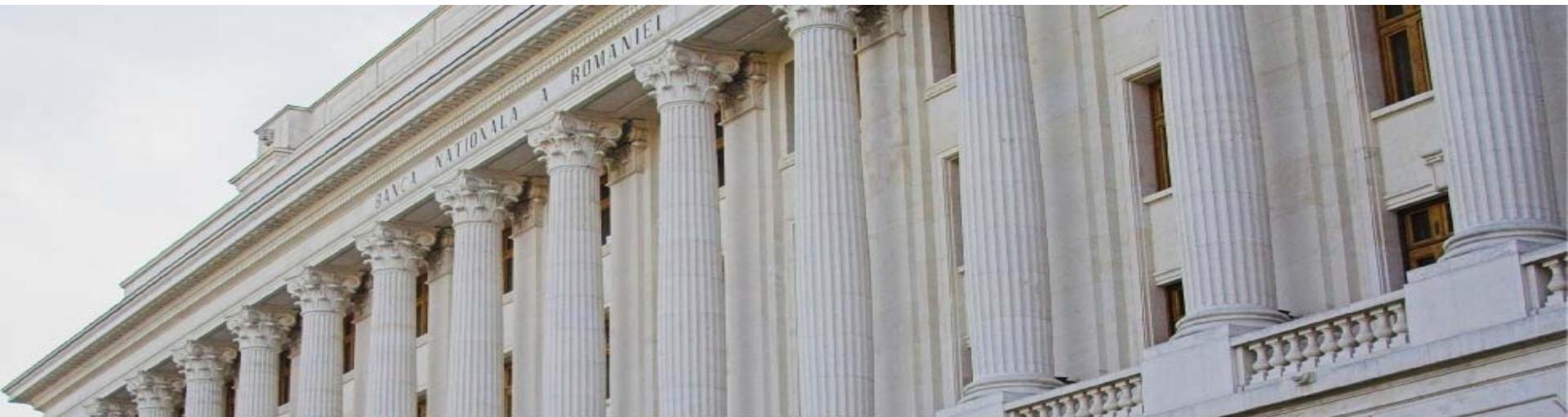




Banca Națională a României



Ajustări pe piața muncii din România în contextul crizei economice. Rolul salariilor

Ştefania Cristina Iordache
Mădălina Militaru
Mihaela Luiza Pandioniu

Structura prezentării

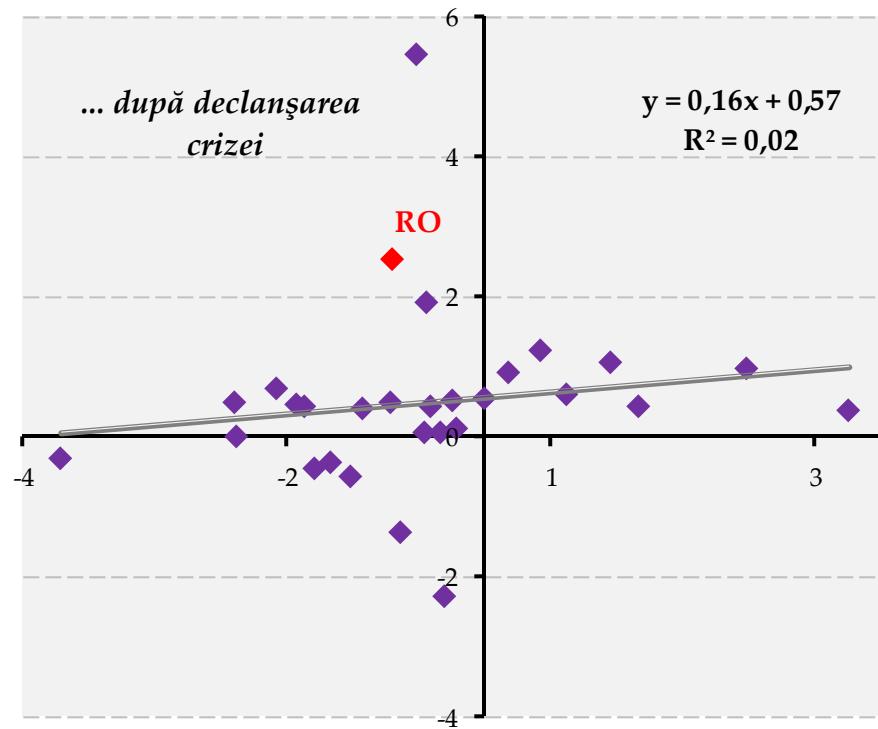
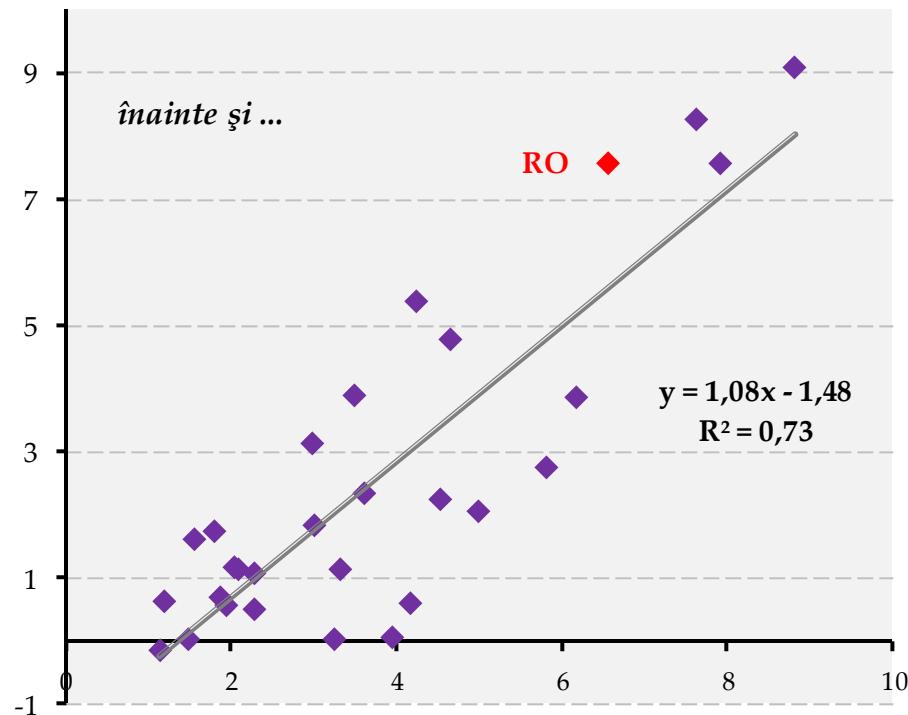
- I. Evoluții recente și clarificări conceptuale
- II. Abordarea microeconomică
 - ⇒ Rigiditatea la scădere a salariului nominal
- III. Abordarea macroeconomică
 - ⇒ Rigiditatea salariului real și ajustarea pieței muncii
- IV. Concluzii

I. Evoluții recente și clarificări conceptuale

*“Flexibilitatea pieței muncii este un subiect foarte discutat,
dar rămâne în continuare un concept foarte vag”*

(Pissarides, 1997)

Analiza la nivel european arată că relația dintre creșterea economică și costurile cu forța de muncă a devenit incertă în recesiune, ...



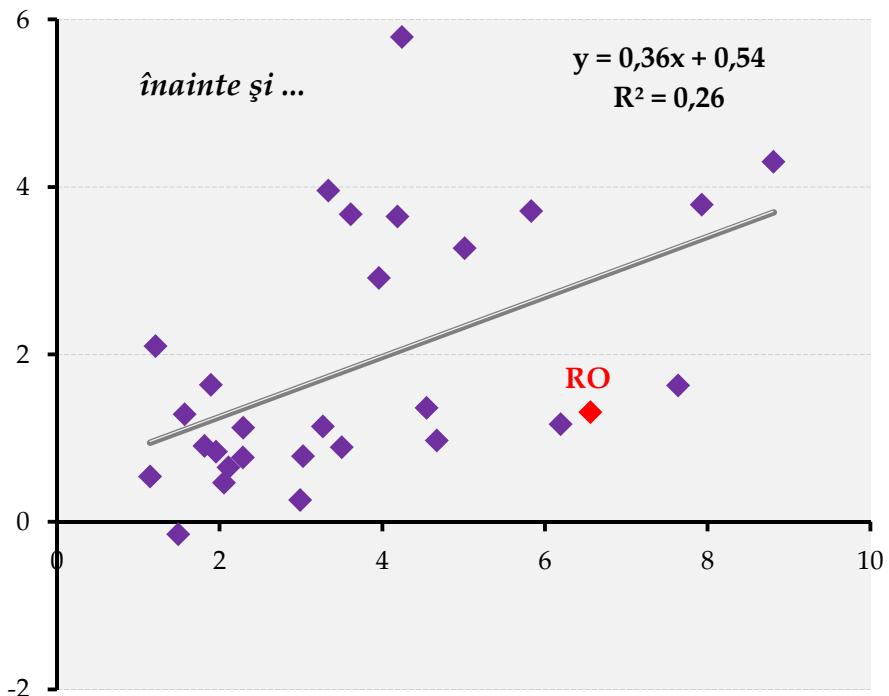
Ox: creșterea economică (%), medie variații anuale)

Oy: creșterea costului real cu forța de muncă în sectorul privat (%), medie variații anuale)

Sursa: Eurostat, calcule proprii

- Cu câteva excepții, ritmul anual de creștere a costurilor cu forța de muncă în Uniunea Europeană rămâne pozitiv și ulterior debutului crizei economice

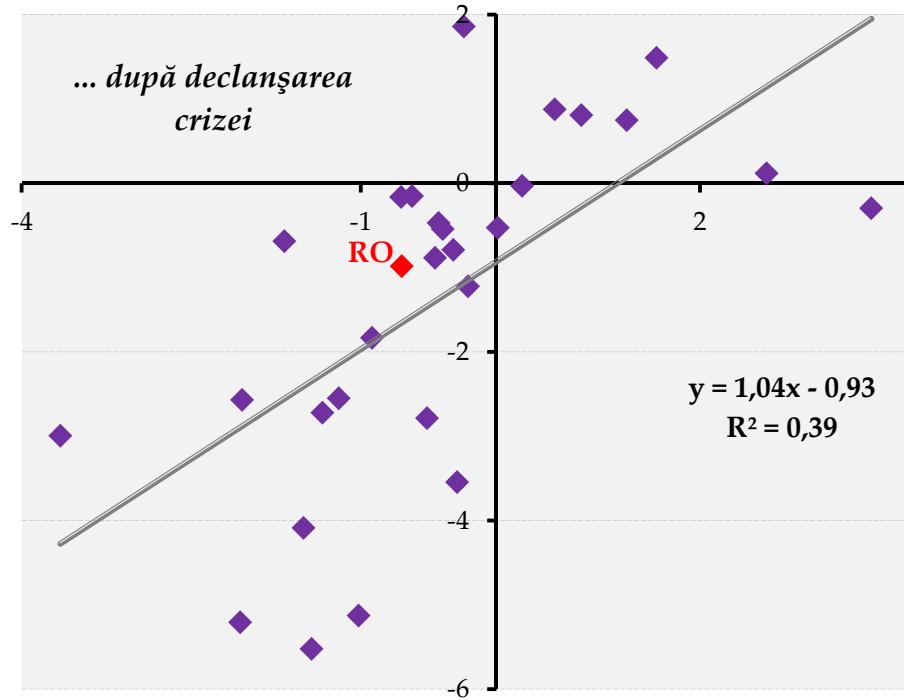
... în timp ce legătura dintre creșterea economică și numărul de salariați a devenit mai strânsă



Ox: creșterea economică (%), medie variații anuale)

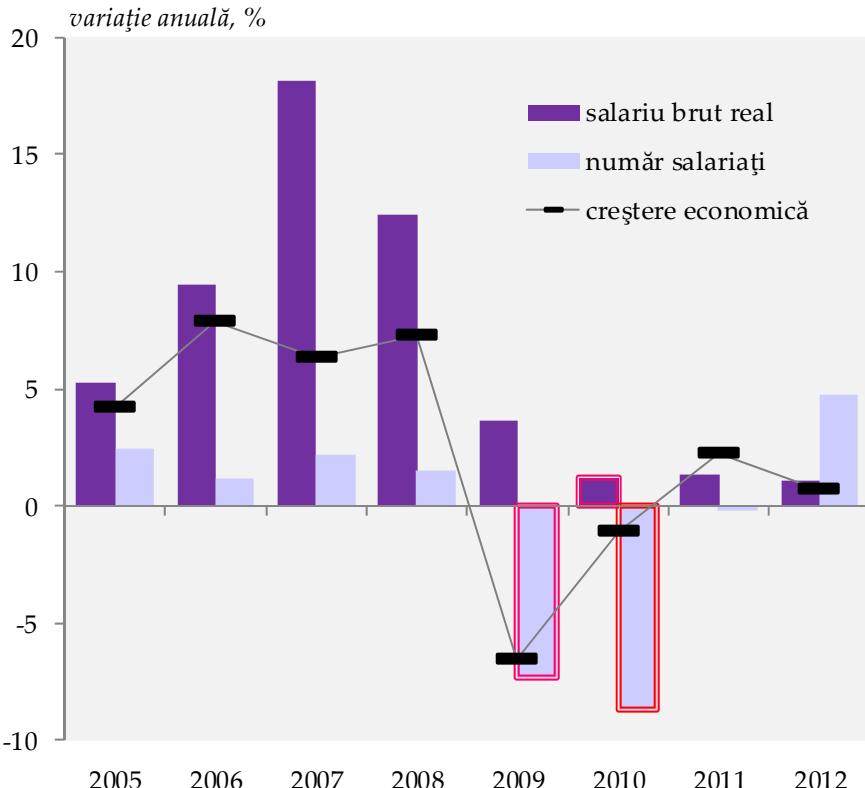
Oy: creșterea numărului de angajați în sectorul privat ajustat sezonier – *domestic concept* (%), medie variații anuale)

Sursa: Eurostat, calcule proprii

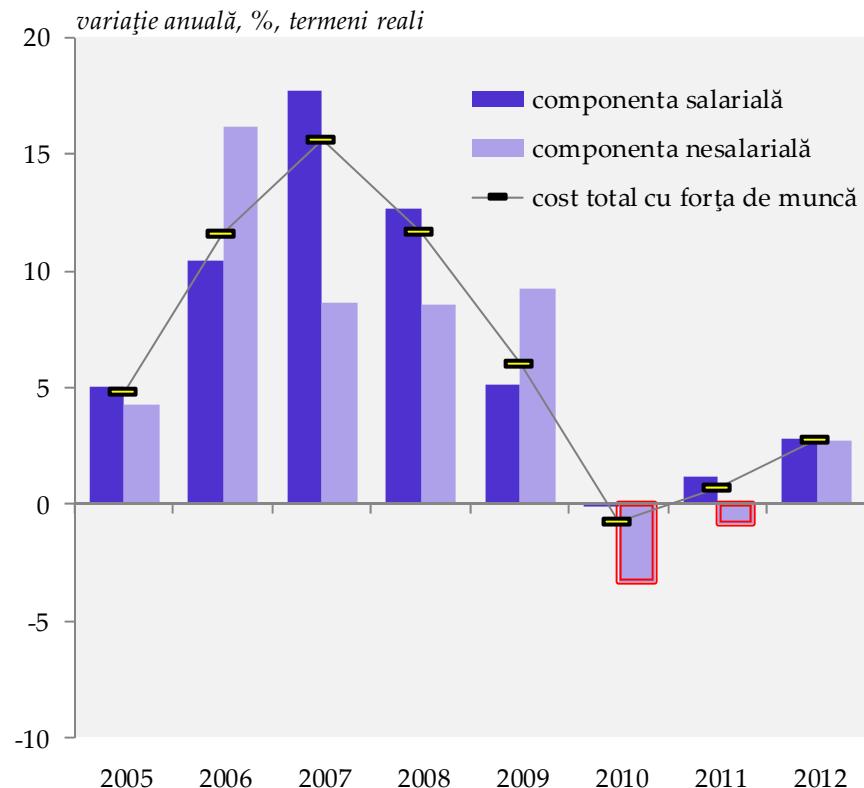


- Astfel, contracția numărului de angajați a jucat un rol important în **ajustarea pieței muncii** în Uniunea Europeană

Răspunsul sectorului privat din România la criza economică



Sursa: INS



Sursa: Eurostat

- Reducerea numărului de salariați ⇒ scăderea componentei nesalariale a costurilor cu forța de muncă (contribuții, taxe exclusiv subvenții)
- Rata de creștere a salariilor reale s-a temperat, dar a rămas pozitivă (**indiciu al rigidității salariilor la scădere**)

Rigiditatea la scădere a salariilor și teoria economică

- Comportament specific angajatorilor și salariaților de a nu scădea salariile/de a nu accepta reduceri salariale nici în recesiune
- Potrivit Teoriei Generale a lui Keynes (1936):
 - rigiditatea salariilor nominale favorizează persistența șomajului
însă
 - efectul net al unei politici de flexibilizare a salariilor asupra cererii agregate este mai degrabă negativ (creșterea volatilității prețurilor, instabilitatea angajărilor, scăderea puterii de cumpărare)
- Teoriile Neokeynesiste mută accentul de pe rigiditatea nominală pe cea reală și se trece de la abordarea macro la cea micro (teoria contractelor implicate, 1974). Ulterior, este subliniat rolul rigidității contractelor de muncă (Stiglitz, 1992) ca sursă a rigidității salariilor reale (modele cu informație incompletă)
- Recent, a luat amploare teoria potrivit căreia rigiditatea instituțională este principalul determinant al persistenței șomajului (Diamond, 1982; Mortensen, 1982; Pissarides, 2000)

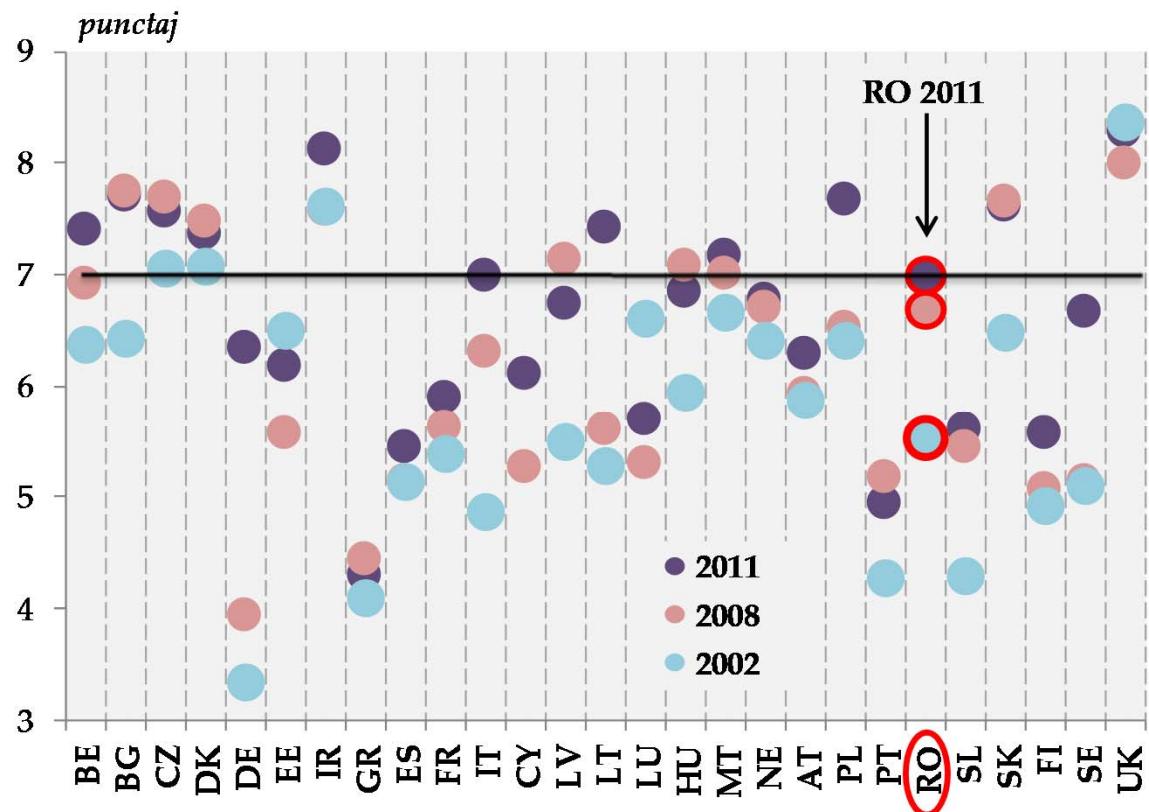
Flexibilitatea instituțională – un nou concept

- Nu există o definiție standardizată, încercarea de a defini acest concept depinzând de perspectiva adoptată. Astfel, flexibilitatea instituțională se poate referi la:
 - cadrul de reglementare a pieței muncii (setul de reguli)
sau la
 - rezultatul interacțiunii dintre instituții, legislație, structuri economice
- Multitudine de indicatori direct observabili*:
 - timpul lucrat (număr de ore lucrate, muncă suplimentară)
 - tipul contractelor de muncă (perioadă determinată, *part-time*, temporare)
 - condițiile de muncă (salariul minim, concediul de odihnă, beneficii pentru creșterea copilului)
 - determinarea salariului (gradul de acoperire a drepturilor salariaților prin sindicate și contracte colective)
 - adaptabilitatea forței de muncă (mobilitate, *training*)
- O piață a muncii cu instituții rigide inhibă crearea de locuri de muncă (*Botero et al, 2004; Bernal - Verdugo et al, 2012*)

* Baze de date disponibile: World Bank – Doing Business Report, OECD, Fondazione Rodolfo Debenedetti Social Reforms Database, Fraser Institute

Încercările de evaluare a cadrului instituțional sugerează o îmbunătățire în cazul României

- Indicele composit de flexibilitate furnizat de Fraser Institute – determinat ca medie a șase subindicii:
 - dificultățile de angajare și salariul minim
 - reglementările privind angajarea și concedierea
 - negocierea contractelor colective
 - reglementarea timpului lucrat
 - costul disponibilizării angajaților
 - obligativitatea serviciului militar
- România se plasează pe locul 11 în anul 2011 în clasamentul statelor europene, în urcare cu 4 poziții față de anul 2002



Notă: un punctaj mai mare reprezintă un nivel mai ridicat al flexibilității
Sursa: Fraser Institute, calcule proprii

O primă estimare indică o relație negativă între indicatorul de flexibilitate și rata șomajului (rs) la nivelul Uniunii Europene

$$rs_j = \alpha_j + \beta_j IF_i + \gamma'_j X + \varepsilon_j, j = \overline{1,3}, i = \overline{1,3}$$

Ecuația (j)	IF _i	X				R ² ajustat	
	Indicator flexibilitate	Cheltuieli guvernamentale	Populație	Grad de urbanizare	Deviația PIB		
ecuația (1)	Indicele compozit	-0,39**	-2,10***	12,99***	26,14***	-0,52***	78,9
ecuația (2)	Reglementările privind angajarea și concedierea	-0,33**	-2,95***	13,92***	26,86***	-0,52***	79,3
ecuația (3)	Negocierea contractelor	-0,24*	-3,00***	14,29***	25,91***	-0,51***	79,2

Notă: (***) , (**) , (*) coeficientul este semnificativ statistic pentru un nivel de semnificație de 1%, 5%, 10%; Regresii panel cu efecte fixe, pentru UE27, date anuale 2000-2011

Sursa: AMECO, Banca Mondială, Eurostat, Fraser Institute, estimări proprii

(!) Totuși, efectul flexibilității rămâne **dificil** de quantificat (baze de date insuficiente, frecvență redusă a datelor, comparabilitate mică între state)

Modelele econometrice sunt limitate și se rezumă în general la analize *panel*



- Este necesară evaluarea flexibilității cadrului instituțional din perspectiva companiilor, utilizând date la nivel microeconomic

II. Abordarea microeconomică

– Rigiditatea la scădere a salariului nominal –

Cum se poate testa?

- Abordarea **microeconomică - cantitativă** (cercetarea curentă)
 - Analizează evoluția costurilor totale cu forța de muncă ale companiilor/modificarea salariului primit de un angajat
 - Testează ipoteza de rigiditate asupra distribuției modificărilor costurilor cu forța de muncă/salariului (normalitatea, simetria, păstrarea formei distribuției)
- Abordarea **microeconomică - calitativă** (cercetare viitoare)
 - Se bazează pe sondaje realizate în rândul companiilor și/sau angajaților
 - Oferă o perspectivă asupra determinanților rigidității salariilor (cadrul instituțional)
 - Preocupări la nivel european: *Wage Dynamics Network – BCE*
 - în anul **2014**, România va participa, alături de alte 24 de bănci centrale din UE, la implementarea celui de-al treilea sondaj privind comportamentul firmelor pe piața muncii

Setul de date este cuprinzător la nivelul economiei, dar acoperă o perioadă relativ redusă

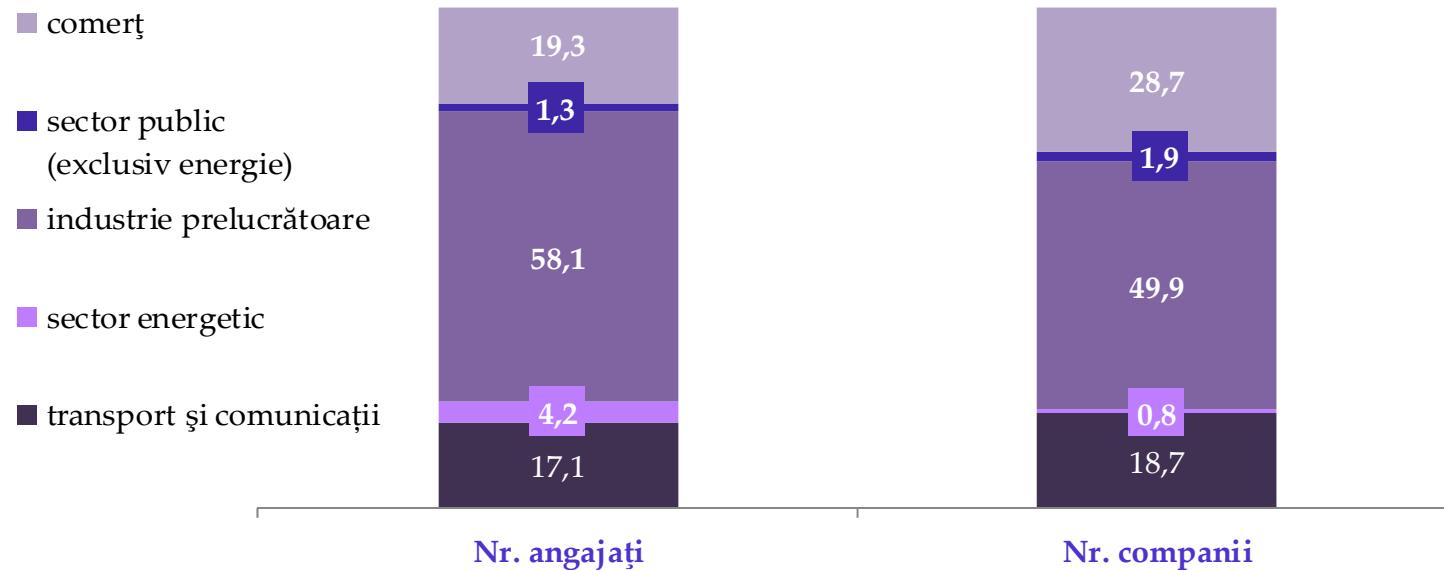
	Nr. companii*	Nr. salariați	Variația anuală a costului mediu cu forța de muncă ΔCMFM
medie 2006-2008**	22 333	2,6 mil.	26,5
medie 2009-2012**	20 988	2,4 mil.	7,8

* Companii nefinanciare cu mai mult de 20 de angajați

** Date cu frecvență semestrială până la 2012 S1

Structura eșantionului:

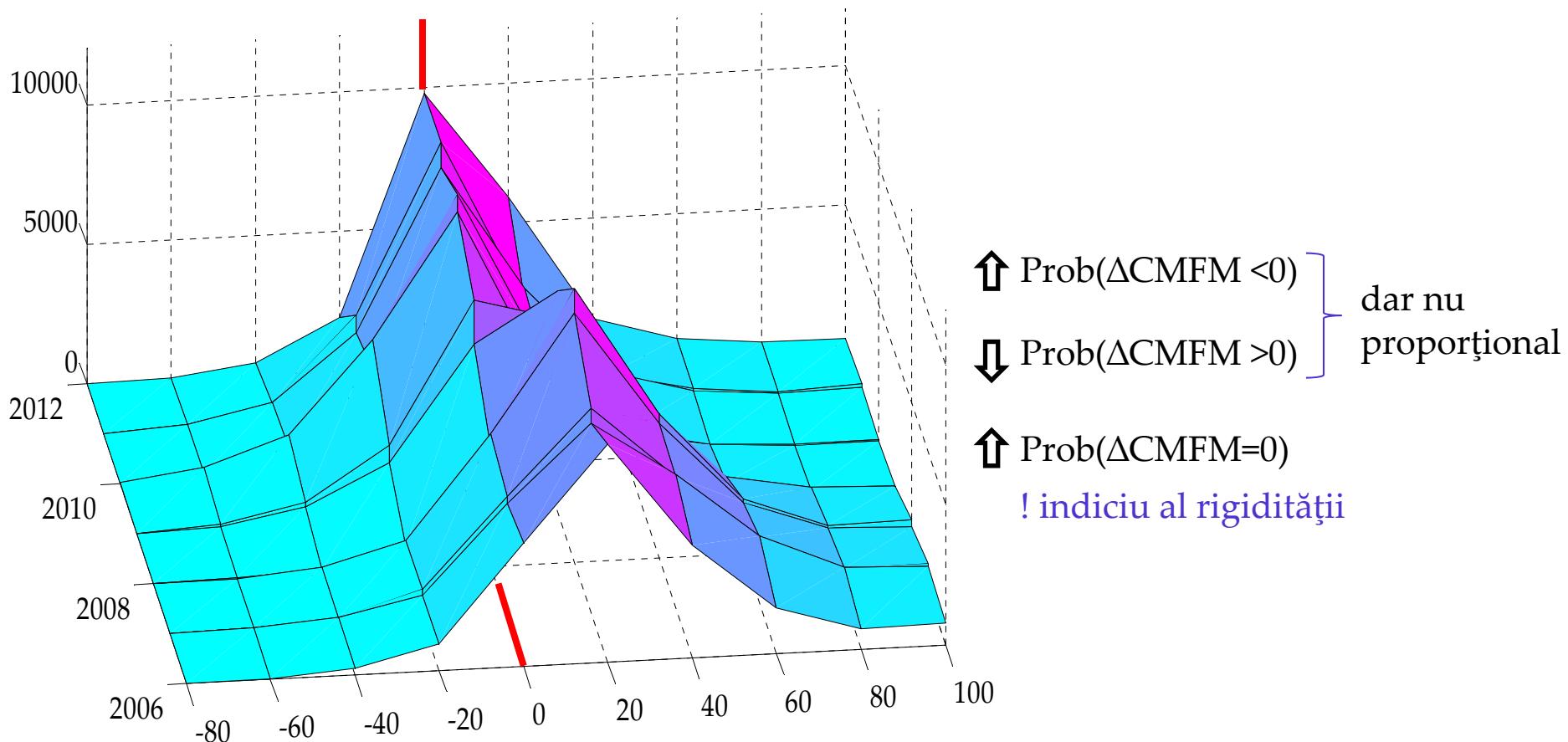
procente



Sursa: Situații financiare ale companiilor, calcule proprii

- Companiile incluse în eșantion acopereau aproximativ două treimi din numărul total de salariați din economie (exclusiv sectorul bugetar) în iunie 2012

Criza economică a determinat deplasarea și modificarea formei distribuției ΔCMFM



Ox: modificarea anuală a costurilor medii cu forța de muncă (procente)

Oy: perioada

Oz: frecvența unei modificări

Notă: Frecvența corespunzătoare valorii 100 este aferentă tuturor creșterilor mai mari de 100%

Sursa: BNR, calcule proprii

Evoluția ipotezelor teoretice privind distribuția modificărilor salariale

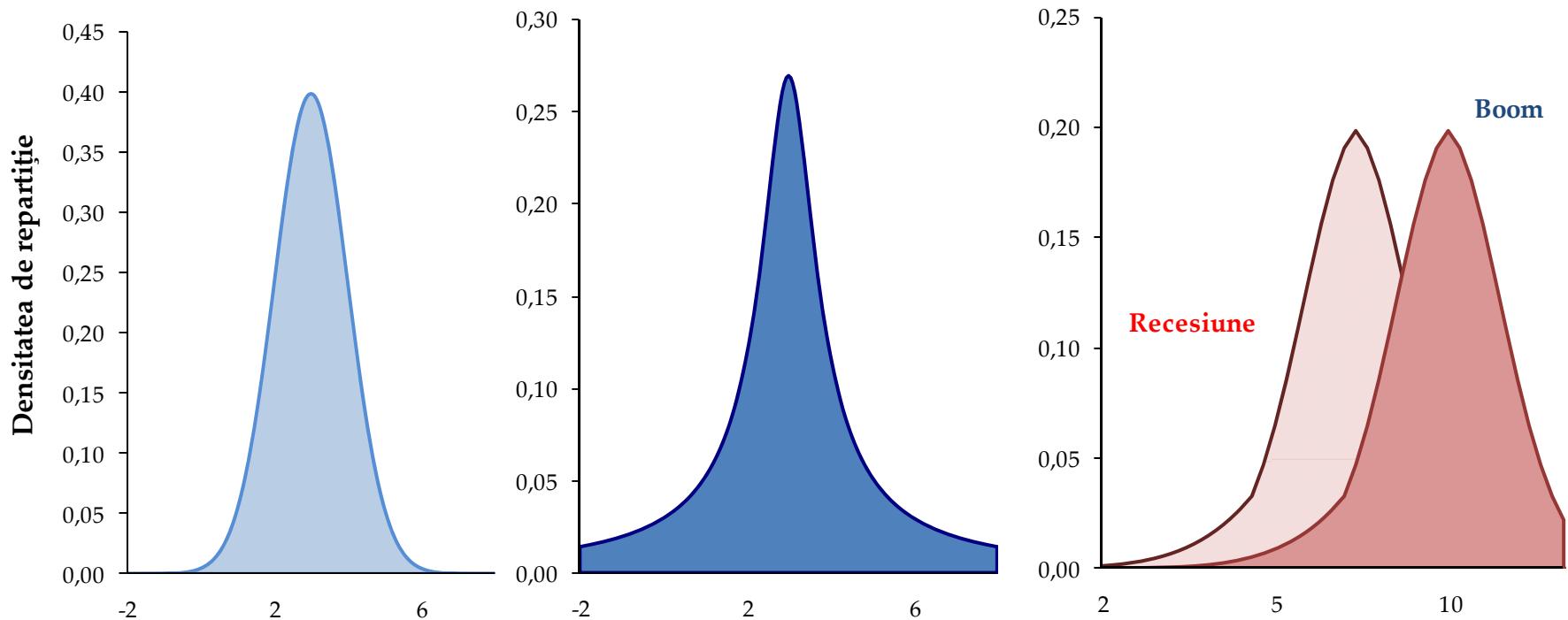
A. Inițial, se pornea de la ipoteza că modificările salariale sunt **distribuite normal** ...



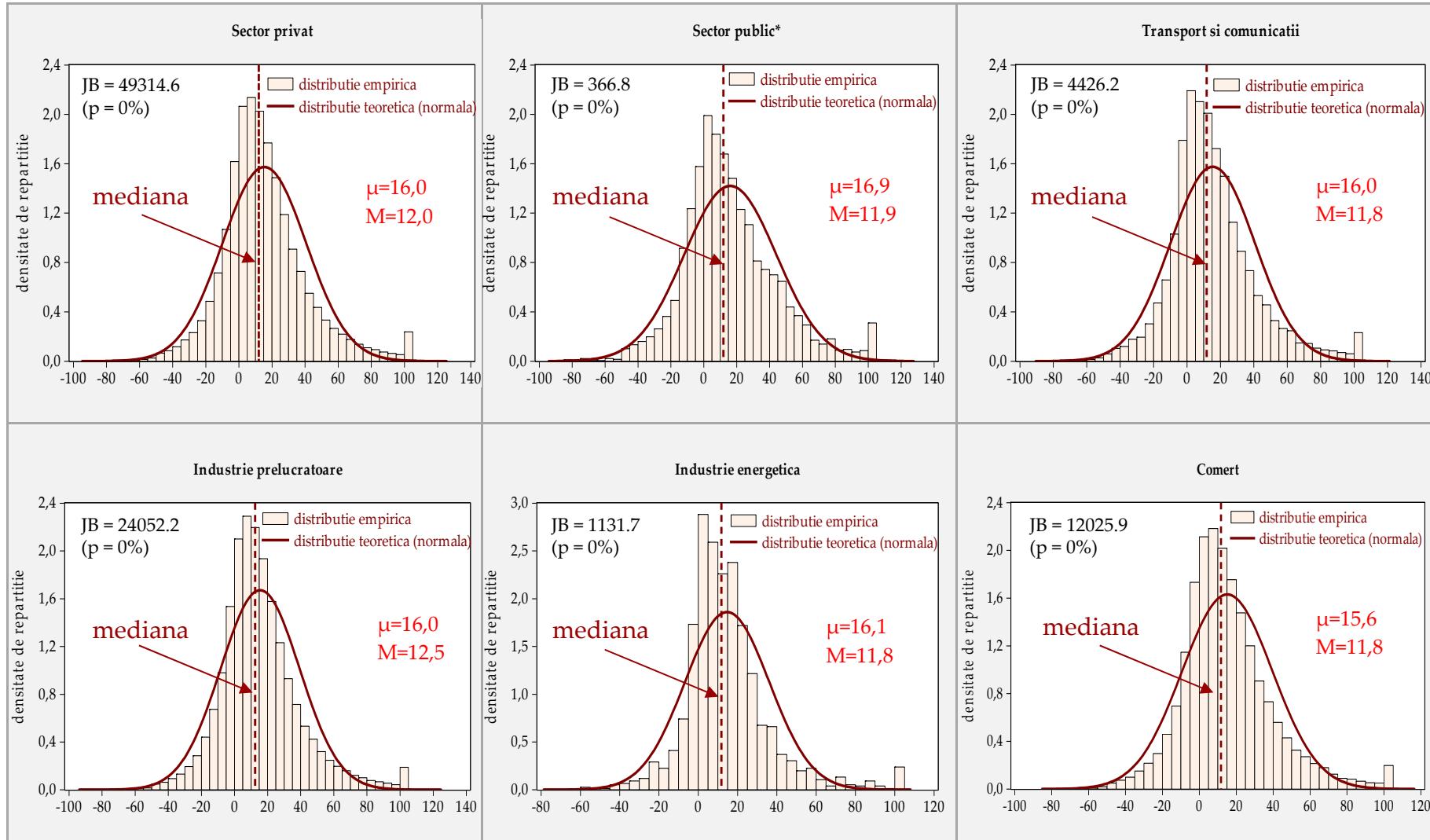
B. Ulterior, prezumția de normalitate a fost relaxată, distribuția modificărilor salariale fiind considerată **simetrică** (*Lebow et al, 1995*)



C. În abordarea recentă (*Kahn, 1997*), distribuția nu este în mod necesar nici normală, nici simetrică, **dar își păstrează forma de la o fază a ciclului economic la cealaltă**



A. Variatia anuală a CMFM nu este normal distribuită



* exclusiv energie

Ox: modificarea anuală a costurilor medii cu forța de muncă (proccente)

Oy: probabilitatea unei modificări

Notă: μ = media, M = mediana și probabilitatea corespunzătoare valorii 100 este aferentă tuturor creșterilor mai mari de 100%

Sursa: BNR, calcule proprii

B. Testele preliminare arată că distribuția ΔCMFM nu este simetrică

T1 – Coeficientul skewness

T2 – Diferența (medie – mediană)

T3 – Testul de semn

- Fie $I_i = \begin{cases} 1, & \text{dacă } x_i < \mu \\ 0, & \text{altfel} \end{cases} \Rightarrow T_3 = \sum_{i=1}^N I_i - \frac{N}{2}$
- Dacă $T_3 > 0 \Rightarrow$ asimetrie la dreapta

T4 – Testul de rang

- Rangul (R_i) – poziția valorii absolute a abaterii unei observații de la mediană ($|x_i - M|$). Fiecare rang i se atribuie un semn, în funcție de diferență ($\mu - M$)
- $T_4 = \sum_{i=1}^N sign(x_i - M) \times R_i$ cu
$$sign(x_i - M) = \begin{cases} 1, & \text{dacă } x_i - M > 0 \\ -1, & \text{dacă } x_i - M < 0 \\ 0, & \text{dacă } x_i - M = 0 \end{cases}$$
- Dacă $T_4 > 0 \Rightarrow$ asimetrie la dreapta

T5 – Testul de gap

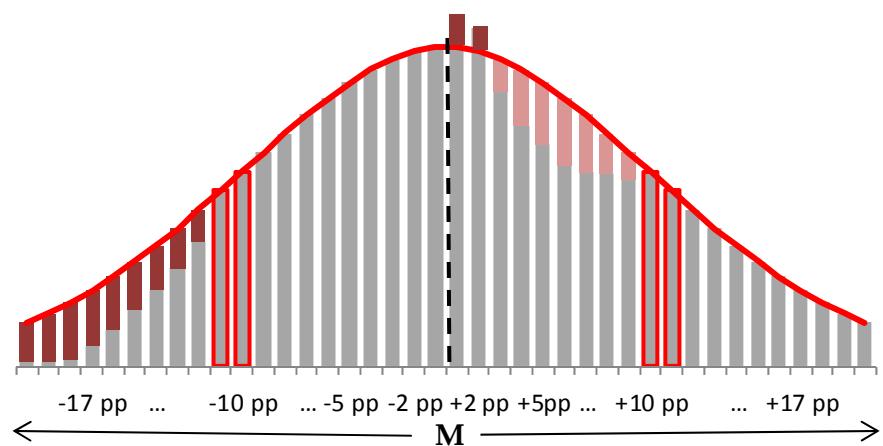
- Sunt sortate valorile lui x_i crescător.
- Gap-ul este definit ca fiind egal cu $y_{(i)} = x_{(i+1)} - x_{(i)}$.
- $T_5 = \frac{-1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^{\frac{N-1}{2}} sign(y_{(i)} - y_{(N-i)})$
- Dacă F este simetrică, atunci diferența din paranteză va tinde către zero.

T6 – Testul rigidității nominale la scădere

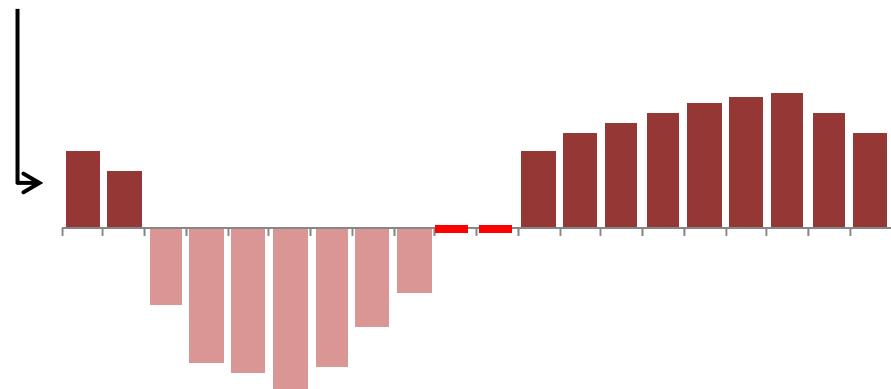
- $T_6 = [1 - F(2M)] - F(0)$, unde $F(2M) = P(X \leq 2M)$ și $F(0) = P(X \leq 0)$
- 0 și $2M$ sunt echidistante față de mediană \Rightarrow pentru o distribuție simetrică $T_6=0$

- Ipoteza nulă de simetrie este respinsă pentru toate cele șase teste cu un nivel de încredere de 99 la sută

În plus, diferențele de histograme ...



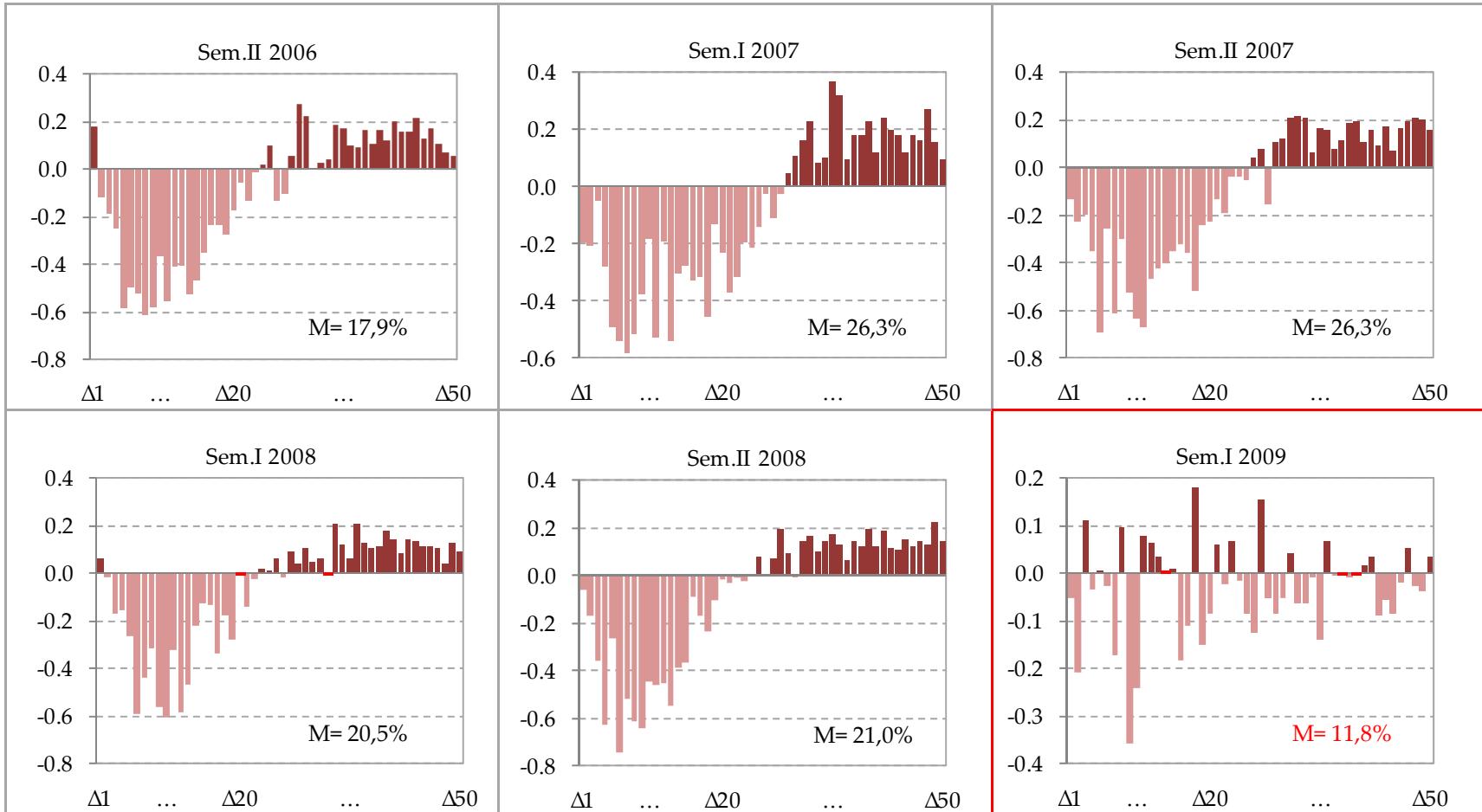
$$\Delta_i = h(M+i \text{ pp}) - h(M-i \text{ pp}), i = \overline{1, 20}$$



- Se calculează diferență (Δ_i) dintre înălțimea histogrammei din dreapta medianei $h(M+i \text{ pp})$ și înălțimea corespondentei din stânga medianei $h(M-i \text{ pp})$

- Distribuția este simetrică
 $\Leftrightarrow \Delta_i = 0, \forall i \overline{1, n}$

... dincolo de confirmarea asimetriei distribuțiilor ...



Sursa: BNR, calcule proprii

- În perioada pre-criză, distribuția ΔCMFM , deși asimetrică, nu pare să își fi schimbat semnificativ formă

... arată și modificarea formei acestora de la declanșarea crizei



Sursa: BNR, calcule proprii

- Ca răspuns la criza economică, mediana ΔCMFM a scăzut, probabilitatea modificărilor din stânga acesteia a crescut, dar nu proporțional cu scăderea modificărilor din dreapta medianei

C. Testul Kahn

- Ipoteză mai puțin restrictivă: în absența rigidității, forma distribuției este constantă în timp
- Evaluează cu cât se modifică în recesiune comparativ cu perioada de *boom economic* probabilitatea valorilor situate în stânga medianei
- Evitarea tăierilor salariale va fi reflectată de creșterea probabilității în jurul valorii zero

Metodologie

Estimarea unui sistem de ecuații cu restricții la nivelul fiecărei ecuații, precum și între acestea:

$$\left\{ \begin{array}{l} PROP1_t = p_1 + \beta p_1 \times DNEG1_t + [z - \beta \sum_{j=2}^{12} p_j] \times DZERO1_t \quad (1) \\ \dots \\ PROP12_t = p_{12} + \beta p_{12} \times DNEG12_t + [z] \times DZERO12_t \quad (12) \end{array} \right.$$

unde:

$PROPn_t$ = înălțimea histogramei care include modificările salariale situate în intervalul [mediană – (n+1) pp, mediană – n pp]

$DNEGn_t = I(\text{mediană} - n \text{ pp} < 0)$ și $DZERO_n_t = I(\text{mediană} - (n+1) \text{ pp} \leq 0 \text{ și } \text{mediană} - n \text{ pp} \geq 0)$

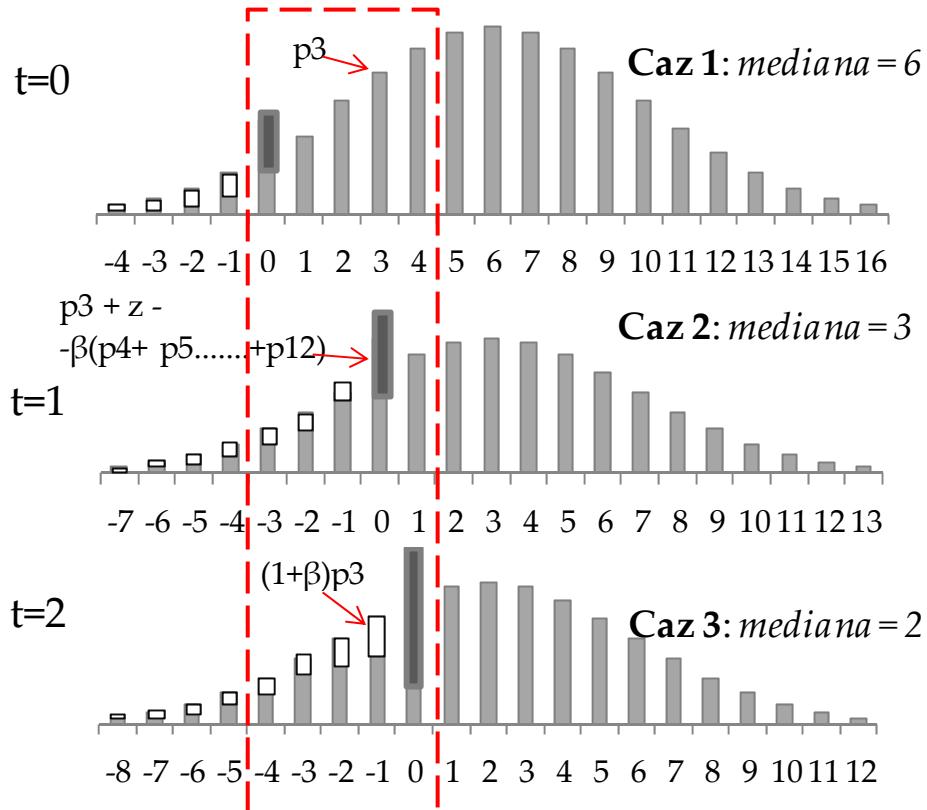
I = funcția indicator

β = efectul rigidității salariailor

z = efectul *menu costs*

Exemplificarea metodei – cazul histogramei situate cu 3 puncte procentuale sub mediană

$$\text{Ecuația 3 : } PROP3_t = p_3 + \beta p_3 \times DNEG3_t + [z - \beta \sum_{j=4}^{12} p_j] \times DZERO3_t$$



- $DNEG3=0$ și $DZERO3=0 \Rightarrow$
înălțimea histogramei (h) = p_3
- $DNEG3=0$ și $DZERO3=1 \Rightarrow$
 $h = p_3 + z - \beta(p_4 + p_5 + \dots + p_{12})$
înghețarea salariilor
- $DNEG3=1$ și $DZERO3=0 \Rightarrow$
 $h = p_3 (1 + \beta)$

Ox: histograme cu lățimea de 1 punct procentual
(variații YoY ale costurilor cu forța de muncă între x și $x+1$)
Oy: înălțimea histogramei (probabilitatea apariției unor variații ale costurilor cu forța de muncă între x și $x+1$)

(!) dacă $\beta = 0 \Rightarrow$ nu există rigiditate
dacă $\beta = -1 \Rightarrow$ rigiditate extremă

Cât de rigide sunt costurile medii nominale cu forța de muncă în România?

- La nivelul întregii economii, rigiditatea la scădere a cheltuielilor nominale cu forța de muncă a afectat 3,9 la sută din numărul total de companii
 - aceste companii nu au redus salariile, ci au decis înghețarea acestora
- Nivelul estimat al rigidității pare a fi mic, dar trebuie luate în considerare următoarele aspecte:

1. Măsura subestimează nivelul rigidității *salariilor* deoarece CMFM include, pe lângă acestea, și o componentă mai flexibilă – reprezentată de bonusuri, sporuri și alte beneficii financiare (*Lebow et al, 1999*)
2. Estimările nu elimină efectul de compozиție*
3. Perioadă relativ redusă

	β	z
Total întreprinderi	-3,9	-0,1
Sector privat	-3,7	-0,1
Sector public (exclusiv energie)	-4,3	-0,6
Industria prelucrătoare	-2,8	0
Industria energetică	-7,9	-0,7
Comerț	-1,9	0,1
Transport și comunicații	-2,1	0,1

Sursa: Situații financiare companii, estimări proprii

* Efectul de compozиție presupune înlocuirea unui angajat cu salariu mai mare cu un nou angajat cu salariu mai redus

Comparabilitate redusă la nivel internațional

Studiul	Tara	Perioada	Sursa datelor	Rezultate
Lebow et al (2003)	USA	1981-1999	Sondaj în rândul companiilor	$\beta = 38\%$ $\beta = 52\%$ dacă se exclud beneficiile
Castellanos et al (2004)	Mexic	1985-2001	Institutul de Asistență Socială din Mexic	$\beta = 62\%$
Brzoza-Brzezina și Socha (2007)	Polonia	1996-2005	Situatii financiare ale companiilor	$\beta = 2\%$ $\beta = 5,9\%$ eliminând efectul de compozitie
Behr, P ö tter (2009)	10 state membre UE*	1995-2001	Sondaj în rândul angajaților	$\beta \in [3,5\%, 30,4\%]$
Iregui et al (2009)	Columbia	1999-2006	Situatii financiare ale companiilor	$\beta = 28,6\%$ (<i>blue collar</i>) $\beta = 17,5\%$ (<i>white collar</i>)
Knoppik, Beissinger (2009)	12 state membre UE**	1994-2001	Sondaj în rândul angajaților de sex masculin care nu și-au schimbat locul de muncă de la un an la altul	$\beta \in [7\%, 66\%]$
Järv (2011)	Estonia	2002-2008	Declarații fiscale ale companiilor	$\beta = 9,3\%$

* Belgia, Danemarca, Franța, Germania, Grecia, Irlanda, Italia, Marea Britanie, Portugalia, Spania

** Austria, Belgia, Danemarca, Finlanda, Franța, Germania, Grecia, Irlanda, Italia, Marea Britanie, Portugalia, Spania

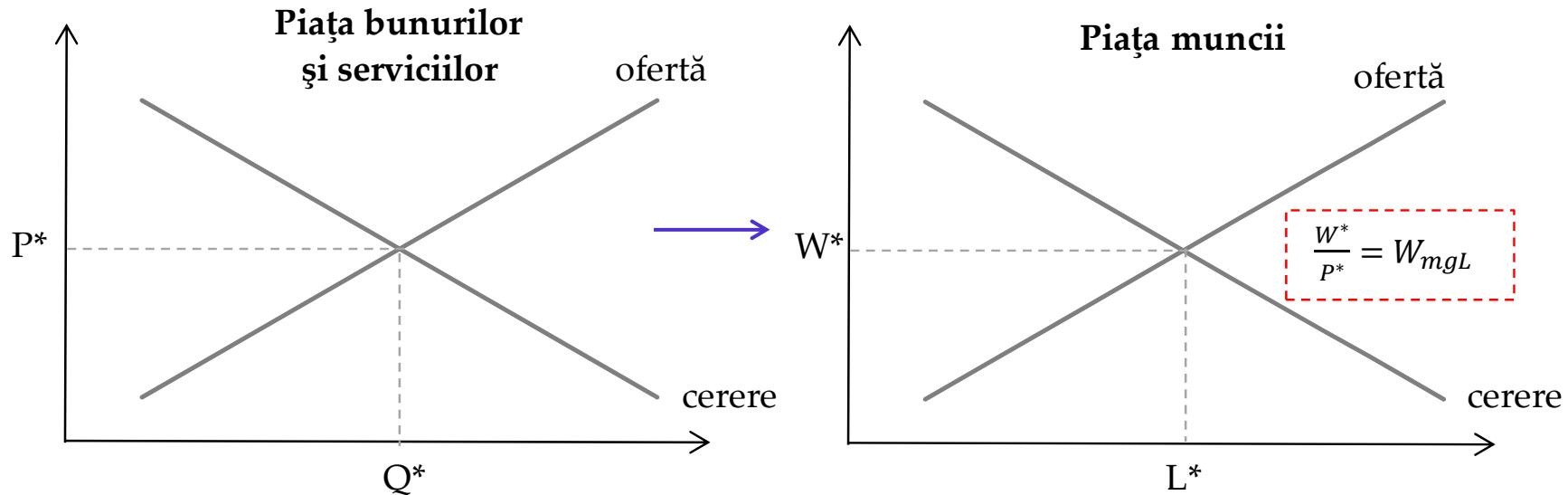
- Rezultatele implementării testului Kahn în literatura de specialitate se regăsesc într-o plajă de valori foarte largă
 - sensibilitate ridicată a valorilor estimate la **perioada** analizată și **datele** utilizate
- Cel mai ridicat nivel al rigidității este obținut în cazul analizei pe baza informațiilor oferite de către angajați (măsură a rigidității salariale)

III. Abordarea macroeconomică

– Rigiditatea salariului real și ajustarea pieței muncii –

Cadrul teoretic

- Pe piața muncii, cererea de muncă derivă din echilibrul pe piața bunurilor și serviciilor



- Pe piața muncii, companiile care urmăresc maximizarea profitului fac angajaři până în momentul în care salariul real devine egal cu productivitatea marginală a muncii
- Manifestarea unui řoc negativ (cerere/ofertă) determină scăderea W_{mgL}



Rigiditatea salariului real implică o corecție mai mare a numărului de angajați pentru ajustarea costurilor totale cu forța de muncă

Estimarea unui model structural al pieței muncii

- Model VAR cu 4 variabile (creșterea economică, inflația, modificarea salariului în sectorul privat, modificarea numărului de salariați din sectorul privat):

$$\begin{aligned}\Delta PIB_t &= \alpha_1 \Delta PIB_{t-1} + \alpha_2 \Delta IPC_{t-1} + \alpha_3 \Delta CS_{t-1} + \alpha_4 \Delta FM_{t-1} + e_{1t} \\ \Delta IPC_t &= \beta_1 \Delta PIB_{t-1} + \beta_2 \Delta IPC_{t-1} + \beta_3 \Delta CS_{t-1} + \beta_4 \Delta FM_{t-1} + e_{2t} \\ \Delta CS_t &= \gamma_1 \Delta PIB_{t-1} + \gamma_2 \Delta IPC_{t-1} + \gamma_3 \Delta CS_{t-1} + \gamma_4 \Delta FM_{t-1} + e_{3t} \\ \Delta FM_t &= \delta_1 \Delta PIB_{t-1} + \delta_2 \Delta IPC_{t-1} + \delta_3 \Delta CS_{t-1} + \delta_4 \Delta FM_{t-1} + e_{4t}\end{aligned}$$



$$y_t = A \times y_{t-1} + e_t$$

- Descompunerea Wold:

$$\begin{aligned}y_t &= A \times y_{t-1} + e_t = A(A \times y_{t-2} + e_{t-1}) + e_t = A^2 \times y_{t-2} + A \times e_{t-1} + e_t = \dots \rightarrow \\ y_t &= D(l)e_t \text{ cu } e_t \sim (0, \Sigma_e)\end{aligned}$$

- Descompunerea Cholesky: se determină factorul $\tilde{P} = P\Lambda^{0,5}$ unde P – matricea vectorilor proprii și Λ – matricea valorilor proprii astfel încât $\tilde{P}\tilde{P}' = \Sigma_e$.



$$y_t = D(l)\tilde{P}\tilde{P}^{-1}e_t = \tilde{D}(l)\tilde{\varepsilon}_t, \text{ cu } \tilde{\varepsilon}_t \sim (0, I)$$

Estimarea unui model structural al pieței muncii (2)

➤ Identificarea șocurilor structurale:

$\forall \tilde{H}$ cu $\tilde{H}\tilde{H}' = I \rightarrow y_t = \tilde{D}(l)\tilde{H}\tilde{H}'\tilde{\varepsilon}_t = \hat{D}(l)\hat{\varepsilon}_t$ unde $\hat{D}(l)$ surprinde răspunsul variabilelor la șocurile structurale $\hat{\varepsilon}_t$

	creștere economică	rata inflației
șoc negativ de cerere	-	-
șoc negativ de ofertă	-	+

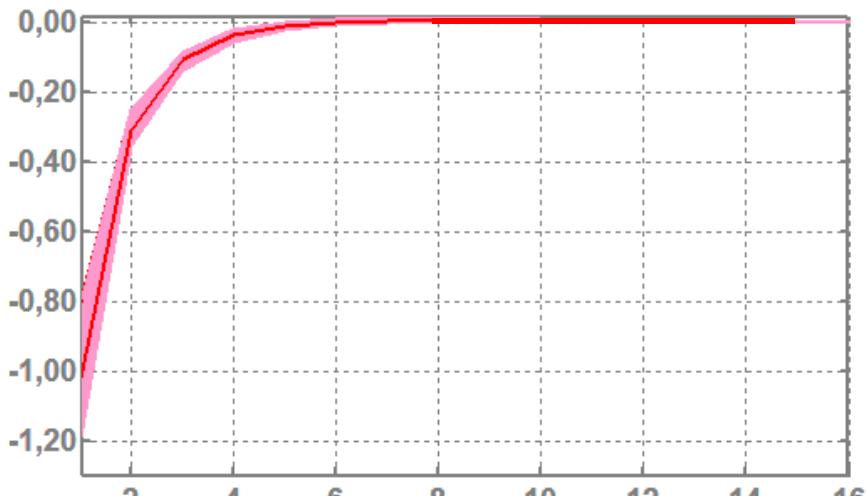
➤ Algoritm:

- Pas 1 – este generată matricea G cu elementele extrase aleatoriu din distribuția $N(0,1)$
- Pas 2 – se determină matricele Q și R utilizând descompunerea: $G=QR$, cu R o matrice triunghiulară superioară; (deoarece Q are proprietatea că $QQ' = I$, poate reprezenta o aproximare a lui \tilde{H})
- Pas 3 – se calculează funcția de răspuns la impuls $\tilde{D}(l)\tilde{H} = \hat{D}(l)$ și se verifică restricțiile impuse
- Pas 4 – se repetă pașii anteriori de 100 000 de ori, obținând câte un model structural de fiecare dată când restricțiile de semn sunt respectate

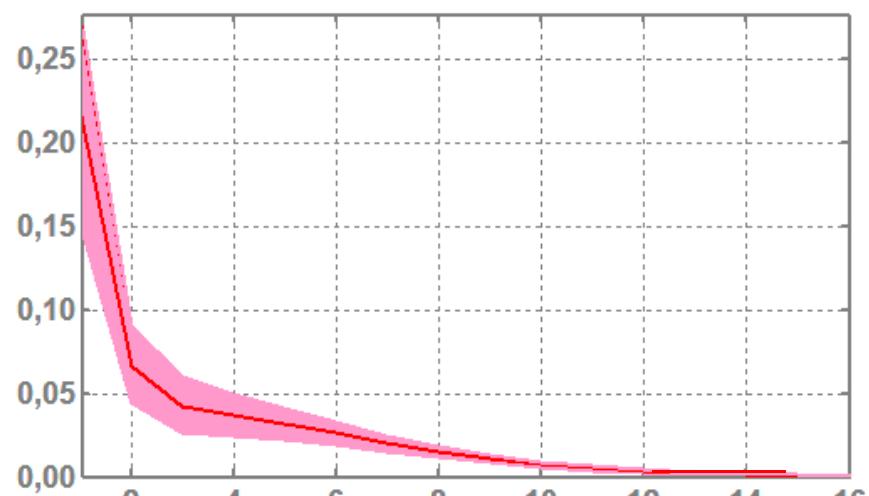
➤ Date trimestriale pentru perioada 2002-2013

La un şoc negativ de ofertă, ajustarea pieţei muncii se realizează cu precădere prin reducerea numărului de salariaţi ...

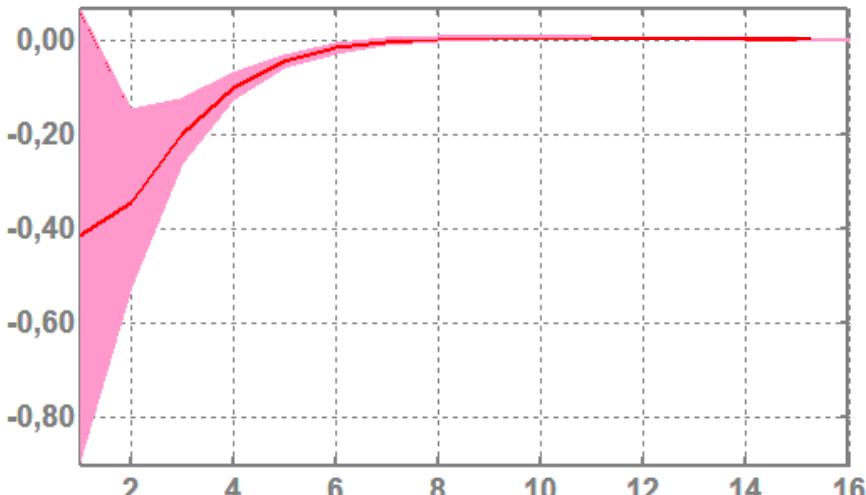
Creşterea economică



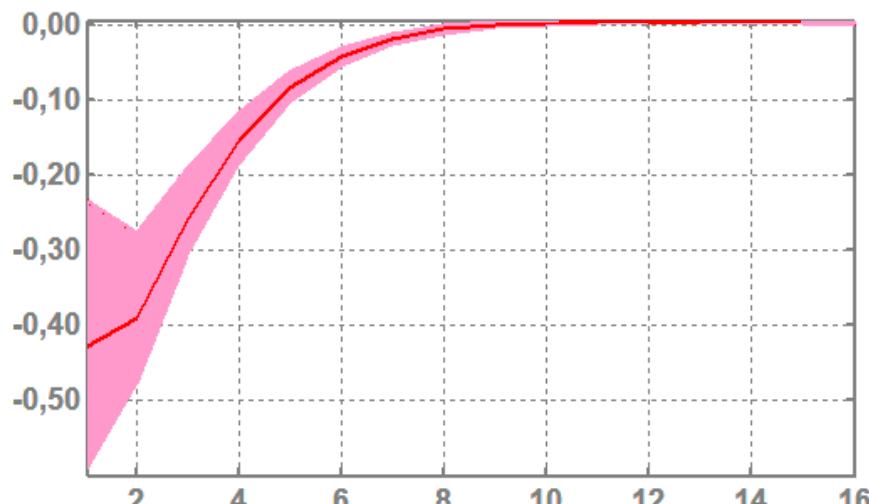
Rata inflației



Salariul real



Numărul salariaților

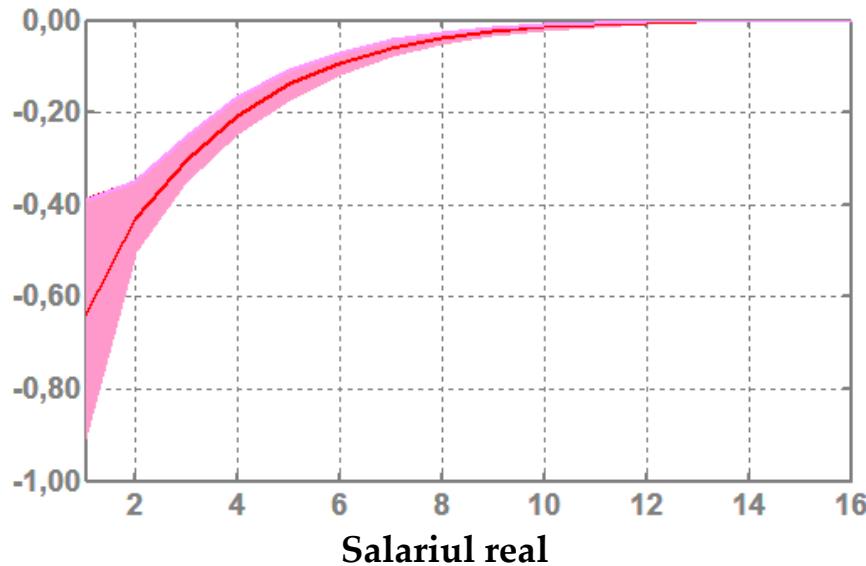


Notă: Funcția de răspuns la impuls a fost calculată pe baza a 4 824 de simulări.

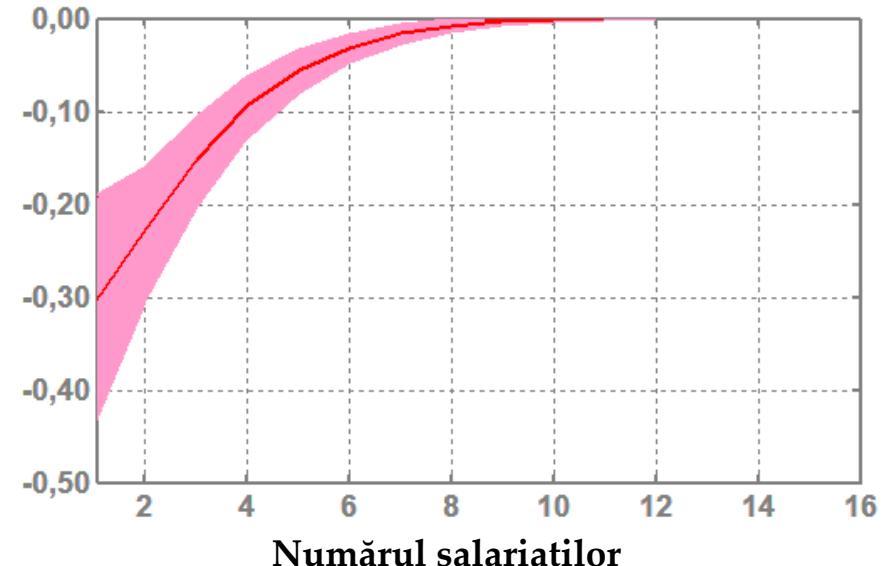
Sursa: INS, estimări proprii

... în timp ce la un şoc negativ de cerere, apare o reacţie
şi din partea salariului real

Creşterea economică

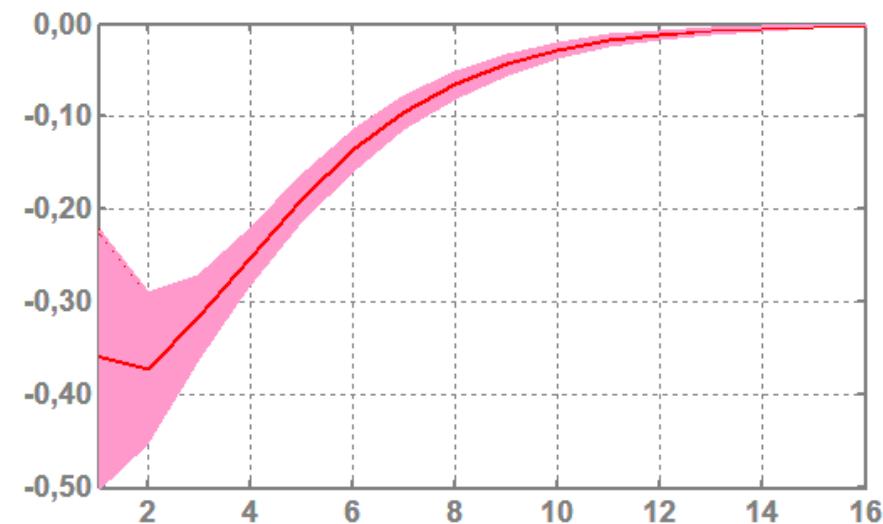
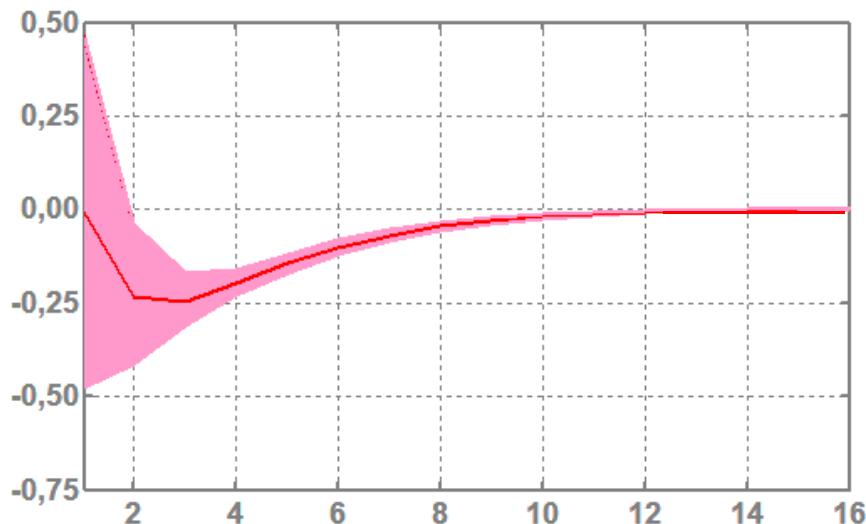


Rata inflației



Salariul real

Numărul salariaților



Notă: Funcția de răspuns la impuls a fost calculată pe baza a 13 011 de simulări.

Sursa: INS, estimări proprii

IV. Concluzii

Concluzii

- Ajustarea pe piața muncii în România în perioada de după criza economică s-a realizat cu precădere prin scăderea numărului de salariați
- În recesiune au devenit mai numeroase înghețările salariale, în condițiile rigidității la scădere a salariului nominal
 - frecvența scăderilor salariale a crescut, dar nu proporțional cu reducerea frecvenței majorărilor salariale
- Prezența rigidității nominale a fost confirmată de toate testele efectuate, însă nivelul estimat pe baza costurilor medii cu forța de muncă subestimează rigiditatea salariilor nominale
 - costurile medii cu forța de muncă includ și o componentă nesalarială mai flexibilă (bonusuri, alte beneficii)
 - o cuantificare cu un nivel mai mare de acuratețe poate fi obținută prin realizarea unui sondaj specific în rândul companiilor – *3rd Wave of the Wage Dynamics Network Survey* (2014)
- Răspunsul salariului real este:
 - nesemnificativ la un soc negativ de ofertă
 - semnificativ statistic la un soc negativ de cerere, dar se manifestă cu întârziere, are o durată scurtă și o amplitudine redusă

Vă mulțumesc!

Bibliografie selectivă

- Behr, A., Pötter, U. (2009) "Downward Wage Rigidity in Europe: A New Flexible Parametric Approach and Empirical Results", *German Economic Review*, 11(2), 169-187
- Bernal – Verdugo, L., Furceri, D., Guillaume, D. (2012) "Labor Market Flexibility and Unemployment: New Empirical Evidence of Static and Dynamic Effects", IMF Working paper 12/64
- Botero, J., Djankov, S., La Porta, R., Lopez de Silanes, F., Schelifer, A. (2004) "The Regulation of Labor", *Quarterly Journal of Economics*, 119: 1339-1382
- Brzoza-Brzezina, M., Socha, J. (2007) "Downward Nominal Wage Rigidity in Poland", National Bank of Poland, Working Papers 41
- Castellanos, S., Garcia-Verdu, R., Kaplan, D. (2004) "Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records", *Journal of Development Economics*, Vol. 75 (2 Dec.), 507-533
- Diamond, P.A. (1982) "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium", *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 5, pp. 881-894
- Iregui, A.M., Melo, L.A., Ramirez, M. T. (2009) „Are wages rigid in Colombia?: Empirical Evidence Based on a Sample of Wages at the Firm Level”, *Borradores de Economía*, 571i
- Järve, J. (2011) "Downward Nominal Wage Rigidity in the Estonian Private Sector", Tartu University Press
- Kahn, S. (1997) "Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata", *American Economic Review*, 87(5)

Bibliografie selectivă (2)

- Keynes, J. M. (1936), "The General Theory of Employment, Interest and Money", MacMillan, London
- Knoppik, C., Beissinger, T. (2009) "Downward Nominal Wage Rigidity in Europe: An Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994-2001", Empirical Economics, 36(2), 321-338
- Lebow, D., Stockton, D., Wascher, W. (1995) "Inflation, Nominal Wage Rigidity, and the Efficiency of Labor Markets", Federal Reserve Board of Governors Finance and Economics Discussion Series No. 95-45
- Lebow, D., Saks, R., Wilson, B.A. (1999) "Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from the Employment Cost Index", FEDS Working Paper, No. 99-31
- Lebow, D., Saks, R., Wilson, B.A. (2003) "Downward Nominal Wage Rigidity. Evidence from the Employment Cost Index", B.E. Journals in Macroeconomics, 3(1), Advances, Article 2
- Mankiw, N.G. (2007) "Macroeconomics", Sixth Edition, Worth Publishers
- Mortensen , D. (1982) "Property Rights and Efficiency in Mating, Racing, and Related Games", American Economic Review, Vol. 72, No. 5, pp. 968-979
- Pissarides, C. (1997) "The Need for Labor-Market Flexibility in an European Economic and Monetary Union", Swedish Economic Policy Review, Vol. 4, pp. 513-546
- Pissarides, C. (2000) "Equilibrium Unemployment Theory", 2nd Edition, MIT Press
- Stiglitz, J.E. (1992) "Contract Theory and Macroeconomic Fluctuations", in Contract Economics Werin L. and H. Wijkander (ed.), Blackwell Publishers, Oxford UK, pp. 292-322.