

MODELAREA MATEMATICĂ ÎN SUPTUL RESTRUCTURĂRII SECTORULUI AGRAR

Natalia MOCANU, dr., conf.univ., Universitatea Agrară de Stat din Moldova
Elvira NAVAL, dr., conf.univ., Institutul de Matematică și Informatică

The article studied the problem of debt econometric estimation of agricultural enterprises in order to analyze its impact on the development of agricultural enterprises. Was estimated broad information on agricultural businesses both within cities and districts of Moldova. In support of the idea of holding training is proposed agri-food economic-mathematical model, which is a modification of the model [1] by applying it to complex agribusiness. The investigated composition includes random shocks that affect agriculture and industries fully examined in particular.

Key words: *Mathematical modeling, econometric estimation, agriculture, debt economic value chain, random shocks.*

Introducere

Sectorul agrar al Republicii Moldova constituie o verigă de bază lanțului valoric agroalimentar de la rezultatele activității căruia în mare măsură depinde atât volumul exportului, cât și securitatea alimentară a țării în ansamblu. Fiind la începutul deceniului al doilea de la finalizarea procesului de privatizare în masă a pământului și patrimoniului său, agricultura autohtonă la ziua de astăzi manifestă unele tendințe negative, principala din care o putem numi acumularea datoriilor pe conturile întreprinderilor agricole. Conform datelor biroului Național de statistică al republicii Moldova datoriile agenților economici din agricultură la data de 01.01.2011 au depășit volumul de 7,2 mlrd. lei sau cu 11,3 la sută mai mult decât valoarea fondurilor fixe de producție agricolă.

De menționat, că numai plata ratelor dobânzilor la aceste credite constituie aproximativ 1,1 mlrd. lei anual, ceea ce depășește volumul subvențiilor de stat, alocate sectorului agrar mai mult de 2,5 ori.

Folosind ideile propuse în [1], la soluționarea celor expuse se va aplica modelul elaborat în acest articol în vederea descrierii activității de producere a sectorului agroalimentar.

Material și metodă

Estimări econometrice ale datoriilor agenților economici din agricultură

Datoriile agenților economici din sectorul agrar prezintă un impediment de proporții pentru dezvoltarea sectorului agricol și al complexului agro-alimentar în special, deoarece pun în pericol siguranța alimentară a Republicii Moldova. Prin urmare, analiza lor sub aspectul factorilor, care influențează procesul acumulării sau achitării acestor datorii este foarte important în vederea determinării strategiilor de dezvoltare pe viitor. Din aceste considerente se propune o abordare econometrică privind estimarea dependențelor funcționale dintre datoriile acumulate, profitul, investițiile și salariul anual pe angajat. Datele privind activitatea agenților economici din toate raioanele, municipiile și Unitatea Teritorială Gagauzia pe profilul: venituri, investiții, salariul anual pe o unitate de angajat sunt selectate în conformitate cu evidența statistică, reflectată în F.1 rd.770+970; anexa F.1 rd.4; anexa F.1 rd.6; F.2 rd.10; anexa 1.2 rd.080-120. O analiză preventivă a datelor selectate ne vorbește despre faptul că datele privind datoriile sunt foarte dispersate, ceea mai mică fiind zero, ceea mai mare constituind 601539660 iar media fiind de 5948010.75. La fel de pestriț este tabloul referitor la restul indicatorilor examinați: spre exemplu circa 50% de întreprinderi

agricole examinate sau nu investesc nimic, sau nu achită salarii; unele din ele înregistrând venituri insuficiente. O atare situație ne-a impus să eliminăm datele, care conțin zerouri privind toți indicatorii examinați, cel mai ponderat argument în acest sens fiind acel de calcul, și anume metodele folosite nu acceptă date de acest gen. Apoi și motivația economică vine în susținerea acestui procedeu, deoarece valoarea de zero a unui sau altul indicator economic nu este semnificativă.

Rezultatele obținute

Ținând cont de cele expuse anterior sau efectuate estimări econometrice în baza datelor perfectate au fost folosite formele funcționale lineare și logaritmice pentru toate raioanele, municipiile, UTA Gagauzia și integral pe republică. De menționat, că pentru câteva raioane nu a fost posibilă efectuarea estimărilor din lipsa bazei informaționale suficiente.

În continuare se vor prezenta estimările econometrice pentru municipiul Chișinău. Cum a fost menționat anterior, au fost examinate două forme funcționale: una lineară și alta nelineară-logaritmică, pentru ambele constanta fiind egală cu zero.

m. Chișinău

$$Datoria = 0.178 * Venituri + 3.049 * Investiții + 5601 * Salarii$$

(0.255)	(0.653)	(3292)
[.696]	[4.669]	[1.701]

R²=0.4615; F=15.99.

$$\ln(Datoria) = 0.39 * \ln(Venituri) + 0.37 * \ln(Investiții) + 0.601 * \ln(Salarii)$$

(0.1051)	(0.0904)	(0.2169)
[3.7833]	[4.1872]	[2.7711]

R²=0.9958; F=2255.

Rezultatele calculelor ne demonstrează că forma lineară nu este potrivită din cauza discrepanțelor mari în datele statistice. Acest fapt este confirmat prin valorile indicatorilor R² și F, care atestă nivelul de aprocsimație și calitatea formei funcționale selectate, la fel devierile standard ale coeficienților estimați, plasate în paranteze rotunde sunt mari. Însă t-statisticile, aflate în paranteze pătrate, sunt semnificative. Acest fapt ne demonstrează că în cazul funcției logaritmice toți coeficienții pe lângă variabilele independente: Venit, Investiții, Salariu sunt semnificativi, demonstrând că la formarea unei unități de datorie contribuie 0.39 unități din venit, 0.37 unități din investiții și 0.601 unități din salariu.

În varianta logaritmică în care datoria inițială este diferită de zero, accentele puțin se deplasează, semnificative rămânând variabilele independente, care se referă la venit și investiții, mai puțin semnificative devenind termenul liber (constanta) și salariul. Nivelul de aprocsimație diminuează suficient, iar calitatea formei funcționale lasă de dorit.

$$\ln(Datoria) = 4.2 + 0.34 * \ln(Venituri) + 0.31 * \ln(Investiții) + 0.26 * \ln(Salarii)$$

(2.3437)	(1.1075)	(0.0952)	(0.2843)
[1.7938]	[3.1838]	[3.3299]	[0.9421]

R²=0.6192; F=11.4

m. Bălți

$$Datoria = 0.475 * Venituri + 1.87 * Investiții + 727 * Salarii$$

(0.0910)	(0.5288)	(1428)
[5.227]	[3.540]	[0.5094]

R²=0.842; F=38.5

$$\ln(Datorie) = 0.41 * \ln(Venituri) + 0.24 * \ln(Investiții) + 0.77 * \ln(Salariu)$$

$$\begin{array}{ccc} (0.1583) & 0.1055 & (0.3058) \\ [2.5929] & [2.282] & [2.5194] \end{array}$$

$R^2=0.9919$; $F=860$

r. Briceni

$$Datoria=0.33*Venituri+0.96*Investitii+488*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc} (0.1681) & (0.4404) & (1413) \\ [1.97] & [2.18] & [0.345] \end{array}$$

$$R^2=0.7137; R^2_{adj}=0.5093; F=934$$

$$Ln(Datorie)=0.33*Ln(Venituri)+0.405*Ln(Investitii)+0.61*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc} (0.1494) & (0.1304) & (0.280) \\ [2.219] & [3.11] & [2.179] \end{array}$$

$$R^2=0.9968; R^2_{adj}=0.9937; F=1424$$

Pentru r.Briceni aproximația prin intermediul formei liniare este suficient de bună însă o singură variabilă independentă-Investițiile este semnificativă, ceea ce ne vorbește despre faptul că la formarea datoriilor în cea mai mare măsură contribuie investițiile. În cazul formei funcționale logaritmice atât aproximația, cât și semnificația coeficienților este foarte bună, justificând creșterea datoriilor din contul tuturor componentelor.

r. Cahul

$$Datoria=0.17*Venituri+1.11*Investitii+633*Salarii$$

$$\begin{array}{ccc} (0.2152) & (0.5859) & (628) \\ [0.79] & [1.89] & [1.0076] \end{array}$$

$$R^2=0.8186; R^2_{adj}=0.67; F=20.3$$

$$Ln(Datorie)=0.6214*Ln(Venituri)+0.1825*Ln(Investitii)+0.4215*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc} (0.2284) & (0.1256) & (0.4538) \\ [2.7201] & [1.453] & [0.928] \end{array}$$

$$R^2=0.9965; R^2_{adj}=0.9931; F=1441$$

Pentru r. Cahul o aproximație reușită prezintă forma funcțională logaritmică cu o singură variabilă independentă-Venituri semnificative, la formarea unei unități de datorie contribuie 0.409 unități de venituri, cu alte cuvinte, circa 40,9 % din venituri se formează în baza datoriilor.

r. Dondușeni

$$Datoria=0.409*Venituri-1.001*Investitii+2046*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc} (0.2152) & (0.5859) & (628) \\ [3.28] & [-2.277] & [2.94] \end{array}$$

$$R^2=0.86; R^2_{adj}=0.747; F=31.5$$

$$Ln(Datorie)=0.68*Ln(Venituri)-0.198*Ln(Investitii)+0.763*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc} (0.2854) & (0.2589) & (0.7635) \\ [2.39] & [-0.766] & [1.2639] \end{array}$$

$$R^2=0.993; R^2_{adj}=0.986; F=488$$

În acest caz forma liniară este potrivită, dat fiind reprezentative statisticile de aproximație și în plină măsură semnificativi coeficienții estimați de pe lângă toate variabilele independente. Pentru forma logaritmică statisticile de aproximație sunt foarte bune iar semnificația coeficienților este foarte bună pentru Venituri și Salarii și suficient de bună pentru Investiții. Dacă ne referim la aportul variabilelor independente la formare datoriilor, apoi ca să se acopere datoriile curente sunt necesare 68% din Venituri, 76% din Salarii și circa 19% din Investiții diminuează datoriile. Ceea ce e imposibil, și atunci datoriile nu se achită dar se acumulează.

r. Drochia

$$Datoria=1.488*Venituri-0.279*Investitii+118*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc} (0.2558) & (0.2937) & (589) \end{array}$$

$$R^2=0.82; R^2_{adj}=0.672; F=13.6$$

$$Ln(Datorie)=0.68*Ln(Venituri)+0.116*Ln(Investiții)+0.45*Ln(Salarii)$$

[5 81]	[0.949]	[0.2]
(0.098)	(0.099)	(0.133)
[6.309]	[1.61]	[3.41]

$$R^2=0.996; R^2_{adj}=0.993; F=1529$$

Aproape aceiași situație este și în r.Drochia, cu o singură excepție – toți indicatorii contribuie într-o măsură sau alta la formarea datoriilor.

r. Edineț

$$Datoria=0.32*Venituri+0.815*Investitii+209*Salariu$$

(0.09)	(0.204)	(350)
[3.592]	[3.986]	[0.59]

$$R^2=0.63; R^2_{adj}=0.598; F=29.27$$

$$Ln(Datorie)=0.418*Ln(Venituri)+0.28*Ln(Investiții)+0.644*Ln(Salarii)$$

(0.133)	(0.117)	(0.234)
[3.075]	[2.39]	[2.75]

$$R^2=0.996; R^2_{adj}=0.993; F=1529$$

Pentru raionul Edineț estimările demonstrează că funcția liniară oferă o aproximație satisfăcătoare, în timp ce semnificația coeficienților estimat ne demonstrează că unul dintre ei este ne semnificativ, și anume acela vizavi de slariu. Iar aproximația logaritmică este foarte reușită sub ambele aspecte.

r. Hîncești

$$Datoria=0.124*Venituri+0.74*Investitii+2394*Salariu$$

(0.123)	(0.744)	(350)
[0.35]	[0.48]	[1.17]

$$R^2=0.177; R^2_{adj}=0.0762; F=1.87$$

$$Ln(Datorie)=0.594*Ln(Venituri)-0.23*Ln(Investiții)+0.842*Ln(Salarii)$$

(0.232)	(0.177)	(0.414)
[2.56]	[-0.059]	[2.03]

$$R^2=0.991; R^2_{adj}=0.983; F=504$$

În acest caz funcția liniară nu este potrivită, ea poate fi exclusă din examinare întrucât statisticile obținute nu satisface condițiilor necesare pentru o estimare reușită. În schimb funcția logaritmică are o aprocsimație foarte bună, însă unul din coeficienții estimați nu este semnificativ, demonstrând o statistică foarte mică -0.059.

r. Orhei

$$Datoria=0.209*Venituri-+1.055*Investitii+622*Salariu$$

(0.101)	(0.17)	(571)
[2.066]	[6.17]	[1.089]

$$R^2=0.729; R^2_{adj}=0.682; F=29.6$$

$$Ln(Datorie)=0.302*Ln(Venituri)+0.577*Ln(Investiții)+0.336*Ln(Salarii)$$

(0.122)	(0.119)	(0.212)
[2.46]	[4.81]	[1.58]

$$R^2=0.996; R^2_{adj}=0.992; F=1510.6$$

Pentru raionul Orhei atât funcția lineiară, cât și aceea logaritmică reprezintă ă aproximație și semnificație foarte bună.

r. Rezina

$$Datoria=0.09*Venituri-+2.356*Investitii+560*Salariu$$

(0.27)	(0.69)	(560)
[0.34]	[3.41]	[0.57]

$$R^2=0.94; R^2_{adj}=0.86; F=73.2$$

$$Ln(Datorie)=0.452*Ln(Venituri)+0.4817*Ln(Investiții)+0.196*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.576) & (0.306) & (0.946) \\
 [0.785] & [1.571] & [0.201] \\
 R^2=0.992; R^2_{adj}=0.919; F=589.2
 \end{array}$$

Estimările pentru raionul Rezina ne demonstrează o aproximație reușită în ambele cazuri, însă numai coeficientul vizavi de investiții este semnificativ, ceea ce înseamnă că la formarea datoriei, în cea mai mare măsură contribuie investițiile.

r. Rîșcani

$$Datoria=0.094*Venituri+1.207*Investitii+332*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.11) & (0.53) & (380) \\
 [0.83] & [2.24] & [0.87]
 \end{array}$$

$$R^2=0.62; R^2_{adj}=0.57; F=20.8$$

$$Ln(Datorie)=0.806*Ln(Venituri)+0.082*Ln(Investiții)+0.11*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.155) & (0.115) & (0.265) \\
 [5.19] & [0.709] & [0.41]
 \end{array}$$

$$R^2=0.994; R^2_{adj}=0.9679; F=2126$$

De aici desprindem, că forma logaritmică oferă o aproximație foarte bună, însă un singur coeficient vizavi de venituri este semnificativ.

r. Sîngerei

$$Datoria=0.29*Venituri+1.487*Investitii+135*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.073) & (0.36) & (200) \\
 [4.05] & [4.07] & [0.67]
 \end{array}$$

$$R^2=0.76; R^2_{adj}=0.739; F=55.4$$

$$Ln(Datorie)=0.699*Ln(Venituri)+0.182*Ln(Investiții)+0.217*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.137) & (0.112) & (0.176) \\
 [5.07] & [1.61] & [1.227]
 \end{array}$$

$$R^2=0.993; R^2_{adj}=0.972; F=2347$$

Raionul Sîngerei manifestă o aproximație suficient de bună prin forma liniară, foarte bună prin aceea logaritmică și a câte doi coeficienți semnificativ pentru ambele forme funcționale, vizavi de venituri și investiții.

r. Soroca

$$Datoria=-0.004*Venituri+2.66*Investitii+944*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.119) & (0.375) & (839) \\
 [-0.04] & [7.08] & [1.12]
 \end{array}$$

$$R^2=0.84; R^2_{adj}=0.801; F=59.6$$

$$Ln(Datorie)=0.647*Ln(Venituri)+0.269*Ln(Investiții)+0.162*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.13) & (0.132) & (0.142) \\
 [4.96] & [2.04] & [1.13]
 \end{array}$$

$$R^2=0.994; R^2_{adj}=0.964; F=1945$$

Dacă pentru raionul Soroca aproximațiile sunt reușite pentru ambele forme funcționale, apoi semnificația coeficienților este una contradictorie. În cazul formei funcționale liniare este semnificativ numai coeficientul vizavi de investiții, apoi pentru forma funcțională logaritmică, doi coeficienți sunt semnificativi: vizavi de venituri și vizavi de investiții.

r. Ștefan Vodă

$$Datoria=0.151*Venituri+0.31*Investitii+1119*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.057) & (0.133) & (375) \\
 [2.63] & [2.33] & [2.98]
 \end{array}$$

$$R^2=0.77; R^2_{adj}=0.736; F=40.7$$

$$Ln(Datorie)=0.28*Ln(Venituri)+0.378*Ln(Investiții)+0.774*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc}
 (0.144) & (0.1002) & (0.278) \\
 [1.94] & [3.78] & [2.77]
 \end{array}$$

$$R^2=0.993; R^2_{adj}=0.964; F=1733$$

În cazul dat atât forma funcțională liniară, cât și aceea logaritmică manifestă o semnificație brută vizavi de toți indicatorii examinați. Iar aproximația funcțională este suficient mai bună pentru forma funcțională logaritmică.

r. Taraclia

$$Datoria=1.506*Venituri-0.44*Investitii+1189*Salariu$$

$$\begin{matrix} (0.266) & (1.33) & (2112) \\ [5.667] & [-0.329] & [0.56] \end{matrix}$$

$$R^2=0.74; R^2_{adj}=0.66; F=18.4$$

$$Ln(Datorie)=0.47*Ln(Venituri)-0.042*Ln(Investiții)+1.25*Ln(Salarii)$$

$$\begin{matrix} (0.226) & (0.107) & (0.455) \\ [2.096] & [-0.39] & [2.75] \end{matrix}$$

$$R^2=0.991; R^2_{adj}=0.937; F=726$$

Forma funcțională liniară este de o aproximație mai puțin reușită cu un singur coeficient semnificativ vizavi de variabila venituri. Iar forma funcțională logaritmică oferă o aproximație perfectă, dat fiind semnificativi doi coeficienți vizavi de variabilele venituri și salarii.

r. Telenești

$$Datoria=0.95*Venituri+0.95*Investitii+1022*Salariu$$

$$\begin{matrix} (0.104) & (0.291) & (464) \\ [0.913] & [3.26] & [2.20] \end{matrix}$$

$$R^2=0.757; R^2_{adj}=0.689; F=22.8$$

$$Ln(Datorie)=0.747*Ln(Venituri)-0.045*Ln(Investiții)+0.596*Ln(Salarii)$$

$$\begin{matrix} (0.171) & (0.167) & (0.236) \\ [4.357] & [-0.272] & [2.51] \end{matrix}$$

$$R^2=0.995; R^2_{adj}=0.949; F=1603$$

Aici forma funcțională liniară este de o aproximație suficientă, dat fiind semnificativi coeficienții vizavi de variabilele investiții și salarii. Forma funcțională logaritmică este de o aproximație perfectă cu doi coeficienți semnificativi: vizavi de venituri și salarii.

r. Ungheni

$$Datoria=0.108*Venituri+0.835*Investitii+1010*Salariu$$

$$\begin{matrix} (0.094) & (0.256) & (573) \\ [1.15] & [3.25] & [1.76] \end{matrix}$$

$$R^2=0.58; R^2_{adj}=0.517; F=13.04$$

$$Ln(Datorie)=0.26*Ln(Venituri)+0.29*Ln(Investiții)+0.949*Ln(Salarii)$$

$$\begin{matrix} (0.219) & (0.145) & (0.408) \\ [1.188] & [2.032] & [2.325] \end{matrix}$$

$$R^2=0.989; R^2_{adj}=0.953; F=885$$

În acest caz forma funcțională liniară este de o aproximație joasă cu doi coeficienți semnificativi: vizavi de investiții și salarii. Iar forma funcțională logaritmică manifestă o aproximație foarte bună, doi coeficienți fiind semnificativi iar unul la limita semnificației.

UTA Găgăuzia

$$Datoria=0.244*Venituri+0.526*Investitii+1440*Salariu$$

$$\begin{matrix} (0.131) & (0.393) & (508) \\ [1.86] & [1.33] & [2.83] \end{matrix}$$

$$R^2=0.544; R^2_{adj}=0.511; F=23.4$$

$$Ln(Datorie)=0.49*Ln(Venituri)+0.236*Ln(Investiții)+0.628*Ln(Salarii)$$

$$\begin{matrix} (0.137) & (0.095) & (0.232) \\ [3.59] & [2.46] & [2.7] \end{matrix}$$

$$R^2=0.99; R^2_{adj}=0.97; F=1989$$

Forma funcțională liniară în acest caz este de o aproximație redusă cu doi coeficienți vizavi de venituri și salarii semnificativi. Însă forma funcțională logaritmică este foarte bună sub toate aspectele.

Total sectorul agrar din RM

$$Datoria=0.455*Venituri+0.922*Investitii+338*Salariu$$

$$\begin{array}{ccc} (0.024) & (0.063) & (137) \\ [18.46] & [14.61] & [2.46] \end{array}$$

$$R^2=0.597; R^2_{adj}=0.595; F=441.24$$

$$Ln(Datorie)=0.56*Ln(Venituri)+0.174*Ln(Investiții)+0.563*Ln(Salarii)$$

$$\begin{array}{ccc} (0.02) & (0.022) & (0.05) \\ [19.68] & [7.72] & [11.22] \end{array}$$

$$R^2=0.991; R^2_{adj}=0.99; F=33768$$

Total pe sectorul agrar forma funcțională liniară este de o aproximație suficient de bună cu coeficienți semnificativi în raport cu toate variabilele independente examinate. Forma funcțională logaritmică reprezintă o aproximație foarte bună, coeficienții vizavi de toate variabilele independente fiind de o semnificație extrem de înaltă. Deci la formarea unei unități de datorie contribuie 0.56 unități din venituri, 0.174 unități din investiții, 0.563 unități din salariu.

În concluzie, analiza regresională efectuată ne demonstrează, că atât la nivel de raioane și municipii, cât și integral pe republică sectorul agrar, în situația creată, nu are posibilitate să achite povara datoriilor acumulate, continuând acumularea lor. Și atunci, care ar fi soluția? Una din soluții ar fi subvenționare masivă a ramurilor export producătoare, înghețarea sau anularea parțială sau totală a datoriilor istorice. Iar altă soluție ar fi formarea holdingurilor agro-alimentare în vederea promovării tehnologiilor avansate, concentrării asupra îmbunătățirii calității produselor finale și intermediare, pornind de la aceleași premize: subvenționare direcționată și conservarea sau anularea parțială sau totală a datoriilor istorice.

Ca o modalitate reciproc recunoscută de către creditori și debitori de soluționare a problemei datoriilor este propusă crearea în baza întreprinderilor agricole respective și a firmelor de furnizori (creditori principali) a Holdingurilor agroalimentare. Esența reformelor propuse o constituie faptul transformării datoriilor întreprinderilor agricole în activele holdingurilor, drept consecință fiind restructurarea acestora din urmă cu păstrarea concomitentă a capacităților existente de producție agricolă, păstrarea, ba chiar și creșterea numărului locurilor de muncă, volumelor de producție, volumelor de export al produselor agroalimentare etc.

Pentru a argumenta acest obiectiv se propune un model de creștere endogenă cu factori aleatorii, care acționează atât asupra sectorului agrar integral, cât și asupra ramurilor din acest sector, în special., dat fiind sectorul agrar prezentat de o structură integrată. Ceea ce oferă posibilitatea folosirii efective a mijloacelor capitale, umane și de cercetare într-un mod mult mai efektiv decât la nivelul unor întreprinderi agricole separate.

Se presupune că sectorul agrar este constituit din trei subsectoare: subsectorul de cercetare, subsectorul de bunuri intermediare și subsectorul de bunuri finale. Subsectorul de cercetare generează idei noi care contribuie la majorarea varietății de bunuri intermediare. După procurarea dreptului exclusiv pentru a produce bunuri intermediare specifice, acest subsector devine monopolist în fabricarea bunului intermediar respectiv. La rândul său, subsectorul bunurilor finale folosește bunurile intermediare pentru fabricarea bunuri finale respective.

Subsectorul bunurilor finale este constituit dintr-un număr mare de firme competitive agricole, de prelucrare, de transportare, de infrastructură etc., participante

la formarea lanțului valoric. Aceste firme utilizează forța de muncă din cercetare și dezvoltare (C&D), forța de muncă, ce nu aparține acestui sector, și bunuri intermediare pentru a fabrica producție finală omogenă.

Funcția de producere

Funcția de producere care descrie activitatea se presupune a fi de tip Cobb-Douglass cu șocuri aleatorii:

$$Y(t) = J^{a+b}(t)H_Y^a(t)L^b(t)\sum_{j=1}^{A(t)}(x_j(t)x_j(t))^{1-a-b}, \quad 0 < a, b < 1, a + b < 1, \quad (1)$$

unde $H_Y(t)$ și $L(t)$ este forța de muncă din sectorul (C&D) și din sectorul non (C&D), necesară pentru fabricarea bunurilor finale respective; $x_j(t)$ sunt cantitățile diverselor bunuri intermediare, care vor fi comercializate de la firme din sectorul bunurilor intermediare; $A(t)$ este numărul bunurilor intermediare accesibile pentru fabricarea bunurilor finale; și șocurile aleatorii vin de la $J(t), x_j(t)$.

Este necesar de explicat succint componentele funcției de producere expusă anterior. Primul factor $J(t)$ măsoară șocul de producere asupra economiei în ansamblu. Unica restricție asupra $J(t)$ este, că $J(t)$ e ne negativ și reprezintă un proces de medie reversibilă. Pentru $J(t)$ nu se examinează nici o formă funcțională concretă. De exemplu, pentru $J(t)$ (continuu în timp) poate fi folosit un proces Feller ne negativ de medie reversibilă, sau proces exponențial, care este o analogie continuu a seriilor temporare autoregresive exponențiale.

Factorul $H_Y(t)$ în funcția de producere este forța de muncă din C&D, necesară pentru fabricarea bunurilor finale Y ; $L(t)$ este restul forței de muncă, implicată în fabricarea bunurilor finale. Forța de munca $H(t)$, disponibilă pentru sectorul de C&D, este împărțită între sectorul de producere al bunurilor finale $H_Y(t)$ și sectorul de cercetare $H_A(t)$; și anume $H(t) = H_Y(t) + H_A(t)$.

Indicele de însumare $A(t)$ atestă numărul total de produse intermediare disponibile. Sectorul de producere al bunurilor finale concepe acest număr fiind dat. Se presupune că contribuția cercetărilor constă în majorarea de $A(t)$ și, în special, la sporirea numărului de produse disponibile pe piața internă. În (1) procesul stocastic $x_j(t)$ măsoară aportul produsului j la fabricarea bunurilor finale, în concluzie și eficacitatea activității de cercetare, care inventează ideea de a produce $x_j(t)$.

Se presupune că $x_j(t)$: (1) pentru $j \geq 1, x_j(t)$ sunt independent și identic distribuite, $x_j(0)$ fiind egale pentru toți $j \geq 1$; (2) $x_j(t)$ este un proces ne negativ de medie reversibilă; (3) $x_j(t)$ este de o volatilitate înaltă, reflectând faptul că eficacitatea cercetărilor nu poate fi prognozează. Iar cele două șocuri aleatorii, șocul de producere asupra economiei în ansamblu, $J(t)$ și șocul care afectează eficacitatea produsului j , $x_j(t)$ sunt independente unul de altul.

Orice firmă din sectorul bunurilor intermediare în primul rând procură brevetul (sau elaborarea) de la sectorul de cercetare. După ce, ea acționează ca monopolist în fabricarea unui bun intermediar specific ca apoi să-l comercializeze sectorului de bunuri finale. Se presupune că fiecare firmă produce un singur bun intermediar, întrucât protecția brevetului permite numai unei firme să producă un singur bun intermediar.

Din cauza monopolului, în orice moment de timp t , având la dispoziție cererea

din partea sectorului de bunuri finale, $p_j(x_j)$, firma j , producătoare de bunuri intermediare, va alege o cantitate optimă de x_j care maximizează profitul:

$$\max_{x_j} p_j(t), \quad p_j(t) = p_j(x_j)x_j - hx_j, \quad (2)$$

unde $p_j(x_j)$ este dată de (3). Aici se presupune că costul de fabricare al bunurilor intermediare este proporțional cantității fabricate, h fiind costul unei unități de capital. h poate fi valoarea ratei dobânzii.

Din condițiile necesare de ordinul întâi pentru maximizare primim $(\partial p_j / \partial x_j)x_j + p_j - h = 0$. Deaceea, $(\partial p_j / \partial x_j)x_j / p_j + 1 - h / p_j = 0$. Astfel, înlocuind elasticitatea prețului din (4), primim $1 - a - b = h / p_j(x_j)$. Prin urmare, prețul monopolist stabilit de sectorul bunurilor intermediare pentru produsul j este

$$p_j(x_j) = h / (1 - a - b). \quad (3)$$

Deoarece prețul nu depinde de j , toate bunurile intermediare sunt comercializate la același preț. Ceea ce e motivat prin faptul că în model efectul de la inovațiile tehnologice este asigurat prin majorarea diversității bunurilor intermediare însă nu prin calitatea lor. Vom menționa, că și în modelul Romer prețul monopolist e fixat constant, independent de j .

Cantitatea optimă de bunuri intermediare și profitul monopolist

Dat fiind definit prețul monopolist din (5), curba cererii x_j va fi determinată în funcție de (3):

$$\frac{h}{1 - a - b} = (1 - a - b)J^{a+b}(t)H_Y^a(t)L^b(t)[x_j(t)]^{1-a-b}x_j^{-a-b}(t) \quad \text{sau}$$

$$x_j(t) = \frac{(1 - a - b)^{2/(a+b)}}{h^{1/(a+b)}}J(t)[H_Y^{a/(a+b)}(t)][L^{b/(a+b)}(t)][x_j(t)]^{(1-a-b)/(a+b)} \quad (4)$$

Deci, cererea x_j este un process aleatoriu în funcție de șocul de producție asupra economiei în ansamblu $J(t)$ și de șocurile de eficiență individuală $x_j(t)$. În prezența șocului aleatoriu asupra economiei în ansamblu $J(t)$, valoarea cererii x_j va fi cu atât mai mare cu cât mai mare a fi valoarea J . Cu alte cuvinte, firmele intermediare în cazul unui salt economic tind să producă cantități de bunuri intermediare mai multe iar atunci când economia e în descreștere mai puține. Din (5) obținem profitul monopolist $p_j(t)$ sub forma $p_j(t) = \frac{h}{1 - a - b}x_j - hx_j = h \frac{a + b}{1 - a - b}x_j$. Profitul monopolist pentru $1 \leq j \leq A(t)$,

$$p_j(t) = (a + b)(1 - a - b)^{\frac{2}{(a+b)}-1} J(t)[H_Y(t)]^{a/(a+b)}[L(t)]^{b/(a+b)}\left(\frac{x_j(t)}{h}\right)^{(1-a-b)/(a+b)}. \quad (5)$$

Spre deosebire de firmele producătoare de bunuri finale, care sunt perfect competitive și au un profit zero, profitul monopolist $p_j(t)$ este diferit de zero și, în prezența șocurilor aleatorii, stochastic și diferit pentru toate firmele intermediare.

Sectorul de cecetare generează idei, fiind interpretate ca instrucțiuni pentru crearea bunurilor intermediare, contribuie la elaborarea bunurilor intermediare noi. Elaborările sunt comercializate de sectorul intermediar, în schimbul dreptului de autor (royalty), imediat după ce sunt inventate.

Se presupune că dinamica stocului de cunoștințe (numărul de elaborări) $A(t)$, care pot fi interpretate ca instrucțiuni pentru crearea bunurilor intermediare sau ca invenții, efectuate pînă la momentul de timp t , se înscrie ca:

$$\dot{A}(t) = \frac{dA(t)}{dt} = \bar{d}H_A(t), \quad \text{unde} \quad (6)$$

$$\bar{d} = dH_A^{1-l}(t)A(t)^j, \quad 0 < l < 1, \quad j < 1, \quad (7)$$

l este coeficientul, care reflectă contribuția forței de muncă la creșterea tehnologică și de cercetare iar $H_A(t)$ este forța de muncă în C&D, destinată cercetării, împărțită între sectorul de cercetare $H_A(t)$ și sectorului de producție finală $H_Y(t)$. Constanta $l \in (0,1)$ reflectă fenomenul dublării în cercetare: ca urmare a dublării posibile, productivitatea în cercetare diminuează cu atât mai mult, cu cât mai multă forță de muncă este implicată în cercetare. Coeficientul j este factorul pozitiv de desiminare a cunoștințelor.

Deși efortul de cercetare $A(t)$ este determinist, $H_A(t)$ poate fi determinist numai pe parcursul creșterii balansate iar eficiența cercetărilor $x_j(t)$ este întotdeauna aleatoare. Deci, în ansamblu pe economie funcția de producere pentru idei nu poate fi caracterizată prin randament constant la scară, dat fiind influențată de răspîndirea cunoștințelor și dublarea lor.

Rata endogenă de creștere tehnologică

În starea perfect balansată $\frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$ este o constantă g_A , se va demonstra că

$$\frac{\dot{H}_Y(t)}{H_Y(t)} = \frac{\dot{H}_A(t)}{H_A(t)} = \frac{\dot{H}(t)}{H(t)} = g_H, \quad \text{rata de creștere a forței de muncă din C&D integral pe}$$

economie. Pentru a determina g_A , din ecuația $dA(t) = dH_Y^l(t)A(t)^{j-1} dt$ avem

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = dH_Y^l(t)A(t)^{j-1}, \quad \text{unde partea stîngă pe parcursul creșterii balansate, este}$$

constantă. Logaritmînd și apoi derivînd în raport cu t ecuația precedentă, primim

$$l \frac{\dot{H}_A(t)}{H_A(t)} = (1-j) \frac{\dot{A}(t)}{A(t)}, \quad \text{rearangarea termenilor produce}$$

$$g_A = \frac{l g_H}{1-j}. \quad (8)$$

Din (8) desprindem că pentru menținerea unei creșteri perfect balansate, rata de creștere tehnologică trebuie să fie o funcție crescătoare în raport cu g_H , rata de creștere totalului forței de muncă din C&D, cu l , coeficientul contribuției forței de muncă la creșterea tehnologică și cu j , coeficientul de desiminare al cunoștințelor.

Concluzii și propuneri

Pentru aplicarea modelului expus la modelarea evoluției sectorul agrar al Republicii Moldova este necesar să se estimeze funcția de producere axaminată anterior și, în special, coeficienții acestei funcții; care exprimă elasticitățile Produsului Intern Brut din agricultură în raport cu factorii de producere: capital și muncă. Folosind datele Biroului Național de Statistică privind munca și calculele proprii, în conformitate cu care acest indicator este calculat ca produsul dintre salariul mediu anual din agricultură și numărul angajaților pentru anii 2000-2011. Ca apoi coeficientul b să fie calculat ca

media raportului dintre valoarea forței de muncă și PIBagr respectiv pentru anii 2000-2011. Conform datelor statistice, extrase din tabelele pentru PIB, populația angajată și salariu, s-a obținut pentru această elasticitate valoarea de 0.8442. Pentru a calcula capitalul am utilizat formulcunoscuta $K_t = (1-d) \cdot K_{t-1} + I_t$, aici constanta d este coeficientul scoaterii din uz ai fondurilor fixe, valoarea căruia s-a stabilit de 0.023 și 0.05, K_t , K_{t-1} valorile capitalului în anul curent și anul precedent respectiv, iar I_t este valoarea investițiilor fixe în anul curent. Valorile, obținut pentru trendul de capital, au fost utilizate pentru estimare regresională cu și fără termenul liber, deci sub forma: $Y_t = \exp(mt)K_t^a L_t^b$ și $Y_t = K_t^a L_t^b$. Rezultatele estimărilor sunt prezentate mai jos, din care desprindem, că în cazul în care $m = 0$, suma coeficientelor a și b este egală cu 1.03, deci manifestă randamentul la scară în creștere, demonstrând implicit că creșterea economică este motivată și de implicarea progresului tehnologic. Dacă ne referim la analiza calității estimărilor pentru acest caz, atunci putem constata, că

Forma funcțională neliniară se potrivește foarte bine, ceea ce este confirmat de statisticile R^2 , R^2_{adj} și statistica Fisher-F, care este foarte bună. Însă la capitolul semnificației coeficienților situația este mai proastă, t-statisticile, aflate în paranteze pătrate au valori mai joase decât acelea tabelară pentru nivelul de semnificație 0.2 și trei grade de libertate, egal cu 1.64. Deci, coeficienții estimați nu sunt suficient de semnificativi, acest fapt este confirmat și de valorile probabilităților de semnificație, care la fel sunt destul de mari și de valorile intervalului de încredere, care trec prin zero. Cele expuse pot fi explicate prin posibila incorectitudine a datelor privind mijloacele fixe, implicate la calcularea stocului de capital, și datele ce țin de salarizare. Oricum aceste estimări sunt comparabili cu acelea obținute în [2-3] pentru economie integral: $a = 0.46; 0.42$ iar $b = 0.54; 0.58$. Prin urmare funcția de producere estimată poate fi folosită pentru pronosticare, însă coeficienții estimați necesită a fi reestimați anual în vederea precizării valorilor obținute anterior.

$$\ln Y = 0.48493 \cdot \ln K + 0.5472 \cdot \ln L$$

$$(0.3779) \quad (0.3704)$$

$$[1.283] \quad [1.4772]$$

$$R^2 = 0.9997; R^2_{adj} = 0.9994; F = 7709.26.$$

În cazul în care termenul liber este diferit de zero, estimațiile sunt prezentate mai jos și sunt mai slabe atât sub aspectul potrivirii formei funcționale statisticile R^2 , R^2_{adj} și statistica Fisher-F, destul de mici, cât și referitor la t-statisticile și P-valoarea (probabilitatea semnificației coeficienților), care constată semnificația coeficienților estimați, unicul coeficient cu semnificație potrivită fiind termenul liber.

$$\ln Y = 4.5298 + 0.15589 \cdot \ln K + 0.33135 \cdot \ln L$$

$$(1.529) \quad (0.3779) \quad (0.3704)$$

$$[2.96] \quad [0.5227] \quad [1.1795]$$

$$R^2 = 0.6919; R^2_{adj} = 0.4787; F = 3.67.$$

Ne vom folosi de coeficienții estimați pentru forma funcțională cu termenul liber egal cu zero în vederea evaluării volumelor de producție în sectorul agrar. Pentru a aplica formula (4) în acest scop avem nevoie de valorile coeficienților a , b și h , la fel și a volumului forței de muncă din cercetare, implicată în sectorul agro-alimentar dar și volumul forței de muncă antrenată în acest sector cu excepția celor din cercetare în anul 2010.

Volumul forței de muncă din cercetare H_y îl găsim în [4] fiind egal cu 0.472 mii cercetători. Populația ocupată în agricultură se cifrează la 314.7 mii persoane, $h = 0.96715$.

Rămîne să ne determinăm cu numărul și structura ramurilor din sectorul agrar,

care vor fi examinate în calculele de simulare. Concomitent trebuie să calculăm valorile șocurilor aleatorii integral pe agricultură și în particular pe ramurile implicate.

Bibliografie

1. S. C. Kou, S G. Kou, A. Tale of Two Growths: Modeling Stochastic Endogenous Growth and Growth Stocks. Working paper, Dept. of Stat., Harvard University, and Dept. of IEOR, Columbia University. 2002.
2. Apostolos Papafilippou. Notes on the cobb-douglas production function model, the growth elasticity of poverty, and the calibration and use of the spreadsheet model using moldovan data. ecorys – support to strengthen policy management capacity project. May, 2012. 1-19.
3. INTERNATIONAL MONETARY FUND REPUBLIC OF MOLDOVA. Selected issue. Michael Gorbanyov, Tokhir Mirzoev, Octavian Scerbachi, Gabriel Srour (all EUR), and Philippe Karam (FAD). Approved by European Department, July 1, 2010. 4-65.
4. Consiliul Suprem pentru Știință și Dezvoltare Tehnologică. Raport privind activitatea CȘSDT și rezultatele științifice principale, obținute în sfera științei și inovării în anul 20062010. Ch.:S.n., 2011 (Tipografia AȘM). 396. ISBN 978-9975-62-287-5.
5. <http://www.statistica.md>