

Антон Герунов\*

## ЕМПИРИЧНА ОЦЕНКА НА ОСНОВНИ ХИПОТЕЗИ ЗА ФОРМИРАНЕ НА ИКОНОМИЧЕСКИТЕ ОЧАКВАНИЯ: ИЗСЛЕДВАНЕ ОТВЪД ИНДИВИДУАЛНАТА РАЦИОНАЛНОСТ

Разгледани са основните хипотези за формиране на инфлационните очаквания на икономическите агенти и ключови резултати от тяхното изследване. Използвани са анкетни данни за инфлационните очаквания на гражданите на страните-членки от ЕС-27 за периода 01.1998-05.2013 г., с които се тества доколко тези теоретични хипотези отговарят на реално наблюдаваната динамика. Иконометрично е обоснована тезата, че подходите на адаптивните и рационалните очаквания представят непълна картина на процеса, докато подходът на динамичните хетерогенни очаквания описва в по-пълна степен наблюдаемите емпирични тенденции.<sup>1</sup>

JEL: D84; E31

Икономическите очаквания в същността си са прогнози, които агентите формират за бъдещите реализации на дадена променлива. За целите на моделирането тези очаквания трябва да бъдат описани максимално кратко и пълно в определена математическа форма – например уравнение или система от уравнения, които да могат да бъдат изчислени с наличните данни. Формирането на очакванията обаче става на микроикономическо ниво. Агрегираните уравнения имат за цел да обобщят един силно индивидуализиран процес, при който отделните взимачи решения използват наличната информация и определени прогностични механизми, за да достигнат до индивидуални очаквания. Впоследствие те служат за изчисление на претеглена средна, за да се получат икономически важните очаквания на макрониво. Теоретичните макроикономически модели често извеждат математически механизма за формиране на очакванията, моделирайки агентите като хомогенни оптимизиращи единици (Galí, 2008). По-новите подходи отслабват това допускане, като позволяват определена хетерогенност (Grandmont, 1998; Evans & Honkapohja, 2001). Подобен механизъм на *a priori* задаване на прогностичните механизми поставя на дне-

---

\* СУ „Св. Климент Охридски“, Стопански факултет, катедра „Икономика“, gerunov@uni-sofia.bg

<sup>1</sup> Anton Gerunov. EMPIRICAL TEST OF EXPECTATIONS FORMATION HYPOTHESES: A STUDY BEYOND INDIVIDUAL RATIONALITY. *Summary*: We use survey data on inflation expectations in the EU-27 spanning the period 01.1998-05.2013 to test major expectations formation hypotheses against empirically observed behavior. Econometric modeling reveals that adaptive and rational expectations approaches fail to describe this process completely, whereas the evolutionary heterogeneous expectations approach seems better able to capture observed dynamics. Those results underline the importance of incorporating more behaviorally realistic models of expectations formation for the purposes of economic modeling.

вен ред въпроса доколко реалните емпирични данни отговарят на теоретичните допускания. Тук трябва да се направи важното уточнение, че обобщените уравнения за формиране на очакванията биха били емпирично полезни дори ако не отразяват точния процес на формиране на очакванията, а просто описват коректно крайния резултат от процеса. Същевременно, ако емпиричното потвърждение на дадена теория е невалидно, то потенциално полезно направление на изследванията би било по-подробно проучване на генериращите процеси.

Основните хипотези за формиране на икономическите очаквания са обусловени както исторически в контекста на развитието на икономическата мисъл, така и предвид наличния и използван икономически инструментариум през даден период. Въпреки тези обективни ограничения теорията за формиране на очаквания е в най-голяма степен развивана под натиска на обективната невъзможност на съществуващата теория да даде задоволително обяснение на основни факти от икономическата действителност. Адаптивните очаквания са изместени от рационални такива под натиска на необяснимата стагфлация от 70-те години на миналия век в САЩ и невъзможността на кривата на Филипс с адаптивни очаквания да обясни стопанската динамика. По-новите подходи като очаквания, базирани на учене или хетерогенна информация, добиват актуалност предвид натрупването на значителни доказателства за ограничената рационалност на индивидите и неспособността на съвършено рационалните модели да обяснят спекулативни епизоди като кризата „дотком“ от началото на десетилетието и финансово-икономическата криза, започнала през 2007-2008 г. (Colander et al., 2009; Kirman, 2010).

Предвид натрупаното познание от поведенчески икономисти и глобалната стопанска криза, е необходимо да се преосмисли парадигмата за модифицирана рационалност и да се направи опит за психологически базирано моделиране на икономическите агенти като ограничено оптимизиращи индивиди, използващи набор от евристики. Независимо от историческото си място обаче даден теоретичен подход трябва да се използва дотолкова, доколкото може адекватно да обясни наблюдаваните емпирични факти. Тук си поставяме именно тази изследователска задача – да се тестват емпирично различните хипотези за формиране на икономически очаквания, използвайки анкетни данни за икономическите очаквания на агентите за динамиката на ценовото равнище.

### **Литературен обзор**

Анкетните данни намират все по-широко приложение при изследване на стопанската динамика, като на несигурността в междувремеви оптимизационни проблеми се отделя все по-голямо внимание (Knotek & Khan, 2011). Макар измерването на очакванията да има своите методологически особености и проблеми (Dominitz & Manski, 2003), съвременната макроикономическа теория отчита анкетните данни като адекватно приближение за реално формираните очаквания и по съответен начин ги включва в процеса на моделиране и оценка на

политики (Ценков, 2011; Clark & Nakata, 2008; Cooper & Willis, 2010). Поради ключовата роля на кривата на Филипс прогнозирането на инфлацията е традиционно от особен интерес за макроикономистите и затова редица проучвания се фокусират именно върху този сегмент от очакванията.

Използвайки поредица от модели на векторна авторегресия върху данни от Ливингстънското проучване,<sup>2</sup> Mehra & Herrington (2008) откриват, че очакваната инфлация се влияе основно от реализираната инфлация, промяната в цените на основни стоки и от движения в самата нея (т.е. автокорелационна зависимост). Това изследване, както и някои други (Gurkaynak et al., 2007) представят известни доказателства, че през последните две десетилетия временните шокове върху икономиката водят до по-слаби ефекти върху очакванията на индивидите спрямо предишните такива. Общата среда предполага, а и политиката на централните банки цели до голяма степен да закотви очакванията, така че икономическата система да бъде по-предвидима за отделните агенти, а паричната политика – по-ефективна.

Закотвянето на очакванията зависи изключително от общата динамика – според промяната на средата агентите интелигентно променят поведението си. Carroll (2001, 2003) моделира очакванията като информирани от новинарското отразяване на инфлацията и открива много различна динамика в зависимост от това доколко тя е значителен проблем и съответно е отразена в медиите. Изследването на Roos (2005) също потвърждава, че агентите полагат повече усилия за формиране на прецизни очаквания, когато пределната печалба от това надвишава пределните разходи от усилията. Пример за такива моменти са не само епизоди на растяща инфлация (откъдето и значението ѝ за стопанския оборот нараства), но и непосредствено преди избори. Когато пределните приходи от прецизна прогноза са ниски, агентите използват много по-прост механизми и полагат значително по-малко усилия за прогнозиране.

Освен че поведението на агентите е нехомогенно спрямо времето и общата икономическа среда, анкетните изследвания разкриват и значителна хетерогенност дори в една и съща извадка. Емпиричните данни поставят под силно съмнение икономическото допускане за представителен агент, формиращ хомогенни очаквания на базата на пълна информация за стопанската система. Изследвайки очакванията за ценовото равнище на представителен панел от американци, de Bruin et al. (2010) откриват ясно изразени тенденции и влияние на демографските фактори и финансовата грамотност. Разкрива се тенденция лицата от женски пол, неженените, по-бедните и по-старите да имат значително по-високи инфлационни очаквания. При тези групи е видима тенденцията да се фокусират повече върху цените, които те самите плащат, а не върху индекса на потребителските цени. Разликите в механизма на формиране на очакванията са обусловени донякъде, но не напълно, от финансовите познания на индивидите.

---

<sup>2</sup> Livingston survey.

Корелация на очакванията с определени демографски променливи се наблюдава и в други бази данни, например на Мичиганския университет. Souleles (2004) изследва структурата на грешките при тези данни и открива връзка между нея и демографската структура на извадката. Една от възможните хипотези, е че определени групи допускат систематични грешки при прогнозирането, например групата на работниците с по-нисък образователно-квалификационен статус е подложена на систематични отрицателни шокове поради преминаването към икономика на знанието. Социологическите изследвания върху процеса на формиране на нагласите на агентите водят и до друг ключов извод – влиянието на средата върху процеса на изграждане на очакванията е осезателно. Използвайки данни за немската икономика от Центъра за европейски изследвания при Манхаймския университет, Lux (2009) показва значим ефект на социалните въздействия върху общата оценка на бизнес-средата. Тези резултати могат да бъдат интерпретирани в рамките на кейнсианското разбиране, че ирационалните настроения, които обхващат едновременно широки групи агенти, определят икономическата динамика.

Общите пазарни настроения са потенциално важни и в много други ситуации (Duffy, 2008a; Chauvet & Guo, 2003; De Grauwe, 2012) и често могат да имат сериозни последици на системно ниво, например при формирането и разпадането на финансови балони (Lux, 1995). Ефектът на социалната среда върху индивидуалното формиране на очаквания е в ясен разрез с методологическия индивидуализъм на неокласическата теория. Същевременно подобни наблюдения са в съзвучие с емпиричните и експериментални данни за индивидуалното поведение на микроикономическо ниво (Camerer, 2003). Тези резултати от анализа на анкетните очаквания поставят под съмнение рационалността на формираните очаквания – тема, която е широко застъпена в съвременните изследвания. Carroll (2003) изчислява, че агентите не използват пълноценно цялата налична информация – данните показват, че те обновяват информационното си множество веднъж годишно, което генерира значителна негъвкавост на макро-ниво.

До такъв резултат достига и Roos (2005), изследвайки разликите между прогнози на потребители и експерти. Дори в общественото пространство да са налични прогнози, които са близко до идеала за „рационални“ очаквания, това не означава, че те задължително се приемат и прилагат от вземащите решения агенти. Изследването на структурата на грешките в данните от мичиганската анкета също води до отхвърляне на хипотезата, че очакванията са формираны стриктно рационално (Souleles, 2004). В едно от най-пълните изследвания на икономическите очаквания до този момент Golinelli & Parigi (2004) разглеждат времеви редове за осем държави за периода от 70-те години на миналия век до 2002 г. на тримесечна база и откриват, че резултатите от модел на векторна авторегресия с най-често използваните макроикономически индикатори не се припокриват изцяло с очакванията на агентите. Директните тестове за рационалност върху анкетните данни също водят до резул-

тати, които са в разрез с предположенията на хипотезата за рационално формиране (Mankiw et al., 2004).

Същевременно самите очаквания носят значително количество допълнителна прогностична информация. Способността на социологическите данни да предвидят бъдещата динамика отвъд възможностите на известните към момента макропроменливи е добре установена и в редица други изследвания (вж. например Curtin, 2007 и Ang et al., 2007). Макар че очакванията не са рационални в тесния икономически смисъл, тяхното влияние върху стопанската динамика е значително, поради което прогностичните им възможности не са за подценяване. Изследванията на потребителските и бизнес-анкетите се опитват да дадат отговор и на още един много важен въпрос – какви са механизмите, довели до тези реализации на очакванията. Данните представят изключително силни доказателства срещу тезата, че тези прогнози са хомогенно формирани от оптимизиращи икономически агенти. По-новите подходи моделират очакванията като агрегиран резултат от използването на прости поведенчески правила – евристики.

Разглеждайки данни от анкетните изследвания на Мичиганския университет, Pfajfar & Santoro (2012) откриват, че хетерогенността е основна характеристика на измерените очаквания. Авторите ги разделят на три основни типа: първият е силно авторегресионен, вторият е близък до рационалност, а при третия очакванията отговарят на хипотезите за адаптивно научаване и несъвършена информация. Първите два типа доминират в значителна степен. Използвайки механизъм за еволюционно превключване между евристики, Branch (2004) показва, че подобно поведение описва изключително добре емпиричните реализации на анкетните данни от Мичиганския университет. Евристичните в този случай са ограничени до векторна авторегресия (т.е. приближение към рационални очаквания) и са адаптивни и наивни (статични очаквания). Превключвайки между тях на базата на средно квадратични грешки, всеки индивидуален агент формира прогнози в текущ период, като те се агрегират до общи очаквания за дадения период. Този механизъм има добро съответствие с изследваните данни.

Изследването на Branch (2004) е до голяма степен потвърдено и в по-късни разработки (Branch, 2007), където евристичните за рационални, адаптивни и статични очаквания се тестват спрямо модел на бавно обновяване на информацията (Mankiw & Reis, 2002). Моделът на еволюционно превключване намира по-широко емпирично потвърждение, което води до заключението, че несигурността в модела е по-важен фактор за определяне на очакванията, отколкото несъвършенството на информацията. Изследванията за хетерогенност на този етап са сравнително ограничени, но доказателствата от наличните убедително насочват към хипотезата, че наблюдаемите очаквания са формирани в резултат от използването на набор от различни прогностични механизми, всеки от които се прилага от променлива част от наблюдаваната извадка в различни времеви моменти. Тази хипотеза е базирана върху микроикономическото поведение на

агентите, изведено от психолози и поведенчески икономисти. Основното допускане е, че агентите разполагат с ограничена информация и когнитивни способности, но продължително търсят оптималното прогностично правило в зависимост от разходите, до които води погрешна прогноза.

Въпреки че хипотезата е интуитивна, тя подлежи на значително по-задълбочени изследвания, особено спрямо основната конкурираща се парадигма – тази на рационалните очаквания. Освен това тестването на хипотезата за еволюционните очаквания е до голяма степен ограничено до данни за американската икономика. Ето защо тук се фокусираме върху данни за страните-членки от ЕС-27, което позволява да се тества и доколко изказаните хипотези могат да бъдат обобщени до по-голяма съвкупност от различни икономики.

### Емпирично тестване

Европейските статистически служби ежемесечно събират данни за настроенията сред потребители и фирми с помощта на социологическа анкета, изпратена до представителна извадка от над 40 хил. индивидуални потребители и над 125 хил. фирми. Данните са налични от 1985 г. за по-старите държави-членки и сравнително по-отскоро за по-новите, като източникът е Евростат. Въпросите са предимно количествени, като изискват от отговарящите да използват ликертова скала, за да дадат субективна оценка за развитието на икономическата динамика. Въпросът за инфлационните очаквания на домакинствата е следният:

*В сравнение с последните 12 месеца как очаквате да се развият цените през следващите 12 месеца? Те ще:*

- ++ се увеличат по-бързо*
- + се увеличат със същия темп*
- = се увеличават по-бавно*
- останат непроменени*
- намаляват*
- N - не зная*

Силно положителните отговори (++) се претеглят по 1, положителните - по 0,5, неутралните (=) - по 0, отрицателните (-) - по -0,5, а силно отрицателните (--) - по -1, след което официално се публикува техният баланс (за подробна методология вж. The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys). Базата данни е публично достъпна на интернет-сайта на Европейската статистическа служба. Използвани са времеви редове за баланса на инфлационните очаквания от януари 1998 до май 2013 г. с месечна честота. Допълнително са включени и други променливи с месечна честотност като безработицата, реализираната инфлация, лихвените проценти за страните от ЕС-27.<sup>3</sup> Общо за основните подходи са изчислени 145 иконометрични уравнения,

<sup>3</sup> Трябва да направим важното уточнение, че в панела не е включена най-новата страна-членка на ЕС – Хърватия, поради ограниченото време на нейното членство, от което произтичат и някои резерви

като всеки подход е тестван за всяка страна от ЕС-27. Тестовите разкриват както видими общи тенденции, така и немалки различия между отделните държави и регионални блокове.

*Тестване на хипотезата за статични и адаптивни очаквания*

Въведената от Nerlove (1958), Sagan (1956), Friedman (1957) идея за статични или адаптивни очаквания допуска, че икономическите агенти са силно повлияни от реализацията на прогнозната променлива през минал период и екстраполират стойността ѝ към бъдещ такъв. В най-простия случай очакването за бъдещ период е просто стойността от миналия, но реално адаптивните очаквания предполагат по-сложна лагова структура. Използвайки уравнение (1) и пренаписвайки го за инфлационните очаквания, получаваме:

$$(1) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \beta_t \pi_t + \beta_{t-1} \pi_{t-1} + \dots + \beta_{t-j} \pi_{t-j} = \sum_{i=0}^j \beta_{i+1} \pi_{t-i}.$$

На базата на тази спецификация автоматично са изчислени възможните модели с брой инфлационни лагове до 12 вкл., но информационните критерии на Акайке и Шварц недвусмислено показват, че в общия случай оптималният модел съдържа не повече от три лага. За сравнимост между държавите е изчислен модел от следния вид (долните индекси означават момента, към който е измерена дадената променлива):

$$(2) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 \pi_{t-2} = \sum_{i=0}^2 \beta_{i+1} \pi_{t-i}.$$

Ако хипотезата на адаптивните очаквания е вярна, то следва, че оптималният авторегресионен модел в най-добра степен обяснява формираните очаквания и няма други променливи, които да могат да подобрят обяснението. Ако същевременно моделът на адаптивните очаквания не е изчерпателен, то бихме предположили, че друга икономическа променлива ще има обяснителна сила за формиране на очакванията. Дефинираме следния модел, като добавяме и равнището на безработицата ( $u_t$ ), а  $\varepsilon_t$  е стохастична грешка:

$$(3) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \beta_2 \pi_{t-1} + \beta_3 \pi_{t-2} + \beta_4 u_t + \varepsilon_t.$$

Безработицата е добавена като променлива, измерваща нивото на икономическа активност в стопанската система, и в духа на класическата крива на Филипс би трябвало да оказва влияние върху ценовото равнище чрез пазара на труда. Ако теорията за адаптивното формиране на очаквания е вярна, то коефициентът  $\beta_4$  не би бил статистически значимо различен от нула. Същевре-

---

относно сравнимостта с останалите страни-членки, както и поради прагматичната липса на съизмеримо дълги налични времеви редове.

менно, ако  $\beta_4 \neq 0$ , то следва, че и други фактори освен лаговата структура на инфлацията предопределят инфлационните очаквания. Предвид краткосрочната крива на Филипс и обратната връзка между инфлация и безработица, теоретичните очаквания са за отрицателно влияние на безработицата върху инфлацията и инфлационните очаквания, т.е.  $\beta_4 < 0$ .

Модел (3) е изчислен на базата на месечни данни от 1998 до 2013 г. за страните-членки на ЕС през този период. Иконометричното тестване недвусмислено показва, че хипотезата за адаптивни очаквания не може напълно да обхване сложния процес по моделиране на икономическите очаквания. Както на ниво ЕС-27, така и на ниво Евростона коефициентът  $\beta_4$  е статистически значим съответно под 1 и на 5%. Той е значим и за преобладаващата част от държавите, като достига значимост на конвенционални нива за 21 от разгледаните 27 страни (изключение правят Чехия, Франция, Австрия, Полша, Румъния и Швеция). Необходимо е да подчертаем, че дори при тези държави мярката за обяснена дисперсия – коригираният  $R^2$ , е с изключително ниски стойности, което показва, че макар и конкретно безработицата да не предвижда инфлационните очаквания на статистически значими нива, то обяснената дисперсия от модел с оптимална лагова структура е толкова малка, че е вероятно да има липсващи променливи.

Изчислените модели представят две интересни наблюдения. Преди всичко отбелязваме, че коефициентът пред данните за последната реализирана инфлация е винаги статистически значимо различен от нула ( $\beta_1 \neq 0$  в повечето случаи на нива под 1%) за всяка от разглежданите държави. Това показва силно авторегресионното поведение на отделните стопански агенти – във всяка от държавите последната реализация на променливата е включена в прогнозата за бъдещата ѝ реализация. Прави впечатление, че често само последната реализация е взета под внимание, като коефициентите пред по-стари данни не достигат статистическа значимост, въпреки че тяхната реализация е сравнително скорошна предвид месечната честота на данните.

Другото, което трябва да се отбележи, е голямата разлика в обяснената дисперсия между различните държави. Тя варира от практически нулева във Франция, Дания и Люксембург до над 50% в страни като Ирландия, Латвия и Португалия. В България обяснената дисперсия от последната реализация на безработицата и трите последни реализации на инфлацията достига 41%. Тези разлики допълнително подчертават присъщата хетерогенност при формиране на икономическите очаквания. Накратко, тестът на хипотезата за адаптивни очаквания насочва към идеята, че този подход не може да обясни напълно процеса на формиране на инфлационните очаквания в ЕС, но въпреки сравнително малката му обяснителна сила в повечето случаи той описва важна характеристика на емпирично наблюдаваните очаквания – техният ясно изразен авторегресионен компонент.



Таблица 1

## Иконометрично тестване на хипотезата за адаптивни очаквания\*

Страни	Константа	$\pi_1$	$\pi_{t-1}$	$\pi_{t-2}$	$u$	Кор. R <sup>2</sup>
ЕС-27	29.39 0.00	6.36 0.01	2.08 0.36	4.50 0.05	-1.58 0.03	0.08
Еврозона	31.83 0.00	4.54 0.03	1.87 0.36	3.34 0.12	-1.85 0.00	0.07
Белгия	49.52 0.00	1.14 0.30	1.02 0.41	0.01 0.99	-4.33 0.00	0.07
България	51.22 <2e-16	2.30 0.02	0.77 0.46	1.39 0.16	-1.57 0.00	0.41
Чехия	23.17 0.00	3.31 0.14	2.29 0.31	4.20 0.03	1.17 0.23	0.03
Дания	-11.50 0.01	6.78 0.04	1.98 0.54	4.76 0.14	1.73 0.03	0.04
Германия	39.11 0.00	11.04 0.00	14.97 0.00	10.24 0.00	-3.58 0.00	0.25
Естония	46.01 0.00	10.07 0.01	4.42 0.28	4.24 0.29	-1.42 0.00	0.16
Ирландия	31.58 <2e-16	8.27 0.00	6.65 0.00	4.70 0.04	-2.63 <2e-16	0.55
Гърция	42.95 <2e-16	1.18 0.14	0.04 0.95	0.88 0.27	-1.34 0.00	0.21
Испания	32.01 <2e-16	2.18 0.16	0.34 0.82	2.14 0.18	-1.51 0.00	0.31
Франция	21.35 0.02	5.42 0.06	2.65 0.36	4.73 0.11	-0.91 0.35	0.03
Италия	-30.81 0.00	2.48 0.19	-0.79 0.65	2.82 0.15	3.93 0.00	0.16
Кипър	52.49 <2e-16	1.46 0.36	-1.98 0.21	0.91 0.57	-4.27 0.00	0.36
Латвия	75.48 <2e-16	5.46 0.01	1.80 0.40	0.07 0.97	-3.76 <2e-16	0.58
Литва	61.48 <2e-16	5.06 0.03	2.80 0.23	1.54 0.50	-1.56 0.00	0.32
Люксембург	22.04 0.00	2.91 0.10	3.10 0.08	1.99 0.26	-2.11 0.14	0.03
Унгария	61.83 <2e-16	0.62 0.65	0.46 0.74	-0.94 0.46	1.20 0.00	0.05
Малта	112.16 0.00	-1.55 0.13	0.31 0.77	1.23 0.24	-11.18 0.00	0.15
Холандия	38.86 0.00	4.73 0.12	0.19 0.95	3.04 0.32	-5.09 0.00	0.06
Австрия	24.15 0.00	9.61 0.00	7.63 0.00	7.45 0.00	-0.80 0.54	0.13
Полша	31.30 <2e-16	5.73 0.01	0.91 0.72	6.01 0.01	-0.16 0.26	0.12
Португалия	125.61 0.00	-0.31 0.91	0.96 0.70	-2.17 0.50	-5.44 0.00	0.63
Румъния	51.84 <2e-16	2.85 0.01	1.03 0.37	2.15 0.04	-1.09 0.12	0.19
Словения	11.10 0.04	9.02 0.00	2.96 0.16	7.96 0.00	2.29 0.00	0.24
Словакия	19.28 0.00	4.36 0.00	3.31 0.03	2.46 0.09	1.28 0.00	0.19
Финландия	53.41 <2e-16	9.91 0.00	6.92 0.01	7.64 0.00	-4.22 0.00	0.27
Швеция	24.74 0.00	4.58 0.06	3.56 0.12	4.14 0.08	-1.21 0.15	0.04
Обединено кралство	17.13 0.00	5.33 0.00	2.59 0.15	1.60 0.37	-0.06 0.91	0.04

\* Първият ред представя коефициентите, а вторият – точното ниво на статистическа значимост (p-value).

Емпирична оценка на основни хипотези за формиране на икономическите очаквания...

*Тестване на хипотезата за рационални очаквания и очаквания, формиращи чрез учене*

През 70-те години на XX век проблемите в моделирането на икономическите прогнози като адаптивни водят до т.нар. революция на рационалните очаквания. Макар първоначално дефинирана от Muth (1961), идеята за рационалност при формирането на индивидуалните икономически прогнози от страна на стопанските субекти добива широка популярност с работите на Lucas (1973; (1976), Sargent & Wallace (1975) и Fisher (1978). Основната идея е, че икономическите агенти използват цялата налична информация (пълното информационно множество  $\Theta_t$ ) и оптималния модел на стопанската система така, че да формират своите очаквания. Това предполага, че в дългосрочен план тези оценки са неизместени и математическото им очакване е нула, което означава, че инфлационните очаквания трябва да отговарят на следните условия:

$$(4) \quad \begin{aligned} E_t[\pi_{t+1}] &= E[\pi_{t+1} | \Theta_t] \\ E[\pi_{t+1} - \pi_t | \Theta_t] &= 0 \end{aligned}$$

Ако агентите използват в максимална степен наличната им информация, значи отклоненията на техните прогнози от реализациите на променливата са случайни (Mishkin, 1983; Das & van Soest, 1997, 1999; Mankiw, 2004). От иконометрична гледна точка това предполага, че няма връзка между грешките, т.е. те не са автокорелирани. Дефинираме следния модел:

$$(5) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \beta_0 + \beta_1\pi_t + \beta_2\pi_{t+1} + \beta_3\pi_{t+2} + \beta_4\pi_{t+3} + \varepsilon_t.$$

Грешките в уравнение (5) са разликата между реализираната инфлация за дванадесет месеца напред и прогнозата за инфлацията. При наличие на рационалност грешките не биха били свързани – агентите ще осъзнаят, че в корелираните грешки има информация, която би им помогнала да подобрят своите прогнози, и ще я включат в очакванията си, достигайки до:

$$(6) \quad E[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}] = 0$$

Алтернативно, положителна автокорелация означава неизползвана налична информация и оттам – несъвършена рационалност при формиране на очакванията. Използваният тест за автокорелация е тестът на Дърбин-Уотсън (Durbin & Watson, 1950), като тестовата статистика е:

$$(7) \quad d = \frac{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}$$

Таблица 2

Иконометрично тестване на хипотезата за рационални очаквания  
за период от четири тримесечия\*

Страни	Конст.	$\pi_1$	$\pi_{t+1}$	$\pi_{t+2}$	$\pi_{t+3}$	Коп. R <sup>2</sup>	DW test
ЕС-27	10.49 0.01	7.27 0.01	2.61 0.37	2.10 0.47	-1.09 0.71	0.06	0.48 0.00
Еврозона	12.48 0.00	5.64 0.09	2.32 0.48	1.40 0.67	-1.94 0.56	0.01	0.38 0.00
Белгия	7.99 0.01	5.88 0.01	3.44 0.15	4.02 0.09	-0.42 0.86	0.14	0.56 0.00
България	28.91 0.00	2.29 0.01	1.01 0.24	0.49 0.56	0.61 0.47	0.13	0.50 0.00
Чехия	26.94 0.00	5.84 0.01	3.34 0.16	4.36 0.06	-0.61 0.79	0.17	0.48 0.00
Дания	-8.21 0.12	6.80 0.05	3.98 0.23	1.64 0.61	1.26 0.70	0.01	0.43 0.00
Германия	23.57 0.00	4.15 0.32	-0.91 0.83	-2.05 0.62	-3.04 0.46	-0.04	0.37 0.00
Естония	32.06 0.00	5.65 0.04	2.52 0.39	0.71 0.80	-1.96 0.44	0.08	0.31 <2.2e-16
Ирландия	-7.38 0.02	15.82 0.00	10.44 0.00	5.87 0.03	7.10 0.01	0.62	0.86 0.00
Гърция	29.81 0.00	5.19 0.05	0.12 0.96	-3.81 0.16	-2.51 0.34	0.06	0.51 0.00
Испания	8.45 0.10	3.30 0.29	1.85 0.52	-0.73 0.81	0.01 1.00	-0.05	0.27 <2.2e-16
Франция	4.71 0.13	8.25 0.01	4.18 0.15	6.27 0.03	1.48 0.61	0.15	0.67 0.00
Италия	-1.77 0.78	4.34 0.43	5.75 0.27	1.01 0.84	-1.51 0.79	-0.04	0.17 <2.2e-16
Кипър	26.11 0.00	2.64 0.31	2.19 0.43	0.81 0.76	0.99 0.69	-0.07	0.28 0.00
Латвия	14.23 0.00	5.13 0.00	3.24 0.06	3.11 0.07	1.75 0.25	0.53	0.33 0.00
Литва	36.70 0.00	4.55 0.01	4.14 0.02	0.90 0.60	0.45 0.79	0.35	0.33 0.00
Люксембург	14.67 0.01	2.63 0.29	-1.75 0.47	-0.22 0.93	-1.36 0.57	-0.05	0.38 0.00
Унгария	45.54 0.00	2.07 0.09	1.41 0.25	1.19 0.33	0.15 0.90	0.02	0.51 0.00
Малта	30.72 0.00	2.51 0.34	0.81 0.74	2.88 0.26	0.61 0.80	-0.07	0.37 0.00
Холандия	-3.25 0.49	9.36 0.00	12.57 0.00	11.60 0.00	8.97 0.00	0.32	0.34 0.00
Австрия	11.05 0.00	10.57 0.00	5.80 0.02	4.94 0.06	4.64 0.07	0.35	0.59 0.00
Полша	25.70 0.00	5.62 0.00	1.77 0.20	1.93 0.18	-0.56 0.69	0.26	0.92 0.00
Португалия	23.55 0.00	7.74 0.00	6.12 0.00	0.57 0.78	-0.49 0.81	0.23	0.46 0.00
Румъния	46.00 <2e-16	3.07 0.00	-0.09 0.91	-0.88 0.26	-0.80 0.33	0.22	0.95 0.00
Словения	14.15 0.00	4.91 0.01	4.51 0.01	5.46 0.00	5.28 0.00	0.33	0.74 0.00
Словакия	23.15 0.00	7.16 0.00	6.35 0.00	3.15 0.02	2.10 0.11	0.54	0.66 0.00
Финландия	5.00 0.11	8.67 0.00	7.96 0.00	7.72 0.00	6.24 0.01	0.35	0.54 0.00
Швеция	11.10 0.00	7.84 0.03	3.40 0.33	1.99 0.57	3.60 0.30	0.05	0.34 0.00
Обединено кралство	18.28 0.00	4.46 0.02	0.49 0.80	-2.47 0.19	-2.06 0.27	0.06	0.66 0.00

\* Първият ред представя коефициентите, а вторият – точното ниво на статистическа значимост (p-value).

Стойности на тестовата статистика варират в интервала  $0 < d < 4$ , като статистически значимо по-малките от 2 показват положителна корелация. Разглеждайки изчислените статистики в табл. 2, забелязваме, че стойностите на  $d$  варират между 0,17 и 0,95, като за всяка държава може да бъде отхвърлена нулевата хипотеза за липса на положителна автокорелация на нива на статистическа значимост много под 1%. Наличието на автокорелация между грешките насочва към идеята за информационна неефективност – съществуване на данни, които не са включени в прогнозата.

Тук трябва да се направи едно важно уточнение относно рационалността. Рационалните очаквания не предполагат, че прогнозата на агентите винаги съвпада с реализацията на разглежданата променлива. Възможно е агентите да подценяват или надценяват прогнозираната величина. Хипотезата обаче предполага, че агентите използват информацията от грешките на миналите си прогнози, за да подобрят бъдещите, като по този начин елиминират структурата в грешките. Оттук следва, че те са несистематични и се дължат на случайни и непредвидими шокове. Следователно систематичността на прогнозните грешки показва несъвършена рационалност.

Прави впечатление, че при огромната част от държавите икономическите очаквания са повлияни от краткосрочната динамика, като в общия случай нива на статистическа значимост достига първата тримесечна реализация на инфлацията и по-рядко втората или третата. Ще разгледаме по-подробно този факт, като преминем на месечна честотност и изследваме влиянието на непосредствените месечни реализации. Дефинираме следния модел:

$$(8) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \beta_0 + \beta_1\pi_t + \beta_2\pi_{t+1} + \beta_3\pi_{t+2} + \beta_4\pi_{t+3} + \beta_5\pi_{t+4} + \beta_6\pi_{t+5} + \varepsilon$$

Резултатите от модела (8) са представени в табл. 3. Прави впечатление фактът, че непосредствената реализация на инфлацията през настоящия месец оказва значимо въздействие върху очакванията. Агентите са фокусирани върху сегашния момент и оставят това да влияе в непропорционално голяма степен и върху техните дългосрочни очаквания. Подобен ефект е познат в психологията (Myers, 2012) и се наблюдава ясно и в емпиричните данни.

Изчислените модели в табл. 3 показват, че стойностите на тестовата статистика  $d$  варират между 0.14 и 0.59, като и тук за всяка държава може да бъде отхвърлена нулевата хипотеза за липса на положителна автокорелация на нива на статистическа значимост под 1%.

Съвременните подходи за очаквания, базирани на учене, предполагат, че агентите се стремят да формират очакванията си така, че те в крайна сметка да конвергират към рационалните очаквания (Sargent, 1993; Evans & Honohan, 2001). Персистентността на грешките в изчислените модели в табл. 3, която не се променя, вкл. и през по-късните периоди, поставя на дневен ред въпроса доколко агентите осъществяват учене по начина, по който то е дефинирано в литературата.

Таблица 3

Иконометрично тестване на хипотезата за рационални очаквания  
за период от шест месеца\*

Страни	Конст.	$\pi_t$	$\pi_{t+1}$	$\pi_{t+2}$	$\pi_{t+3}$	$\pi_{t+4}$	$\pi_{t+5}$	Кор.R <sup>2</sup>	DW Тест
ЕС-27	13.89 0.00	5.82 0.02	2.45 0.30	2.50 0.28	2.42 0.30	2.04 0.38	2.99 0.20	0.02	0.15 <2.2e-16
Еврозона	13.06 0.00	4.77 0.05	2.91 0.22	3.28 0.16	3.10 0.18	2.95 0.20	3.59 0.12	0.01	0.14 <2.2e-16
Белгия	10.95 0.00	5.32 0.00	4.39 0.00	3.63 0.01	3.54 0.01	4.19 0.00	4.69 0.00	0.07	0.27 <2.2e-16
България	32.92 <2e-16	3.65 0.01	1.23 0.36	-0.04 0.98	-0.29 0.83	1.34 0.32	0.07 0.95	0.05	0.28 <2.2e-16
Чехия	28.33 <2e-16	5.98 0.00	5.90 0.01	4.83 0.04	4.97 0.02	5.12 0.03	3.47 0.12	0.16	0.31 <2.2e-16
Дания	-2.81 0.14	7.85 0.03	0.26 0.94	2.19 0.54	1.69 0.64	0.11 0.98	1.31 0.70	0.00	0.20 <2.2e-16
Германия	22.41 <2e-16	2.33 0.43	2.29 0.45	0.93 0.76	0.47 0.88	-0.77 0.80	-1.80 0.53	-0.03	0.14 <2.2e-16
Естония	26.94 <2e-16	12.49 0.00	5.84 0.11	4.77 0.20	6.05 0.10	3.47 0.34	3.87 0.27	0.20	0.18 <2.2e-16
Ирландия	1.67 0.35	15.17 0.00	11.65 0.00	9.91 0.00	8.93 0.00	9.39 0.00	13.70 0.00	0.41	0.35 <2.2e-16
Гърция	25.26 <2e-16	2.83 0.03	1.82 0.16	2.31 0.07	2.18 0.10	1.53 0.24	2.34 0.07	0.00	0.38 <2.2e-16
Испания	9.04 0.00	2.61 0.24	1.51 0.49	3.31 0.14	1.40 0.53	1.65 0.44	1.62 0.45	-0.02	0.15 <2.2e-16
Франция	10.38 0.00	7.11 0.02	3.34 0.24	2.42 0.40	3.53 0.21	5.27 0.06	4.91 0.09	0.04	0.33 <2.2e-16
Италия	0.47 0.85	3.88 0.19	2.80 0.33	3.50 0.22	3.11 0.28	2.51 0.37	3.77 0.18	-0.01	0.13 <2.2e-16
Кипър	25.21 <2e-16	4.48 0.03	4.09 0.05	3.18 0.14	3.52 0.11	2.11 0.33	4.01 0.07	0.03	0.24 <2.2e-16
Латвия	15.48 <2e-16	9.89 0.00	5.71 0.01	7.78 0.00	6.99 0.00	4.57 0.05	5.96 0.01	0.53	0.25 <2.2e-16
Литва	37.81 <2e-16	9.40 0.00	6.84 0.00	5.98 0.01	5.71 0.01	3.58 0.13	0.42 0.85	0.40	0.21 <2.2e-16
Люксембург	14.95 0.00	2.59 0.20	-0.12 0.95	-2.44 0.20	-1.54 0.42	-0.79 0.68	-0.32 0.87	-0.01	0.22 <2.2e-16
Унгария	50.51 <2e-16	1.16 0.40	1.20 0.40	1.33 0.36	0.62 0.66	-0.05 0.97	-0.41 0.78	-0.00	0.20 <2.2e-16
Малта	36.49 <2e-16	-0.29 0.82	-0.81 0.50	-0.39 0.75	-0.42 0.73	0.30 0.80	0.80 0.53	-0.03	0.17 <2.2e-16
Холандия	11.20 0.00	7.82 0.02	6.54 0.06	7.59 0.03	6.77 0.05	9.46 0.01	8.90 0.01	0.15	0.19 <2.2e-16
Австрия	16.66 <2e-16	11.49 0.00	6.72 0.01	7.14 0.01	7.22 0.01	7.66 0.00	7.20 0.01	0.19	0.32 <2.2e-16
Полша	27.65 <2e-16	8.23 0.00	1.60 0.54	3.51 0.19	4.15 0.12	0.62 0.82	2.31 0.34	0.15	0.59 <2.2e-16
Португалия	26.36 <2e-16	7.61 0.00	1.75 0.50	6.17 0.02	3.94 0.12	5.06 0.04	4.13 0.08	0.10	0.27 <2.2e-16
Румъния	45.35 <2e-16	5.75 0.00	0.20 0.87	0.85 0.47	-0.84 0.48	-1.11 0.35	-0.15 0.90	0.20	0.68 0.00
Словения	23.71 <2e-16	8.48 0.00	1.72 0.43	4.37 0.05	3.70 0.09	3.34 0.12	6.80 0.00	0.22	0.45 <2.2e-16
Словакия	32.57 <2e-16	6.99 0.00	5.52 0.00	5.08 0.00	3.53 0.01	2.90 0.06	3.01 0.05	0.36	0.38 0.00
Финландия	12.47 0.00	10.41 0.00	6.93 0.01	8.11 0.00	8.42 0.00	7.66 0.01	9.55 0.00	0.19	0.25 <2.2e-16
Швеция	15.36 <2e-16	5.50 0.05	1.82 0.50	3.63 0.18	2.51 0.35	3.92 0.15	1.44 0.59	0.00	0.22 <2.2e-16
Обединено кралство	17.69 <2e-16	4.38 0.02	2.73 0.14	0.17 0.92	-0.91 0.62	-2.07 0.26	-0.10 0.96	0.03	0.34 <2.2e-16

\* Първият ред представя коефициентите, а вторият – точното ниво на статистическа значимост (p-value).

Не можем да не отчетем факта, че рационално формираните прогнози – например разпространяваните от средствата за масово осведомяване експертни мнения, също имат своята роля при определяне на агрегираните очаквания, но в емпиричните данни се наблюдават системни и значителни отклонения от хипотезата за съвършена рационалност, което предполага нуждата от по-реалистичен подход на моделиране.

*Тестване на хипотезата за очаквания, базирани на хетерогенна информация*

Непълната рационалност при формиране на икономическите очаквания, видима при емпиричните тестове, води до въпроса за причината, поради която агентите не създават възможно най-добрите прогнози за важни макроикономически променливи. Нови развития в теорията показват, че получаването и обработването на икономическа информация налага разходи на агента, така че неговото оптимизационно поведение трябва да се фокусира върху формиране на прогноза, която да е достатъчно добра, т.е. пределните разходи от прогнозирането да не надвишават пределните ползи от него.

Това предполага, че хората обновяват прогнозите си по-рядко, отколкото се появява налична информация. Някои агенти използват най-новата налична информация, докато други се придържат към вече създадените очаквания, за да минимизират информационните разходи, т.е. стопанските субекти изграждат своите очаквания на базата на хетерогенни информационни множества (Carroll, 2001, 2003; Mankiw & Reis, 2002). Този подход води до очаквания за инфлация от следния вид:

$$(9) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \lambda E_t[\pi_{t+1} | \Theta_t] + (1 - \lambda)[\lambda E_{t-1}[\pi_t | \Theta_{t-1}] + (1 - \lambda)\lambda E_{t-2}[\pi_{t-1} | \Theta_{t-2}] + (1 - \lambda)\lambda^j E_{t-j}[\pi_{t+1-j} | \Theta_{t-j}]].$$

Най-точната възможна прогноза за инфлацията е всъщност реализацията на самата променлива за периода – използваме инфлационната реализация като заместваща променлива за съвършено рационалната прогноза. От прагматична гледна точка месечното прогнозиране на инфлационната динамика има високо ниво на точност, което предполага и малко реално разминаване между прогнозата и нейната реализация. Добавяйки инфлацията за следващ период към класически ARMA(3,2) модел, получаваме иконометричната интерпретация на уравнение (9):

$$(10) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t+1} + \beta_2 E[\pi_t] + \beta_3 E[\pi_{t-1}] + \beta_4 E[\pi_{t-2}] + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^3 \theta \varepsilon_{t-j}.$$

Ако в действителност не всички агенти обновяват прогнозите си веднага, ще наблюдаваме някои от коефициенти  $\beta_2, \beta_3, \beta_4 \neq 0$ , а коефициент  $\beta_1 \neq 0$ , ще сигнализира, че част от агентите използват рационална прогноза.

Таблица 4

Иконометрично тестване на хипотезата за хетерогенна информация\*

Страни	Конст.	$\pi_{t+1}$	AR(1)	AR(2)	AR(3)	MA(1)	MA(2)	Кор. R <sup>2</sup>
ЕС-27	17.68 0.00	1.37 0.01	-0.62 <0.00	0.56 <0.00	0.85 <0.00	1.66 <0.00	1.00 0.00	0.90
Еврозона	16.42 0.00	1.17 0.02	-0.45 0.00	0.49 0.00	0.78 <0.00	1.50 <0.00	0.89 <0.00	0.91
Белгия	14.65 0.00	-0.14 0.33	-0.55 0.42	0.74 <0.00	0.47 0.34	1.48 0.03	0.51 0.44	0.79
България	34.79 <0.00	-0.71 0.24	-0.25 0.00	0.04 0.57	0.79 <0.00	1.20 <0.00	1.00 <0.00	0.77
Чехия	38.13 0.00	-1.30 0.15	0.50 0.12	0.78 0.00	-0.35 0.21	0.38 0.21	-0.53 0.07	0.81
Дания	-1.00 0.85	2.31 0.03	-0.80 <2e-16	0.64 <2e-16	0.86 <2e-16	1.64 <2e-16	0.86 <2e-16	0.82
Германия	23.18 0.00	1.10 0.06	0.59 0.01	0.96 <0.00	-0.63 0.00	0.45 0.09	-0.55 0.04	0.88
Естония	39.82 0.00	-0.69 0.55	-0.39 0.45	0.68 0.01	0.52 0.21	1.33 0.01	0.52 0.26	0.87
Ирландия	14.84 0.12	1.21 0.04	-0.34 0.57	0.65 0.00	0.58 0.33	1.35 0.02	0.57 0.39	0.93
Гърция	28.96 <0.00	0.54 0.12	1.45 <0.00	-1.31 0.00	0.69 0.00	-0.71 0.00	0.74 0.00	0.66
Испания	10.52 0.07	-0.08 0.87	-0.03 0.26	-0.07 0.01	0.93 <0.00	1.04 <0.00	1.00 <0.00	0.90
Франция	13.54 0.00	-0.10 0.93	-0.02 0.96	0.83 <0.00	-0.01 0.98	0.78 0.06	-0.18 0.66	0.75
Италия	5.38 0.46	0.63 0.22	0.42 0.28	-0.00 0.99	0.50 0.16	0.36 0.39	0.38 0.33	0.89
Кипър	28.98 0.00	0.24 0.75	-0.82 <0.00	0.64 0.00	0.77 <0.00	1.79 <0.00	1.00 <0.00	0.80
Латвия	28.9086 0.00	-0.42 0.57	-0.27 0.01	0.35 0.00	0.77 <0.00	1.31 <0.00	0.96 <0.00	0.93
Литва	46.10 0.00	0.13 0.85	0.05 0.53	-0.04 0.58	0.76 <0.00	0.97 <0.00	1.00 <0.00	0.87
Люксембург	14.44 0.00	0.01 0.99	-0.38 0.00	0.26 0.01	0.73 <0.00	1.37 <0.00	1.00 <0.00	0.81
Унгария	52.30 <0.00	-0.13 0.79	0.48 0.00	-0.36 0.06	0.62 0.00	0.52 0.00	0.86 0.00	0.82
Малта	36.80 0.00	-0.53 0.12	-0.58 <0.00	0.40 0.00	0.91 <0.00	1.53 <0.00	1.00 <0.00	0.85
Холандия	18.01 <2e-16	-0.51 0.52	1.95 <2e-16	-0.95 <2e-16	- <2e-16	-1.11 <2e-16	0.11 <2e-16	0.89
Австрия	23.47 0.00	0.77 0.39	0.16 0.87	0.43 0.45	0.27 0.55	0.56 0.55	0.23 0.57	0.83
Полша	33.69 <0.00	-4.95 <0.00	1.44 <0.00	-0.97 0.00	0.32 0.00	-0.96 <0.00	0.96 <0.00	0.68
Португалия	31.11 0.00	2.44 0.00	-0.39 0.00	0.23 0.00	0.79 <0.00	1.30 <0.00	1.00 <0.00	0.80
Румъния	48.64 <0.00	-0.27 0.76	-0.22 0.21	-0.10 0.38	0.68 0.00	0.88 0.00	0.75 0.00	0.54
Словения	33.96 0.00	-0.42 0.63	0.23 0.00	-0.33 0.00	0.81 <0.00	0.64 <0.00	1.00 <0.00	0.80
Словакия	43.67 0.00	-0.82 0.05	-0.65 <0.00	0.58 <0.00	0.77 <0.00	1.69 <0.00	1.00 <0.00	0.86
Финландия	20.73 0.00	0.04 0.96	-0.01 0.71	-0.10 0.00	-0.10 <0.00	0.94 <0.00	0.93 <0.00	0.89
Швеция	17.16 0.00	0.41 0.60	0.86 0.02	-0.57 0.01	0.60 0.01	-0.15 0.72	0.63 0.00	0.83
Обединено кралство	18.61 <0.00	0.58 0.43	1.13 0.00	-0.92 0.00	0.55 0.00	-0.33 0.02	0.84 0.00	0.74

\* Първият ред представя коефициентите, а вторият – точното ниво на статистическа значимост (p-value).

Резултатите от изчисления модел (вж. табл. 4) върху месечни данни са особено интересни – в 4 от разглежданите държави реализацията на инфлацията за прогнозирания период (съвършената прогноза) достига статистическа значимост на конвенционални нива под 5%, като това е така и на агрегирано ниво за ЕС и Еврозоната. В 16 страни-членки първият лаг на инфлационните очаквания обяснява настоящите очаквания.

При почти всички държави се наблюдава статистическа значимост на някои от лаговете, подчертаващи авторегресионната структура, която се показва и при останалите тестове. Подобни резултати могат да бъдат интерпретирани като доказателство в полза на очакванията, базирани върху хетерогенна информация. Само в част от страните-членки на ЕС е достатъчно рационално да се обновяват личните очаквания до възможно най-точната прогноза, дори когато става дума за период от една година. Невъзможността на реализираната инфлация да обясни формираните очаквания може да се тълкува поне по два начина:

Първо, реализацията на инфлацията всъщност не отразява точно прогнозите, с които агентите са разполагали по време на формирането на очакванията си, т.е. реализираната инфлация е сравнително слабо корелирана с рационалните прогнози. На практика това предполага, че случайни шокове, непредвидими за теорията и моделите, са повлияли сериозно върху реализацията на инфлацията. Същевременно, ако шоковете са били случайни, то разликите между рационалните очаквания и наблюдаемите стойности, т.е. грешките или отклоненията, биха били случайно разпределени, което не е така.

Втората интерпретация е, че агентите използват различни множества от информация, за да формират своите прогнози. Статистическата значимост на инфлационните лагове показва, че немалка част от агентите предпочитат да се придържат към вече формираните очаквания и не намират за необходимо обновяването им спрямо новополучената информация. Значимостта на втори и трети лаг свидетелства за увереност от страна на част от агентите за ниска волатилност на ценовите равнища. Подобни характеристики се наблюдават в ЕС и Еврозоната, във Финландия, Дания, Германия, Люксембург, Обединеното кралство и др.

Трябва да подчертаем добрата обяснителна сила на представените модели. Въпреки че при ARIMA/ARMA моделите мярката за обяснена дисперсия не е еднозначно определена, можем да добием представа за обяснителната сила на модела, изчислявайки квадрата на корелацията между реалните и прогнозираните стойности (последна колона в табл. 4). Обяснената дисперсия според тази мярка варира от 54% за Румъния до 93% за Латвия и Ирландия, като повечето държави попадат близо до горната граница на интервала. За България тя е 77%.

Високите стойности насочват към идеята, че рационалните очаквания и вече формираните прогностични нагласи се комбинират така, че да създа-



дат агрегираните икономически очаквания. Не бива да се забравя, че анкетните въпроси представят вече обобщени резултати, така че е вероятно да се разглежда хетерогенност на индивидуално ниво, т.е. някои индивиди да обновяват очакванията си с рационални прогнози, докато за други това да не е необходимо и те да се придържат към вече съществуващите си нагласи. Подобни резултати показват сложния и нееднозначен процес на изграждане на икономическите очаквания и необходимостта от моделиране на изключително важната за стопанската динамика хетерогенност между агентите.

#### *Тестване на хипотезата за еволюционни очаквания*

Тази хипотеза надгражда идеята за присъща хетерогенност на агентите, която се дължи на използване на различни информационни множества или на различни индивидуални предпочитания и нагласи. Тя представя икономическите агенти като ограничено рационални субекти, които обаче оптимизират избора си на прогностичен метод в рамките на краен брой психологически обусловени евристики (Brock & Hommes, 1997; Hommes, 2011, Pfajfar & Zakelj, 2009).

Ключовото в случая е, че агентите променят начина си на прогнозиране в зависимост от обективното икономическо състояние и субективните си предпочитания – например при стабилна инфлация адаптивните очаквания биха били печеливш избор, предвид ниските информационни разходи и относителна точност, но при значителна волатилност агентът избира по-сложен модел. Това означава, че при разглеждането на периоди в различна фаза на икономическия цикъл агентите ще избират различни прогностични стратегии.

Въз основа на получените дотук резултати можем да обобщим, че инфлационните очаквания се формират на базата на предишни прогнози (авторегресионен компонент), реална икономическа активност чрез механизма на съвкупното предлагане и текущо развитие на ценовите равнища. Ако към това добавим и информацията, съдържаща се в номиналните лихвени проценти, получаваме следния модел:

$$(11) \quad E_t[\pi_{t+1}] = \beta_0 + \beta_1 E_{t-1}[\pi_t] + \beta_2 \pi_{t+1} + \beta_3 u_t + \beta_4 r_t + \varepsilon_t.$$

Еволюционното превключване на прогностичните методи означава, че при промяна на икономическата динамика агентите ще използват различен тип информация с цел да подобрят обяснителните възможности на своите прогнози. Икономическата криза, започнала 2008 г. в Европа, представя точно такъв естествен експеримент.

Изчислявайки модела (11) за предкризисния период 01.2003 - 12.2007 г. и периода на криза и възстановяване – от 01.2008 до 04.2013 г., ще може да

се види дали има разлика в набора от прогностични методи и информация, които агентите прилагат при формиране на очакванията си. Използвани са данни с месечна честота. При липса на разлика  $\beta_i$  коефициентите ще бъдат съизмерими, като тези, достигнали статистическа значимост през първия период, ще бъдат статистически значими и през втория. Ако агентите променят прогностичните си стратегии, някои от  $\beta_i$  ще имат статистически значима разлика спрямо двата периода. Резултатите са показани в табл. 5, където можем ясно да различим тази тенденция. Макар в повечето държави да е видим ясният авторегресионен компонент, прави впечатление, че е налице хетерогенност не само между страните, но и между различните периоди.

В резултатите се наблюдават две тенденции, като едната е към засилване на важността на очакванията от предишни периоди. Това се вижда както в увеличението на коефициента  $\beta_1$ , така и в намалените нива на статистическата му значимост. В България и Румъния лагът не достига обичайни нива на статистическа значимост през първия период, но през втория го прави. На този фон картината при останалите индикатори не е еднозначна – в зависимост от местната специфика агентите избират дали да използват, или не данни от пазара на труда и финансовия сектор, като няма ясно изразен мотив. Втората тенденция е особено интересна от икономическа гледна точка – при 23 от 27 държави-членки се наблюдава повишение на коригирания  $R^2$ , показващ по-добра обяснителна сила на модела. През кризисния период очакванията на агентите стават по-предвидими. Вероятно това се дължи на факта, че поради икономическата несигурност те предпочитат да екстраполират реализации на ценовото равнище, отколкото да разчитат на несигурни прогнози.

Необходимо е да се направи важното уточнение, че това означава по-малко рационалност по време на низходяща фаза на икономическия цикъл, или формиране на „животински настроения“<sup>4</sup> по Кейнс, които влияят върху стопанската динамика отвъд фундаменталните икономически фактори. Направените тестове показват, че хипотезата за еволюционна динамика на икономическите очаквания не може да бъде отхвърлена – очакванията се обясняват с различен набор от променливи в различни фази на бизнесцикъла. Комбинирайки тези резултати с достиженията в областта на поведенческата икономика и макроикономиката (Branch, 2004; Hommes et al., 2005; de Grauwe, 2012), можем да предположим, че набор от индивидуални агенти динамично оптимизират използваните прогностични методи в условия на несъвършена рационалност и непълна информация за стопанската система.

---

<sup>4</sup> Animal spirits

Таблица 5

## Иконометрично тестване на хипотезата за еволюционни очаквания\*

Страни	Конст.	$E_{t-1}$ [ $\pi_t$ ]	$\pi_t$	$u_t$	$r_t$	Кор. $R^2$	Конст.	$E_{t-1}$ [ $\pi_t$ ]	$\pi_t$	$u_t$	$r_t$	Кор. $R^2$
	Период: януари 2003 до декември 2007						Период: януари 2008 до април 2013					
ЕС-27	16.78 0.01	0.80 0.00	1.27 0.32	-1.60 0.01		0.86	-3.81 0.20	0.96 0.00	1.13 0.24	0.45 0.14		0.93
Евروزона	27.70 0.06	0.87 0.00	0.65 0.63	-2.49 0.03	-0.95 0.49	0.87	13.61 0.10	1.03 0.00	0.54 0.51	-0.65 0.23	-1.90 0.04	0.93
Белгия	-38.93 0.03	0.64 0.00	0.94 0.16	2.96 0.07	4.90 0.00	0.71	6.55 0.60	0.91 0.00	0.02 0.98	-0.19 0.89	1.13 0.13	0.85
България	33.75 0.55	0.46 0.09	4.11 0.03	-1.17 0.55	-0.38 0.94	0.60	32.31 0.04	0.75 0.00	1.44 0.07	-1.38 0.17	-1.82 0.07	0.71
Чехия	32.73 0.12	0.86 0.00	-2.28 0.36	-2.21 0.03	-2.48 0.51	0.71	16.61 0.43	0.86 0.00	-2.64 0.11	-0.49 0.78	-2.33 0.29	0.83
Дания	-19.95 0.11	0.50 0.00	4.03 0.04	0.06 0.96	4.14 0.02	0.57	15.88 0.23	0.90 0.00	7.65 0.00	-0.32 0.73	-2.98 0.05	0.91
Германия	-369.79 0.01	0.33 0.03	-27.56 0.00	14.04 0.05	44.88 0.00	0.85	12.57 0.02	0.83 0.00	1.17 0.32	-2.16 0.03	1.24 0.16	0.91
Естония	-5.80 0.73	0.52 0.00	5.07 0.10	1.83 0.14	2.98 0.21	0.42	13.23 0.08	0.71 0.00	8.72 0.00	-0.04 0.89	-1.65 0.01	0.86
Ирландия	-2.92 0.80	0.77 0.00	0.91 0.58	1.58 0.54	0.14 0.89	0.56	-0.81 0.96	0.90 0.00	2.38 0.24	-0.02 0.97	0.32 0.89	0.90
Гърция	29.92 0.27	0.68 0.00	0.14 0.87	-2.67 0.09	0.74 0.80	0.63	-6.07 0.34	0.31 0.02	0.52 0.49	-1.54 0.00	7.57 0.00	0.77
Испания	19.61 0.02	0.67 0.00	-0.12 0.90	-1.35 0.02	0.05 0.95	0.70	-25.62 0.03	0.70 0.00	-0.39 0.71	0.16 0.44	4.87 0.02	0.81
Франция	5.54 0.70	0.53 0.00	1.78 0.39	-0.66 0.62	1.99 0.04	0.52	3.85 0.82	0.91 0.00	0.31 0.86	0.04 0.98	-0.77 0.50	0.84
Италия	-5.59 0.66	0.61 0.00	0.56 0.62	-1.95 0.01	3.68 0.06	0.80	-4.62 0.52	0.86 0.00	0.62 0.40	0.40 0.41	0.22 0.82	0.81
Кипър	11.32 0.11	0.83 0.00	-0.56 0.59	-1.23 0.36		0.69	10.90 0.58	0.62 0.00	1.66 0.31	0.44 0.04	2.92 0.98	0.40
Латвия	17.15 0.06	0.63 0.00	1.02 0.56	-0.05 0.91	0.31 0.51	0.44	2.09 0.81	0.85 0.00	4.60 0.01	0.15 0.71	-0.37 0.18	0.90
Литва	35.86 0.00	0.55 0.00	0.90 0.61	-0.50 0.16	-0.99 0.22	0.50	37.12 0.00	0.64 0.00	4.96 0.01	-0.70 0.04	-2.17 0.01	0.80
Люксембург	-20.89 0.04	0.42 0.00	2.44 0.03	1.04 0.62	6.38 0.00	0.69	15.21 0.16	0.91 0.00	2.33 0.05	-2.59 0.21	-0.72 0.30	0.84
Унгария	18.16 0.10	0.92 0.00	0.11 0.94	-1.16 0.31	-0.50 0.20	0.79	22.79 0.01	0.66 0.00	3.18 0.00	-1.35 0.01	0.75 0.14	0.81
Малта	5.55 0.43	1.00 0.05	1.25 0.15	-0.79 0.43	-0.15 0.85	0.97	-18.06 0.41	0.90 0.00	0.53 0.45	3.44 0.13	-0.00 1.00	0.73
Холандия	-19.05 0.48	0.82 0.00	1.63 0.41	0.75 0.79	4.62 0.24	0.85	8.98 0.55	0.91 0.00	1.64 0.34	-0.77 0.69	-1.17 0.59	0.79
Австрия	-6.78 0.48	0.73 0.00	2.06 0.41	0.97 0.49	2.28 0.09	0.68	27.76 0.00	0.83 0.00	1.47 0.29	-3.96 0.01	-1.88 0.00	0.84
Полша	27.49 0.01	0.18 0.33	0.75 0.83	-0.70 0.07	0.43 0.78	0.17	5.98 0.69	0.42 0.00	3.89 0.05	0.08 0.92	1.79 0.20	0.34
Португалия	11.46 0.19	0.67 0.00	-1.64 0.29		-0.10 0.94	0.44	47.97 0.11	0.60 0.00	1.45 0.52	-2.13 0.05	0.16 0.96	0.71
Румъния	199.03 0.07	0.28 0.24	11.20 0.32	0.69 0.94	-14.53 0.12	0.70	31.96 0.00	0.56 0.00	6.33 0.00	-1.43 0.18	-0.31 0.13	0.53
Словения	20.15 0.25	0.81 0.00	2.61 0.16	-1.51 0.43	-1.31 0.46	0.57	-62.43 0.05	0.64 0.00	4.31 0.02	2.57 0.01	8.56 0.05	0.64
Словакия	7.62 0.13	0.91 0.00	0.35 0.74	-0.29 0.46		0.85	-17.57 0.33	0.90 0.00	3.91 0.10	1.09 0.17	1.39 0.50	0.87
Финландия	2.12 0.74	0.88 0.00	2.22 0.12	-0.46 0.36	1.08 0.23	0.89	2.55 0.72	0.97 0.00	3.03 0.09	0.32 0.65	-1.47 0.05	0.92
Швеция	-5.77 0.68	0.50 0.01	0.00 1.00	-0.89 0.48	6.21 0.02	0.86	-16.93 0.05	0.97 0.00	4.13 0.00	2.16 0.01	-0.12 0.88	0.90
Обединено кралство	-13.27 0.07	0.69 0.00	2.92 0.06	3.47 0.02		0.60	0.32 0.96	0.89 0.00	0.90 0.63	0.20 0.79		0.79

\* Първият ред представя коефициентите, а вторият – точното ниво на статистическа значимост (p-value).

\*

Това изследване е фокусирано върху описание на динамиката на икономическите очаквания за нивата на цените и инфлацията и тяхното поставяне в по-широката теоретична рамка на основните подходи в съвременната макроикономика. Направен е обзор на важни резултати от тестване на анкетни данни за инфлационните очаквания, който служи като основа за формално тестване на алтернативните хипотези за тяхното формиране. Използвайки емпирични данни за периода 1998-2013 г. за страните-членки от ЕС-27, са изчислени 145 иконометрични уравнения, които целят да открият доколко реалните данни са в съзвучие с всяка от основните хипотези за формирането на очакванията.

Основният извод от направеното изследване е, че адаптивните и рационалните очаквания не могат в пълна степен да обхванат динамиката на този процес. По-новите подходи като очаквания, базирани върху хетерогенна информация (или агенти), и еволюционни очаквания, изглежда, обясняват по-добре емпиричните данни. Наблюдава се силно изразен авторегресионен компонент в очакванията, но и тенденция към промяна на прогностичните модели за формиране на нагласите. Нуждата от преминаване от парадигмата на представителен рационален агент към по-реалистично моделиране на стопанските очаквания е видима от представените емпирични резултати. Използването на по-реалистичен поведенчески механизъм за моделиране на агентите е естествена следваща стъпка, която ще позволи както по-добро познание за функционирането на стопанската система, така и увеличена прогностична точност на макроикономическите модели.

*Използвана литература:*

*Ценков, В.* (2011). Хипотезата за ефективните пазари и глобалната финансова криза – по примера на индексите SOFIX, DJIA и DAX. - *Икономически изследвания*, N 3, с. 53-88.

*Ang, A., G. Bekaert, & M. Wei* (2007). Do macro variables, asset markets, or surveys forecast inflation better? - *Journal of Monetary Economics*, 54 (4), p. 1163-1212.

*Ball, L. & D. Croushore* (2001). Expectations and the Effect of Monetary Policy (01-12). Technical report, Federal Reserve Bank of Philadelphia.

*Bonham, C. S. & R. H. Cohen* (2001). To Aggregate, Pool or Neither: Testing the Rational-Expectations Hypothesis Using Survey Data. - *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, p. 278-291.

*Branch, W. A.* (2007). Sticky Information and Model Uncertainty in Survey Data on Inflation Expectations. - *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (1), p. 245-276.

*Branch, W. A.* (2004). The Theory of Rationally Heterogeneous Expectations: Evidence from Survey Data on Inflation Expectations. - *The Economic Journal* 114, p. 592-621.

*Brock, W. A. & C. H. Hommes* (1997). A Rational Route to Randomness. – *Econometrica*, 65 (5), p. 1059-1095.

*De Bruin, W. B., W. Vanderklaauw, J. S. Downs, B. Fischhoff, G. Topa, & O. Armantier* (2010). Expectations of Inflation: The Role of Demographic Variables, Expectation Formation, and Financial Literacy. - *The Journal of Consumer Affairs*, 44 (2), p. 381-402.

*Cagan, P.* (1956). The Monetary Dynamics of Hyperinflation. – In: M. Friedman (ed.). *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press.

*Camerer, C. F.* (2003). *Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction*. Princeton University Press.

*Carroll, C. D.* (2003). Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters. - *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), p. 269-298.

*Carroll, C. D.* (2001). The Epidemiology of Macroeconomic Expectations (8695). Technical report, National Bureau of Economic Research.

*Chauvet, M. & J.-T. Guo* (2003). Sunspots, animal spirits, and economic fluctuations. - *Macroeconomic Dynamics*, 7 (1), p. 140-169.

*Clark, T. E. & T. Nakata* (2008). Has the Behavior of Inflation and Long-Term Inflation Expectations Changed? - *FRBKC Economic Review*, 93(1), p. 17-50.

*Cooper, B. R. & J. L. Willis* (2010). Coordination of Expectations in the Recent Crisis: Private Actions and Policy Responses. - *FRBKC Economic Review*, 101 (1), p. 5-39.

*Curtin, R.* (2007). Consumer Sentiment Surveys: Worldwide Review and Assessment. - *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 3(1), p. 7-42.

*Das, M. & A. van Soest* (1999). Comparing Predictions and Outcomes: Theory and Application to Income Changes. - *Journal of the American Statistical Association*, 94, p. 75-85.

*Das, M. & A. van Soest* (1997). Expected and Realized Income Changes: Evidence from the Dutch Socio-Economic Panel. - *Journal of Economic Behavior and Organization*, 32, p. 137-154.

*Dave, C.* (2011). Are Investment Expectations Rational, Adaptive or Regressive. - *Economic Inquiry*, 49 (1), p. 212–225.

*Dominitz, J. & C. F. Manski* (2003) How Should We Measure Consumer Confidence (Sentiment)? Evidence from the Michigan Survey of Consumers (W9926). Technical report, National Bureau of Economic Research.

*Duffy, J., J. Kagel, & A. Roth* (eds.). (2008), *Handbook of Experimental Economics*, chapter Macroeconomics: A Survey of Laboratory Research.

*Evans, G. W. & S. Honkapohja* (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*. Princeton University Press.

*Fischer, S.* (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule. - *Journal of Political Economy*, 85 (1), p. 191-205.

Емпирична оценка на основни хипотези за формиране на икономическите очаквания...

*Friedman, M.* (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press.

*Gali, J.* (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*. Princeton University Press.

*Golinelli, R. & G. Parigi* (2004). Consumer Sentiment and Economic Activity: A Cross Country Comparison. - *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 1 (2), p. 147-170.

*Grandmont, J.-M.* (1998). Expectations Formation and Stability of Large Socioeconomic Systems. – *Econometrica*, 66 (4), p. 741-781.

*De Grauwe, P.* (2012). *Lectures on Behavioral Macroeconomics*. Princeton: Princeton University Press.

*Guerkaynak, R. S., A. N. Marder, A. T. Levin & E. T. Swanson* (2007). Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations in the Western Hemisphere. - *FRBSF Economic Review*, 25, p. 25-47.

*Hommes, C., J. Sonnemans, J. Tuinstra & H. van de Velden* (2005). Coordination of Expectations in Asset Pricing Experiments. - *The Review of Financial Studies*, 18 (3), p. 954-980.

*Hommes, C. H.* (2011). The Heterogeneous Expectations Hypothesis: Some Evidence from the Lab. - *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35 (1), p. 1-24.

*Knotek, E. S. & S. Khan* (2011). How Do Households Respond to Uncertainty Shocks? - *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review Second Quarter 2011*, p. 63-92.

*Lucas, R. E.* (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. - *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1), p. 19-46.

*Lucas, R. E.* (1973). Some International Evidence on Output–Inflation Trade-offs. - *American Economic Review*, 63, p. 326–334.

*Lux, T.* (2009). Rational forecasts or social opinion dynamics? Identification of interaction effects in a business climate survey. - *Journal of Economic Behavior & Organization*, 72, p. 638–655.

*Mankiw, N. G. & R. Reis* (2002). Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. - *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), p. 1295-1328.

*Mankiw, N. G., R. Reis & J. Wolfers, M. Gertler, & K. Rogoff (eds.)*. (2004). Disagreement about Inflation Expectations. - In: *NBER Macroeconomics Annual 2003*, Vol. 18, p. 209-270.

*Mehra, Y. P. & C. Herrington* (2008). On the Sources of Movements in Inflation Expectations: A Few Insights from a VAR Model. - *Economic Quarterly*, 97 (2), p. 121–146.

*Mishkin, F. S.* (1983). *Are Market Forecasts Rational? Rational Expectations Approach to Macroeconomics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models*. National Bureau of Economic Research.

*Muth, J. F.* (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. – *Econometrica*, 29 (3), p. 315-335.

*Nerlove, M.* (1958). Adaptive Expectations and Cobweb Phenomena. - *The Quarterly Journal of Economics*, 72 (2), p. 227-240.

*Pfajfar, D. & E. Santoro* (2010). Heterogeneity, learning and information stickiness in inflation expectations. - *Journal of Economic Behavior & Organization*, 75, p. 426-444.

*Pfajfar, D. & B. Zakelj* (2009). Experimental Evidence on Inflation Expectation Formation. Technical report. CentER, Tilburg University.

*Roos, M. W.* (2005). TV Weather Forecast or Look through the Window? Expert and Consumer Expectations about Macroeconomic Conditions. – *Kyklos*, 58 (3), p. 415–437.

*Sargent, T. J.* (1993), *Bounded Rationality in Macroeconomics*, Oxford University Press.

*Sargent, T. J. & N. Wallace* (1975). „Rational“ Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. - *Journal of Political Economy*, 83(2), p. 241-254.

*Souleles, N. S.* (2004). Expectations, Heterogeneous Forecast Errors, and Consumption: Micro Evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys. - *Journal of Money, Credit and Banking*, 36 (1), p. 39-72.

24.IV.2014 г.