauważyć, że ciężar absorpcji rozważanego szoku leży głównie po stronie konsumpcji i inwestycji (spadek odpowiednio o 3,30% i 2,86%), a w mniejszym stopniu po stronie samego eksportu (spadek o 1,04%). Skutki sektorowe są bardziej zróżnicowane niż w poprzednich dwóch eksperymentach symulacyjnych. W pięciu grupach towarowych (spośród 18) obserwowany jest – wbrew ogólnej tendencji – wzrost produkcji. Są to, zależnie od rodzaju

¹¹ Dochody z tytułu zaangażowania kapitału mierzone są nadwyżką operacyjną brutto.

¹² Ściśle rzecz biorąc, przyjmuje się, że stopa ta jest stała na poziomie gałęzi. Ponieważ jednak – zgodnie z kolejnym założeniem – inwestycje w każdej gałęzi zmieniają się proporcjonalnie do zmian kapitału, procentowe zmiany cen zagregowanego kapitału i zagregowanych inwestycji są jednakowe. Oznacza to, że iloraz cen tych agregatów (inaczej – stopa zwrotu brutto w ujęciu makroekonomicznym) jest stały.

¹³ Wystarczy tu odczytać z tabeli 2 wynik dla deflatora popytu krajowego, pamiętając, że deflator PKB pełnił funkcję *numeraire*, a więc był stały.

produktu, skutki silniejszego efektu substytucji w kierunku dóbr krajowych (substytucja następuje pod wpływem spadku cen dóbr krajowych w relacji do cen dóbr importowanych) bądź dominacji wzrostu eksportu nad efektami ogólnego obniżenia poziomu aktywności gospodarczej¹⁴.

4. Wyniki systematycznej analizy wrażliwości

4.1. Wyniki analizy wrażliwości przy założeniu niezależnych zaburzeń parametrów

Wyniki analizy wrażliwości przedstawione zostały w postaci współczynników zmienności¹⁵ i odchyłeń standardowych, opisujących zróżnicowanie reakcji zmiennych endogenicznych (wyrażanych w formie procentowych przyrostów) na zadawane szoki (zob. tabele 2–4). Źródłem tego zróżnicowania jest niepewność dotycząca wartości kalibrowanych parametrów, które traktowane są jako zmienne losowe. Przeważnie odchylenie standardowe (S) rośnie wraz ze wzrostem przeciętnej reakcji zmiennej (M), co wskazuje na zasadność posługiwania się współczynnikiem zmienności dla zachowania porównywalności rezultatów. W szczególnych przypadkach – gdy przeciętna reakcja zmiennej endogenicznej jest bliska zera – współczynnik zmienności daje mylący wynik. W takiej sytuacji bardziej wiarygodną miarą zmienności jest odchylenie standardowe, wyrażone w punktach procentowych.

Przegląd wyników zawartych w tabelach 2–4 pozwala zauważyć, że ich zmienność (mierzona współczynnikami zmienności) jest w na ogół mniejsza niż zmienność samych parametrów – a warto przypomnieć, że zaburzeniom podlegał kompletny zestaw parametrów niekalibrowanych. Zmienność reakcji wielkości makroekonomicznych rzadko przekracza 10%, co można uznać za wynik precyzyjny. Tylko trzykrotnie (na 57 wyników makroekonomicznych zestawionych łącznie dla trzech symulacji) kierunek reakcji jest niejednoznaczny na poziomie ufności 89%¹⁶, przy czym w jednym przypadku (reakcja inwestycji w pierwszej symulacji) jest to rezultat bardzo niewielkiej skali reakcji (faktycznie zatem, biorąc pod uwagę rozmiar odchylenia standardowego, można z dużą precyzją twierdzić, że zmiana inwestycji jest znikoma, a sam kierunek reakcji nie ma w takim przypadku znaczenia). Odporność wyników makroekonomicznych w poszczególnych symulacjach jest zasadniczo podobna, z tym że pojedyncze wyniki o relatywnie dużej wrażliwości pojawiają się tylko w eksperymencie dotyczącym spadku popytu zagranicy.

Zauważalnie wyższa, w porównaniu z wynikami makroekonomicznymi, jest wrażliwość reakcji produkcji globalnej na poziomie sektorowym. W pierwszej symulacji współczynniki zmienności reakcji nie przekraczają przy tym 20%, a dla 12 z 18 grup towarów i usług są niższe od 10%.

¹⁴ W przypadku wydobycia produktów kopalnych innych niż węgiel („ropa, gaz, rudy metali”) wzrost produkcji jest nawet bardzo wyraźny (o 7,01%). Odpowiada za to przede wszystkim wspomniany efekt substytucji. Ponadto istotny jest fakt, że ta grupa produktowa charakteryzuje się bardzo wysoką importochłonnością (około 80%), a więc niewielka bezwzględna zmiana poziomu produkcji jest jednocześnie dużą zmianą względną. Wynik ten rodzi jednak pytanie – czy faktycznie produkty krajowe i importowane w omawianej grupie towarowej są substytucyjne. To z kolei mogłoby prowadzić do ewentualnej rewizji odpowiedniej elastyczności substytucji.

¹⁵ Ściśle rzecz biorąc, tabele wyników zawierają wartości bezwzględne współczynników zmienności.

¹⁶ Z nierówności Czebyszewa wynika, że gdy współczynnik zmienności przekracza 33,3%, wówczas 89-procentowy przedział ufności zawiera zero, a więc kierunek reakcji zmiennej endogenicznej jest niejednoznaczny. Przedziały ufności wyznaczane na podstawie nierówności Czebyszewa są alternatywną formą prezentacji wyników systematycznej analizy wrażliwości (zob. np. Narayanan, Hertel, Horridge 2010).

W drugiej symulacji w granicach 20% mieszczą się współczynniki dla 16 sektorów, w tym dla siedmiu wynoszą poniżej 10%. Wyniki trzeciej symulacji ujawniają natomiast dużą zmienność – w przypadku dziewięciu sektorów jej poziom należy uznać za nieakceptowalny z punktu widzenia odporności wniosków (współczynniki zmienności powyżej 33,3%). Zwłaszcza ten ostatni eksperyment pokazuje, że niezależne błędy w wartościach parametrów mogą się kompensować na poziomie makroekonomicznym, jednak przyczyniają się do dużo większej niepewności wyników na poziomie sektorowym. Jednocześnie wrażliwość wyników na poziomie sektorowym zależy przede wszystkim od rodzaju analizowanego impulsu ekonomicznego. Na tym tle interesująca jest bardzo wysoka odporność reakcji cen poszczególnych wyrobów i usług – pomijając dwa nieznaczące wyjątki, wszystkie współczynniki zmienności są mniejsze od 5%. Wśród niekalibrowanych parametrów modelu nie ma zatem takich, których zmienność prowadzić by mogła do istotnego zróżnicowania reakcji krajowych cen w przekroju sektorowym. Jest to o tyle zrozumiałe, że – przynajmniej w przypadku przyjętego we wszystkich symulacjach domknięcia długookresowego – każda gałąź doświadcza jednakowych zmian cen poszczególnych rodzajów czynników produkcji. Ponieważ na poziomie zagregowanym reakcje cen są dość stabilne, stabilizuje to także reakcje cen na poziomie zdezagregowanym.

Dodatkowym elementem przedstawianej tu analizy wrażliwości jest dekompozycja jej wyników. Zmierza ona do odpowiedzi na pytanie, w jakim stopniu poszczególne grupy parametrów odpowiadają za całkowitą zmienność rezultatów. Dekompozycji dokonano, przeprowadzając systematyczną analizę wrażliwości oddzielnie dla kolejnych grup parametrów (odpowiednio, β , ε , σ_{KL} , σ_M , σ_o), przy założeniach analogicznych do tych wykorzystanych w analizie wrażliwości obejmującej wszystkie parametry łącznie. Następnie dla każdej zmiennej wyznaczono sumę wariancji wyników z poszczególnych kroków, a dalej – udziały w tej sumie. Sumy wariancji okazały się bardzo podobne do wariancji uzyskiwanych w analizie wrażliwości obejmującej wszystkie parametry łącznie. Inaczej mówiąc, wariancje wyników związane z różnymi źródłami zmienności można traktować jako w przybliżeniu addytywne.

Wyniki dekompozycji (zob. tabele 5–6) wskazują m.in. na wciąż znikomą rolę elastyczności transformacji σ_o . Można stwierdzić, że zaburzenia (błędy) wartości tych parametrów w praktyce nie zmieniają wyników symulacji. Rezultat ten można tłumaczyć niewielkimi udziałami produkcji pobocznej (nieprofilowej) w poszczególnych gałęziach na przyjętym poziomie dezagregacji. Regułą okazuje się też stosunkowo duży wpływ niepewności związanej z estymacją elastyczności substytucji kapitału i pracy na niepewność dotyczącą wyników symulacji – to źródło dominuje w przypadku największej liczby zmiennych (spośród wolumenów) makroekonomicznych; brak jest też zmiennej (wolumenu), dla której rola tych elastyczności byłaby zaniedbywalna. Ponadto w każdym z rozważanych eksperymentów symulacyjnych elastyczności σ_{KL} są głównym źródłem zmienności szacowanych reakcji PKB. Na precyzję szacunków dochodów podatkowych wpływają z kolei głównie parametry modelu konsumpcji gospodarstw domowych (β). Obraz jest całkiem odmienny, jeżeli chodzi o źródła niepewności reakcji zmiennych reprezentujących ceny (na poziomie makroekonomicznym) – praktycznie nieistotna jest w tym przypadku zmienność σ_{KL} , a główną rolę odgrywają parametry związane z handlem zagranicznym – ε lub σ_M .

Dla produkcji według sektorów ważnym źródłem niepewności okazuje się zmienność parametrów modelu konsumpcji (β) – tylko w drugiej symulacji nie jest to źródło dominujące. Na poziomie makroekonomicznym rola tych parametrów jest wyraźnie mniejsza, do czego przyczynia się agregacja, prowadząca w tym przypadku do kompensowania błędów.

Oprócz prawidłowości wskazanych powyżej wyniki dekompozycji zawierają też wiele nieregularności – są one wręcz jednym z charakterystycznych rezultatów. Na przykład elastyczności substytucji dóbr krajowych i importowanych mają bardzo nieduży wpływ na precyzję wyników dla wolumenów makroekonomicznych w pierwszej i drugiej symulacji, natomiast są decydujące dla kilku z nich w symulacji trzeciej, zakładającej spadek popytu zagranicy. Podobnie, zmienność reakcji *terms of trade* i realnego kursu walutowego, a za nimi innych agregatów cenowych, w pierwszej i drugiej symulacji wynika przede wszystkim ze zmienności ε , podczas gdy w trzeciej symulacji – ze zmienności σ_M . Z kolei parametry β stanowią dość istotne źródło niepewności wyników makroekonomicznych w pierwszej symulacji (wzrost kosztów wytwarzania energii), natomiast w pozostałych symulacjach ich wpływ jest niewielki.

4.2. Wyniki analizy wrażliwości przy założeniu skorelowanych zaburzeń parametrów

Porównanie „struktury” zmienności wyników makroekonomicznych z analogicznymi rezultatami z pierwszego etapu prowadzi do wniosku, że są one podobne. Dla tych kategorii makroekonomicznych, dla których zmienność była relatywnie wysoka przy niezależnych zaburzeniach parametrów, pozostaje relatywnie wysoka także przy zaburzeniach skorelowanych itd. Drugi etap analizy wrażliwości potwierdza więc w znacznej mierze wnioski podane w pkt 4.1. Tym, co przede wszystkim różni zmienność otrzymywaną na obu etapach analizy wrażliwości, jest jej skala. Biorąc powyższe pod uwagę, wyniki drugiego etapu analizy wrażliwości przedstawiono w innej formie niż wyniki opisywane w poprzednim punkcie. Tabele 7–8 zawierają relacje odchyłeń standardowych, przy których wyznaczaniu zaburzenia parametrów były skorelowane, do odchyłeń standardowych wyznaczonych przy założeniu zaburzeń niezależnych. Warto przypomnieć, że systematyczna analiza wrażliwości prowadzona dla skorelowanych zaburzeń parametrów nie obejmowała parametrów modelu konsumpcji (β). Dla zapewnienia porównywalności w mianowniku wspomnianych relacji uwzględniono więc odchylenia standardowe z wyłączeniem zmienności związanej z zaburzeniami parametrów β .

Okazuje się, że wyniki symulacji są generalnie bardziej wrażliwe na skorelowane zaburzenia grup parametrów niż na zaburzenia niezależne. Oznacza to, że systematyczne błędy w wartościach parametrów – jak np. obciążenie wszystkich elastyczności substytucji kapitału i pracy – są, biorąc pod uwagę wiarygodność wyników, większym problemem niż błędy nieregularne. W przypadku wolumenów makroekonomicznych odchylenia standardowe są 2–3-krotnie wyższe na drugim etapie symulacji niż na etapie pierwszym. Jeśli chodzi o agregaty cenowe, zmienność okazuje się 2,5–3-krotnie wyższa niż przy zaburzeniach niezależnych, przy czym w ramach danego eksperymentu symulacyjnego odchylenia standardowe wzrastają (niemal) w jednakowym stopniu dla większości deflatorów. Odchylenia standardowe reakcji cen poszczególnych produktów rosną również 2,5–3-krotnie. Omawiana prawidłowość nie dotyczy natomiast produkcji globalnej według grup produktów. W tym przypadku zmienność nie wzrasta w tak dużym stopniu jak w przypadku wielkości makroekonomicznych i cen sektorowych, a w odniesieniu do niektórych sektorów precyzja wyników nawet się poprawia. W pierwszej symulacji szacowane reakcje produkcji większości towarów i usług są *de facto* bardziej precyzyjne niż w przypadku zaburzeń niezależnych.

Dekompozycja zmienności wyników według źródeł (por. tabele 9–10) nie jest bezpośrednio porównywalna z dekompozycją z pierwszego etapu symulacji, ze względu na pominięcie parametrów β . Można zaobserwować dużą koncentrację źródeł zmienności – w każdym eksperymencie symulacyjnym daje się wyodrębnić jedną główną przyczynę zmienności wyników. Najistotniejszą rolę – w odniesieniu do wolumenów makroekonomicznych – odgrywają elastyczności substytucji kapitału i pracy; w przypadku reakcji PKB w co najmniej 90% niepewność wynika z zaburzeń tej grupy parametrów. Wyjątkami są wielkości eksportu i importu, dla których duże znaczenie mają parametry ε i σ_M ; zmienność elastyczności eksportu jest też ważnym źródłem zmienności reakcji konsumpcji w pierwszej i drugiej symulacji. Głównym źródłem zmienności (udział 70–90%) reakcji cen na poziomie makroekonomicznym jest – zależnie od symulacji – albo parametr ε , albo σ_M . Co charakterystyczne, w ramach pojedynczego eksperymentu symulacyjnego udziały poszczególnych grup parametrów w całkowitej zmienności wyników są niemal jednakowe dla wszystkich wyróżnionych agregatów cenowych. Wynika z tego, że analizowane reakcje mają wspólną przyczynę. Są nią zmiany relacji cen krajowych do cen zagranicznych, reprezentowanych w modelu przez *terms of trade* i realny kurs walutowy. Świadczy o tym fakt, że do zmienności reakcji cen najsilniej przyczyniają się parametry odnoszące się do handlu zagranicznego.

5. Podsumowanie

W opracowaniu tym przedstawiono analizę wrażliwości wyników symulacji na podstawie statycznego modelu CGE polskiej gospodarki na losowe zaburzenia wszystkich tych parametrów (występujących w dezagregacji sektorowej), których wartości nie pochodzą z procedury kalibracji. Zestaw ten objął elastyczności substytucji kapitału i pracy, elastyczności substytucji dóbr krajowych i importowanych (Armingtona), elastyczności transformacji struktury produkcji gałęziowej, krańcowe udziały wydatków w budżecie gospodarstw domowych oraz elastyczności cenowe eksportu. Wrażliwość wyników badano w ramach trzech eksperymentów symulacyjnych, pokazujących skutki różnego rodzaju szoków, z zastosowaniem założeń typowych dla symulacji długookresowych. Wyniki – uzyskane za pomocą metody kwadratur Gaussa – przedstawiają przeciętne reakcje zmien-nych endogenicznych na rozważane szoki, wraz z odchyleniami standardowymi (współczynnikami zmienności) tych reakcji.

Wyniki makroekonomiczne okazały się dość odporne na niezależne zaburzenia niekalibrowanych parametrów. Współczynniki zmienności były niższe od 10% w przypadku zdecydowanej większości tych wyników (przy współczynnikach zmienności parametrów wynoszących 20%). Duże błędy występowały incydentalnie. Większe jest zróżnicowanie szacunków reakcji produkcji na poziomie sektorowym, przy czym skala tego zróżnicowania zależy od charakteru rozważanego szoku ekonomicznego. W przypadku jednego z eksperymentów symulacyjnych (spadek popytu zagranicy) stopień wrażliwości wyników praktycznie uniemożliwiał wnioskowanie dotyczące zmian produkcji w sektorach, podczas gdy w pozostałych eksperymentach zmienność była akceptowalna. Bardzo odporne okazały się natomiast reakcje cen produkcji krajowej (na poziomie grup produktów). Niepewność dotycząca wyników symulacji wzrasta (2–3-krotnie w przypadku wielkości makroekonomicznych i cen), jeśli zaburzenia w ramach danej grupy parametrów są (ściśle)

skorelowane. Wyjątkiem jest produkcja na poziomie sektorowym – jej reakcje okazują się w niektórych przypadkach bardziej wrażliwe na niezależne niż na powiązane zaburzenia parametrów.

Biorąc pod uwagę zmienne wyrażające wolumeny makroekonomiczne, dominującym źródłem niepewności jest zmienność elastyczności substytucji kapitału i pracy; dotyczy to w szczególności reakcji PKB na analizowane szoki. W przypadku cen (agregatowych) główną przyczyną niepewności wyników są zaburzenia dotyczące parametrów związanych z handlem zagranicznym – elastyczności cenowej eksportu i elastyczności substytucji produktów krajowych i importowanych. Niepewność wyników dla poszczególnych kategorii cen wiąże się przede wszystkim z niepewnością reakcji realnego kursu walutowego. Praktycznie nieznaczące – dla wszystkich zmiennych – są elastyczności zmiany struktury produkcji. Precyzja oszacowań parametrów modelu popytu konsumpcyjnego ma znacznie silniejszy wpływ na precyzję szacunków reakcji produkcji na poziomie sektorowym niż na precyzję wyników makroekonomicznych. Oprócz wskazanych prawidłowości występuje jednak wiele nieregularności – niepewność dotycząca reakcji niektórych zmiennych może być kształtowana przez odmienne czynniki (parametry), zależnie od rozważanego problemu ekonomicznego.

Podsumowując, stopień niepewności wyników symulacji najlepiej oceniać z punktu widzenia konkretnego zagadnienia symulacyjnego. W przypadku wielkości makroekonomicznych pominięcie analizy wrażliwości można, co prawda, oprzeć na ogólnej przesłance, że wyniki dla tych zmiennych są z zasady dość odporne na zmiany parametrów, wobec czego ryzyko popełnienia błędu jest małe (choć można wskazać wyjątki – pojedyncze zmienne w poszczególnych symulacjach, dla których niepewność wyników jest duża). Analiza wrażliwości jest natomiast nieodzowna, gdy w centrum zainteresowania znajduje się produkcja na poziomie sektorowym – w pewnych warunkach wyniki mogą okazać się bardzo nieprecyzyjne. Taka sytuacja występuje m.in. w przypadku znacznej (kilkuprocentowej) zmiany realnego kursu walutowego, z którą wiążą się istotne zmiany struktury produkcji. Wysoką stabilnością wykazują się natomiast wyznaczone w symulacjach reakcje cen produktów na szczeblu sektorowym.

Bibliografia

- Adams P.D. (2005), Interpretation of results from CGE models such as GTAP, *Journal of Policy Modeling*, 27 (8), s. 941–959.
- Arndt C. (1996), *An introduction to systematic sensitivity analysis via Gaussian quadrature*, GTAP Technical Paper, 2, Center for Global Trade Analysis, Department of Agricultural Economics, Purdue University.
- Arndt C., Robinson S., Tarp F. (2002), Parameter estimation for a computable general equilibrium model: a maximum entropy approach, *Economic Modelling*, 19 (3), 375–398.
- Cardenete M.A., Sancho F. (2004), Sensitivity of CGE simulations to competing SAM updates, *The Review of Regional Studies*, 34 (1), 37–56.
- DeVuyst E.A., Preckel P.V. (1997), Sensitivity analysis revisited: A quadrature-based approach, *Journal of Policy Modeling*, 19 (2), 175–185.
- Dixon P.B., Parmenter B.R. (1996), Computable general equilibrium modelling for policy analysis and forecasting, w: H.M. Amman, D.A. Kendrick, J. Rust (red.), *Handbook of Computational Economics*, 1, North-Holland, Amsterdam.

- Dixon P.B., Rimmer M.T. (2002), *Dynamic general equilibrium modelling for forecasting and policy. A practical guide and documentation of MONASH*, North-Holland, Amsterdam.
- Dixon P.B., Rimmer M.T. (2010a), Optimal tariffs: Should Australia cut automotive tariffs unilaterally? *Economic Record*, 86, 143–161.
- Dixon P.B., Rimmer M.T. (2010b), Validating a detailed, dynamic CGE model of the USA, *Economic Record*, 86, 22–34.
- Domingues E.P., Haddad E.A., Hewings G. (2008), Sensitivity analysis in applied general equilibrium models: An empirical assessment for MERCOSUR free trade areas agreements, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 48 (2), 287–306.
- Elliott J., Franklin M., Foster I., Munson T. (2009), *Propagation of data error and parametric sensitivity in computable general equilibrium model forecasts*, Technical Report Preprint ANL/MCS-P1650-0709, MCS Division, Argonne National Laboratory.
- Farmer K., Wendner R. (2004), Dynamic multi-sector CGE modeling and the specification of capital, *Structural Change and Economic Dynamics*, 15 (4), 469–492.
- Gradzewicz M., Griffin P., Żółkiewski Z., red. (2006), *An empirical recursive-dynamic general equilibrium model of Poland's economy*, Working Paper, 35956, World Bank.
- Hermeling C., Mennel T. (2008), *Sensitivity analysis in economic simulations: A systematic approach*, ZEW Discussion Papers, 08-068.
- Hertel T., Hummels D., Ivanic M., Keeney R. (2007), How confident can we be of CGE-based assessments of Free Trade Agreements?, *Economic Modelling*, 24, 611–635.
- Horridge J.M. (2003), *ORANI-G: A generic single-country computable general equilibrium model*, Monash University, Centre of Policy Studies/IMPACT Project, <http://www.monash.edu.au/policy/oranig.htm>.
- Klein L.R., Rubin H. (1947–1948), A constant-utility index of the cost of living, *The Review of Economic Studies*, 15 (2), 84–87.
- Madden J.R. (2006), Economic and fiscal impacts of mega sporting events: A general equilibrium assessment, *Public Finance & Management*, 6 (3), 346–394.
- McKittrick R.R. (1998), The econometric critique of computable general equilibrium modeling: the role of functional forms, *Economic Modelling*, 15 (4), 543–573.
- Narayanan B.G., Hertel T.W., Horridge J.M. (2010), Disaggregated data and trade policy analysis: The value of linking partial and general equilibrium models, *Economic Modelling*, 27 (3), 755–766.
- Pearson K.R., Arndt C. (2000), *Implementing systematic sensitivity analysis using GEMPACK*, GTAP Technical Paper, 3, Center for Global Trade Analysis, Department of Agricultural Economics, Purdue University.
- Rose A.Z., Hanson K., Li P.C. (2001), Income distribution effects of government transfers: sensitivity to closure rules in input-output and computable general equilibrium approaches, w: M.L. Lahr, E. Dietzenbacher (red.), *Input-output analysis: Frontiers and extensions*, Palgrave, New York.

Podziękowania

Autor pragnie podziękować anonimowym Recenzentom za wnikliwe uwagi i sugestie, które pomogły nadać opracowaniu ostateczny kształt.

Aneks

Tabela 1

Wartości wybranych niekalibrowanych parametrów modelu

Grupa produktów	Grupy parametrów	
	elastyczności substytucji produktów krajowych i importowanych (σ_M)	krańcowe udziały wydatków w budżecie gospodarstw domowych (β)
Produkty rolnictwa	2,1	0,099
Węgiel i torf	1,4	0,010
Ropa, gaz, rudy metali	1,4	0,000
Żywność i tytoń	2,5	0,091
Tekstylia	0,7	0,071
Produkty rafinacji ropy	1,4	0,047
Chemikalia i metale	1,5	0,107
Maszyny i urządzenia	1,3	0,026
Pojazdy	2,4	0,033
Pozostałe produkty	1,4	0,037
Energia	1,3	0,021
Budownictwo	0,4	0,056
Handel	1,2	0,028
Transport i telekomunikacja	1,2	0,158
Obsługa nieruchomości i firm, finanse	1,1	0,116
Administracja publiczna	1,0	0,000
Edukacja i zdrowie	1,0	0,055
Pozostałe usługi	1,1	0,044

Tabela 2

Wyniki systematycznej analizy wrażliwości dla niezależnych zaburzeń parametrów – wielkości maroekonomiczne

Zmienne	Symulacja 1			Symulacja 2			Symulacja 3		
	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>
WOLUMENY									
PKB	-0,75	0,013	1,7	0,48	0,024	5,0	-1,60	0,088	5,5
Konsumpcja	-0,90	0,013	1,4	0,16	0,019	12,1	-3,30	0,085	2,6
Inwestycje	0,04	0,027	70,7	0,89	0,048	5,4	-2,86	0,178	6,2
Eksport	-0,62	0,031	5,1	1,04	0,039	3,8	-1,04	0,388	37,2
Import	-0,43	0,023	5,4	0,45	0,033	7,4	-6,08	0,198	3,3
Kapitał	-0,34	0,025	7,5	0,89	0,048	5,3	-2,80	0,174	6,2
Wpływy podatkowe	-0,56	0,019	3,4	-4,42	0,035	0,8	-0,44	0,111	25,1
Wpływy z podatków pośrednich	-0,65	0,028	4,2	-8,70	0,050	0,6	-0,23	0,142	63,1
CENY									
Popyt krajowy	-0,06	0,005	9,6	0,14	0,007	5,1	1,67	0,040	2,4
Konsumpcja w gospodarstwach domowych	0,11	0,006	5,8	-0,37	0,008	2,3	1,97	0,047	2,4
Konsumpcja w instytucjach <i>non-profit</i>	-0,22	0,001	0,5	1,09	0,001	0,1	-0,02	0,003	11,7
Konsumpcja rządowa	-0,42	0,003	0,7	1,47	0,004	0,3	-1,09	0,024	2,2
Inwestycje	-0,19	0,009	5,0	0,42	0,013	3,0	3,00	0,071	2,4
Eksport	-0,12	0,005	4,0	0,83	0,007	0,8	1,58	0,038	2,4
Import	-0,27	0,020	7,2	1,09	0,028	2,6	6,65	0,152	2,3
Kapitał	-0,19	0,009	5,0	0,42	0,013	3,0	3,00	0,071	2,4
Praca	-1,05	0,011	1,0	2,28	0,016	0,7	-3,78	0,086	2,3
Realny kurs walutowy	-0,27	0,020	7,2	1,09	0,028	2,6	6,65	0,152	2,3
<i>Terms of trade</i>	0,15	0,015	10,0	-0,26	0,021	7,9	-4,75	0,100	2,1

Uwagi: *M* – przeciętna reakcja na szok (w %), *S* – odchylenie standardowe (w pkt proc.), *V* – wartość bezwzględna współczynnika zmienności (w %).

Tabela 3

Wyniki systematycznej analizy wrażliwości dla niezależnych zaburzeń parametrów – produkcja globalna

Grupa produktów	Symulacja 1			Symulacja 2			Symulacja 3		
	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>
Produkty rolnictwa	-0,89	0,122	13,7	0,48	0,053	11,0	-1,53	0,543	35,5
Węgiel i torf	-1,46	0,103	7,1	0,14	0,051	36,3	0,35	0,334	94,0
Ropa, gaz, rudy metali	-1,99	0,168	8,4	0,84	0,097	11,5	7,01	1,575	22,5
Żywność i tytoń	-0,40	0,046	11,4	0,58	0,059	10,1	-0,11	0,275	254,6
Tekstylia	-0,50	0,080	16,1	0,52	0,086	16,4	-1,44	0,490	34,1
Produkty rafinacji ropy	-0,74	0,054	7,3	1,54	0,156	10,2	-2,47	0,333	13,5
Chemikalia i metale	-0,84	0,064	7,6	0,64	0,056	8,7	0,43	0,474	111,0
Maszyny i urządzenia	-0,46	0,040	8,7	0,54	0,057	10,5	0,88	0,562	64,1
Pojazdy	-0,48	0,066	13,7	1,42	0,167	11,8	0,25	0,743	296,7
Pozostałe produkty	-0,53	0,042	8,0	0,65	0,075	11,5	0,08	0,335	413,7
Energia	-1,93	0,179	9,3	0,32	0,023	7,1	-1,11	0,145	13,0
Budownictwo	-0,36	0,037	10,2	0,57	0,034	6,0	-2,32	0,175	7,5
Handel	-0,59	0,029	4,8	0,56	0,027	4,9	-1,95	0,131	6,7
Transport i telekomunikacja	-0,95	0,142	15,0	0,76	0,074	9,8	-1,21	0,627	51,6
Obsługa nieruchomości i firm, finanse	-0,80	0,057	7,1	0,34	0,027	7,8	-1,18	0,209	17,6
Administracja publiczna	-0,90	0,013	1,4	0,16	0,019	12,1	-3,30	0,084	2,6
Edukacja i zdrowie	-1,00	0,049	4,9	-0,07	0,044	59,4	-3,39	0,158	4,7
Pozostałe usługi	-0,63	0,053	8,5	0,20	0,018	8,7	-1,81	0,193	10,7

Uwagi: *M* – przeciętna reakcja na szok (w %), *S* – odchylenie standardowe (w pkt proc.), *V* – wartość bezwzględna współczynnika zmienności (w %).

Tabela 4

Wyniki systematycznej analizy wrażliwości dla niezależnych zaburzeń parametrów – ceny bazowe produktów krajowych

Grupa produktów	Symulacja 1			Symulacja 2			Symulacja 3		
	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>	<i>M</i>	<i>S</i>	<i>V</i>
Produkty rolnictwa	-0,03	0,007	21,8	0,52	0,009	1,7	2,04	0,049	2,4
Węgiel i torf	-0,59	0,004	0,6	1,46	0,003	0,2	-0,80	0,017	2,2
Ropa, gaz, rudy metali	0,52	0,003	0,6	1,20	0,004	0,4	-1,07	0,028	2,6
Żywność i tytoń	-0,16	0,004	2,7	0,62	0,006	0,9	1,28	0,031	2,5
Tekstylia	-0,24	0,003	1,4	1,18	0,004	0,4	1,00	0,024	2,4
Produkty rafinacji ropy	-0,31	0,012	3,8	0,55	0,016	3,0	3,85	0,089	2,3
Chemikalia i metale	0,005	0,005	108,9	0,96	0,007	0,8	1,66	0,041	2,5
Maszyny i urządzenia	-0,18	0,004	2,4	1,09	0,006	0,5	1,33	0,033	2,5
Pojazdy	-0,14	0,007	4,7	0,82	0,009	1,1	2,09	0,051	2,4
Pozostałe produkty	-0,17	0,004	2,5	0,93	0,006	0,6	1,25	0,031	2,5
Energia	9,05	0,005	0,1	1,05	0,003	0,3	0,74	0,019	2,5
Budownictwo	-0,22	0,005	2,1	0,85	0,006	0,7	1,38	0,035	2,5
Handel	-0,19	0,005	2,8	0,62	0,007	1,1	1,57	0,038	2,4
Transport i telekomunikacja	-0,19	0,003	1,6	0,74	0,004	0,5	0,84	0,021	2,5
Obsługa nieruchomości i firm, finanse	0,28	0,004	1,3	0,83	0,005	0,6	1,07	0,027	2,5
Administracja publiczna	-0,51	0,003	0,6	1,48	0,005	0,3	-1,19	0,026	2,2
Edukacja i zdrowie	-0,45	0,005	1,0	1,64	0,007	0,4	-1,64	0,036	2,2
Pozostałe usługi	-0,11	0,004	3,1	0,71	0,004	0,6	1,00	0,025	2,5

Uwagi: *M* – przeciętna reakcja na szok (w %), *S* – odchylenie standardowe (w pkt proc.), *V* – wartość bezwzględna współczynnika zmienności (w %).

Tabela 5

Źródła zmienności wyników symulacji przy niezależnych zaburzeniach parametrów – wielkości makroekonomiczne (w %)

Zmienne	Symulacja 1					Symulacja 2					Symulacja 3				
	β	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	β	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	β	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o
WOLUMENY															
PKB	21	10	66	2	1	6	8	85	1	0	6	2	81	11	0
Konsumpcja	33	37	20	6	4	13	45	39	2	0	12	8	25	55	0
Inwestycje	18	14	64	2	2	1	8	90	1	0	4	2	81	13	0
Eksport	34	3	24	39	1	9	4	69	18	0	2	0	9	88	0
Import	17	46	18	19	0	4	51	39	7	0	2	5	13	80	0
Kapitał	19	10	70	2	1	1	7	91	0	0	5	2	84	9	0
Wpływy podatkowe	63	1	35	0	1	57	1	42	0	0	37	0	61	1	0
Wpływy z podatków pośrednich	85	0	14	0	0	84	0	16	0	0	68	0	31	1	0
CENY															
Popyt krajowy	13	70	6	10	0	3	78	15	4	0	2	9	7	83	0
Konsumpcja w gospodarstwach domowych	8	74	7	11	0	1	79	15	4	0	3	9	7	82	0
Konsumpcja w instytucjach <i>non-profit</i>	84	15	0	0	1	94	1	5	0	0	7	2	52	38	0
Konsumpcja rządowa	13	66	8	12	1	1	80	15	4	0	2	11	12	74	0
Inwestycje	14	69	7	11	0	3	78	15	4	0	2	9	7	82	0
Eksport	22	59	7	11	0	4	77	15	4	0	2	8	6	84	0
Import	11	70	7	11	0	2	78	15	4	0	2	10	8	80	0
Kapitał	14	69	7	11	0	3	78	15	4	0	2	9	7	82	0
Praca	9	71	8	12	1	1	80	15	4	0	2	10	10	78	0
Realny kurs walutowy	11	70	7	11	0	2	78	15	4	0	2	10	8	80	0
<i>Terms of trade</i>	9	74	6	11	0	2	78	16	4	0	2	11	8	79	0

Tabela 6

Źródła zmienności wyników symulacji przy niezależnych zaburzeniach parametrów – produkcja globalna (w %)

Grupa produktów	Symulacja 1					Symulacja 2					Symulacja 3				
	β	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	β	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	β	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o
Produkty rolnictwa	98	1	1	1	0	23	32	14	31	0	81	0	2	18	0
Węgiel i torf	56	24	2	0	19	6	64	29	1	0	8	76	10	6	0
Ropa, gaz, rudy metali	4	13	1	81	1	53	24	16	6	0	1	2	1	96	0
Żywność i tytoń	91	5	2	1	1	27	57	5	12	0	37	0	3	60	0
Tekstylia	78	17	3	2	0	15	73	10	1	0	39	17	4	39	0
Produkty rafinacji ropy	95	0	4	0	1	77	19	2	2	0	66	18	6	10	0
Chemikalia i metale	31	49	5	14	0	3	61	32	5	0	12	5	6	78	0
Maszyny i urządzenia	15	58	18	9	0	2	57	39	2	0	1	6	5	87	0
Pojazdy	10	72	7	11	0	1	89	5	5	0	2	20	3	75	0
Pozostałe produkty	40	46	9	4	0	1	84	13	2	0	11	2	9	78	0
Energia	84	16	0	0	0	11	4	85	0	0	62	1	27	10	0
Budownictwo	79	4	16	0	1	5	10	84	0	0	54	0	41	5	0
Handel	83	4	13	0	0	16	22	62	0	0	59	2	35	4	0
Transport i telekomunikacja	97	1	1	0	0	4	76	17	2	0	86	2	3	9	0
Obsługa nieruchomości i firm, finanse	81	13	3	4	0	22	15	60	4	0	63	0	12	24	0
Administracja publiczna	33	37	20	6	4	13	45	39	2	0	12	8	25	55	0
Edukacja i zdrowie	94	3	2	0	0	78	9	12	1	0	69	2	12	17	0
Pozostałe usługi	97	1	1	0	0	19	17	62	1	0	90	0	6	3	0

Tabela 7

Zmienność wyników symulacji dla skorelowanych lub niezależnych składników losowych – relacja odchyłeń standardowych; rezultaty dla wielkości makroekonomicznych

Zmienne	Symulacja		
	1	2	3
WOLUMENY			
PKB	2,7	3,1	3,0
Konsumpcja	2,2	2,7	2,7
Inwestycje	2,8	3,2	3,1
Eksport	2,2	3,0	2,8
Import	2,4	3,0	2,8
Kapitał	2,8	3,1	3,1
Wpływy podatkowe	1,9	2,1	2,5
Wpływy z podatków pośrednich	1,2	1,3	1,8
CENY			
Popyt krajowy	2,5	2,9	2,9
Konsumpcja w gospodarstwach domowych	2,6	2,9	2,9
Konsumpcja w instytucjach <i>non-profit</i>	0,5	0,2	1,8
Konsumpcja rządowa	2,5	2,9	2,9
Inwestycje	2,5	2,9	2,9
Eksport	2,3	2,9	2,9
Import	2,5	2,9	2,9
Kapitał	2,5	2,9	2,9
Praca	2,6	2,9	2,9
Realny kurs walutowy	2,5	2,9	2,9
<i>Terms of trade</i>	2,5	2,9	2,9

Tabela 8

Zmienność wyników symulacji dla skorelowanych lub niezależnych składników losowych – relacja odchyleń standardowych; rezultaty dla wielkości sektorowych

Grupa produktów	Produkcja globalna symulacja			Ceny bazowe symulacja		
	1	2	3	1	2	3
Produkty rolnictwa	0,3	1,6	0,7	2,4	2,9	2,9
Węgiel i torf	0,9	2,3	1,5	1,6	2,9	2,8
Ropa, gaz, rudy metali	0,9	1,6	0,8	2,3	2,9	2,4
Żywność i tytoń	0,4	0,9	0,6	2,4	2,9	2,9
Tekstylia	0,9	1,2	1,0	2,3	2,9	2,9
Produkty rafinacji ropy	0,6	0,7	1,0	2,5	2,9	2,9
Chemikalia i metale	0,8	1,9	0,9	2,4	2,9	2,8
Maszyny i urządzenia	1,6	2,3	0,8	2,4	2,9	2,8
Pojazdy	0,9	0,8	0,7	2,4	2,9	2,9
Pozostałe produkty	1,1	1,2	1,0	2,4	2,9	2,9
Energia	0,5	3,0	1,8	1,4	2,8	2,9
Budownictwo	1,4	3,1	2,2	2,4	2,9	2,8
Handel	1,2	2,7	2,0	2,4	2,9	2,9
Transport i telekomunikacja	0,3	1,4	0,6	2,2	2,8	2,9
Obsługa nieruchomości i firm, finanse	0,7	2,6	1,2	2,3	2,9	2,8
Administracja publiczna	2,2	2,7	2,7	2,5	2,9	2,9
Edukacja i zdrowie	0,7	1,4	1,6	2,6	2,9	2,9
Pozostałe usługi	0,5	2,8	1,0	2,3	2,9	2,9

Tabela 9

Źródła zmienności wyników symulacji przy skorelowanych zaburzeniach parametrów – wielkości makroekonomiczne (w %)

Zmienne	Symulacja 1				Symulacja 2				Symulacja 3			
	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o
WOLUMENY												
PKB	9	90	1	0	7	93	0	0	0	90	9	0
Konsumpcja	55	36	8	2	51	46	2	0	2	30	67	0
Inwestycje	11	87	1	1	5	94	0	0	0	91	9	0
Eksport	0	55	45	0	1	85	14	0	0	12	87	0
Import	48	34	18	0	47	48	5	0	2	17	80	0
Kapitał	8	91	1	0	5	94	0	0	0	92	8	0
Wpływy podatkowe	1	99	0	0	1	99	0	0	0	100	0	0
Wpływy z podatków pośrednich	0	100	0	0	1	99	0	0	0	100	0	0
CENY												
Popyt krajowy	78	12	10	0	76	20	3	0	2	10	89	0
Konsumpcja w gospodarstwach domowych	78	12	10	0	76	20	3	0	2	10	89	0
Konsumpcja w instytucjach <i>non-profit</i>	76	0	0	23	71	8	20	1	0	17	83	0
Konsumpcja rządowa	73	15	12	1	77	20	3	0	2	17	81	0
Inwestycje	77	13	10	0	76	20	3	0	2	10	88	0
Eksport	71	16	13	0	77	20	3	0	1	9	90	0
Import	77	13	10	0	76	20	3	0	2	11	87	0
Kapitał	77	13	10	0	76	20	3	0	2	10	88	0
Praca	75	14	11	0	77	19	3	0	2	14	84	0
Realny kurs walutowy	77	13	10	0	76	20	3	0	2	11	87	0
<i>Terms of trade</i>	78	12	10	0	76	21	3	0	2	12	86	0

Tabela 10

Źródła zmienności wyników symulacji przy skorelowanych zaburzeniach parametrów – produkcja globalna (w %)

Grupa produktów	Symulacja 1				Symulacja 2				Symulacja 3			
	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o	ε	σ_{KL}	σ_M	σ_o
Produkty rolnictwa	4	75	12	9	23	56	20	0	1	37	62	0
Węgiel i torf	10	20	1	70	42	57	0	0	41	45	14	0
Ropa, gaz, rudy metali	1	16	83	1	23	73	4	0	3	17	81	0
Żywność i tytoń	6	86	0	8	27	61	12	0	0	64	35	0
Tekstylia	48	39	13	0	16	76	7	0	7	45	48	0
Produkty rafinacji ropy	0	96	0	4	51	44	5	0	17	68	16	0
Chemikalia i metale	8	88	4	0	3	97	0	0	5	82	13	0
Maszyny i urządzenia	20	78	2	0	19	79	2	0	4	89	7	0
Pojazdy	8	90	2	0	16	83	1	0	26	72	1	0
Pozostałe produkty	11	83	5	0	0	99	0	0	1	93	6	0
Energia	86	13	1	0	2	98	0	0	0	87	13	0
Budownictwo	11	86	1	2	6	93	0	0	0	92	8	0
Handel	3	95	1	1	12	88	0	0	4	94	2	0
Transport i telekomunikacja	3	95	2	0	12	88	0	0	10	90	1	0
Obsługa nieruchomości i firm, finanse	30	63	7	0	5	94	1	0	0	85	15	0
Administracja publiczna	55	36	8	2	51	47	2	0	2	30	67	0
Edukacja i zdrowie	44	48	6	2	40	58	2	0	2	42	56	0
Usługi pozostałe	26	70	3	1	19	80	1	0	0	68	31	0

Systematic sensitivity analysis of simulation results in a static computable general equilibrium model

Abstract

Computable general equilibrium (CGE) models are not subjected to statistical verification, typical for econometric modelling. In this case, the issue of precision and reliability of simulation results is often undiagnosed. One way to curb the problem of uncertainty is to perform sensitivity analysis – usually by varying key model assumptions and parameter values. In this paper we present the results of systematic sensitivity analysis, assuming random perturbances of a wide range of elasticity parameters. Simulations are carried out using a standard static CGE model for the Polish economy. The findings are that the simulation results for macro-variables are usually quite robust to parameter errors, while sectoral results might (though don't need to) turn out unstable under certain conditions, so that reliable inference is impossible. Sensitivity of results depends on the particular economic problem being considered. Uncertainty increases if disturbances are correlated within parameter groups.

Keywords: computable general equilibrium (CGE) model, sensitivity analysis