

MODELAREA DEZVOLTĂRII SECTORULUI AGRO-INDUSTRIAL ÎN CONDIȚII DE INCERTITUDINE ȘI RISC

*Elvira NAVAL, dr., conf., univ., IMI
Natalia MOCANU, dr., conf., univ., UAM*

Modelarea macroeconomică a sectorului agro-industrial este propusă în modelul prezentat [1]. În acest scop se estimează funcția de producere dependentă a trei factori de producție: capital, forța de muncă și pământul arabil. Peste paisprezece ramuri de perspectivă au fost selectate pentru examinare, se calculează valorile Produsului Intern Brut și valorile volumului de producție, activitatea cărora este supusă atât șocului aleatoriu integral, cât și șocurilor aleatorii ramurale.

Cuvinte cheie: *modelare matematică, sectorul agro-industrial, funcția de producere în agricultură, șocuri aleatorii.*

Introducere. Ponderea sectorului agro-industrial în economia Republicii Moldova este suficient de mare, atingând nivelul de 52% în anul 1995 și diminuând la 24% în anul 2011. Fiind un sector strategic, el asigură securitatea alimentară a țării, din acest motiv, dezvoltării sectorului agro-industrial trebuie să se acorde o atenție sporită, ținând cont de faptul că Republica Moldova se află în zona de risc agricol: înghețuri, secetă, inundații, alunecări de teren. Însă aplicarea tehnologiilor avansate este limitată sau imposibilă din cauza parcelării excesive a terenurilor agricole, din cauza insuficienței forței de muncă calificată și multor alți factori.

Deci, avansarea sectorului agro-industrial și sporirea aportului lui la formarea Produsului Intern Brut, necesită realizarea unor obiective speciale. Ele se referă la consolidarea terenurilor agricole; elaborarea și utilizarea soiurilor de plante noi de calitate net superioară; folosirea tehnologiilor avansate la prelucrarea și menținerea calității solului; restabilirea și perfecționarea sistemului existent de irigare; sporirea randamentului culturilor agricole; perfecționarea sistemului de stocare, transportare, prelucrare și ambalare a producției agricole; amplasarea centrelor de prelucrare a producției agricole în apropierea imediată de producători; utilizarea tehnologiilor contemporane de prelucrare și ambalare a producției industriei prelucrătoare.

Definitivarea celor de perspectivă ramuri ale sectorului agro-industrial, subvenționarea lui mai eficientă, consolidarea terenurilor agricole, implementarea tehnologiilor avansate în agricultură și în industria prelucrătoare, atragerea investițiilor și tinerilor plecați la munci peste hotarele țării prin programul PARE 1+1, sunt acțiuni primordiale de efectuat întru redresarea sectorului agro-industrial și, prin urmare, fortificarea securității alimentare.

Modelarea dezvoltării sectorului agro-industrial în condițiile de incertitudine și risc, caracteristice pentru RM, oferă un instrumentar util în procesul de luare a deciziilor cu privire la structura optimă a acestui sector, la determinarea impactului consecințelor calamităților naturale asupra lui, la evaluarea diverselor scenarii de dezvoltare.

Conținutul de bază. Sectorul bunurilor finale. Ca și în

AGRICO-INDUSTRIAL SECTOR DEVELOPMENT MODELING UNDER UNCERTAINTY AND RISK

*Elvira NAVAL, PhD, Associate Professor, IMI
Natalia MOCANU, PhD, Associate Professor, AUM*

Macroeconomic modelling of the agro-industrial sector proposed in [1] is done. For this purposes production function dependent of three production factors: capital, land and labour was estimate. Fourteen more perspective branches were selected for examination, Gross Domestic Product values and volume values for examined sector and branches, supposed to stochastic shocks, were calculated.

Key words: *mathematical modelling, agro-industrial sector, production function in agriculture, random shocks.*

JEL Classification: *C6, Q1, Q15, Q19*

Introduction. The weight of agro-industrial sector in Republic of Moldova economy is sufficiently high, touching upon 52% in 1995 and decreasing to 24% in 2011, being a strategic sector it ensure food security of the country. So, this sector development must be given special attention, because Republic of Moldova is located in the risk area: frost, drought, flood, slippage of the field. Advanced technologies applying is limited or impossible for the reason of excessive division of the agricultural land, insufficiency of qualified workforce, and so on.

Therefore, the progress of the agro-industrial sector and its contribution to the Gross Domestic Product, requires some special objectives achieving. They are related to the agricultural land strengthening; developing and using of new plants varieties of substantially higher quality; using advanced technologies for processing and keeping of the soil quality, restoring and improving existing system of irrigation; increasing agricultural crop yield; improving system of storage, transportation, processing and packaging of the agricultural production; location of the processing centers in close proximity of producers; using new technologies for processing and packaging.

Perspective agro-industrial sector branches determination, its more efficient subsidizing, agricultural land strengthening, advanced technologies implementation, investment and young people go to work abroad bringing into PARE 1+1 program are primordial actions to be carried out in this sector revival and, therefore, food safety fortification.

Modeling of the agro-industrial sector development under uncertainty and risk conditions, one's own to the Republic of Moldova, offers an useful tool regarding to decision-making process with respect to optimal structure of this sector, for the natural calamity impact consequences determining, for different development scenarios assessing.

The basic content. Final goods sector. Identically

[1], sectorul bunurilor finale este constituit dintr-un număr mare de firme competitive, care 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 se presupune a fi de tip Cobb-Douglass cu șocuri aleatorii:

$$Y(t) = \mathcal{G}^{\alpha+\beta}(t) H_Y^\alpha(t) L^\beta(t) T^\gamma(t) \sum_{j=1}^{A(t)} \left(\xi_j(t) x_j(t) \right)^{1-\alpha-\beta-\gamma},$$

$$0 < \alpha, \beta, \gamma < 1, \alpha + \beta + \gamma < 1, \quad (1)$$

unde: $H_Y(t)$ și $L(t)$ este forța de muncă din sectoarele (C&D) și non (C&D), necesară pentru fabricarea bunurilor finale respective, $T(t)$ este valoarea terenurilor agricole arabile; $x_j(t)$ sunt cantitățile diverselor bunuri intermediare, comercializate de la firme din sectorul bunurilor intermediare; $A(t)$ este numărul bunurilor intermediare accesibile pentru fabricarea bunurilor finale; iar șocurile aleatorii vin de la $\mathcal{G}(t), \xi_j(t)$.

$\mathcal{G}(t)$ din (1) măsoară șocul de producere asupra sectorului agro-industrial în ansamblu, $\mathcal{G}(t)$ este non negativ și reprezintă un proces de medie reversibilă.

$H_Y(t)$ 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 $H_A(t)$. $H(t) = H_Y(t) + H_A(t)$.

$A(t)$ se referă la numărul total de produse intermediare disponibile. Se presupune că cercetările majorează $A(t)$, sporind numărul de produse disponibile pe piața internă. Procesul stocastic $\xi_j(t)$ măsoară eficacitatea activității de cercetare la producerea bunului intermediar $x_j(t)$.

Pentru $j \geq 1$, $\xi_j(t)$ sunt independente și identic distribuite, $\xi_j(0)$ fiind egale pentru toți, $j \geq 1$; $\xi_j(t)$ este un proces non negativ de medie reversibilă; $\xi_j(t)$ este de o volatilitate înaltă, dat fiind, că eficacitatea cercetărilor nu poate fi prevăzută. Iar cele două șocuri: șocul de producere asupra economiei în ansamblu $\mathcal{G}(t)$ și șocul de productivitate $\xi_j(t)$ sunt independente.

Sectorul bunurilor intermediare. Orice firmă din sectorul bunurilor intermediare, în primul rând, procură brevetul de la sectorul de cercetare. După aceea, 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

with [1], final goods sector consists of a large number of competitive companies, using labourforce from research and development (R&D) sector, labor, that do not belongs to this sector, and intermediate goods to produce homogeneous final.

Production function

Production function is supposed to be of the Cobb-Douglass type with the stochastic shocks:

here, $H_Y(t)$ și $L(t)$ is labour force from the (R&D) sector and from non (R&D) sector, needed for producing of the respective final goods, $T(t)$ is the value of the arable land; $x_j(t)$ are quantities of the diferent intermediate goods to markets from the intermediate goods sector; $A(t)$ are number of the addmissible intermediate goods for the final goods production; and stochastic shoks come from $\mathcal{G}(t), \xi_j(t)$.

$\mathcal{G}(t)$ min (1) measures the production shock on the agro-industrial sector as a whole, $\mathcal{G}(t)$ that it is the non-negative and represents some mean reversible process.

$H_Y(t)$ is the labor in (R&D), necessary for production of final goods Y ; rest of the labor, involved in manufacture of final goods, is presented by $L(t)$. It is assumed that all labor force in society $H(t)$, available for the (R&D) is split between production of final goods sector $H_Y(t)$ and research sector $H_A(t)$. $H(t) = H_Y(t) + H_A(t)$.

$A(t)$ shows the total number of available intermediate products, being known. It is assumed that the research increases $A(t)$ and number of products available on the domestic marchet. The stochastic processes $\xi_j(t)$ measure effectiveness of the research activity, which invented the idea of $x_j(t)$ producing.

For all $j \geq 1$, $\xi_j(t)$ are independent and identically distributed, $\xi_j(0)$ being equal for all $j \geq 1$, $\xi_j(t)$ is nonnegative mean reverting processes, $\xi_j(t)$ is highly volatile, reflecting the effectiveness of research not be forecasted. And two random shocks: production shock $\mathcal{G}(t)$ over all economy, and productivity efficiency $\xi_j(t)$ are independent of each other.

Intermediate goods sector. Any company in the intermediate goods sector first of all secure patent from the research sector. After that, it acts as a monopolist in the production of specific intermediate input, then sell it to the final goods sector. It is assumed that each firm

intermediar.

Prețul monopolist

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:

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

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

Din condițiile necesare de ordinul întâi pentru maximizare primim:

$$\begin{aligned} (\partial p_j / \partial x_j)x_j + p_j - \eta &= 0. \\ (\partial p_j / \partial x_j)x_j / p_j + 1 - \eta / p_j &= 0. \end{aligned}$$

Astfel, înlocuind elasticitatea prețului, primim:

$$1 - \alpha - \beta - \gamma = \eta / p_j(x_j).$$

Deci, prețul mono-polist stabilit de sectorul bunurilor intermediare pentru produsul j este:

$$p_j(x_j) = \eta / (1 - \alpha - \beta - \gamma). \quad (3)$$

Deoarece prețul nu depinde de j , toate bunurile intermediare sunt comercializate la același preț, ceea ce este motivat prin faptul, că în model efectul de la inovațiile tehnologice este asigurat prin majorarea diversității bunurilor intermediare, însă nu prin calitatea lor.

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):

$$\frac{\eta}{1 - \alpha - \beta - \gamma} = (1 - \alpha - \beta - \gamma) \mathcal{G}^{\alpha + \beta + \gamma}(t) H_Y^\alpha(t) L^\beta(t) T^\gamma(t) \cdot$$

$$\left[\mathbb{I}_j(t) \right]^{\alpha - \beta} x_j^{-\alpha - \beta}(t)$$

sau,

or,

$$x_j(t) = \frac{(1 - \alpha - \beta - \gamma)^{2/(\alpha + \beta + \gamma)}}{\eta^{1/(\alpha + \beta + \gamma)}} \mathcal{G}(t) \left[H_Y^{\alpha/(\alpha + \beta + \gamma)}(t) \right]$$

$$\left[\mathbb{I}^{\beta/(\alpha + \beta + \gamma)}(t) \right]^{-\gamma/(\alpha + \beta + \gamma)} \left[\mathbb{I}_j(t) \right]^{(1 - \alpha - \beta)/(\alpha + \beta + \gamma)} \quad (4)$$

În prezența șocului aleatoriu asupra economiei în ansamblu $\mathcal{G}(t)$, valoarea cererii x_j va fi cu atât mai mare, cu cât mai mare va fi valoarea \mathcal{G} . Deci, firmele intermediare în cazul unui salt economic tind să producă cantități de bunuri intermediare mai multe, iar când economia e în descreștere, mai puține. Din (5) obținem profitul monopolist $\pi_j(t)$ sub forma:

$$\pi_j(t) = \frac{\eta}{1 - \alpha - \beta - \gamma} x_j - \eta x_j = \eta \frac{\alpha + \beta + \gamma}{1 - \alpha - \beta - \gamma} x_j$$

produces a single intermediate good.

Monopoly price

Because monopoly in any time t , with available demand from final goods sector, $p_j(x_j)$ company j , producing intermediate goods, will choose an optimal quantity x_j that maximizes profit:

where $p_j(x_j)$ is given by (3). Here it is assumed that production cost of the intermediate goods is proportional to the quantity produced, η being the unit capital cost, may be the value of the interest rate.

From first order conditions for maximization is obtained:

Therefore, substituting price elasticity we get:

Therefore, monopoly price set by the intermediate good sector for the j product is:

Since the price does not depend on j , all intermediate goods are traded at the same price, which is motivated by the fact that the effect of the technological model is ensured by increasing diversities of intermediate goods but not by their quality.

Optimal amount of intermediate goods and monopoly profits.

Given the monopoly price defined in (3), the demand curve will be determined by (3):

In the presence of random shocks on the economy as a whole $\mathcal{G}(t)$, the demand x_j will be greater as the higher value of \mathcal{G} . In other words, the intermediaries firm in the present economy jump tend to produce more quantities of intermediate goods and when the economy is declining less. From (5) monopoly profits $\pi_j(t)$ in the form of is obtained:

Profitul monopolist pentru $1 \leq j \leq A(t)$:

$$\pi_j(t) = (\alpha + \beta + \gamma)(1 - \alpha - \beta - \gamma) \frac{2}{(\alpha + \beta + \gamma)^{-1}} \left[H_Y(t) \right]^{\frac{2}{\alpha + \beta + \gamma}}$$

$$\cdot \mathcal{G}(t) \left[T(t) \right]^{\beta/(\alpha + \beta + \gamma)} [T(t)]^{\gamma/(\alpha + \beta + \gamma)} \left(\frac{\xi_j(t)}{\eta} \right)^{(1 - \alpha - \beta - \gamma)/(\alpha + \beta + \gamma)} \quad (5)$$

Profitul monopolist $\pi_j(t)$ este stocastic, nu este egal cu zero și diferit pentru toate firmele intermediare.

Sectorul de cercetare. Sectorul ce contribuie la elaborarea bunurilor intermediare noi, care sunt comercializate imediat după ce sunt inventate de sectorul intermediar în schimbul dreptului de autor.

Elaborări noi.

Se presupune că numărul de elaborări $A(t)$ poate fi interpretat ca invenții, efectuate până la momentul de timp t , dinamica lui se înscrie ca:

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

unde

$$\bar{\delta} = \delta H_A^{\lambda-1}(t) A(t)^\varphi, \quad 0 < \lambda < 1, \quad \varphi < 1 \quad (7)$$

λ este coeficientul, care se referă la contribuția forței de muncă $H_A(t)$, la creșterea tehnologică și de cercetare. Constanta $\lambda \in (0,1)$ reflectă fenomenul dublării în cercetare. Cercetarea crește cu atât mai mult, cu cât mai multă forță de muncă este implicată în ea. Coeficientul φ este factorul pozitiv de asimilare a cunoștințelor.

Deci, în ansamblu pe economie, funcția de producere pentru idei nu poate fi caracterizată prin randament constant la scară, fiind influențată de răspândirea cunoștințelor și dublarea lor.

Rata endogenă de creștere tehnologică.

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

$$\frac{\dot{H}_Y(t)}{H_Y(t)} = \frac{\dot{H}_A(t)}{H_A(t)} = \frac{\dot{H}(t)}{H(t)} = g_H,$$

este rata de creștere a angajaților din (C&D) integral pe economie. Pentru a determina g_A , din ecuația

$$dA(t) = \delta H_Y^\lambda(t) A(t)^{\varphi-1} dt$$

avem:

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = \delta H_Y^\lambda(t) A(t)^{\varphi-1},$$

unde, partea stângă pe parcursul creșterii balansate, este constantă. Logaritmând și derivând în raport cu t ecuația precedentă, primim:

Minopoly profit for for $1 \leq j \leq A(t)$ is equal to:

Monopoly profit $\pi_j(t)$, in the presence of random shocks, is stochastic, different for all intermediary firms and not equal to zero.

Research Sector. Research sector contributes to new intermediate goods creating, this elaborations immediately are sold to market by the intermediary firms, in exchange for copyright.

New elaborations.

It is assumed that the number of elaborations $A(t)$ may be interpreted as inventions made until the present time t , its dynamics is:

where

λ is the coefficient, which reflects labor contribution $H_A(t)$ to technological and research growth. Constant $\lambda \in (0,1)$ reflects the reality of duplication in research. Research productivity even more, as more labor is involved in research. Coefficient φ is a positive factor of knowledge spillover.

So, the ideas production function for overall economy can be characterized by constant returns to scale, as influenced by the spread of knowledge and it doubling.

Endogenous tehnologic rate of growth.

In the perfectly balanced state $\frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$ is a constant

g_A ,

the growth rate of employment in (R&D) entirely on economy. To determine g_A , from

we have:

where the left side during balanced growth is constant. Taking logarithm and then derived with respect to t previous equation, we get:

$$\lambda \frac{\dot{H}_A(t)}{H_A(t)} = (1 - \varphi) \frac{\dot{A}(t)}{A(t)},$$

Rearanjarea termenilor dă:

$$g_A = \frac{\lambda g_H}{1 - \varphi},$$

Rearranging of terms produces:

(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 a totalului forței de muncă din C&D, cu λ , coeficientul contribuției forței de muncă la creșterea tehnologică și cu φ , coeficientul de asimilare a cunoștințelor,

Aplicarea la modelarea dezvoltării sectorului agro-industrial din Republica Moldova

Pentru aplicarea modelului expus la modelarea evoluției sectorului agro-industrial al Republicii Moldova este necesar să se estimeze funcția de producere și, în special, coeficienții acestei funcții, care exprimă elasticitățile Produsului Intern Brut din agricultură în raport cu factorii de producere: capital, muncă și pământ arabil. Folosind datele statistice [4] referitor la volumul forței de muncă, implicat în agricultură, acest indicator s-a calculat ca produs dintre salariul mediu anual din agricultură și numărul angajaților pentru anii 2000-2011.

Capitalul s-a calculat în baza relației $K_t = (1 - \delta) \cdot K_{t-1} + I_t$, constanta δ este coeficientul scoaterii din uz al fondurilor fixe, valoarea căruia s-a stabilit de 0,023. Valorile capitalului în anul curent și anul precedent sunt respectiv K_t , K_{t-1} , iar I_t este valoarea investițiilor fixe în anul curent. Spre deosebire de [2], în acest articol s-a examinat funcția de producere de tip Cobb-Douglas în raport cu trei factori de producere: capital, forța de muncă și pământul arabil. Expresia valorică pentru ultimul factor a fost calculată folosind datele statistice cu privire la suprafața terenurilor agricole și costul unui ha de pământ arabil, evaluat la media pe țară. Valorile, obținute pentru trendurile de capital, forța de muncă și pământ arabil au fost utilizate pentru estimarea regresională sub forma: $Y_t = \exp(mt) K_t^\alpha L_t^\beta P_t^\gamma$ și $Y_t = K_t^\alpha L_t^\beta P_t^\gamma$.

Rezultatele estimărilor sunt prezentate mai jos, în cazul în care $m = 0$, suma coeficientelor α , β și γ este egală cu 1,013, deci manifestă randamentul la scară în creștere, demonstrând implicit, că creșterea economică este motivată și de implicarea progresului tehnologic. Deoarece modelul examinat presupune randamentul la scară constantă, pentru care suma coeficienților funcției de producere necesită a fi strict mai mică decât 1, acele 0,015, care depășesc valoarea de o unitate, vor fi egale cu ritmul de creștere tehnologică - m . Dacă ne referim la analiza calității estimărilor pentru acest caz, putem constata că forma funcțională neliniară se potrivește suficient de bine, ceea ce este confirmat de statisticile R^2 , R_{adj}^2 ; statistica Fisher-F, încadrându-se în valorile critice pentru nivelul de semnificație 5%. Dacă ne referim la semnificația coeficienților, situația este mai proastă, t-statisticile, aflate în paranteze pătrate,

From (8) infers that in order to maintain perfectly balanced growth, the growth rate of technology must be an increasing function in relation with g_H rate of growth in total (R&D) employment, with λ being coefficient of labor contribution to technology increase and, φ being coefficient of knowledge spillover,

Application of the examined model to the economic situation in RM

In order to apply model examined above to describe evolution of agro-industrial sector of the Republic of Moldova, coefficients of this function, representing elasticities of the agricultural Gross Domestic Product related to such factors of production as: labor, capital and land, must be estimated. Using statistical data (4) with regard to the volume of employment, which was involved in the agricultural sector, this indicator has been calculated as an average annual salary of agriculture and the number of employees for the years 2000-2011.

The capital has been calculated as $K_t = (1 - \delta) \cdot K_{t-1} + I_t$, Constanta δ is the coefficient of capital assets scrapping, its value has been established as 0.023. Capital values in the current year and previous year are respectively K_t , K_{t-1} , and I_t is the value of fixed investments in the current year. Unlike [2], in this article has examined Cobb-Douglas type production function in relation to three factors of production: capital, labor and arable land. The value of the last factor has been calculated using statistical data with regard to the agricultural land surface and the cost of one ha of arable land, evaluated at the country average. The values obtained for capital trends, employment and arable land have been used for the regression estimation in the form of: $Y_t = \exp(mt) K_t^\alpha L_t^\beta P_t^\gamma$ and $Y_t = K_t^\alpha L_t^\beta P_t^\gamma$.

The results of estimations are set out below, for the case where $m = 0$, the sum of the coefficients α , β and γ is equal to 1,013, so show t return to scale in increase, demonstrating implicit that economic growth is motivated also by involvement of technological progress. Since the examined model involves constant return to scale, for which the sum of the production function coefficients needs to be strictly less than 1, those 0.015 exceeding value of a unit, will be matched with the pace of technological growth - m .

If we are referring to analysis of the estimates quality for this case, we can see that non-linear functional form fits well enough, which is confirmed by the statistics R^2 , R_{adj}^2 ; statistics Fisher-F, framing into critical values for the level of significance 5%. If we are referring to the coefficients significance, the situation is not so good, t-

sunt valori mai joase decât aceea tabelară, egală cu 1,35, pentru nivelul de semnificație 0,2 și 13 grade de libertate. Deci, coeficienții estimați nu sunt suficient de semnificativi, ceea ce este confirmat de valorile probabilităților de semnificație 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 prețul unui ha de pământ arabil. Oricum, aceste estimări nu avem cu ce să le comparăm, deoarece este prima încercare de a estima funcția de producere în agricultură dependentă de trei factori, dintre care unul este pământul arabil. Funcția de producere estimată poate fi folosită pentru previziune și simulare, însă coeficienții estimați necesită a fi reestimați anual în vederea precizării valorilor obținute anterior.

$$\begin{aligned} \ln Y = & 0,07 * \ln K + 0,61 * \ln L + 0,23 * \ln T \\ & (0,1014) \quad (0,4812) \quad 0,2727 \\ & [0,814] \quad [1,341] \quad [1,046] \\ R^2 = & 0,9998; R_{adj}^2 = 0,8998; F = 28818. \end{aligned}$$

Modelul examinat se va folosi la evaluarea volumelor de producție intermediară și a Produsului Intern Brut din sectorul agro-industrial, supus șocurilor la nivel de ramuri de producere și integral pe sector. Șocurile productive pot influența randamentul de producere al ramurilor, iar șocul integral influențează sectorul agro-industrial în întregime.

Presupunem că sectorul agro-industrial din Moldova, în linii mari, este caracterizat de 14 ramuri de perspectivă sub aspectul ponderii în totalul producției și în PIB_{agr}, perfecționării bunurilor și serviciilor existente, cât și prin elaborarea sau adoptarea tehnologiilor noi care sporesc nivelul de productivitate în ramurile examinate. Aceste ramuri sunt:

Agricultura: culturi cerealiere, Floarea soarelui, Legume și culturi bostănoase, Fructe, Nuci și pomușoare, Struguri, Producția de vite și păsări, Lapte, Altă producție agricolă;

Industria prelucrătoare: Producția, prelucrarea și conservarea cărnii și produselor din carne, Prelucrarea și conservarea fructelor și legumelor, Fabricarea produselor lactate, Fabricarea pâinii și produselor de patiserie proaspete, Fabricarea vinului, Alte activități industriale din industria alimentară și a băuturilor.

Pentru a efectua calcule de simulare ale volumelor de producție pentru cele 15 ramuri selectate avem nevoie de valorile coeficienților α , β și γ estimați; de coeficientul η , care va fi determinat ca rata dobânzii; de volumul total al forței de muncă angajată în sectorul agro-industrial $L(t)$; de volumul forței de muncă, care face parte din cercetătorii angajați în sectorul bunurilor finale și în sectorul (C&D), respectiv $H_Y(t)$, $H_A(t)$. Admitem că, fiecare ramură examinată se asociază cu o singură tehnologie de producere.

Pentru coeficienții α , β și γ se vor folosi valorile estimate:

$$\alpha = 0,083, \quad \beta = 0,015; \quad 1 - \alpha - \beta = 0,355. \quad H(t) = 144,05 \text{ mln. lei}, \quad L(t) = 6670 \text{ mln. lei.}$$

$\xi_j(t)$, $j=1,2,\dots,11$, variabile aleatoare, valorile cărora aproximează productivitatea în ramurile selectate. Se

statistics, in square brackets, are values lower than that tabular, equal to 1.35, for the level of significance 0.2 and 13 degrees of freedom. Therefore, the coefficients estimate are not sufficiently significant, what is confirmed by the likelihood values of significance and by the values of confidence interval, passing through zero. The above can be explained by possible incorrectness of the fixed assets data, concerned for the purpose of capital stock calculating, and data relating to the price of one ha of arable land. In any case, we don't have what to compare these estimates with, because it is the first attempt to estimate the production function in agriculture dependent on three production factors, one of which is arable land. This production function can be used to forecast and simulate, but estimated coefficients needs to be evaluated annually to precise obtained values.

The examined model will be used for assessing intermediate volumes of production and agro-industrial sector Gross Domestic Product values, which is subject to impacts at the branches of production level and at the whole sector. Productive shocks may influence the branches efficiency, and the whole-meal shock influences all agro-industrial sector.

We assume that Moldovan agro-industrial sector, on the whole, is characterized by 15 perspective branches in respect with the rate in total volume of production and in GDP_{agr}, improving existing goods and services, as well as by developing or adopting new technology that enhances efficiency level of examined branches. These branches are:

Agriculture: Cereal crops, Sunflower, Vegetables and pumpkin crops, Fruit, Nuts and berry, Grapes, Production of livestock and poultry, Milk, Other agricultural production;

Manufacturing industries: Production, processing and preservation of meat and meat products, Processing and packaging fruit and vegetables, Manufacture of dairy products, Manufacture of bread and products fresh pastry, Production of wine, Other industrial activities of the food industry and beverages.

To perform simulation calculus of production volumes for the 15 selected branches we need the values of the estimated coefficients α , β , and γ ; the coefficient η , that will be determined as the interest rate; the total volume of the workforce engaged in agro-industrial sector $L(t)$, of the volume of labor, which is a part of researchers engaged in final goods sector and in the sector (C&D), respectively $H_Y(t)$, $H_A(t)$. Suppose, that each branch examined shall be associated with one production technology.

For coefficients α and β will be examined the following combinations:

$$\alpha = 0,083, \quad \beta = 0,015; \quad 1 - \alpha - \beta = 0,355, \quad H(t) = 144,05, \quad (\text{in mln, lei}) [3-4], \quad L(t) = 6670 \text{ mln. lei.}$$

examinează trei variante ale acestor variabile, formând trei scenarii de calcul în funcție de cele trei valori de $\mathcal{G}(t)$, calculate ca și cele de $\xi(t)$, cu funcția RAND(); pentru anul 2012 aceste valori sunt: 0,8305743; 1,0; 1,375267.

Salariul mediu pe sectorul agro-industrial în anul 2011 este de 2779 lei, salariul mediu în cercetare în anul 2012 - 3133 lei [3]-[4].

Varianta I: $\mathcal{G}(t)=1,375267$; 1,0; 0,8305743. Se calculează volumele de producție pentru primul din cele trei seturi de date privind șocurile productive $\xi(t)$.

Varianta II: $\mathcal{G}(t)=1,375267$; 1,0; 0,8305743 se calculează volumele de producție pentru al doilea set de date privind șocurile productive $\xi(t)$.

Varianta III: $\mathcal{G}(t)=1,375267$; 1,0; 0,8305743 se calculează volumele de producție pentru al treilea set de date privind șocurile productive $\xi(t)$.

$\xi_j(t)$, $j=1,2,\dots,11$, random variables, whose values approximated efficiency in selected branches, generating three scenarios for three $\mathcal{G}(t)$ random values, which are obtained, also as $\xi(t)$, using function RAND().

Average wage in economy at 2011 is 3737 lei, the average wage in research in 2011 is 3133 lei [3] - [4].

Variant I: $\mathcal{G}(t)=1,375267$; 1,0; 0,8305743. Production volume calculation for first of three sets of data on effectiveness shocks $\xi(t)$.

Variant II: $\mathcal{G}(t)=1,375267$; 1,0; 0,8305743. Production volume calculation for second set of data on effectiveness shocks $\xi(t)$.

Variant III: $\mathcal{G}(t)=1,375267$; 1,0; 0,8305743. Production volume calculation for third set of data on effectiveness shocks $\xi(t)$.

Tabelul 1/Table 1

Valorile $x_j(t)$ calculate pentru variabila aleatoare $\xi_j(t)$ / Calculated value for $x_j(t)$ the random variable $\xi_j(t)$

var.I	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4	ξ_5	ξ_6	ξ_7	ξ_8	ξ_9	ξ_{10}	ξ_{11}	ξ_{12}	ξ_{13}	ξ_{14}
\mathcal{G}	17,68	6,23	24,86	37,71	20,67	21,62	13,59	2,74	43,97	25,03	27,85	8,22	12,70	43,97
1,37	2267,5	1277,3	2735,5	3440,8	2471,5	2533,2	1962,4	813,3	3744,3	2746,3	2911,9	1487,3	1890,2	3744,2
1,0	1648,8	928,8	1989,0	2501,9	1797,1	1841,9	1426,9	591,4	2722,6	1996,9	2117,4	1081,5	1374,4	2722,5
0,83	1369,4	771,4	1652,0	2078,0	1492,6	1529,9	1185,2	491,2	2261,3	1658,6	1758,6	898,2	1141,6	2261,3

Sursa/Source: Elaborat de autor în baza calculelor proprii/ Created by the author based on own calculus

Tabelul 2/Table 2

Valorile $x_j(t)$ calculate pentru variabila aleatoare $\xi_j(t)$ / Calculated value for $x_j(t)$ the random variable $\xi_j(t)$

var.II	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4	ξ_5	ξ_6	ξ_7	ξ_8	ξ_9	ξ_{10}	ξ_{11}	ξ_{12}	ξ_{13}	ξ_{14}
\mathcal{G}	14,01	15,88	31,25	43,81	27,75	25,65	26,58	36,02	5,17	25,26	39,90	41,19	14,28	28,94
1,37	1994,9	2137,4	3102,8	3736,7	2906,3	2783,2	2838,0	3355,3	1152,2	2760,1	3549,4	3612,3	2015,9	2974,3
1,0	1450,6	1554,2	2256,1	2717,1	2113,3	2023,8	2063,6	2439,7	837,8	2006,9	2580,9	2626,6	1465,9	2162,7
0,83	1204,8	1290,9	1873,9	2256,8	1755,2	1680,9	1714,0	2026,4	695,9	1666,9	2143,6	2181,6	1217,5	1796,3

Sursa/Source: Elaborat de autor în baza calculelor proprii/ Created by the author based on own calculus

Tabelul 3/Table 3

Valorile $x_j(t)$ calculate pentru variabila aleatoare $\xi_j(t)$ / Calculated value for $x_j(t)$ the random variable $\xi_j(t)$

var.III	ξ_1	ξ_2	ξ_3	ξ_4	ξ_5	ξ_6	ξ_7	ξ_8	ξ_9	ξ_{10}	ξ_{11}	ξ_{12}	ξ_{13}	ξ_{14}
\mathcal{G}	26,31	43,36	37,59	37,75	24,27	4,56	24,08	1,82	4,61	31,05	26,35	22,09	36,03	39,89
1,37	2822,3	3715,5	3434,7	3442,7	2699,5	1076,1	2688,2	649,0	1082,2	3091,6	2824,6	2563,3	3355,9	3548,7
1,0	2052,2	2701,6	2497,5	2503,3	1962,9	782,5	1954,7	471,9	786,9	2248,0	2053,9	1863,9	2440,2	2580,4
0,83	1704,5	2243,9	2074,4	2079,1	1630,3	649,9	1623,5	392,0	653,6	1867,1	1705,9	1548,1	2026,7	2143,2

Sursa/Source: Elaborat de autor în baza calculelor proprii/ Created by the author based on own calculus

Concluzii. Calculele au fost efectuate în baza datelor, obținute pentru variabilele aleatoare $\xi_j(t)$, $j = 1,\dots,14$ și \mathcal{G} cu ajutorul funcției RAND() pentru trei variante de

Conclusions. Calculations were performed based on data obtained for random variables $\xi_j(t)$, $j = 1,\dots,14$ and $\mathcal{G}(t)$ using function RAND() for

$\xi_j(t)$, dat fiind eficacitatea ramurilor examinate; α , β și γ , reprezentând productivitatea la limită a muncii, capitalului și pământului. Aplicând formula de calcul pentru volumele de producție (4) și tabele de calcul Excell obținem rezultatele expuse în Tabelele 1-3. Sunt prezentate trei variante, în funcție de efectul șocurilor aleatorii asupra economiei în ansamblu: prima fiind un șoc favorabil, a doua variantă fiind una neafectată de șoc și a treia variantă fiind un șoc dăunător. Acestea trei scenarii denotă efecte negative prin contractarea economiei cu circa 21%, lipsa acestor efecte și efecte pozitive prin creșterea economică cu circa 17%. Șocurile aleatorii de productivitate, la rândul său, reprezintă trei variante, câte unul pentru șocurile integrale selectate.

În concluzie, sporirea eficacității de producere la mod direct contribuie la majorarea volumelor de producție în ramurile respective. La fel și șocul aleatoriu pozitiv asupra economiei în ansamblu sporește valoarea Produsului Intern Brut în complexul agro-industrial conform formulei (1).

three variants of the $\xi_j(t)$, being efficiency of the examined branches; data for α , β and γ , representing marginal labor, capital and land productivity. Applying the formula for volumes of production (4) and Excell spreadsheets the results presented in Tables 1-3 are obtained. There are three variants, depending on the random shock upon overall economy, one of them show negative effects through the economy contracting by about 21%, another positive influence on the economy, boosting it to about 17%, last variant reflecting only impact of the productive shocks $\xi_j(t)$, excluding shock on economy as a whole. Productivity random shocks, in its turn, giving three variants for every integral shock.

In conclusion, the production efficiency increasing contribute directly to uped production volumes in selected branches. So, random positive shock on the economy as a whole, increases the value of Gross Domestic Product of the agro-industrial sector in accordance with formulaie (1).

Referințe bibliografice / References

1. KOU, S.C., KOU, S.G. A Tale of Two Growths: Modeling Stochastic Endogenous Growth and Growth Stocks. 2002, december [accesat 10 mai 2013]. Disponibil: http://www.researchgate.net/publication/228417116_A_tale_of_two_growths_modeling_stochastic_endogenous_growth_and_growth_stocks
2. MOCANU, N., NAVAL, E. Modelarea matematică în suportul restructurării sectorului agrar. In: Economic Growth in Conditions of Internationalization: proceedings of international scientific and practical conference, 18-19 october 2012. VII-th edition. Chișinău: Complexul Editorial IEFS, 2012, vol. 2, pp. 163-174. ISBN 978-9975-4381-1-7.
3. CONSILIUL SUPREM PENTRU ȘTIINȚĂ ȘI DEZVOLTARE TEHNOLOGICĂ. *Raport privind activitatea CȘSDT și rezultatele științifice principale, obținute în sfera științei și inovării în anul 2011*. Chișinău: [S.n.], 2012. 304 p. (Tipografia AȘM).
4. Biroul Național de Statistică al Republicii Moldova [accesat 10 mai 2013]. Disponibil: <http://www.statistica.md>

Recomandat spre publicare: 21.06.2013