

Передмова

Малгожата Якубяк¹

Роботи, що публікуються у даному виданні, написано протягом 2004 року в рамках проекту, основною метою якого є розширення знань щодо основних інфляційних чинників в Україні та запропонувати певні рішення, які могли б зберегти низький рівень інфляції і надалі. Під час досліджень широко використовувався досвід інших країн з перехідною економікою щодо цих питань, зокрема Польщі.

У цій збірці наукових праць представлено результати спільної роботи групи польських та українських експертів, які представляють три дослідницьких інститутів: CASE – центр соціально-економічних досліджень (Варшава), CASE Україна та Інститут реформ (Україна)². Проект під назвою „Підтримання низької інфляції в умовах політики фінансової стабілізації” підтримується Польсько-Американсько-Українською ініціативою про співпрацю PAUCI.

Переваги низької інфляції

Стабілізація інфляції є, без сумніву, чи не найважливішою передумовою подальшого економічного зростання. Сприйняття макроекономічної стабілізації, що є наслідком низької інфляції, набуло неабиякого значення для перехідних економік. Це зміцнює довіру до внутрішньої валюти, макроекономічної політики, сприяє підвищенню фінансової активності. В той же час, низькі та прогнозовані зміни цін скорочують трансакційні витрати.

Вивчення процесів стабілізації інфляції має особливе значення для України. Економіка зростає значними темпами і відновлення після кризи 1998 року принесло багато позитивних зрушень, що допомогли зміцнити довіру до внутрішньої політики. Перш за все, збалансований бюджет значною мірою зменшив інфляційний тиск на монетарну політику. Прив'язка обмінного курсу до американського долара зробила свою справу – він майже не змінився, починаючи з 2000 року. Як зазначено у розділі про цінові зміни в Україні протягом 1992-2004 рр., період після 1998 року позначився значною ремонетизацією економіки, що привело до зниження індексу споживчих цін до одноцифрового рівня у 2001 р. і навіть до дефляції наступного року. Проте, через півтора роки інфляція знову змусила говорити про себе – почавши зростати – вона вже перевищила 10% бар'єр у річному вимірі на кінець 2004 року.

Оскільки Національний банк України розглядає питання щодо запровадження стабілізаційної програми, базованої на скороченні інфляції, команда проектантів вирішала ще раз переглянути досвід Польщі у подоланні інфляції. У 1998 році НБП відмовився від еkleктичної монетарної політики та запровадив пряме таргетування інфляції. Того року режим обмінного курсу було значно послаблено, хоча формально він ще знаходився під контролем центрального банку до 2000 р. У розділі, автором якого є Пшемислав Вожняк, подаються причини, через які польська монетарна політика на той час була сконцентрована виключно на індексі споживчих цін. Окрім іншого, прозорість цілей монетарної політики дозволила ефективно приборкати інфляційні очікування та, таким чином, сприяти зменшенню інфляції. Крім того,

¹ CASE – Центр соціально-економічних досліджень, Варшава

² Проект було реалізовано в рамках спільної роботи групи експертів: Володимир Гринів, Віктор Мазярчук, Микита Михайличенко, Оксана Новоселецька, Войцех Пачинські, Володимир Рябошлик та Пшемислав Вожняк. Ідея проекту була запропонована Марекком Дабровські та пізніше розвинена Малгожатою Якубяк

таргетування інфляції дозволило покращити прозорість прийняття рішень та зміцнити зв'язки з ринком. Автор робить висновок, що, хоча жодної короткострокової цілі таргетування інфляції у цей період не було досягнуто, загальний досвід можна вважати позитивним. Середньострокова мета скорочення інфляції нижче 4% була досягнута у 2004 р.

У своїй роботі щодо польського досвіду подолання інфляції Пшемислав Вожняк розглядає чинники інфляції як з боку попиту, так і з боку пропозиції. Крім того, представлено розрахунки розвитку структури споживання у Польщі впродовж 1990-2003 років. Опис інфляційної цілі, як єдиної та основної мети монетарної політики доповнюється описом інструментів, що їх використовує Національний Банк Польщі та пояснюється його інтерес до відсоткових ставок.

Методи вимірювання інфляції

Підтримання низького рівня інфляції вимагає не тільки проведення відповідної політики, але й розвитку ефективних методів оцінювання та прогнозування інфляції. Коли монетарна політика базується на довгострокових інфляційних тенденціях, стає необхідним знати базовий тренд, тобто профілювати відповідний ряд ІСЦ з метою усунення впливу короткострокового шуму. Пшемислав Вожняк та Микита Митхайличенко подають статистичний аналіз показників базової інфляції в Україні у наступному розділі цієї роботи. На сьогодні це є найпершим комплексним дослідженням базової інфляції в Україні.

Унікальність цього підходу полягає у тому, що остаточний вибір оптимальних показників базової інфляції для України було зроблено з використанням різних теоретичних критеріїв. Для оцінювання рівня базової інфляції в Україні автори використали показник річної інфляції, що є стандартним індикатором інфляції в усьому світі.

Такі показники базової інфляції були обчислені Пшемиславом Вожняком та Микитою Михайличенком: звичайне усічене середнє; середнє, усічене відповідно до відстані від центру розподілу; середнє, усічене відповідно до стабільності цін; дисперсійно-зважені середні; а також середні на основі простого виключення. Різнобічний підхід до обчислення показників базової інфляції беззаперечно зробив свій вагомий внесок у розуміння інфляційних процесів в Україні.

Монетарна трансмісія в Україні

Для проведення зваженої монетарної політики необхідно також знати характер та швидкість реакції економіки на впровадження відповідних заходів. Іншими словами, монетарна влада повинна знати передавальний (трансмісійний) механізм дії монетарної політики. Спираючись на ці знання, вона може використовувати свої інструменти таким чином, щоб досягти бажаного рівня інфляції і виробництва найшвидшими та найефективнішими засобами.

Однак, вивчення дії механізмів монетарної політики є досить складною задачею, особливо в умовах перехідної економіки, яка ще зазнає структурних, інституціональних та політичних змін. Найсуттєвішою перешкодою у отриманні результатів щодо монетарної трансмісії для країн Центральної та Східної Європи очевидно є короткі часові ряди та зміни режиму обмінного курсу. Тим не менше, Войцех Пачинські зробив огляд емпіричних досліджень механізмів трансмісії монетарної політики у деяких країнах Центральної та Східної Європи (нових країнах - членах Європейського Союзу), наголошуючи на тому, що у порівнянні з євро-зоною немає значних розбіжностей у тому, як випуск продукції реагує на зміни відсоткової ставки. Якщо й існують деякі відмінності, то це стосується лагу реагування на зміну цін. Трохи більше часу на

реагування потребують ціни у країнах центральної та східної Європи. Проте їх реакція є більш відчутною у довготерміновому періоді.

Група дослідників вирішила використовувати класифікацію Банку Англії щодо етапів дії монетарної політики (див. роботу Войцеха Пачинські) для того, щоб систематизувати ці механізми в Україні. В рамках першого етапу зміни відсоткової ставки центрального банку впливають на ринкові ставки. Другий етап відображає трансмісію від фінансових ринків до витрат фірм та домогосподарств.

Оксана Новоселецька надає аналіз поточного стану грошового ринку України. Автор дає опис інструментів, що їх використовує НБУ, оцінивши важливість різних процентних ставок для ринку грошей. Було наголошено на зростанні ефективності банківського сектору протягом останніх років. Проте, на думку Оксани Новоселецької, дослідження монетарної трансмісії в Україні є досить обмеженими, оскільки конкуренція між банками залишається слабкою, банки сильно різняться між собою за показниками надійності, якості активів та іншими характеристиками. Більш того кредитний канал монетарної трансмісії має бути обмеженим тільки для великих та найбільш ефективних банків. Автор досліджує також взаємозв'язок між обліковою ставкою НБУ, міжбанківським відсотком та кредитною та депозитною ставками комерційних банків.

Обидва автори, Оксана Новоселецька та Войцех Пачинські, вказують на фактори, що обмежують інтерпретацію оцінок монетарної трансмісії в Україні. Найбільш вагомими є такими: фактична прив'язка обмінного курсу гривні до американського долара; складність або навіть неможливість здійснення контролю за грошовою емісією з використанням облікової ставки; специфічні риси українського фінансового ринку (функціонування банківського сектору за неефективними принципами); короткі часові ряди.

Емпіричний підхід до визначення першого етапу монетарної трансмісії в Україні – від ставки рефінансування центрального банку до ринкових ставок, був вивчений Віктором Мазарчуком та охоплює період 1996-2004 рр. Після цього Микита Михайличенко, Володимир Гринів та Войцех Пачинські побудували VAR модель та дослідили функції імпульсних відгуків та декомпозицію дисперсії помилок для різних відсоткових ставок та різних інфляційних індикаторів (в т.ч. базової інфляції). Автори зробили висновок, що збільшення облікової ставки спричиняє скорочення інфляції в Україні протягом 1999-2004 рр., проте вплив на ВВП поки що не є досить очевидним. В цілому, процес впливу на макроекономічні змінні відбувається з досить значним лагом (інколи до 1.5 роки), що не відповідає результатам для євро-зони.

Автори проекту сподіваються, що дослідження, зібрані в цій книжці, сприятимуть розумінню причин інфляції в Україні та механізмів впливу інструментів монетарної політики на інші змінні. Результати, подані в цьому дослідженні, можуть стати в нагоді працівникам Національного Банку України.

Інфляційні тенденції в Україні у 1992-2003

Малгожата Якуб'як¹

I. 1991-1994: перша лібералізація цін та торгівлі

1992: перша лібералізація цін

Перша лібералізація цін (в січні та грудні 1992 року) призвела до „відкритої форми” інфляції. Біля 50 відсотків цін на товари широкого вжитку відпустили, до того ж деякі комунальні та регульовані тарифи були переглянуті в бік збільшення. На кінець року транспортні тарифи та ціни на нафту також відпустили.

Початок лібералізації у січні 1992 р. був спричинений попередніми подіями в Росії. Через широкомасштабну лібералізацію цін в Росії було знищено економічні кордони, і України мала наслідувати приклад свого сусіда для зупинення відпливу товарів. При цьому реакція України мала змішаний характер, оскільки було впроваджено деякі важелі опосередкованого контролю за цінами (Dabrowski, 1994). Подальший економічний пакет законів вийшов у грудні 1992 р. після призначення уряду Кучми. Хоча деякі ціни стали вільними – в основному транспортні тарифи та продукти нафтової переробки – кількість регульованих цін розширилася. Обсяги перших двох хвиль цінової лібералізації подано у табл.1.

Таблиця 1. Контроль за цінами у 1992-1993

Категорія Цін	Початок 1992		Середині-1993	
	Частка загальному товарообігу	Частка роздрібній торгівлі	Частка загальному товарообігу	Частка роздрібній торгівлі
Адміністративно регульовані ціни	17%	12%	11%	10-12%
Регульовані ціни	57%	67%	30-40%	30-40%
“Вільні” ціни	26%	21%	50-60%	48-60%
Разом	100%	100%	100%	100%

Джерело: Dabrowski (1994: 7, 9) після IMF (1993: 18) та Swieczicki та Wellisz (1993)

Ціни у 1992 р. зросли майже у 20 разів. Тим не менш часткова лібералізація не привела до збільшення пропозиції товарів і тиск в сторону збільшення цін продовжився. Треба зазначити, що зростання цін в першу чергу було спричинено внутрішніми факторами – поєднанням лібералізації та інших внутрішніх заходів та, на додаток, подальшою нестачею товарів широкого вжитку. У 1992 р. Росія все ще постачала дешеві енергетичні ресурси для важкої промисловості України.

В пошуках причин вибуху інфляції у 1992 р. зробимо декілька пояснень. По-перше, лібералізація цін призвела до першого поштовху. Однак, хоча лібералізація була не тотальною і не була пов'язана з регулюванням в інших сферах, тиск на ціни продовжувався, як прямий результат стратегії уряду (скоріше як відсутність такої стратегії). Зокрема уряд Фокіна (який пішов у відставку восени 1992 р.) проводив жорстку політику перешкоджання ринковим реформам з метою максимального збереження старої економічної системи (Dabrowski, 1994). Навіть уряд Кучми, до якого увійшли деякі представники демократичної опозиції, досить сильно опирався

¹ CASE – Центр соціально-економічних досліджень, Варшава

промисловому лобі. “М’яка” макроекономічна політика мала компоненту введення ліквідності в економіку. Як результат натиску промислового лобі позабюджетні субсидії та прямі кредити до підприємств зросли приблизно до 16% від ВВП (Kravchuk, 1998: 14). Згідно з дослідженнями Бабаніна (1994, за даними Кравчука, 1998), кредити підприємствам стали першопричиною цінового стрибка у 1992– середині 1993 рр. Більш того, виявилось, що багато підприємств – особливо виробники не продуктів харчування, які були вільні встановлювати ринкові ціни на свою продукцію, сприяли підтримуванию надлишкового попиту на свою продукцію та підвищенню цін на неї.

1993-1994: часи гіперінфляції та відразу після них

Період з 1993 до початку 1995 характеризувався поступовим рухом назад від повного державного контролю за ціноутворенням, що гарантувало високі субсидії підприємствам, та фінансування державного бюджету через грошову емісію. Ці заходи часто були зручними та спричинені зовнішньою ситуацією або внутрішнім ринком, що зароджувався.

Було декілька спроб послабити ціновий контроль у 1993-1994. Насправді, перше півріччя 1993 р. відзначилося навіть посиленням державного втручання у процеси ціноутворення. На початку 1993 р. закупівельні ціни у сільському господарстві були проіндексовані відповідно до кошику витрат, що створило постійний інфляційний тиск (Dabrowski, 1994). Кілька місяців потому на початку 1993 р. незважаючи на гіперінфляцію, що становила близько 20% місяць до місяця, впливові професійні спілки України зажадали адміністративного контролю за цінами. Уряд ще встановлював максимальний рівень надбавок на ціни (55% на промислові товари, 25% продукти першої необхідності) та контролював ціни підприємств-монополістів.

До кінця 1994 р. більше не було серйозних спроб лібералізації цін. Уряд тільки намагався деякою мірою регулювати ціни. Тим не менше, у жовтні 1994р. декрет про “ціноутворення в умовах ринкових реформ” скасував деякі обмеження на встановлення надбавок на ціни для споживчих товарів (Polomski, 1996).

У першому півріччі 1995 р. відбувалося подальше зростання цін на послуги, що регулювалися державою. Як зазначало Міністерство економіки у середині 1995 р., регульовані ціни покривали тільки 5% підприємств та 10% роздрібною торгівлі. Однак ціни на оренду, комунальні послуги на утримання житла покривали тільки 30% їх витрат; тарифи на електричну енергію покривали 80% витрат, а ціни на природний газ покривали лише 30% витрат на його виробництво. В середині 1995 р. очікували, що тарифи на міському транспорті покриють лише 50% їх собівартості. До того ж значна частина населення України продовжувала користуватися пільгами на транспорті.

Існування контрольованих цін – це тільки верхня частина айсбергу. Збереження тотального державного контролю за цінами на внутрішньому ринку підтримувало промислове лобі, яке хотіло мати такі регульовані ціни на свою продукцію. Таким чином і надалі зберігалось централізоване планування та отримання субсидій. У цій ситуації вони почувалися досить комфортно, не маючи потреби реагувати на зміни ринкових умов, треба було тільки бути відданим системі державного управління. Існування такого сильного лобі, яке опиралося проведенню будь-яких змін, було спричинено дуже обмеженим прогресом у процесах приватизації. Держава все ще була власником великих промислових підприємств. Тільки невеликі підприємства та роздрібні магазинчики мали приватних власників.

Невідповідність цін собівартості продукції потребувало значних субсидій. Через те, що державний бюджет мав субсидувати економіку, почав акумулюватися дефіцит бюджету. Дані, наведені у таблиці є досить красномовними. Дефіцит консолідованого бюджету впродовж 1993-1995 рр. не знижувався нижче 6.5% ВВП, в той час як

загальний урядовий баланс у 1993-1994 рр. перевищував 13% ВВП. Через відсутність доступу на міжнародні фінансові ринки та незахищеність внутрішнього ринку дефіцит бюджету 1993 р. було профінансовано грошовою емісією. Майже те саме було і в 1994 р., коли 90% дефіциту бюджету було профінансовано в той самий спосіб. Тільки у 1995 р. поєднання стратегії зовнішнього та внутрішнього кредитування стало застосовуватися для фінансування все ще значного дефіциту бюджету.

Таблиця 2. Фінансування дефіциту консолідованого бюджету
(у відсотках ВВП за 1992-1996)

	1992	1993	1994	1995	1996
Баланс бюджету	-12.2	-6.5	-10.5	-8.0	-4.5
Загальний урядовий баланс	-21.4	-14.0	-13.4	-10.8	-5.2
Фінансування дефіциту бюджету					
Кредити НБУ та банків	6.4	8.2	12.2	5.4	1.7
Продаж державних бондів	n.a.	n.a.	n.a.	0.4	2.0
Інші міжнародні надходження	0	0	0.2	0	0
Іноземне фінансування	0	0	1.0	1.6	1.5
Прорахунки та пропуски	1.5	5.8	0	3.4	0

Джерело: Kravchuk (1998: 13)

Фінансування дефіциту бюджету через грошову емісію було не єдиним джерелом монетарної експансії. Іншим джерелом була політика надання дешевих кредитів промисловим та сільськогосподарським підприємствам. Це робилося з огляду на те, що стабілізація економіки мала відбуватися через підтримку виробництва. Згідно з даними Dabrowski (1994:19), найсильніший тиск на монетарну адміністрацію з метою пом'якшення її політики впродовж 1992-1994 рр. здійснювали українські парламентарі та професійні спілки, які, за пасивної реакції з боку НБУ, де-факто зіграли роль української монетарної адміністрації. Позабюджетні кредити підприємствам були, за своєю суттю, субсидіями – по-перше, реальна процентна ставка була негативною та, більше того, вірогідність повернення великої частини цих кредитів була надзвичайно низькою. Зростання кредитування банківською системою державних підприємств у 1993 р. (у 14 разів за один рік) випередило зростання кредитування уряду (що збільшилося у два рази у 1992-1993).

Така монетарна експансія разом з намаганням зберегти командну систему виробництва та вигідне зростання контрольованих цін неминуче призвели до прискорення темпів інфляції. Тільки у 1993 р. було п'ять гіперінфляційних стрибків споживчих цін, які зростали приблизно на 50% за місяць (див. табл.3). Регулювання ціни кінців 1992 року та їх лібералізація у грудні 1992 призвели до 70% інфляції у січні, та до приблизно 30%-го збільшення ІСЦ у наступний місяць (Dabrowski, 1994). Наступні три місяці показали меншу (хоча ще досить високу: більше 20%) інфляцію через тимчасово посилену фіскальну політику (не було потреби монетизувати дефіцит бюджету) та збільшене постачання споживчих товарів. Тим не менш, ІСЦ знову піднявся на 70% за місяць у липні 1993 р. а у вересні 1993 стався вибух гіперінфляції. Ціни зросли майже на 90% за місяць у грудні 1993, а за весь 1993 рік ціни зросли більше ніж на 100%. Перші ознаки стабілізації з'явилися у 1994 р., так як місячна інфляція набувала одноцифрових значень. Однак, наступна хвиля монетизації дефіциту уряду влітку 1994 р., на самому початку стабілізації призвела до того, що місячна інфляція у листопаді 1994 р. сягнула знову 70%.

Таблиця 3. Інфляція споживчих цін, місячні зміни, 1992-1996

	1992	1993	1994	1995	1996
--	------	------	------	------	------

Січень	252.4	73.2	19.2	21.2	9.4
Лютий	15.3	28.8	12.6	18.1	7.4
Березень	12.1	22.1	5.7	11.4	3.0
Квітень	7.6	23.6	6.0	5.8	2.4
Травень	14.4	27.6	5.2	4.6	0.7
Червень	26.5	71.7	3.9	4.8	0.1
Липень	22.1	37.6	2.1	5.2	0.2
Серпень	8.3	21.7	2.6	4.6	5.7
Вересень	10.6	80.3	7.3	14.2	2.0
Жовтень	12.4	66.1	22.6	9.1	1.5
Листопад	22.0	45.3	72.3	6.2	1.2
Грудень	35.1	90.8	28.4	4.6	0.9
Інфляція на кінець року	1821.7	10155.0	401.1	181.7	39.9

Джерело: IFS IMF та Dabrowski (1994: 22; дані за січень 1992)

Висновки досліджень Ліссоволика (Lissovolik 2003) – щодо визначення рівня інфляції в Україні – зазначають, що широка грошова маса коінтегрувала з ІСЦ у 1993-1995. Це означає, що слабка монетарна політика була першопричиною гіперінфляції у 1993-1995. До цього ж висновку прийшов й de Menil (1996), який зазначив, зокрема, що монетарна експансія 1992 року збільшила тиск на ціни та призвела до гіперінфляції у 1993 р. Надалі, збільшення кредитів у сільському господарстві улітку 1994 року спричинило прискорення зростання темпів інфляції через кілька місяців потому. Де Меніл підкреслив також важливість інфляційних очікувань в Україні, особливо збільшення очікувань, які впливають з адміністративного зростання цін. У 1998 р. Кравчук дослідив, яке було підґрунтя для інфляції 1992-1996 рр., визначивши зростання пропозиції грошей за опосередковану причину. Він показав, що основним фактором, що посилювало інфляцію в Україні на той час, були значні обсяги дешевих кредитів, що надавалися підприємствам.

І наприкінці, можна поставити ще одне питання, яке є важливим для зростання цін протягом 1993-1994 рр. Це реакція суспільства та скорочення попиту на гроші. Рік 1993 вирізнявся від попереднього періоду вибухом ринкової поведінки споживачів та підприємств. Економічні агенти почали відмовлятися від національної валюти, яка досить швидко втрачала свою вартість. Все менша і менша вартість, створена в економіці, підкріплювалися грошима, бартер та операції у твердій валюті ставали все більш популярними. Зменшувалися банківські депозити, і навіть якщо люди або підприємства накопичували ресурси у банках, тяжіння до вкладів у твердій валюті продовжувалися до 1995 р. (див. мал. 1). Швидкість обертання всіх грошових агрегатів (обіг грошей), який був стабільним впродовж 1992 року, суттєво прискорився. Природно, зменшення попиту на гроші в подальшому спричинялося високими показниками інфляції.

У підсумку зазначимо, що період з 1992 до середини 1995 року характеризувався частковою лібералізацією цін, або, точніше, поступовим збільшенням державного регулювання цін. Ціни на деякі товари були відпущені ще у 1992 р., інші були під державним контролем без всякого сенсу для цього, оскільки вони вже досягли рівня рівноважності (Polomski, 1996). Добробут держави було збережена, хоча і ціною величезного рівня податкового дефіциту та значного залучення держави до прийняття рішень у сфері виробництва та споживання. У результаті споживчі ціни постійно зростали, а національна валюта все менше і менше використовувалася у транзакціях та для заощаджень. Хоча 100% зростання цін 1993 року було подолане, все ж початок 1995 року можна розглядати як період дуже високої та нестабільної інфляції.

II. 1995-1998: поступова стабілізація

У 1995-1996 почалися деякі реформи. У сфері цінового регулювання контроль за цінами, який ще залишався, та залишки пільг були скасовані у 1996. НБУ під керівництвом Віктора Ющенка почав проводити відносно жорстку монетарну політику, скорочуючи грошову емісію через розширення кредитування. Впровадження ринку ОВДП у другому кварталі 1995 р. дозволило скоротити інфляційне кредитування дефіциту бюджету. Як видно з табл.2 на початку близько 4% загального дефіциту уряду було профінансовано за рахунок внутрішнього ринку ОВДП (1995). Проте, вже у 1996 р. близько 40% цього дефіциту було профінансовано через продаж облігацій. Центральний банк також почав стерилізувати свої інтервенції, скорочуючи інфляційний тиск. Більше того запровадження *гривні* виявилось настільки політично корисним, що зусилля, спрямовані з початку 1996 р. на підтримку стабільного курсу, дозволили НБУ проводити більш обмежувальну політику та скоротити інфляційні очікування. Наприкінці, впровадження нової національної деномінованої валюти, яка замінила *карбованець*, мало сильний психологічний вплив, оскільки *гривня* не асоціювалася з попереднім періодом гіперінфляції. У той же час деякі лобістські групи підприємств (сільське господарство та енергетика) втратили частину свого впливу у 1996 р., який також посилив політичну довіру до НБУ (IMF, 1997).

Весь попередній розвиток – особливо досягнення 1996 року – сприяли зниженню інфляції до рівнів, які були ще не досить високими, але набагато нижчими, ніж у перші роки незалежності (див. табл. 4). Споживчі ціни зросли на 40% у грудні 1996 р., а ціни виробника тільки на 17%. Більш того, стабільний обмінний курс у 1996 р. не сприяв перетіканню національної валюти у тверду валюту, що підтверджується часткою депозитів у іноземній валюті у загальній кількості депозитів (Мал. 1). Це була ознака слабого зростання довіри до національної валюти.

Проте, розвиток фіскального сектору, що дещо сприяв зниженню дуже високої інфляції, все ще був недостатнім. Дійсно, дефіцит бюджету значно скоротився. Баланс консолідованого бюджету впав до 5% ВВП у 1996 р. Тим не менше, дефіцит ще ховався у накопичених прострочених платежах. І якщо подивитися на дефіцит бюджету 1996 року, розрахованого на основі зобов'язань, його абсолютне значення у 8% від ВВП було не на багато менше, ніж 8.5% у 1995. Все низька довіра до макроекономічної політики виражалася у дуже повільній ремонетизації у 1996 році.

Таблиця 4. Інфляція та монетарні агреговані показники в Україні у 1992-1996

	ІСЦ		ІЦВ		Зміни монетарній базі Рік до року	Готівка обігу (M0) Зміна рік до року	Широка грошова маса (M2) Зміна рік до року
	На кінець року	В середньому	На кінець року	В середньому			
1992	2000	-	-	-	-	1567	942
1993	10156	4735	9502	4619	1560	2460	1828
1994	401	891	774	1134	407	520	567
1995	182	377	172	489	133	231	113
1996	40	80	17	52	40	54	32

Джерело: IMF Staff Country Report no. 97/109, IMF IFS та власні розрахунки на основі даних НБУ

Примітка: числа є процентними змінами

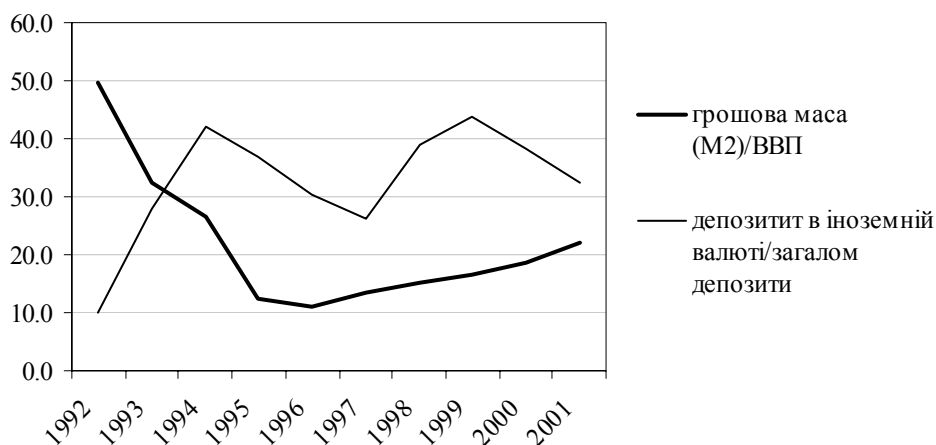
Більш обережна монетарна політика почала значно зменшувати інфляційні очікування у 1997 р. Оскільки уряд міг позичати гроші через емісію цінних паперів, а внутрішній ринок ОВДП був досить активним (українські ОВДП були вигідніші ніж

російські ДКО), НБУ значно скоротив фінансування бюджету за допомогою грошової емісії та отримав можливість зосередитися на зменшенні інфляції та на підтриманні стабільного обмінного курсу. Як результат, українська економіка досягла значних успіхів у боротьбі з інфляцією, знизивши її до 10% на кінець 1997 р., і навіть до однозначного числа влітку 1998 р. (IMF, 1999; див. рис.2).

Проте саме у цей період не був використаний шанс для структурних перетворень. Відсутність політичної волі для реформування економіки призвела до постійно високого бюджетного дефіциту. Зменшення бюджетних обмежень, небажання скоротити видатки та незадовільне збирання податків призвели до фіскального дефіциту у 6.7% у 1997 р. Продовжувалось накопичення заборгованостей, і у цьому році дефіцит по зобов'язанням сягнув 11% ВВП України, що було навіть більше, ніж у 1994 р. (Kovalev, 1999). Через відсутність структурних реформ та зміни у настроях інвесторів після азіатської кризи 1997 року, що зробило зовнішні позичання більш складними, НБУ „замінив собою” приватних інвесторів та почав розпочав викуповувати ОВДП. Частка ОВДП, викуплена центральним банком, становила близько 75% їх загального обсягу у вересні 1997 р. (Kovalev, 1999). За цих обставин було обмежено будь-яке фінансування за прийнятними умовами. Виплати за ОВДП зростали, а термін платежу було подовжено. Більш того, не було жодного прийнятного плану, як розплатитися за зобов'язаннями, що зростали, в майбутньому. Деякі аналітики навіть стверджували, що з самого початку функціонування ринку „ОВДП” будувалася фінансова піраміда.

Починаючи з 1997 р. центральний банк намагався полегшити тиск на валютний курс за допомогою інтервенцій іноземної валюти. Однак на певному етапі ці дії унеможливили подальшу стерилізацію пропозиції грошей (тобто створили інше джерело тиску на *гривню*), і разом з різким відтоком короткотермінового капіталу призвели до негайного спустошення валютних резервів НБУ. Саме так фінансова криза у вересні 1998 року завершила період “часткової стабілізації”. На межі валютного краху інфляція досягла рекордних рівнів попри всі намагання НБУ зменшити тиск на гривню вже з жовтня 1997. Нарешті інфляція була тимчасово обмежена; у 1998 р. вона становила в середньому близько 10%.

Малюнок 1. Попит на гроші в Україні, 1992-2001

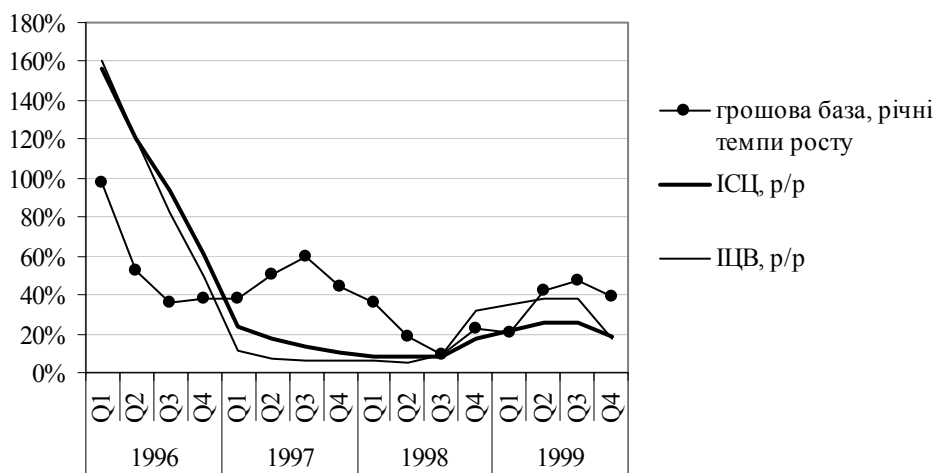


Джерело: власні розрахунки на основі даних НБУ (1997-2001)

III. 1998-2004: макроекономічна стабілізація, та післякризове зростання

Девальвація гривні у вересні 1998 р. стимулювала прискорення інфляційних процесів та призвела до подальшого зростання цін в останньому кварталі 1998 р. Валютна криза мала обмежений вплив на інфляцію; спочатку вплив на споживчі ціни (зросли на 20% у грудні 1998 р.) був слабший за вплив на ціни виробників (зросли на 35.4% на кінець 1998 р.) Середньорічний відсоток інфляції ІСЦ у 1998 р. дорівнював 10.6%, що стало найнижчим показником за весь період 1996–2001 рр. Обмежений вплив девальвації гривні на інфляцію можна пояснити обмеженим зростанням пропозиції грошей та кращим кризовим менеджментом порівняно з Росією (див. Dabrowski, Gorski and Jarocinski, 1999). Внаслідок краху ринку урядових бондів (відплив іноземного капіталу), скорочення державних субсидій та відсутність кредитування реального сектору через грошову емісію, не відбулося значного збільшення пропозиції грошей. У 1998 р. річний темп зростання грошових агрегатів був найменшим за період 1996-2001 (22% рік до року та 25% рік до року для грошового базу та грошової маси (М3) відповідно). У результаті, підприємствам бракувало ресурсів для підвищення заробітної плати, що негайно призвело до скорочення реальних доходів і зменшення попиту на товари. З цієї точки зору низький попит на товари (через бідність населення) можна розглядати як одну з причин відсутності значних стрибків цін у 1998 р. (Dabrowski and Jakubiak ed., 2003). Вірогідно також, що українці значно скоротили свій попит на імпортовані товари першої необхідності, зменшив таким чином вплив на ІСЦ. Більш того, витрати на утримання житла та комунальні послуги, що становлять 18% споживчого кошика, були заморожені постановою Верховної Ради. Таким чином, цей канал грошової трансмісії було обмежено та розтягнуто у часі. Девальвація гривні мала більш сильний ефект на ціни виробника через те, що українська важка промисловість базується на імпортованих енергетичних ресурсах.

Малюнок 2. Зростання грошової бази та інфляції, 1996-1999



Джерело: власні розрахунки за даними НБУ

В протиставу обережній та обмежувчій монетарній політиці у 1998 р., в наступному році НБУ повернувся до монетарної експансії. Політика “дешевих грошей” продовжувалася ще три роки. Однак, незважаючи на постійну монетарну експансію у 1999-2001 рр., інфляція почала падати вже у 2001 році.

Таблиця 5. Інфляція та грошові агрегати в Україні, 1997-2001

ІСЦ	ЩВ	Грошова база	Готівка в обігу (М0)	Грошова маса (М3)
-----	----	--------------	----------------------	-------------------

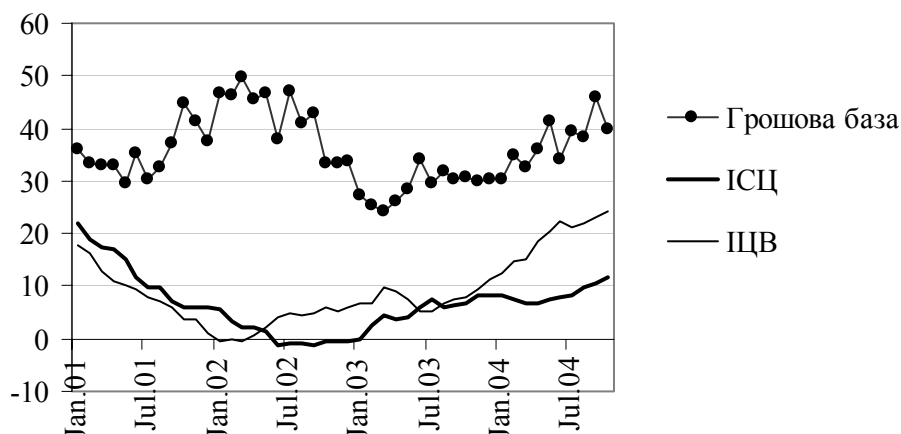
	p/p	p/p	Мон. грн.	p/p	Мон. грн.	p/p	Мон. грн.	p/p
1997	10.1	5.0	7058	44.6	6132	51.7	12541	33.9
1998	20.0	35.4	8625	22.2	7158	16.7	15705	25.2
1999	19.2	15.7	11988	38.0	9583	33.9	22070	40.5
2000	25.8	20.6	16777	39.9	12799	33.6	32252	46.1
2001	6.1	0.9	23050	37.4	19465	52.1	45755	41.9
2002	-0.6	5.8	30800	33.6	26434	35.8	64870	41.8

Джерело: дані НБУ

Примітка: ІСЦ та ІЦВ подано як зміну у відсотках на кінець року

Низька інфляція з рекордним значенням наприкінці 2001 року (6% у річному вимірі у грудні 2001р.) та навіть дефляція у 2002 році стали причиною зростання попиту на гроші. Довіра економічних агентів та суспільства до національної валюти і макроекономічної політики відчутно зросла у 2001 р., що сприяло проведенню експансіоністської монетарної політики у 2001 та на початку 2002 без впливу на інфляцію. Низька інфляція і навіть дефляція у 2002 р. стали можливими і завдяки вибуху пропозиції – сприятливі погодні умови та велика пропозиція продуктів сільського господарства привели до падіння цін на продукти харчування. Таким чином, Національний банк України отримав унікальну ситуацію – стрімке неочікуване зростання попиту на гроші, поєднане з одночасним вибухом пропозиції, сприяло дефляції, хоча НБУ сприяв значному збільшенню кількості кредитів. Ситуацію зображено на рис.3, де зростаюча пропозиція грошей поєднується з дефляцією. Посилення попиту на гроші протягом 2001-2002 рр. можна побачити на мал.1, на якому висока монетизація поєднується із зростанням валютних депозитів. Результат досліджень Ліссоволика щодо визначальних чинників інфляції також вказує на той факт, що розумні макроекономічні заходи, що мають результатом значну ремонетизацію, багатий врожай збіжжя та адміністративні заходи, пояснюють різке падіння інфляції впродовж 2001-2002 рр. (Lissovolyik, 2003).

Рисунок 3. Зростання грошової бази та інфляція, зміни рік до року



Джерело: власні розрахунки за даними НБУ та Мінекономіки

З початку 2003 року споживчі ціни мали тенденцію до зростання, яка була наслідком несприятливого шоку з боку пропозиції у 2003 р. (погані врожаї) та інфляційної монетарної політики. До того ж, зростання цін на енергоносії у промисловості мало негативний вплив на ІСЦ впродовж останніх місяців. Як наслідок, ІСЦ збільшився майже до 11% восени 2004 року (листопад). Вірогідно, що високі ціни

виробника мають призвести і до зростання споживчих цін протягом наступних місяців. Очікується, що центральний банк, в свою чергу, буде діяти виважено, оскільки існують й зовнішні фактори, що провокують зростання цін, та є ознаки зміцнення довіри до твердої валюти наприкінці листопада, до того ж політична криза навряд чи закінчиться до кінця грудня. Політична нестабільність та можливі перевибори можуть збільшити інфляційні очікування. Таким чином, очікується, що інфляція у 2005 році може становити понад 10%. Поточна нестабільність інфляції нагадує період 1992-1996 рр. з високими та нестабільними цінами та може стримати зростання попиту на гроші та стримати подальшу ремонетизацію.

Посилання:

- Dabrowski, M. (1994). Ukrainian Way to Hyperinflation. *CASE Studies and Analyses* No. 12.
- Dabrowski, M. and M. Jakubiak (ed.) (2003). *The Sources of Economic Growth in Ukraine after 1998 Currency Crisis and the Country's Prospects*. CASE: Report No. 55.
- Dekhtiarchuk, M. (1999). Monetary Stabilisation in Ukraine: Difficulties and Results. In: M. Dabrowski (ed.), M. Dekhtiarchuk, U. Gorski, P. Kovalev, Y. Kuz'min, and K. Sultan, *Ukraine: From Fragile Stabilisation to Financial Crisis. CASE Studies and Analyses* No. 158.
- IMF (1999). Ukraine. IMF Staff Country Report No. 99/42.
- IMF (1997). Ukraine. IMF Staff Country Report No. 97/109.
- IMF (1993). Ukraine. Recent Economic Developments. European II Department. 9 June 1993, unpublished memo.
- Kovalev, P. (1999). Some Fiscal Policy Problems. In: M. Dabrowski (ed.), M. Dekhtiarchuk, U. Gorski, P. Kovalev, Y. Kuz'min, and K. Sultan, *Ukraine: From Fragile Stabilisation to Financial Crisis. CASE Studies and Analyses* No. 158.
- Kravchuk, R. S. (1998). Budget Deficit, Hyperinflation and Stabilisation in Ukraine: 1992-96. *CASE Studies and Analyses* No. 125.
- Landy, L. (1997). Developing Sound banks in Transitional Economies. Structural Reforms in Ukraine. *CASE Studies and Analyses* No. 115.
- Lissovlik, B. (2003). Determinants of Inflation in a Transition Economy: the Case of Ukraine. *IMF Working Paper* No. 03/126
- De Menil, G. (1996). Budget Deficit versus Inflation during 1992-1995. In: M. Dabrowski and R. Antczak: *Ukrainian Way To Market Economy* (in Polish). CASE: Warsaw.
- Polomski, K. (1996). Price Policy on Ukraine. In: M. Dabrowski and R. Antczak: *Ukrainian Way To Market Economy* (in Polish). CASE: Warsaw.
- Sundakov, A., Ossowski, R., Lane, T. (1994). Shortage Under Free Prices: the Case of Ukraine in 1992. *IMF Working Paper* No. 94/10.
- Swiecicki, M. and S. Wellisz (1993). The Economy of Ukraine. A Memorandum on Stabilisation and Structural Reform, *CASE Studies and Analyses* No. 2.
- Бабанін, О. (1994). „Інфляційні процеси в українській економіці”. Український юридичний та економічний бюлетень, Червень, с. 14:21.

Досвід подолання інфляції у Польщі: 1990-2004

Пшемислав Вожняк¹

1. Вступ

Польський досвід подолання інфляції становить значний інтерес для вивчення різних стратегій її подолання. Польські органи монетарної влади використовували багато різних підходів із суперечливими результатами, хоча в цілому ефект, що досягнуто, можна вважати позитивним. Впродовж кількох місяців після запуску стабілізаційної програми передгіперінфляційну ситуацію на початку 1990 р. було взято під контроль, хоча одноцифрові показники темпів інфляції були зафіксовані тільки після 2000 року. Таким чином, хоча початкова стабілізація ще не стояла на порядку денному, численні економісти розглядають період високої та помірної інфляції, який превалював впродовж майже всіх 90-х років, як занадто довгий, такий, що затягнувся. Тим не менше, останній досвід прямого таргетування інфляції є також неоднозначним: хоча інфляцію було знижено до прийнятно низького рівня, ми не бачимо жодного короткострокової інфляційної цілі не було досягнуто з моменту прийняття стратегій у 1999 р.

Це дослідження розподіляє 15-річний період боротьби з інфляцією у Польщі на три природних періоди: перші стабілізаційні програми на початку 1990-х років, період контролювання пропозиції грошей в поєднанні з ринковими інструментами і нарешті період прямого таргетування інфляції. Варто зазначити, що досить складно визначити закінчення періоду початкової стабілізації, та, відповідно, початок другого періоду “вільного ринку” у боротьбі з подолання інфляції у Польщі. У цій статті автор посилається на Kokoszczyński (2004) для визначення закінчення періоду початкової стабілізації. Таким чином, будемо вважати, що цей період закінчився у 1993 році. Наступний період еkleктичної монетарної політики контролю за пропозицією грошей та обмінним курсом можна вважати таким, що розпочався у 1993 р. і закінчився у 1998 році, коли Рада з Монетарної Політики офіційно оголосила прийняття Безпосередньої Інфляційної Стратегії, що діє до тепер. Для кожного з трьох періодів описуються основні риси стратегії з подолання інфляції: цілі та інструментарій монетарної політики, а також успіхи у цьому процесі. Особливу увагу приділено політиці регулювання обмінного курсу, що була важливою складовою частиною стратегії боротьби з інфляцією впродовж всього десятиліття 1990-х років.

Остання частина статті містить короткий огляд структури дефляції у Польщі та відповідних цінових змін. Досліджено також еволюцію структури польського споживчого кошика та порівняно її зі структурою споживчого кошика в країнах Єврозони.

2. Початкова стабілізація 1990-1992

2.1. Шокова терапія

Польща розпочала систематичні економічні перетворення в умовах значного макроекономічного дисбалансу та стрімкого зростання цін. Процес цінової лібералізації розпочався наприкінці 1980-х років, прискорився у 1989. В результаті місячна інфляція

¹ CASE – Центр соціально-економічних досліджень, Варшава

складала 10, 40, 34, 55, 22 та 18% у відповідні місяці другого півріччя 1989 р. (див. мал.1). Таким чином, стабілізаційна програма, відома як План Бальцеровича, була впроваджена 1 січня 1990 року, більше як політичний крок, а не як нагальна потреба, за умови, що країна мала уникати гіперінфляції. Програма передбачала прийняття порад МВФ, і схвалення цієї програми фондом зробило можливим для Польщі скористатися вигідними умовами надання стенд-бай у 1990 р. та кількох наступних роках. Вона сприяла швидкій лібералізації цін у всій економіці, скороченню субсидій, внутрішній конвертованості та уніфікації валютного курсу, а також широкому пакету системних та інституціональних змін².

Мета програми полягала в тому, щоб швидко скоротити рівень інфляції до 1% на місяць. Було два принципових елементи програми, що покладалися на монетарну політику, тобто на політику стабільного обмінного курсу та політику підтримки на позитивному рівні реальної процентної ставки. Динаміка найважливіших компонент пропозиції грошей була погоджена з МВФ, а її виконання було розписано по кварталах. Ці критерії встановлювали максимальне зростання загального кредиту уряду та чистих внутрішніх активів, а також мінімальне зростання зовнішніх резервів (Kokoszczyński 2004).

План Бальцеровича зробив набагато більше, ніж просто стабілізував інфляцію. Беручи до уваги випробування, через які пройшла польська економіка наприкінці 1980-х років, програма містила широкий пакет системних, інституційних та адміністративних перетворень. Для забезпечення виконання короткострокових цілей плану у стислі терміни, було впроваджено жорстокі фінансові заходи. Вони полягали у значному скороченні витрат, особливо в сфері субсидій та державного інвестування поряд з ліквідацією багатьох податкових пільг. Особлива увага надавалася політиці обмежень доходів, яка стосувалася запровадження податку на надмірне зростання заробітної плати (так званий *popiwek*)³, який скасував автоматичну індексацію заробітної плати та зниження деяких груп податків. Жорстока внутрішня монетарна та фінансова політика супроводжувалася лібералізацією зовнішньої торгівлі. Практично всі кількісні обмеження на імпорт було усунуто, а нові єдині митні тарифи було встановлено на помірному рівні 10-20% (Dabrowski, 1992).

На початку 1990-х років органи монетарної влади мали дуже обмежений набір ринкових інструментів для досягнення цілей стабілізаційної програми. Дворівнева банківська система, започаткована у 1989⁴, створила підґрунтя для розвитку фінансового ринку, але у 1990-1991 роках ще рано було казати про функціонування ринку цінних паперів, що не давало можливості центральному банку проводити нормальні операції на відкритому ринку. Таким чином, головним інструментом, що мав центральний банк на початку 1990-х років, було впровадження облікової ставки рефінансування, встановлення верхнього кредитного обмеження для банків, а також активне використання вимог щодо обов'язкового резервування для того, щоб контролювати ліквідність банків. На мал. 2 подано місячні темпи інфляції та

² Більш детально див. Balcerowicz (1997)

³ Додатково до визначеного проценту зростання цін.

⁴ До 1989 Національний Банк Польщі разом з трьома банками та мережею кооперативних банків формально були частиною Міністерства фінансів. Новий закон про НБП та банківське законодавство, що було прийнято у січні 1989, відокремило банківський сектор від Міністерства фінансів та надало НБП належну центральну роль банку над банками з правом встановлювати норми обов'язкового резервування, встановлювати кредитні обмеження та дозволяти рефінансування на ринкових засадах. Решта банківського сектору, тобто окремі банки, мали стати повністю комерційними та самофінансованими ринковими установами під контролем НБП (див. Topinski, 1995 та Kokoszczyński, 2004).

внутрішнього зростання грошової маси, а також норму обов'язкового резервування та місячну ставку рефінансування.

Хоча деякі ціни стали вільними наприкінці 1980-х років, кульмінацією цінової лібералізації став січень 1990 року. Тільки в цьому місяці ціни на хліб зросли на 147%, електричну енергію – на 370 %, а ціни на паливо для печей, центральне опалення та гарячу воду – на 400%. Ефект цього різкого зростання був поглиблений й тим фактом, що монетарний „навіс”, що створювався впродовж років за допомогою обмежень та примусових збережень, почав наступати на товарний ринок. Остаточний показник інфляції у січні становив 80% і значно перевищив всі сподівання (див. мал. 1). Інфляція почала швидко спадати з рекордного значення січня до 24% у лютому та до 2-7% до кінця року. Тим не меш, мета досягти 1% місячної інфляції здавалася недосяжною, оскільки середня інфляція у другому півріччі 1990 р. піднялася до 4.4% та до 5.7% і 2.4% у першому та другому півріччі 1991 року відповідно.

Мету позитивної облікової ставки було виконано тільки частково (див. мал. 2). Для того, щоб посилити контроль над кредитами в економіку, НБП почав встановлювати ставку рефінансування на щомісячно у першому півріччі 1990 р. Хоча ставку рефінансування було встановлено на значно вищому рівні ніж у 1989 році (36% та 20% в січні та лютому відповідно у порівнянні з 7% наприкінці 1989), неочікувана висока інфляція у січні та лютому призвела до наявності від'ємної ставки рефінансування у реальному виразі. Тим не менше, у місяці, що залишалися до кінця 1990 р., було досягнуто позитивної ставки рефінансування⁵.

Інша важлива риса стабілізаційної програми, фіксований курс польської валюти, протрималась значно довше, ніж це планувалося до того. Обмінний курс був прив'язаний до американського долара у січні 1990 року на рівні 9500 zł/\$ із зобов'язанням підтримувати цей курс протягом трьох місяців, але ця домовленість була в силі протягом 15 місяців. Виконання цієї домовленості було можливе завдяки створенню стабілізаційного фонду в 1 млрд. доларів, який дав змогу підтримати злотий у випадку спекулятивних атак. Рівень, на якому було зафіксовано обмінний курс, був трохи менший за курс чорного ринку та значно меншим за офіційний обмінний курс (5600z zł/\$) у грудні 1989 р. Таке явне відхилення пояснюється частково бажанням узгодити майбутню радикальну лібералізацією та тиск промислового лобі та іншими факторами. Однак, слід зазначити, неможливість оцінити рівноважний обмінний курс у специфічних умовах Польщі у 1989⁶, вибір рівня у 9500zł розглядалося як консервативне наближення, що був відносно сприятливим рівнем для реальної економіки, і в той же час залишав простір для захисту валюти у випадку спекулятивних атак. Без сумніву, фіксація обмінного курсу на доволі низькому рівні сталася через інфляційний вибух на початку 1990 року, вище згадану цінову лібералізацію та монетарним тиском.

Таблиця 1. Відхилення фактичних значень пропозиції грошей та ІСЦ від офіційних цілей

	Широка грошова маса (M2)*	ІСЦ, грудень до грудня
--	---------------------------	------------------------

⁵ НБП встановив ставку рефінансування на місячній основі, починаючи з січня до липня 1990 р., щоб потім повернутися до звичайного встановлення річних ставок. Таким чином, місячні ставки у період з липня 1990 до грудня 1992 р. обчислюються, виходячи з річної ставки, що встановлена банком, за допомогою звичайної формули складних відсотків. З огляду на постійне падіння інфляції та падіння облікової ставки, ставки, обчислені таким чином збільшують реальну вартість кредитного рефінансування у цей період.

⁶ Залишимо в стороні проблему з її оцінюванням навіть у ринково розвинених економіках.

	темпи росту, грудень до грудня						
	Ціль	Фактичне значення	Відхилення (у %)	Ціль	Фактичне значення	Відхилення (у %)	Відхилення (у в.п.)
1990	4.1	10.3	151.2	95	249.3	162.4	154.3
1991	8.5	9.0	5.9	32	60.4	88.8	28.4
1992	12.7	15.0	18.1	36.9	44.3	20.1	7.4
1993	15.0	14.8	-1.3	32.2	37.6	16.8	5.4
1994	15.5-16.9	21.4	26.6	23.0	29.5	28.3	6.5
1995	17.1	26.9	57.3	17.0	21.6	27.1	4.6
1996	23.0	30.6	32.6	17.0	18.5	8.8	1.5
1997	27.4-28.6	39.8	39.2	13.0	13.2	1.5	0.2
1998	28.2-35.5	44.4	25.6	9.5	8.6	-9.5	-0.9

Джерело: Kokoszczyński (2004) та різні матеріали НБП

Фіксований обмінний курс, крім незначної додаткової інфляції на початковому етапі, забезпечив певний орієнтир для очікувань, не дивлячись навіть на те, що сама фіксація не мала довіри. Фіксований обмінний курс призвів до того, що монетарна адміністрація втратила значну частину самостійності у питаннях збільшення іноземних резервів. Як показує табл.2 іноземні резерви швидко накопичувалися протягом перших місяців стабілізаційної програми і стали другим важливим джерелом грошової емісії у 1990 р. (Bauc et al, 1995). Найважливішим емісійним компонентом впродовж 1990 були кредити домашнім господарствам та підприємствам. Отже, ціль щодо широкої пропозиції грошей була перевищена на 162% у 1990 р. (див табл. 1). Є декілька причин такого значного відхилення у 1990 та у кількох наступних роках. Через нерозвиненість фінансового ринку НБП мав лише змогу контролювати кредити у нефінансовому секторі (один з трьох факторів зростання кількості грошей – див. таб.2). Через фіксований обмінний курс та неможливість стерилізувати притік іноземного капіталу за допомогою операцій на відкритому ринку, іноземні резерви безпосередньо вплинули на пропозицію грошей. Загальні кредити Уряду також обмежувалися центральним банком внаслідок того, що обсяги прямого фінансування дефіциту бюджету визначалися Парламентом (Kokoszczyński, 2004, s. 228). Реально, ці обмеження мали ефект до того часу, поки центральний банк отримав змогу повністю використовувати традиційні ринкові інструменти, зокрема операції на відкритому ринку, тобто до 1993-1995 рр.

2.2. “Друга стабілізація”: середина 1990 – 1992

Після перших успіхів шокової терапії, що полягали у суттєвому зменшенні інфляції у першому кварталі 1990 р. обмежувальна макроекономічна політика почала втрачати свою ефективність в умовах поглиблення кризи у реальному секторі. Облікова ставка суттєво піднялася: місячна ставка рефінансування, яка становила 36%, 20% та 10% у відповідні місяці першого кварталу, знизилася до 4% у червні і 2.5% у липні 1990 р. Це спричинило кредитний бум в економіці (див. таб.2) разом із швидким зростанням іноземних резервів, що привело до суттєвої експансії грошової пропозиції у другому та третьому кварталах 1990 р. Одночасно були також послаблені деякі компоненти політики обмеження доходів (Dabrowski, 1992).

Таблиця 2. Джерела формування пропозиції грошей у 1990-1996 рр.

M2 (млн. zł)	Чисті зовніш	Чисті зовніш	В т.ч.	Чисти	Інші
-----------------	-----------------	-----------------	--------	-------	------

	ні активи	ні активи		Домогос подарств а	Підприє мства	Інше	й борг уряду	статті (чисті)
A	B	C	D	E	F	G	H	I
90								
91								
92		25.9		25.8	2.3		48.3	
93		17.5		35.4	4.5		47.1	
94		32.9		29.9	3.9		37.2	
95		58.7		37.9	5.9		3.7	
96	134796	29.9		57.3	14.6		12.8	

Джерело: НБП

Через відсутність очікуваних результатів у реальному секторі послаблення стабілізаційних заходів принесло зростання інфляції (починаючи з вересня) та погіршення балансу платежів. Макроекономічна ситуація потребувала нової стабілізаційної програми, яка була впроваджена у кінці 1990 р. Цього разу програма зосередилася перш за все на монетарних заходах. У липні 1990 р. було значно збільшено норму обов'язкового резервування. Ставка рефінансування кредитів збільшилася декілька разів: з 34% у липні 1990 до 72% у лютому 1991 р. у річному вимірі. Щоб посилити ці зміни, було запроваджено обмеження в кредитній політиці (Topinski 1995).

Зростання пропозиції грошей було значно загальмоване у 4-му кварталі 1990 р. та першому кварталі 1991 р. (див. таб.2). Однак, прибутковість підприємств почала швидко погіршуватися і знову з'явилися ознаки спаду. До того ж, фіксований курс та високий рівень інфляції спричинили суттєву реальну ревальвацію (рис.3), що неминуче призвело до проблем у платіжному балансі. На початку 1991 р. всі ці тенденції стали причиною значного бюджетного дефіциту, що стало постійною проблемою для польського уряду протягом 1990-х років.

Жорстка політика допомогла знизити інфляцію до стабільно спадаючого тренду але бюджетні проблеми примусили НБП прийняти участь у фінансуванні дефіциту. Таким чином, загальний кредит Уряду став значним емісійним джерелом. В той час, як у 1990 р. іноземні активи та кредити нефінансовому сектору були домінуючим фактором у створенні M2, у 1991 році домінували загальні кредити для Уряду (див. таб. 2)

Загалом, перший перехідний рік був позначений дуже високим відхиленням пропозиції грошей та інфляції від прогнозних показників. Зростання внутрішньої пропозиції грошей перевищило запланований рівень на 162%, а інфляція була вищою за заплановану на 151 процентний пункт (див. таб.1).

Різка реальна ревальвація, а також зростаючий платіжний баланс та бюджетний дефіцит змусило НБП девальвувати злотий на 17% у травні 1991 р. Поряд з девальвацією, валюта прив'язки – долар США – була замінена кошиком з п'яти валют, зокрема до нього увійшли долар США (45%), німецька марка (35%), британський фунт стерлінгів (10%), швейцарський та французький франки (5% кожний). Від офіційної фіксації курсу було відмовлено у жовтні 1991 р.. Натомість, була запроваджена повзуча

прив'язка з початковими темпами руху у 1.8% щомісячно⁷. Невдовзі після цього НБП дозволив відхилення $\pm 2\%$ від офіційного курсу для трансакцій (Szpunar, 2000). Центральний паритетний обмінний курс знизився один раз у лютому 1992 р. (цього разу на 12%). Ці зміни режиму, а також одноразова девальвація допомогли уповільнити темпи укріплення обмінного курсу в кінці 1991 – 1992 рр. (див. мал. 3).

Разом з пом'якшенням валютного режиму після тимчасового більш жорсткого режиму в кінці 1990 року, монетарна політика також послаблялася у 1991 та 1992 рр. Між лютим 1991 та липнем 1992 років ставки рефінансування, редисконтна та ломбардна ставки центрального банку були зменшені на 34, 35 та 28 відсоткових пункти відповідно (майже на половину). При цьому, вимоги обов'язкового резервування були зменшені вдвічі (див. мал. 2). В результаті, слабка монетарна політика та збільшення кредитування бюджету (1991 та 1992 рр.) разом із значним зростанням зовнішніх активів (1992 р.) призвели до невиконання монетарних цілей 1991 та 1992 рр. на 89% та 20% відповідно (див. Таблицю 1). Рівень інфляції також перевищив цільові значення: на 28.4 та 7.4 відсоткові пункти відповідно.

Підсумовуючи можна сказати, що стабілізаційні заходи, що мали місце протягом перших 3 перехідних років у Польщі можна розцінювати як успішні, навіть за умови перевищення інфляції попередньо запланованих значень. Найкращим індикатором тут можна вважати скорочення темпів інфляції з понад 1000% на початку 1990 року до 45% в кінці 1992. Це мало місце навіть не дивлячись на несприятливі для монетарної політики умови, включаючи відсутність ринку цінних паперів, що робило монетарну трансмісію досить складною та зростання необхідності кредитувати уряд.

3. Багатовимірна монетарна політика 1993-1998 років

У перші три роки перехідного періоду в Польщі, монетарна влада проводила свою політику з допомогою прямих адміністративних інструментів (таких як верхня межа кредитування), і стала неспроможною до ефективного контролю за ринковою ставкою відсотку та пропозицією грошей. Період стабілізації у Польщі між 1993 та 1998 (котрий розглядається в цьому розділі) був відокремлений через зростаючу роль звичайних ринкових інструментів, використовуваних Національним Банком Польщі в політиці зниження інфляції. Природно, що цей процес був поступовим, але на відміну від початкової стабілізації, коли монетарна політика була повністю підкорена всебічному економічним та системним реформам, період 1993-1998 мав більше рис звичайної (хоча й багатовимірної (еклектичної)) монетарної політики, коли пряме встановлення цільової пропозиції грошей проводиться у рамках режиму контрольованого обмінного курсу (Kokoszczynski, 2004).

Найбільш важливим фактором, що визначав характер монетарної політики, було зростаюче використання правил відкритого ринку. У 1991-1992 НБП використовував примус для змін, які могли б стимулювати трансакції на міжбанківському грошовому ринку, а також врегулювати законно та технічно процес операцій на відкритому ринку. Ці операції стали важливою складовою політики центрального банку на початку 1993 року. Початково операції на відкритому ринку проводилися для контролю кількісних цілей (приміром, ліквідних резервів комерційних банків), але після 1994 зросла їхня роль у формуванні ставки відсотку на грошовому ринку зростала (Szpunar, 2000).

⁷ Фактично центральний обмінний курс знижався кожного дня так, щоб за підсумками місяця отримати приблизно 1.8% щомісяця

Незважаючи на використання цих новітніх інструментів, контроль за пропозицією грошей у цей період навряд чи можна назвати успішним. Широка пропозиція грошей відхилялася від цільового значення на 27% та 57%, відповідно у 1994 та 1995 рр. (див. Таблицю 1). Як показує Таблиця 2, між 1993 та 1995 роками був відчутний зростаючий вплив чистих іноземних активів на сукупний приріст грошей, підсилений спадною роллю фінансування бюджетного дефіциту. Швидке зростання чистих іноземних активів було більше пов'язане із профіцитом поточного рахунку, а також із зовнішньою торгівлею та туризмом (1994 та 1995), і масивним припливом капіталу у формі іноземних прямих та портфельних інвестицій. Ці явища призвели до зростання офіційних резервів на 41% у 1994 та 148% у 1995 роках (Kokoszczyński, 2004).

Для нейтралізації ефекту цього припливу на пропозицію грошей, НБП намагався поглинати ліквідність проведенням широкомасштабних стерилізуючих операцій на відкритому ринку. У той самий час, з метою забезпечення явної тенденції до подорожчання валюти, місячний рівень сповзання (monthly rate of crawl) був знижений до 1,6% у серпні 1993, а потім у вересні 1994 (до 1.5%), у листопаді 1994 (до 1.4%) та лютому 1995 (до 1.2%). Для підвищення ризиковості валюти НБП збільшив дозволений межі відхилення від центрального паритету від +/-2% до +/-7% у травні 1995. Ці зміни у валютному режимі зображені на малюнках 5 та 6 та описані у додатку І.

Однак, ці модифікації мало дали для припинення притоку капіталу. Фактичний центральний паритет обмінного курсу був дуже близьким до нижньої границі та утримувався у межах тільки завдяки значним інтервенціям НБП на ринку forex. Наступним кроком НБП було радикальне скорочення ставки відсотку у 1995 році. Головні ставки центрального банку за цей період, ставка редисконтування та ломбардна ставка, знизилися втричі між лютим 1995 та січнем 1996 на загальну суму у 8 процентних пунктів (дивитись малюнок 7).

У 1996 році вперше монетарна політика НБП була представлена як класична тріада цілей: офіційна кінцева мета (інфляція), проміжна ціль (широка пропозиція грошей) та операційна ціль (грошові резерви). Така структура працювала також у 1997 році. Однак коли інфляція відхилялася від цільового рівня на приблизно 1.5 та 0.2 процентного пункту, відповідно, у 1996 та 1997, пропозиція грошей опинилася поза контролем центрального банку, перевищуючи цільовий рівень на 33% та 39% відповідно (див. Таблицю 1).

Таблиця 3. Джерела формування пропозиції грошей у 1997-2004 рр.

	МЗ		Чисті зовнішні активи	Чисті зовнішні активи	В т.ч.	Домо господарства	Підприємства	Інше	Чистий борг уряду	Інші статті (чисті)
		A	B	C	D	E	F	G	H	I
	Млн. zł	%	%	%	%	%	%	%	%	%
97	39 173.5	100	54.4	45,6	71,5	27,3	38,5	5,7	15,3	-41,3
98	44 311.1	100	29,4	70,6	70,2	18,3	44,6	7,4	12,3	-12,0
99	44 954.4	100	32,6	67,4	90,0	35,6	38,3	16,2	7,3	-29,9
00	31 889.4	100	66,5	33,5	96,4	46,2	41,3	9,0	-38,0	-24,9
01	27 676.6	100	2,9	97,1	71,6	38,3	16,6	16,7	47,4	-22,0
02	-6 472.7	100	6,9	93,1	-188,0	-109,1	-29,3	-49,6	50,3	230,7

03	18 149.7	100	18,9	81,1	108,6	67,3	15,0	26,3	23,0	-50,5
04 *	4 601.4	100	395.9	-295.9	66.4	140.5	-31.2	-42.9	-212.8	-149.4

Джерело: НБП

*- Зростання травень 2004 до грудня 2003

У 1996 році мають місце важливі зміни монетарної політики у Польщі. Після кількох років суттєвого економічного зростання⁸, економіка почала проявляти багато симптомів перегріву. Швидке зростання внутрішнього попиту викликало різке збільшення чистого кредиту в економіці (див. Таблиці 2 та 3). Паралельно, поточний рахунок почав погіршуватися, що разом із наслідками фінансових криз 1997 та 1998 років, стало причиною побоювань щодо стабільності макроекономічної ситуації в Польщі. НБП відреагував збільшенням резервних вимог у лютому 1997 (перший такий хід з 1990) та відсоткових ставок у серпні 1997 (на 2 процентних пункти).

Тим не менше, ці зміни мали дуже обмежений вплив на ринок. Поява іноземних інвестицій на польському ринку облігацій, а також значні прямі іноземні інвестиції у 1995 сильно знизили ефективність монетарної влади. Як згадувалося раніше, масивний приток капіталу створював надлишкову ліквідність, яку центральний банк намагався поглинути за допомогою стерилізуючих операцій на відкритому ринку. Проблема поглибилася протягом періодів, коли інтервенції НБП мав на меті зробити монетарну політику більш жорсткою за допомогою збільшення реальних ставок відсотку. Такі збільшення навіть більше посилювали приплив капіталу та вимагали подальшої стерилізації. Одночасно банки, які інвестували навіть більшу часту своїх активів у короткострокові операції на відкритому ринку, ставали більш стійкими до відсоткової політики НБП (Szpunar, 2000). Таким чином, жорсткіша монетарна політика у 1997 році мало допомогла в обмеженні пропозиції грошей, яка перевищила цільове значення майже на 40%, великою мірою через високу динаміку кредитування домогосподарств та підприємств.

Зіткнувшись із низькою ефективністю стандартних інструментів, НБП звернувся до прямого збору депозитів від домогосподарств наприкінці 1997 року. Основною ціллю цього інструменту було зниження швидкості коливань споживчого кредитування та підвищення вітчизняних заощаджень. Ця операція не мала значного впливу на пропозицію грошей, але призвела до суттєвого скорочення внутрішнього попиту (Kokoszczynski, 2004, с. 236).

Паралельно з охолодженням перегрітої економіки центральний банк намагався створити перепони подальшому погіршенню поточного рахунку за допомогою підтримки конкурентоспроможності польського злотого. Навіть незважаючи на те, що інфляція суттєво знижувалася на декілька процентних пунктів кожного року (див. Малюнок 4), знецінення центрального паритету не зупинилося. Як видно на малюнку 5, в 1997 році влада тримала знецінення центрального паритету на рівні, дуже близькому, або навіть більшому за середню інфляцію. Це було значною зміною політики, якої притримувалися до цього, та яка покладалася на використання обмінного курсу як важливого інструменту зниження інфляції за допомогою підтримування темпу центрального знецінення значно нижчого за рівень інфляції. Зіткнувшись із зростаючою загрозою валютної кризи, монетарна влада вирішила мінімізувати цей ризик стабілізацією реального обмінного курсу. Як демонструє малюнок 3, ця політика мала успіх у запобіганні зростанню реального ефективного обмінного курсу та призвела до тимчасового знецінення (між лютим та серпнем 1997 та в третій чверті 1998 років).

⁸ Між 1992 та 1997 польський ВВП зріс на 1/3 – найбільше зростання у перехідних економіках у цей час.

Незважаючи на спроби обмежити розширення кредитування, грошова пропозиція зростала у 1997 та 1998 роках значною мірою завдяки росту кредитування підприємств, хоча важливість чистих іноземних активів та чистого кредиту Уряду суттєво знизилася (див. таблиці 2 та 3). Відхилення від монетарної цілі у 1998 становило 26%, але інфляція була нижчою за цільове значення майже на 1 процентний пункт (див. таблицю 1).

У підсумку, період еkleктичної політики встановлення монетарних цільових значень за умов режиму повзучого прив'язки обмінного курсу мав успіх у зниженні інфляції від приблизно 40% наприкінці 1992 року до приблизно 10% наприкінці 1998 року. З іншого боку, протягом всього періоду пропозиція грошей (офіційна проміжна ціль) залишалася суттєво поза контролем центрального банку, відхиляючись від цільового значення до 60%. Зважаючи на структуру росту грошової пропозиції, потрібно відмітити значні зміни, що мали місце. Якщо у 1992-1994 роках домінував дефіцит бюджетного сектору, у 1995 році головну роль у створенні грошей мали чисті іноземні активи. З іншого боку, протягом 1996-1999 зросла важливість чистих кредитів нефінансовому сектору.

Змінна структура монетарної політики і, зокрема, її непередбачуваний характер були, без сумніву, з року в рік однією з причин провалу в досягненні цільових показників. Інфляцію контролювати було значно легше, про що свідчать значно менші відхилення дійсних значень від цільових (Таблиця 1). Легше досягнення цільових значень інфляції, порівняно з монетарних цільовими показниками, частіше за все пояснювалося труднощами в оцінці попиту на гроші, переважанням негрошових детермінант інфляції протягом довших періодів, а також неоднорідність цільового узагальненого показника пропозиції грошей, зважаючи на проінфляційний характер його складових (Szpunar, 2000). У будь-якому разі, у другій половині 90х зросло розуміння того, що зв'язок між грошима й інфляцією оцінити дуже важко, і в цьому не можна покладатися на розробку в центральному банку вартої довіри політики зниження інфляції. Таким чином, зміна в структурі монетарної політики, яка мала місце у 1998 році, була добре вмотивованою та виправданою.

4. Пряме таргетування інфляції

4.1 Рада монетарної політики та нова стратегія

Згідно з новою Конституцією, прийнятою у квітні 1997 року, та Закону про Національний Банк Польщі, прийнятого у серпні 1997 року, монетарна політика відійшла до компетенції нового органу центрального банку, тобто, Ради монетарної політики (РМП). Рада була сформована на початку 1998 року з 9 членів, яких призначали Президент, Парламент та Уряд (у рівній пропорції); головою Ради був Голова центрального банку. У жовтні 1998 РМП видала «Середньострокову Стратегію Монетарної Політики», яка формально ввела пряме таргетування інфляції як офіційну стратегію монетарної політики в Польщі.

РМП визнала, що зважаючи на динамічний розвиток польського фінансового ринку, а також на майбутню інтеграцію до ЄС та, пізніше, в євро-зону, заміщення багатовимірної стратегії, якої притримувалися раніше, прямим таргетуванням інфляції могло б бути вигідним у середньо- та довгостроковій перспективі для стабільності цін у Польщі. Згідно з прямим таргетуванням інфляції, Рада відмовилася від переслідування будь-яких проміжних цілей і замість цього вирішила зосередитися виключно на кінцевій меті, тобто, рівні інфляції, визначеному як річне зростання індексу споживчих цін у грудні. За цією стратегією специфічна роль відводилася прогнозам інфляції, які

були проміжними цілями (хоча ніяких формальних проміжних цілей не оголошувалося). Стратегія потребує більшої прозорості процесу прийняття рішення та кращого зв'язку із фінансовим сектором, фірмами, домогосподарствами тощо.

РМП мотивує перехід до прямого таргетування інфляції тим фактом, що така стратегія дозволяє встановити ціль монетарної політики найбільш прямо та прозоро, а також дозволяє більш гнучко використовувати інструменти для реакції на зміну в попиті на гроші й у випадках непередбачених шоків. Прозорість кінцевої мети полегшує підзвітність монетарного керівництва й одночасно дозволяє ефективно закріпити інфляційні очікування, що сприяє антиінфляційній політиці.

Ввівши стратегію прямого таргетування інфляції НБП зобов'язався покращити прозорість процесу прийняття рішень та узгоджувати свої погляди з поточною та майбутньою інфляцією. Для сприяння цьому банк вирішив публікувати більш⁹ детальні та систематичні поквартальні звіти про інфляцію. Ці звіти містять аналіз динаміки попиту та пропозиції в економіці, зовнішні фактори, динаміку поточної інфляції та її прогнози, а також розділи по монетарній політиці, що оцінювали перспективи досягнення встановленого рівня інфляції.

Звіти про інфляцію також містили різні показники базової інфляції, які НБП почав обчислювати одразу після зміни офіційного режиму. Базова інфляція використовується РМП для визначення тренду інфляції, звільненого від впливу короткострокового шуму, та перспектив щодо цього тренду. НБП обчислює та оголошує базову інфляцію кожного місяця через декілька днів після публікації індексу споживчих цін. Хоча офіційний цільовий рівень інфляції визначається для звичайного індексу споживчих цін, показники базової інфляції є дуже важливими для процесу формування політики, під час якого рада монетарної політики часто звертається саме до базової інфляції при перевірці своїх рішень. Група показників базової інфляції, які використовується НБП, змінювалась декілька разів з 1998 року та зараз включає:

- Базову інфляцію, що не включає продукти харчування та електроенергію (так звана «чиста інфляція»)
- Базову інфляцію, що не включає товари та послуги, які адміністративно контролюються
- 15% зрізану середню (обчислену як зважена середня розподілу індивідуальних темпів інфляції, з яких виключені 15% найвищих та 15% найнижчих значень)
- Базову інфляцію, що не включає найбільш нестійкі елементи (нестійкість визначається через дисперсію)
- Базову інфляцію, що не включає найбільш нестійкі елементи та паливо (нестійкість визначається через дисперсію)

На малюнку 9 представлені перші 3 показники поряд з індексом споживчих цін.

4.2 Валютно-курсова політика

Стосовно політики валютного курсу РМП оголосила, що буде поступово дозволяти більшу гнучкість режиму для остаточного переходу до вільного плавання (НБП 1998). Це було продиктоване як систематичною нездатністю контролювати валютний курс в рамках стратегії прямого таргетування інфляції, так і бажанням ввести вищий валютний ризик. Не дивно, що одним з перших рішень РМП було розширення

⁹ До 1998 НБП публікував звіти про інфляцію, але їх структура часто змінювалась від однієї проблеми до іншої та містили в середньому значно менше інформації та аналізу.

коридору основного паритету валютного курсу (до +/- 7.5%) та зниження рівня сповзання до 0.8% щомісячно (в лютому 1998). Коридор був розширений далі у жовтні 1998 (до +/- 12%). У січні відбулась заміна переліку валют головного паритету, який складалась з 5 валют, на середню зважену тільки з 2 основних валют: євро з часткою в 55% та долару з часткою в 45%. Коридор був ще раз розширений у березні 1999 до +/- 15% водночас зі зниженням рівня сповзання до 0.3% щомісячно. РМП вирішила дозволити вільне плавання злотого у квітні 2000 (див. Малюнок 5 та 6).

Слід зазначити, що протягом періоду 1998-2000 НБП не втручався у валютний ринок. Відповідно, незважаючи на визначення коридору, валютний курс не обмежувався і був фактично плаваючим.

Реальний ефективний валютний курс зростав до середини 2001 року, після чого і дотепер спостерігається стійка тенденція до зменшення. Безперечно зниження реального валютного курсу було одним з чинників, що вплинули на надзвичайно високу динаміку експорту у 2002-2004 та відповідне покращення поточного рахунку.

4.3 Фокусування на відсоткових ставках

Зменшення контролю за валютним курсом супроводжувалося посиленням ролі відсоткових ставок, як інструмента монетарної політики. Рада визначила 3 найважливіші для грошового ринку ставки, що мають будуть встановлюватися на щомісячних зустрічах: ломбардна ставка, облікова ставка та ставка рефінансування (ставка короткострокових операцій на відкритому ринку). Ці ставки дуже активно використовувались протягом періоду 1998-2004, як свідчить малюнок 10. Протягом цього періоду РМП змінювала процентні ставки біля 30 разів та знижувала рівень обов'язкових резервів 3 рази.

Структура зростання пропозиції грошей розвивалась протягом періоду політики прямого таргетування інфляції. Протягом 1998-2000 рр. зростання чистих іноземних активів було досить значним, в той час як частка державного боргу в грошовому зростанні зменшилась. У 2001-2003 спостерігались зворотні тенденції: частка чистих іноземних активів зменшувалася у загальній пропозиції грошей, а державні потреби знов були значними. Кредитування нефінансового сектору зростало до 2000 р., після чого відбувся різкий спад у 2001 та відновлення у 2003-2004 рр..

4.4 Цільові темпи інфляції

У середньостроковій стратегії РМП оголосила, що середньостроковою метою регулювання інфляції є зменшення індексу споживчих цін до 4% до 2003 року. Короткострокові цілі на цей рік були оголошені РМП у основних принципах монетарної політики, які зазвичай публікувались за декілька місяців до кінця попереднього року. Однак кожного разу, коли РМП оголошувала короткострокові цілі, вона нагадувала громадськості, що середньострокові цілі на 2003 рік є найважливішими. Короткострокові цілі та їх виконання представлені у таблиці 4.

Таблиця 4. Короткострокові інфляційні цілі та фактична інфляція (у %, грудень до грудня)

	Офіційна ціль	Фактична інфляція
1999	8-8.5 (у вер 98) Змінена до 6.6-7.8 (бер 99)	9.8
2000	5.4-6.8	8.5
2001	6-8	3.6

2002	4-6 (у вер 2001) Змінена до 2-4 (чер 2002)	0.8
2003	2-4	1.7
2004 та після	1.5 – 3.5	

Джерело: НБП

Хоча за 5 років політики прямого таргетування рівня інфляції жодна з короткострокових цілей на була здійснена, середньострокова мета зменшення інфляції нижче 4% до 2003 року була досягнута. Досить суперечливою є також оцінка результатів монетарної політики: чи можна вважати досягнення темпів інфляції нижчих за цільовий рівень такою ж невдачею як і перебільшення цього рівня. Якщо падіння інфляції нижче цільового рівня не вважати невдачею монетарної політики, РМП діяла досить успішно з 2001 року.

Загальний досвід таргетування інфляції в Польщі протягом 1999-2004 рр. можна вважати вдалим. За цей період інфляція зменшилась з помірних темпів (більше 10% у 2000 році) до набагато нижчого значення у 1% у 2003, що є менше ніж в багатьох західних ринкових економіках. Хоча інфляція зростала з середини 2003 року, це було в основному викликано чинниками з боку пропозиції (високі ціни на електроенергію та ефект вступу до ЕС), які імовірно мають згладитися у найближчому майбутньому. Таким чином кінцева мета монетарної політики Польщі, а саме стабільна інфляція, була нарешті досягнута після багаторічних зусиль.

5 Зміни відносних цін та структури інфляції

Процес скорочення інфляції у Польщі протягом 1990-2004 років не був однаковим на всіх ринках. Інфляційний процес розвивався з часом: в перші роки він відображав перехід від постсоціалістичної цінової структури до вільного ринку, в той час як пізніше більшу роль відігравали зміни світових цін, та чинники зі сторони пропозиції.

Перші роки перехідного періоду вирізнялися радикальним адміністративним регулюванням контрольованих цін. Ціни на основні продукти харчування, муніципальні послуги та електроенергію були суттєво занижені (набагато нижче рівня витрат) протягом ери соціалізму, тому початкова лібералізація цін викликала набагато більше зростання цін саме на ці товари (Wozniak 1998). Малюнок 11 показує індекси відносних цін 4 основних складових індексу споживчих цін, обчислені як відношення індексу цін окремої складової до його загального рівня ІСЦ. Зростання індексу показує, що зростання цін в певному секторі в середньому перевищувало зростання індексу споживчих цін в цілому.

З малюнку 11 зрозуміло, що ціни на продукти харчування, алкоголь та тютюнові вироби частково були скореговані у другій половині 1989 року. З іншого боку, ціни на послуги (в основному, муніципальні) жорстко корегувалися на початку 1990х років. У 1991-2004 роках спостерігалось стабільне зростання відносних цін на послуги поряд з постійним зниженням цін на продукти харчування та незначним зменшенням цін на нехарчові товари.

Малюнок 12-13 представляє цей процес на більш деталізованому рівні після шоку початкової лібералізації в 1990 року. На підставі малюнку можна зробити висновок, що контрольовані ціни зазнали найбільшої інфляції. Ця група включає електроенергію, газ, центральне опалення та постачання гарячої води, а також орендну плату, певні транспортні послуги (залізничний транспорт, місцеві автобуси) та телекомунікаційні послуги. Тенденція зростання відносних цін в цій категорії була

постійно стійкою протягом всього періоду. Деякі ціни залишаються адміністративно заниженими (орендна плата, залізничні квитки), тому тенденція зростання в цій категорії дуже імовірно буде домінувати в майбутньому.

Послуги, ціни на які не регулювались (вільноринкові послуги), показали стабільне зростання відносних цін після незначного падіння у 1994-1995. Ці ціни становлять біля половини послуг в споживчому кошику. Помірне зростання відносних цін на ці послуги дозволяє припустити, що часто згадувана відносна зміна цін на послуги в Польщі¹⁰ (а також в інших перехідних економіках) в основному викликана стрибком цін в секторі адміністративно контрольованих послуг.

Відносні ціни на продукти харчування стабільно знижувалися протягом цього періоду. В той час як відносні ціни на півфабрикати продуктів харчування стабілізувались в останні роки, ціни на необроблені продукти харчування продовжували знижуватись. Відносні ціни на алкогольні та тютюнові вироби зростали протягом більшої частини цього періоду, однак в останні роки вони були відносно стабільними.

Також спостерігалось стабільне падіння відносних цін на непродовольчі товари. Це беззаперечно є результатом того факту, що більшість цих товарів є ліквідними (perfectly tradable) та ціни на них формуються за кордоном. Оскільки тиск конкуренції імпорту впливає через валютний курс, значна реальна ревальвація польської валюти також вплинула на падіння відносних цін на непродовольчі товари.

Поряд зі змінами відносних цін різних товарів та послуг структура витрат польських домогосподарств також зазнала значних змін. Малюнок 14 представляє частки витрат на товари, об'єднані в 4 категорії: продовольчі продукти, алкогольні та тютюнові вироби, нехарчові товари та послуги для Польщі протягом 1990-2003 рр., а також для євро-зони за 2002 для порівняння. З малюнку видно, що протягом цього періоду структура споживання польських домогосподарств наблизилась до тієї, що властива євро-зоні. Тренд присутній у даних по споживанню включає стабільне зростання витрат на послуги поряд з стабільним зниженням витрат на продукти харчування (особливо необроблені продукти). Частка послуг у витратах домогосподарств зросла з 17% у 1990 до 37% у 2003, в той час як частка продуктів харчування зменшилась з 46% у 1990 до 27% у 2003. Частка споживання алкогольних та тютюнових виробів, так само як і нехарчових продуктів, залишилась відносно стабільною на рівні 6-6,5% та 30% відповідно, протягом більшої частини періоду (14 років).

Порівняно з останніми польськими даними, структура витрат у євро-зоні характеризується більшою часткою витрат на нехарчові товари та послуги та меншою часткою на інші 2 категорії. Однак, ця різниця зараз є набагато меншою, ніж вона була на початку 1990-х років. Якщо поточний тренд зміни структури споживчого кошику Польщі продовжуватиметь, то найближчими роками можна очікувати подальше наближення до структури євро-зони.

Підсумовуючи дослідження структури інфляції, варто оцінити вплив кожної з 4 базових складових. Малюнок 15 представляє міру впливу продовольчих товарів, алкогольних та тютюнових виробів, нехарчових товарів та послуг на річні темпи інфляції протягом 1991-2007 років. Варто зауважити, що вплив продовольства був дуже нестабільним в останні роки із тривалим періодом падіння у 1999, 2002 та 2003 роках. Вплив непродовольчих товарів зменшився в останні роки через незначне падіння

¹⁰ Наприклад, в контексті ефекту Harrod-Balassa-Samuleson

відносних цін на них (малюнки 11 та 13), в той час як послуги продовжували здійснювати найбільший вплив на загальну інфляцію.

Посилання:

Balcerowicz, Leszek (1997), *Socjalizm, kapitalizm, transformacja* (*Socialism, capitalism, transformation*), PWN

Bauc, Jaroslaw, Marek Dabrowski and Pawel Senator (1995), *Charakterystyka zrodel inflacji w Polsce w latach 1990-1993* (*Characteristics of inflation origins in Poland 1990-1993*) IN: Marek Dabrowski *Polityka gospodarcza okresu transformacji* (*Economic policy in transition*), Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych and Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Dabrowski, Marek (1992), *The Polish Stabilization 1990-1991*, Journal of International and Comparative Economics, vol.1, no.4, pp 295-324

Kokoszczynski, Ryszard (2004), *Współczesna polityka pieniężna a Polsce* (*Contemporary Monetary Policy in Poland*), Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa

Narodowy Bank Polski (1997-2003), *Raport o Inflacji* (*Inflation Reports*)

Narodowy Bank Polski (1997-2003), *Założenia Polityki Pieniężnej* (*Monetary Policy Guidelines*)

Narodowy Bank Polski (1998), *Średniookresowa strategia polityki pieniężnej na lata 1999-2003* (*Mid-term Strategy of Monetary Policy*)

Narodowy Bank Polski (2003), *Strategia Polityki Pieniężnej po 2003 r.* (*Monetary Policy Strategy beyond 2003*)

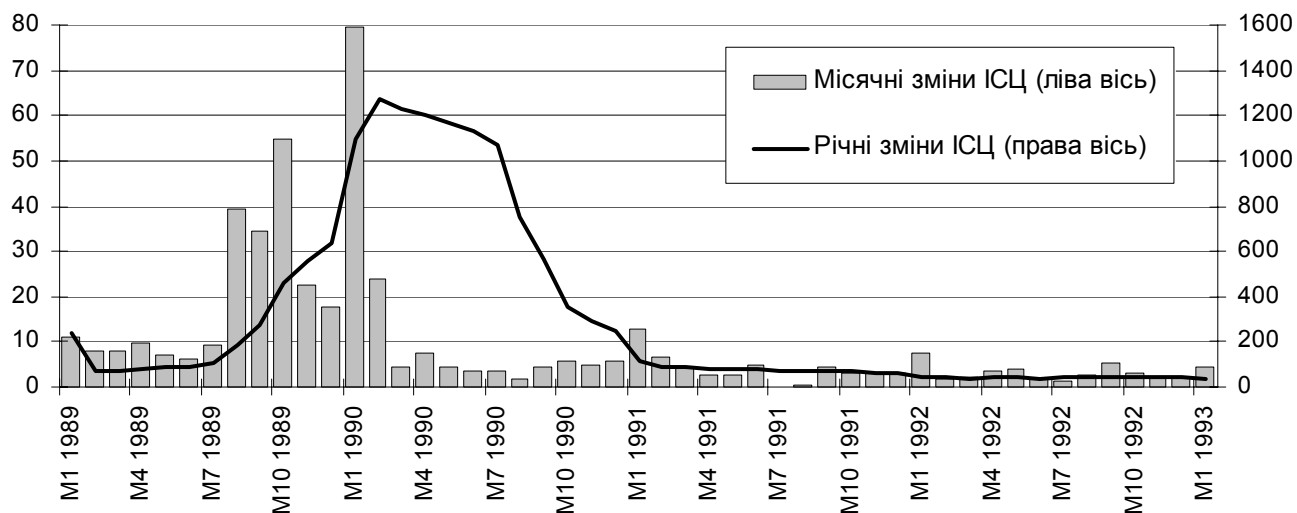
Szpunar, Piotr (2002), *Polityka pieniężna. Cele i warunki skuteczności* (*Monetary Policy. Targets and conditions of efficiency*), Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa

Topinski, Andrzej (1995), *Polityka pieniężna w latach 1990-1992* (*Monetary Policy during 1990-1992*) IN: Marek Dabrowski *Polityka gospodarcza okresu transformacji* (*Economic policy in transition*), Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych and Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Wellisz, Stanislaw (1997), *Inflation and Stabilization in Poland 1990-95*, IN: Mario I. Blejer and Marko Skreb *Macroeconomic Stabilization in Transition Economies*, Cambridge University Press, Cambridge

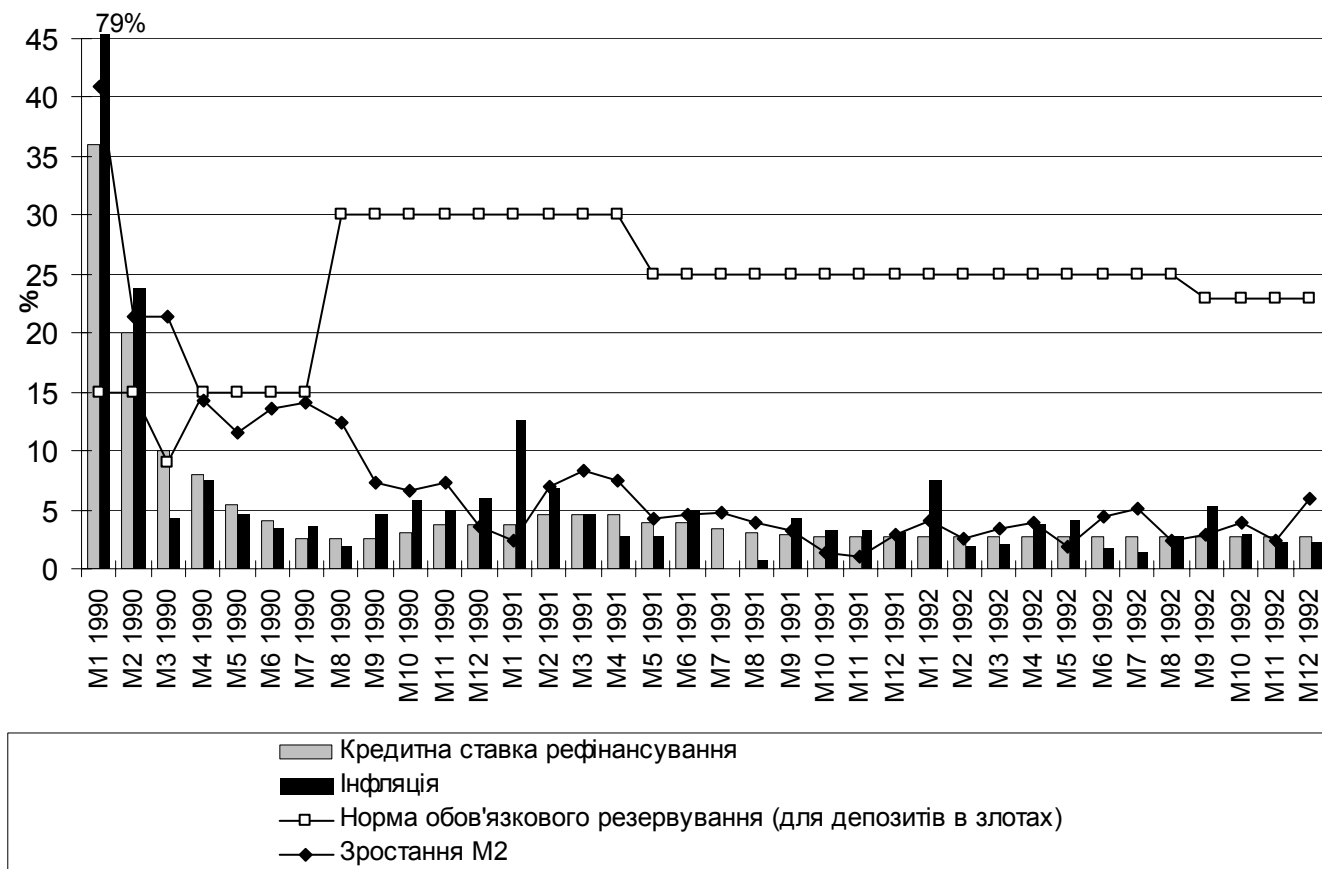
Woźniak, Przemysław (1998), *Relative Prices and Inflation in Poland 1989-1997*, Policy Research Working Paper 1879, The World Bank.

Малюнок 1. Місячна та річна інфляція у 1989-1992 рр. (у %)



Джерело: Польський комітет статистики

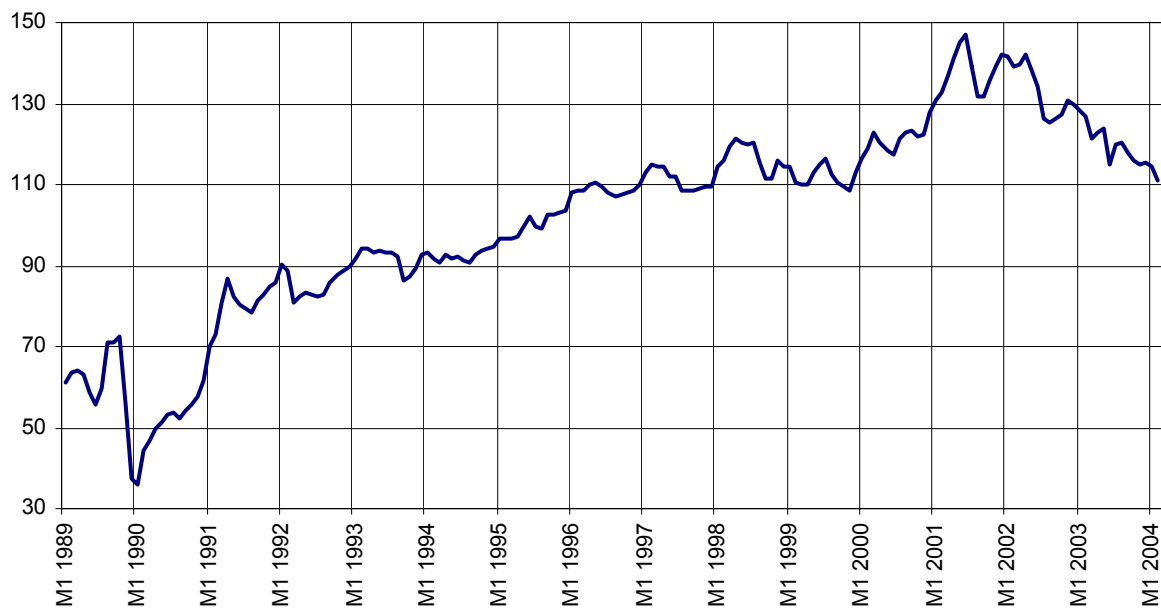
Малюнок 2: Місячна інфляція, темпи росту М2 та основні інструменти центрального банку у 1990-1992 рр. (кредитна ставка рефінансування* – відсотків на місяць)



Джерело: НБП

* Кредитна ставка рефінансування оприлюднювалася на місячній основі протягом січня-червня 1990 року та на річній основі після цього. Місячні значення протягом липня 1990 – грудня 1992 рр. Обчислювалися з використанням формул складних відсотків.

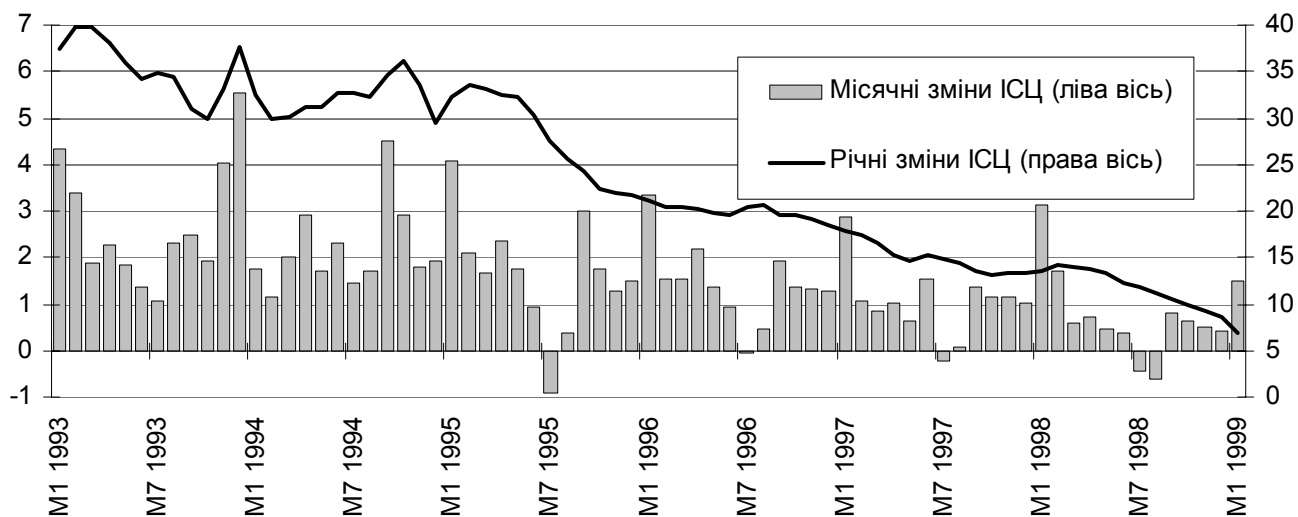
Малюнок 3. Реальний ефективний обмінний курс злота (1995=100)



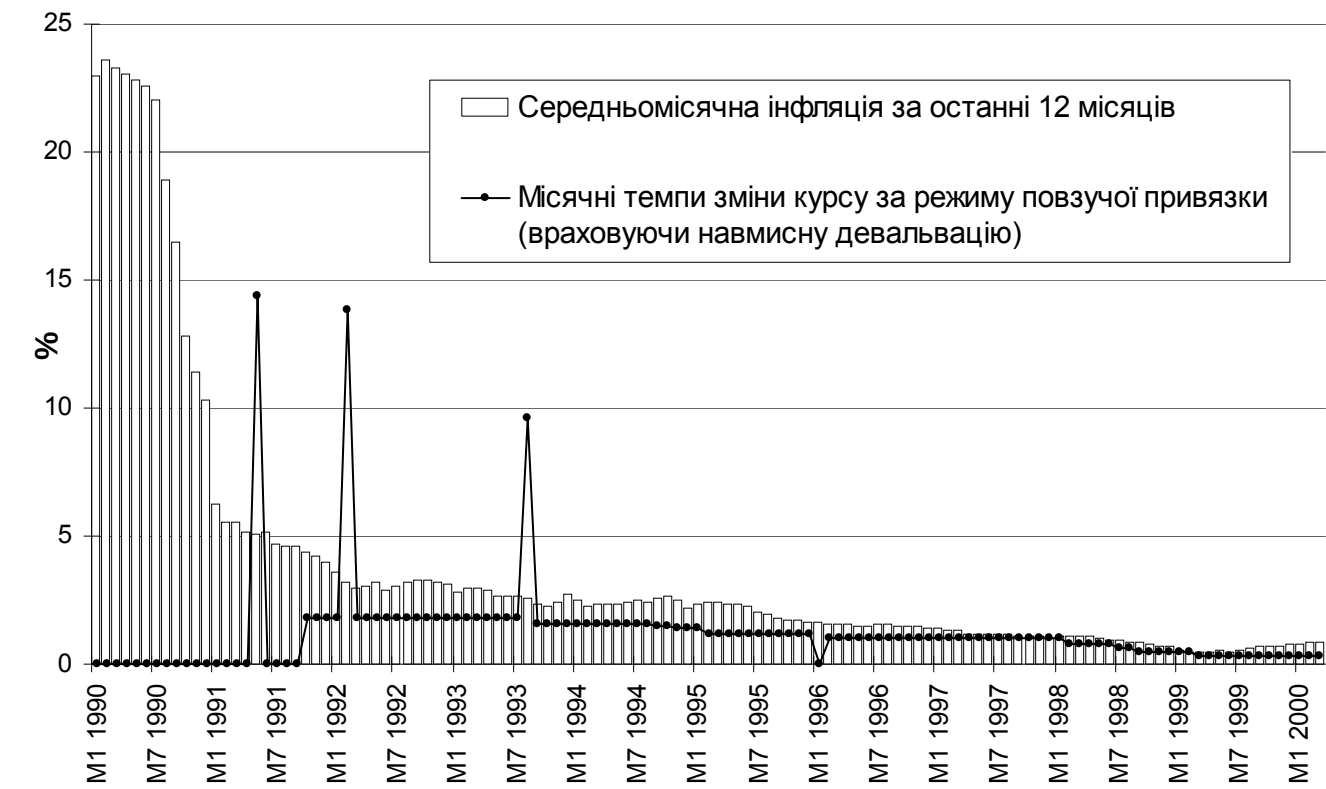
Джерело: *International Financial Statistics*

Примітка: зростання означає ревальвацію

Малюнок 4. Місячна та річна інфляція у 1993-1998 (у %)

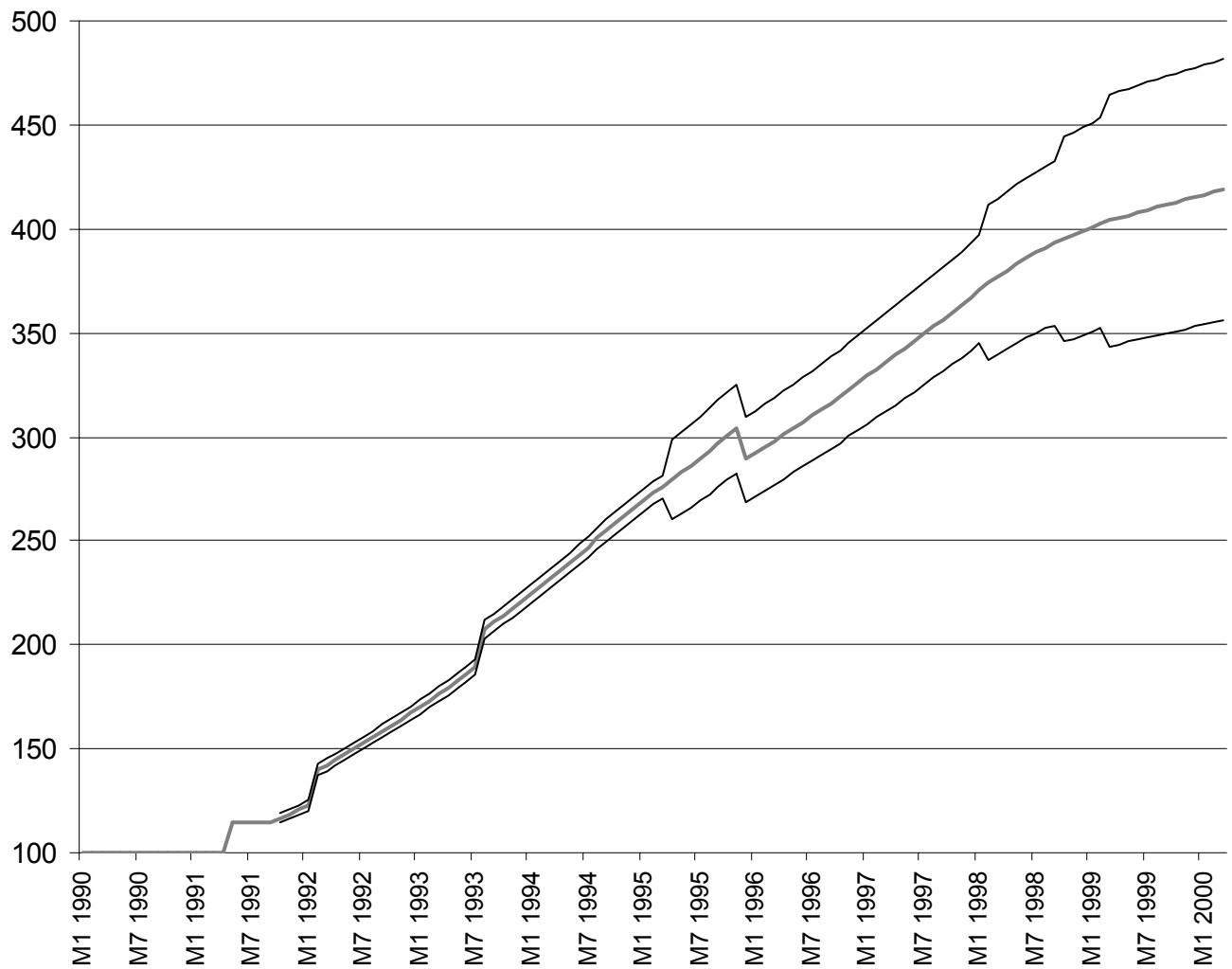


Малюнок 5. Середньомісячна інфляція за останні 12 місяців та місячні темпи зміни курсу за режиму повзучої прив'язки

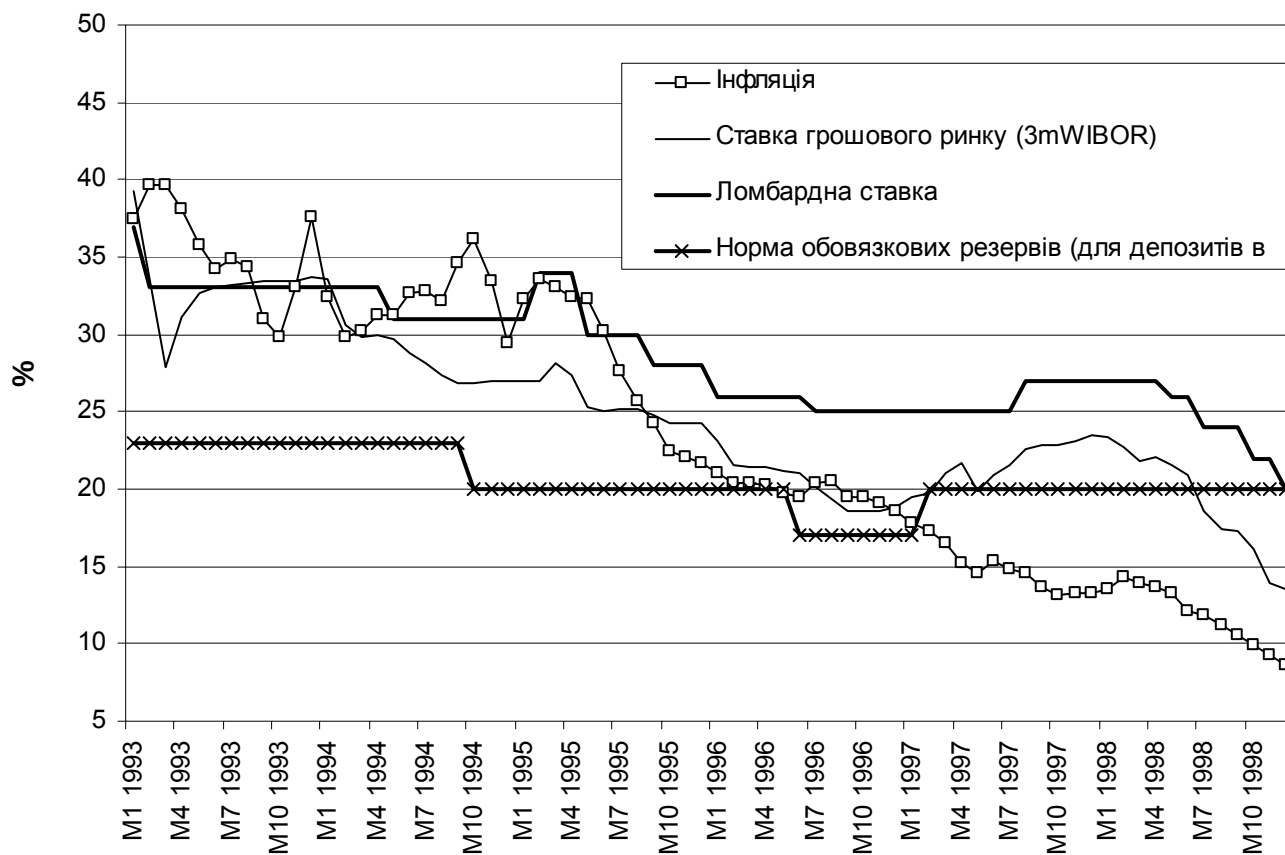


Джерело: НБП

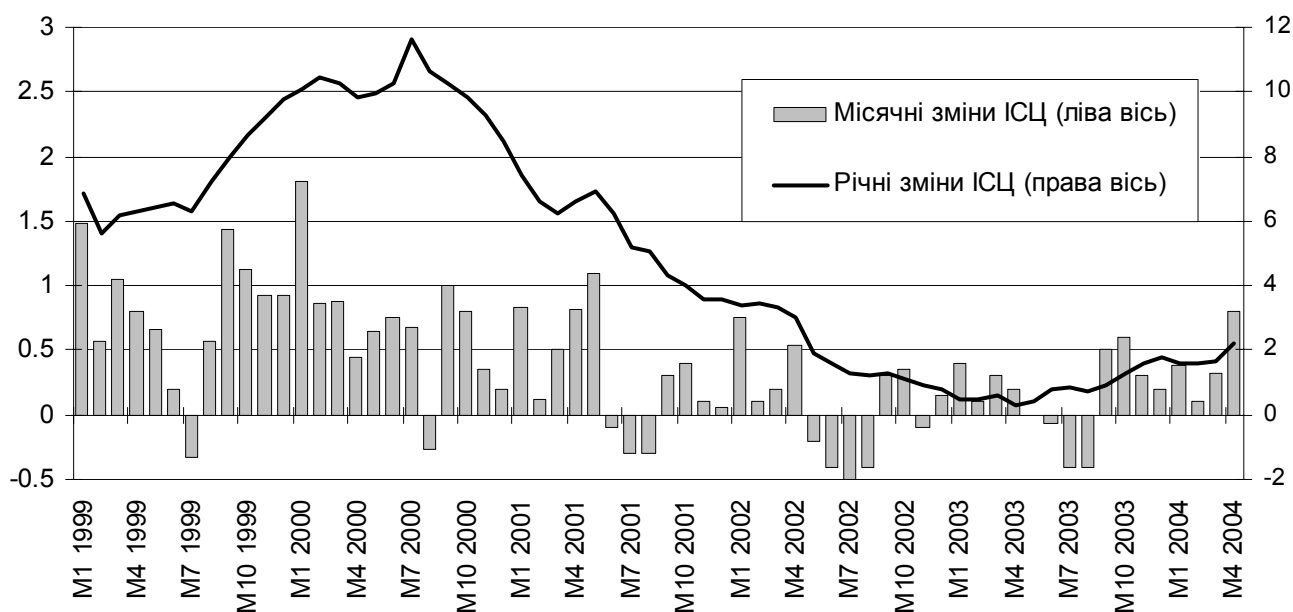
Малюнок 6. Зміна паритетного обмінного курсу (до січня 1999 – на основі корзини з п'яти валют, після січня 1999 – на основі корзини з 55% євро та 45% долара)



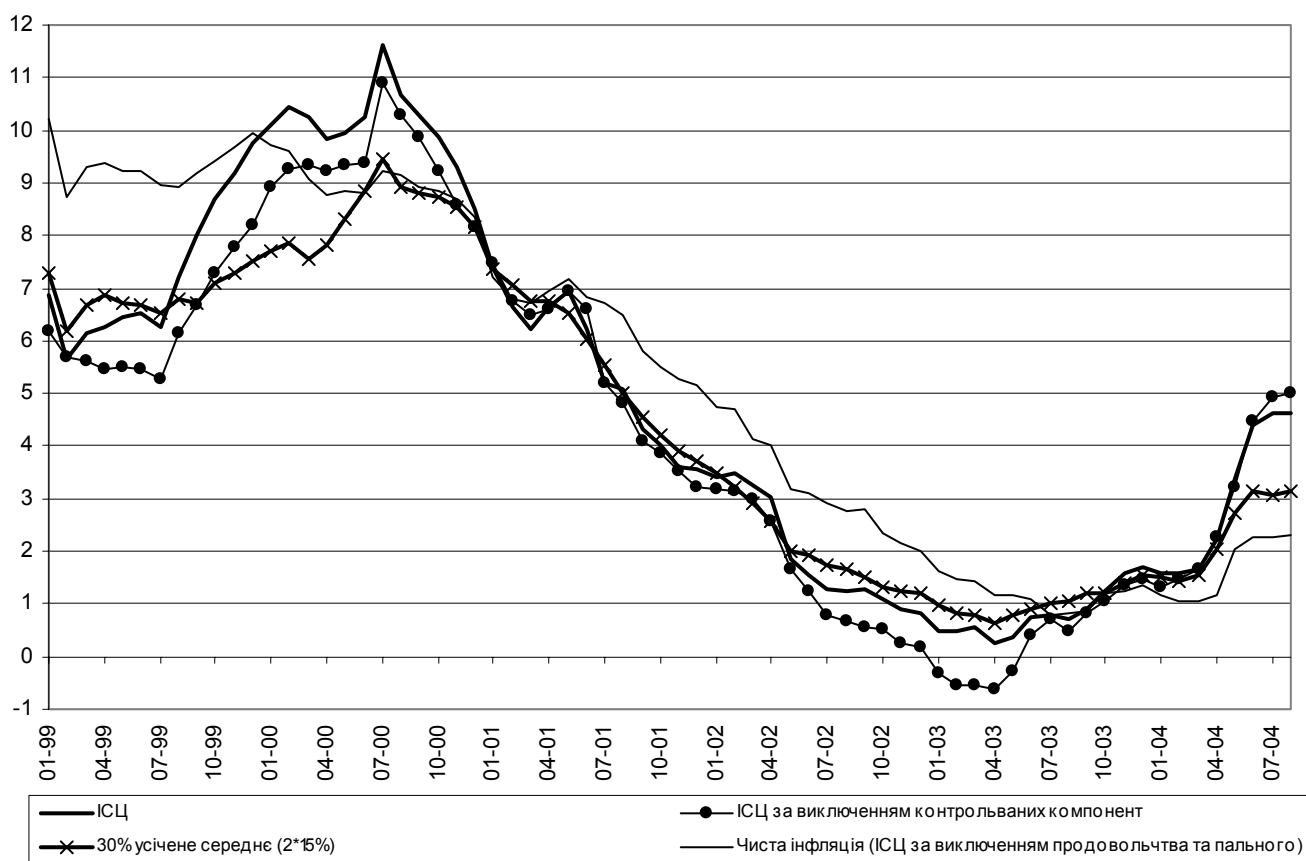
Малюнок 7. Інфляція та інструменти центрального банку у 1993-1998 рр.



Малюнок 8. Місячна та річна інфляція у 1999-2004 (in %)

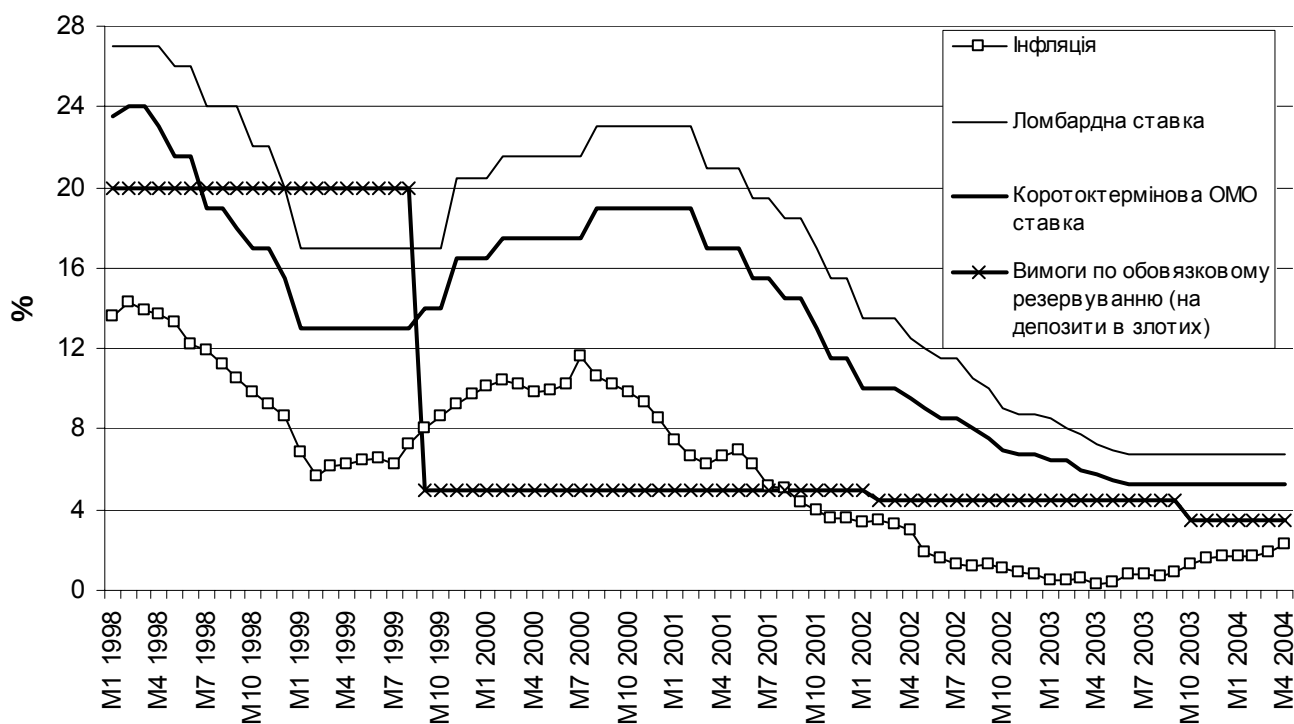


Малюнок 9. Показники базової інфляції НБП протягом 1999-2004 рр.

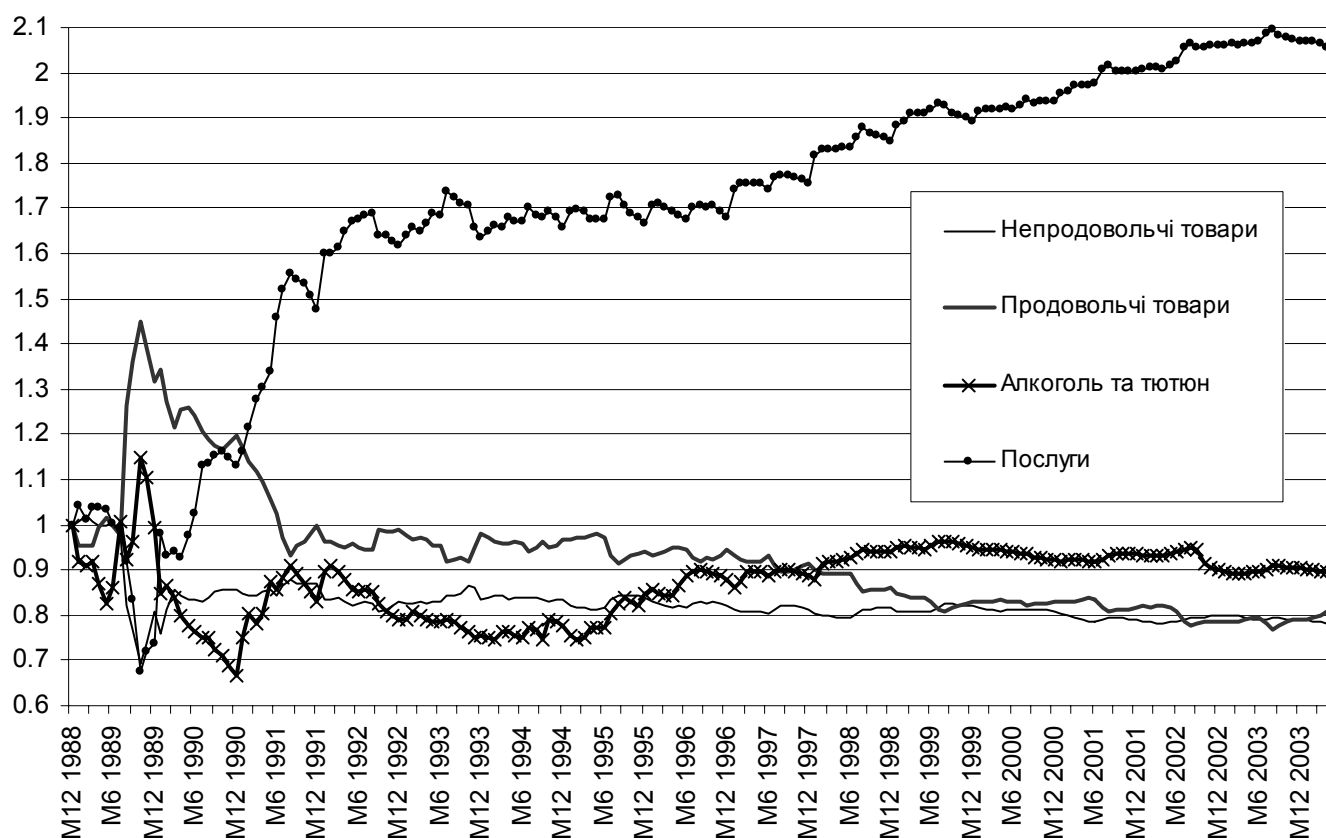


Джерело: НБП

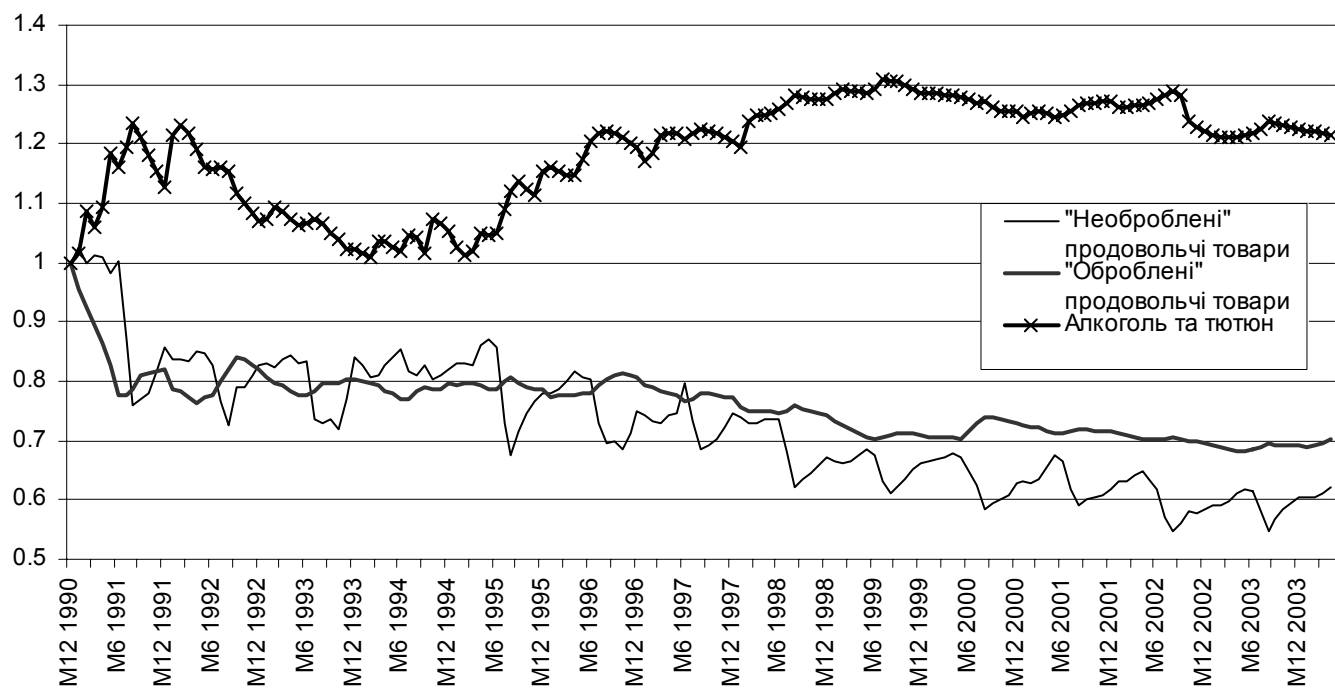
Малюнок 10. Інфляція та інструменти центрального банку протягом 1998-2004 рр.



Малюнок 11. Відносні цінові індекси 4 основних складових ІСЦ (Грудень 1988=1)

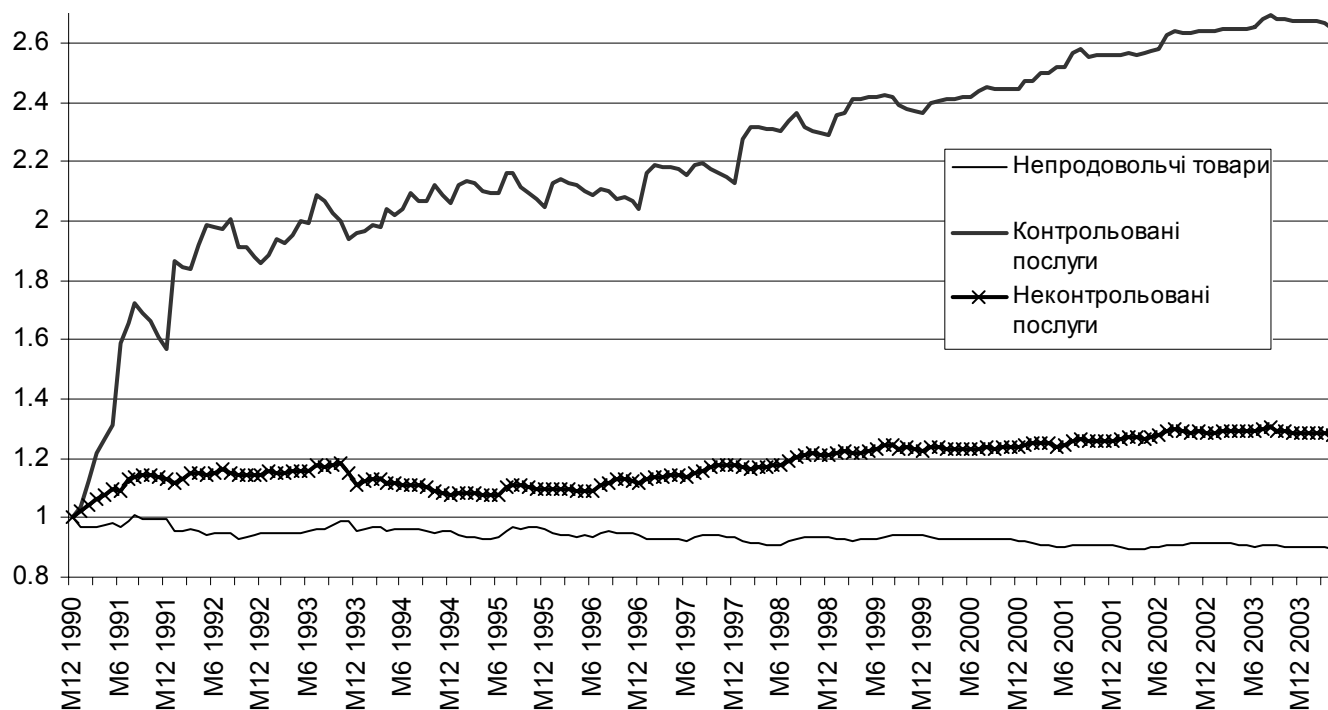


Малюнок 12. Відносні цінові індекси основних груп споживчого кошику (грудень 1990=1)



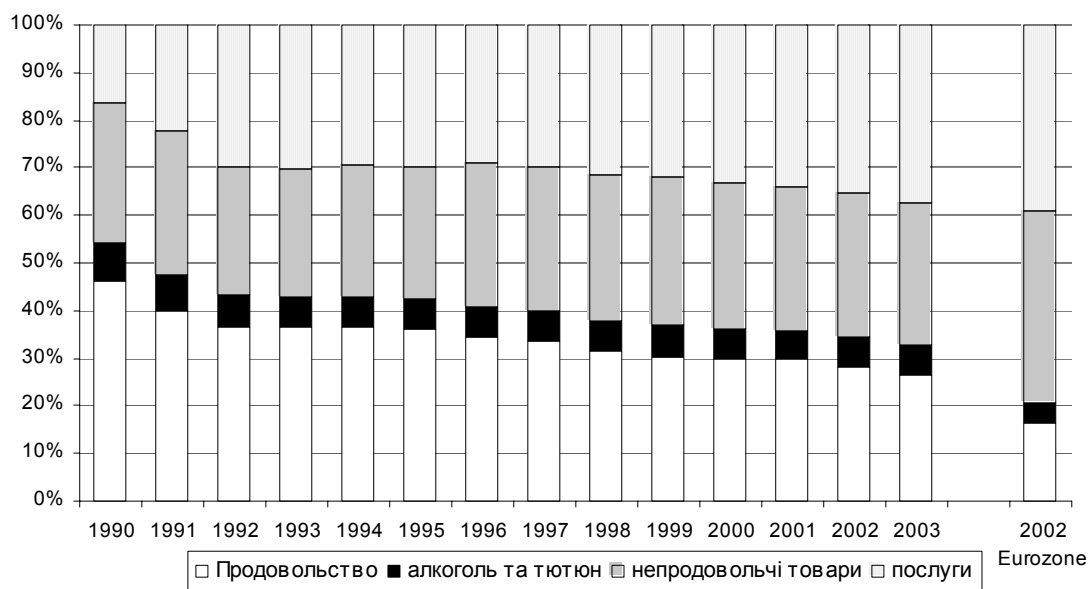
Джерело: Польський комітет статистики

Малюнок 13. Відносні цінові індекси основних груп споживчого кошику (Грудень 1990=1)



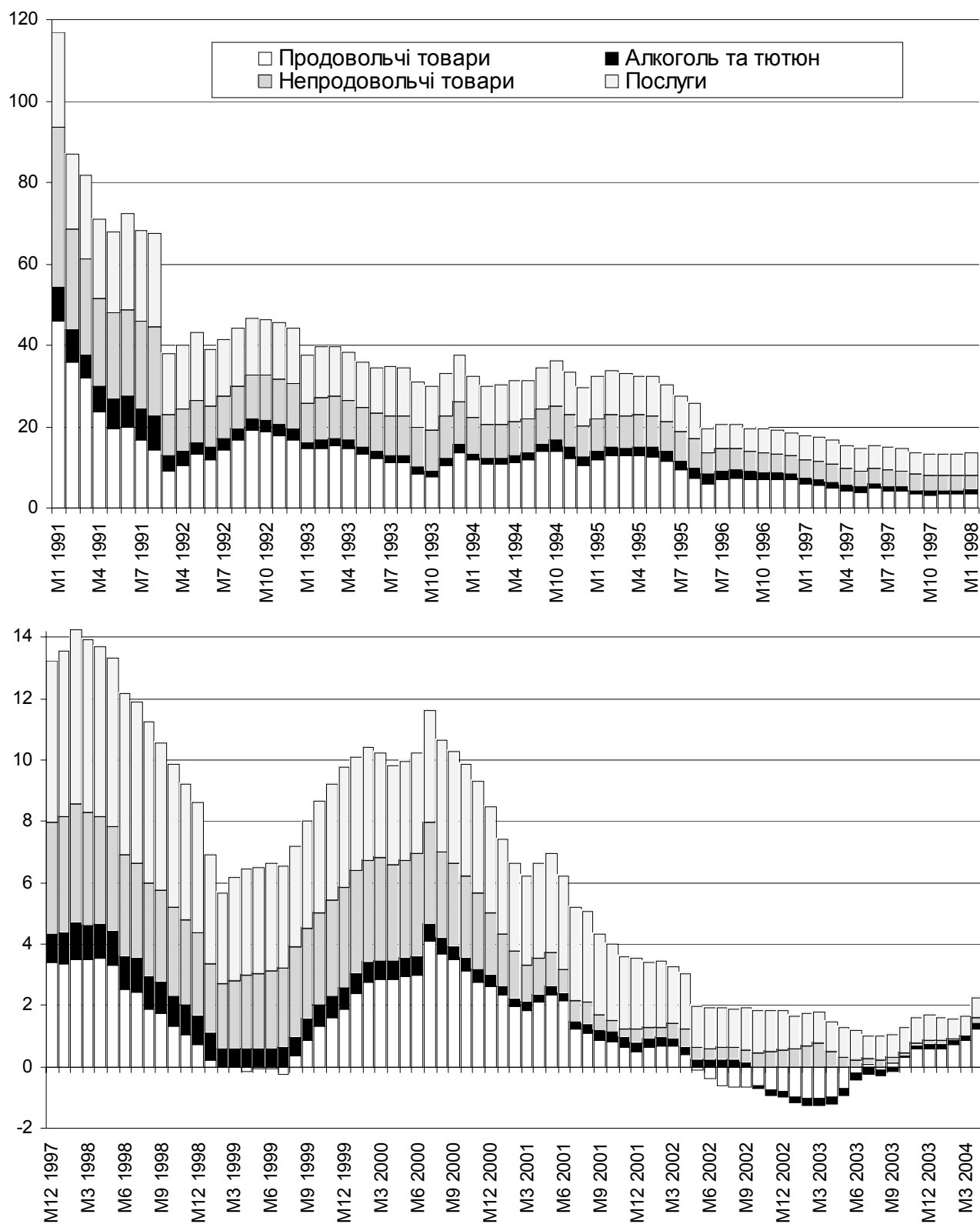
Джерело: власні розрахунки на основі даних data польського комітету статистики

Малюнок 14. Оцінка структури споживчого кошику польських домогосподарств у 1990-2003 рр. Та структура споживання Євросони у 2002 р.



Джерело: власні розрахунки на основі даних data польського комітету статистики та Eurostat

Малюнок 15. Структура річних змін ІСЦ за його основними складовими протягом 1991-2004 рр.



Джерело: власні розрахунки на основі даних data польського комітету статистики

Аналіз показників базової інфляції в Україні

Пшемислав Вожняк³ та Микита Михайличенко⁴

1. Вступ

Починаючи з кінця 1970х років стримування інфляції стало однією з найважливіших проблем для багатьох країн. Політика таргетування інфляції, прямого чи непрямого, в більшості випадків передбачала досягнення певного рівня річного приросту Індексу Споживчих Цін (ІСЦ), тобто індексу, що вимірює відсоткову зміну вартості асортименту товарів та послуг, які складають споживчий кошик. Цей показник публікується та є досить поширеним, а його динаміка прозора і зрозуміла. Однак, вважається, що індекс споживчих цін є досить недосконалим показником для відображення „тренду” зміни інфляції, особливо якщо він вимірюється за короткі періоди: помісячно або поквартально. Місячні та квартальні дані є дуже нестабільними, залежними від сезонних коливань та містять багато шумів. Оскільки інформація про природу грошових трансмісійних процесів є недостатньою, монетарна влада потребує більш чітких орієнтирів, які повинні сприяти формуванню політики, спрямованої на досягнення запланованого рівня інфляції. Найважливіше завдання полягає у тому, щоб відрізнити тимчасові коливання інфляції від таких, що є ознакою стійкої тенденції руху цін в певному напрямку. Roger (1995) відмічав, що оскільки звичайний ІСЦ відображає одномоментні шоки, які впливають на загальний рівень цін (такі як, наприклад, зміна рівня оподаткування), або тимчасові зміни відносних цін, то його коливання не завжди повинні викликати реакцію з боку монетарної влади⁵.

Таким чином, ідеальний вимір базової інфляції має враховувати довготермінову тенденцію зміни рівня цін, яка відобразатиме стан попиту в економіці, усуваючи різні одномоментні шоки з боку пропозиції. Ідея вилучення всіх шоків, що не викликані змінами попиту, походить від поширеної в економіці точки зору, відповідно до якої «основним методом монетарної політики є вплив на економіку шляхом впливу на попит» (Roger, 1995). Таким чином, монетарна влада відповідає лише за інфляцію, яка є наслідком такого тиску, тобто за елементи інфляції, що знаходяться в сфері її безпосереднього впливу. Обґрунтованість цієї думки підтверджує часто вживаний приклад стосовно поганого врожаю, що викликаний несприятливими погодними умовами. Зростання цін на продукцію сільського господарства внаслідок зменшення пропозиції природно спричинить зростання цін на продукти харчування, таким чином і індекс споживчих цін тимчасово збільшиться. Якщо монетарна політика буде негайно реагувати на ці зміни в індексі споживчих цін, це може підсилити його коливання, а цільового орієнтиру не буде досягнуто. Таку політику навряд чи можна вважати правильною, оскільки таке зростання інфляції не є симптомом нового тренду зростання, а швидше відображає тимчасові зміни відносних цін.

Цей простий приклад допомагає зрозуміти те, що, власне кажучи, не є очевидним. Як вилучити з даних по цінам тимчасовий шум та знайти адекватний показник, яким зможе керуватися монетарна влада? Метою статті є висвітлення цього складного питання в контексті даних про інфляцію в Україні. Зростання інфляції в Україні було досить непередбачуваним в останні роки: у другій половині 2002 року домінувала

³ CASE – Центр соціально-економічних досліджень, Варшава

⁴ CASE Україна

⁵ Якщо тільки монетарна влада не таргетує інфляцію

дефляція, після чого спостерігалось стійке збільшення темпів інфляції у 2003 році, а зараз ми знов маємо в середньому 7-8% річного зростання рівня цін. Через нестабільність індексу споживчих цін українським політикам складно вилучити тимчасові короткотривалі коливання та точно передбачити тенденцію розвитку інфляції. Базова інфляція потенційно вирішує цю проблему. Вона забезпечує владу більш стабільною та надійною мірою інфляції і, таким чином, є бажаним інструментом для прийняття рішень в Україні.

Зважаючи на відсутність широко визнаного теоретичного визначення базової інфляції, методи її обчислення почали поширюватись лише протягом двох останніх десятиліть. Кожен з нових методів розширював „параметризацію” і завдяки великій кількості значень цих параметрів чисельність показників базової інфляції, отримана в результаті, є майже нескінченною. Оскільки різні ряди підбираються на основі різних критеріїв, необхідно знайти статистичний метод, який чітко і ефективно відображатиме зміни базової ціни. В цій статті ми пропонуємо повний та методологічно послідовний метод порівняння та вибору різних показників базової інфляції, а також застосування їх до даних по інфляції в Україні.

Стаття складається з наступних частин. У розділі 2 розглядаються концептуальні питання стосовно базової інфляції, а також представлено 5 статистичних методів розрахунку показників базової інфляції. У розділі 3 представлено та проаналізовано описові статистики емпіричних розподілів деталізованого індексу споживчих цін в Україні та запропоноване додаткове обґрунтування використання статистичних методів для обчислення базової інфляції. У розділі 4 описано 3 критерії, які використовуються при оцінці показників базової інфляції, та їх застосування до різних емпіричних даних щодо показників базової інфляції в Україні. Ці критерії дозволяють вибрати найбільш оптимальні ряди базової інфляції для кожного метода окремо, а також визначити показники, що можуть слугувати оптимальним у сукупній вибірці всіх показників базової інфляції. Заключний розділ 5 містить підсумки та рекомендації.

2. Базова інфляція – теорія і практика

2.1 Загальний огляд

У літературі проблеми, що виникають при роботі з ціновими показниками, поділено на два основні види. Використовуючи термінологію, запозичену з економетрики, їх можна визначити як *шум* та *зміщеність*.

До шуму відносяться всі тимчасові шоки, вплив яких, за припущенням, сумується до нуля у довготривалому періоді, але у короткостроковому періоді спричиняє помітні тимчасові коливання цін (особливо, коли дані зібрані за короткі періоди: помісячно чи поквартально). До цієї категорії відносяться всі види шоків, спричинені змінами пропозиції в економіці, таких як сезонні явища, ресурсні шоки, шоки пов’язані зі змінами у рівні відсоткової ставки або рівні оподаткування, а також інші шоки, які викликають зміни у відносних цінах. Як було зазначено раніше, впливи всіх цих шоків нівелюються, якщо розглядати довготривалий період, але вони викликають небажані коливання, якщо розглядати дані зібрані з більшою частотою. Виключення впливу шуму є основним в даному дослідженні.

Зміщеність в контексті даних по цінам зазвичай поділяється на *зміщеність ваг* та *зміщеність вимірювання*. Перше швидше за все не матиме значного впливу на українські дані, оскільки в основному пов’язане з коригуванням вагових коефіцієнтів елементів споживчого кошику. Український Державний комітет статистики належить до групи статистичних агенцій, які проводять опитування щодо споживчих витрат

кожного року та відповідно коригують ваги. Таким чином, *зміщеність*, що викликана постійними вагами, може бути знехтувана не зашкоджуючи аналізу. *Зміщеність вимірювання* виникає внаслідок фактичних помилок у вимірі індивідуальних цін⁶. Вона є предметом багатьох досліджень, які здійснювались, в основному, в контексті даних по цінах у США⁷. Оскільки *зміщеність вимірювання* суттєво відрізняються за природою від шуму, вона не аналізується в даній роботі.

Cecchetti (1996) надає просту формалізовану систему підрахунків, яка викладає наведений вище аналіз у вигляді формул. Дотримуючись його позначень ми визначаємо:

(1) $\dot{p}_{it} = \dot{P}_t + \dot{x}_{it}$ - рівень зміни ціни одиниці індивідуального компоненту ІСЦ – i .

Відповідно до формули він складається з

$\dot{P}_t$ - трендового руху та найкращого наближення інфляції, що лежить в основі;

$\dot{x}_{it}$ - інфляції відносної ціни, що представляє одномоментну зміну окремої складової кошику, і не представлена в основній тенденції.

Зараз „основний” індекс споживчих цін, що публікується, представляє собою середню зважену всіх одиниць:

(2) $\pi_t \equiv \sum_i w_{it} \dot{p}_{it}$, де w_{it} представляє ваги товарів у споживчому кошику, які сумуються до одиниці для кожного t .

Поєднуючи (1) та (2) маємо:

(3) $\pi_t = \dot{P}_t + \sum_i w_{it} \dot{x}_{it}$

Другий елемент в (3) є найбільш цікавим з точки зору виміру базової інфляції. Він представляє частину, що складається з шуму (n_t) та зміщення (b_t) і приєднаний до «реальної» інфляції для всіх t . Це виглядає таким чином:

(4) $\pi_t - \dot{P}_t = \sum_i w_{it} \dot{x}_{it} = n_t + b_t$

де шум або n_t має нульове середнє та є стаціонарним, а зміщення b_t може бути надалі представлена у вигляді константи (μ_b) та тимчасового компонента (ω_t), середня якого дорівнює нулю:

(5) $b_t = \mu_b + \omega_t$

Якщо визначити інфляцію індивідуального елемента i для k періодів як

(6) $\dot{p}_{it}^k = \frac{p_{it+k} - p_{it}}{p_{it}}$,

ми отримаємо наступне визначення агрегованої інфляції цін:

(7) $\pi_t^k = \dot{P}_t^k + \mu_b + \sum_{j=1}^k (\omega_{t+j} + n_{t+j})$

Відповідно до раніше сказаного припускаємо, що *зміщеність ваг* ω_t є досить незначною в даних по цінам в Україні. Щодо *зміщеності вимірювання*, що представлена постійним елементом μ_t , вона дуже імовірно може бути присутня в даних, однак вона не буде розглядатися в даному дослідженні⁸. З визначення шуму (а саме з припущення про нульову середню) випливає, що, коли кількість елементів (k) в правій частині в (7) є достатньо великою, значення n_t нівелюють одне одного, і загальна сума

⁶ Cecchetti [1996] надає приклади зміщення через якість та нові товари

⁷ Дивись Wynne and Sigalla[1993] and Shapiro and Wilcox[1996] для детального огляду та оцінки зміщеності оцінок для США.

⁸ Зміщення вимірювання не повинне послаблювати концептуальну ідею аналізу представленого в статті, оскільки як константа воно не взаємодіє з шумом, що залежить від часу.

дорівнює нулю. В контексті рівня інфляції це означає, що зі зміною частоти з місячної на 12-місячну, π_t має наблизитись до $\dot{P}_t^k$, яка представляє базову інфляцію.

З (7) також зрозуміло, що цього можна досягти, якщо рахувати середню інфляцію за довші періоди (центральне середнє), оскільки високочастотний шум у довгостроковому періоді в середньому наближається до нуля. Однак, для наближеного визначення тенденції руху рівня цін не дуже доречно використовувати усереднений рівень інфляції, оскільки для формування монетарної політики потрібні оперативні дані, тобто показники, доступні для використання за першої потреби⁹.

Ідеальні вимірники базової інфляції також повинні бути сталими, тобто до певної міри відносно нечутливими (або, в контексті цього дослідження, індивідуальні розподіли цін). Сталі вимірники можуть не бути оптимальними для кожного окремого випадку, але їх корисною властивістю є надійна оцінка навіть у критичних ситуаціях.

Іншою бажаною характеристикою якісного вимірника є незміщеність. Якісний показник базової інфляції повинен в середньому співпадати з „реальною” базовою інфляцією. Інакше він надає викривлену інформацію та переоцінює чи недооцінює зміни в базовій інфляції.

2.2. Базова інфляція: порівняння економетричного та статистичного підходу

Досить складно визначити показник інфляції, який би мав всі необхідні характеристики, і врешті-решт надавав прозорий та логічний вимір інфляції. Економетричні методи (e.g. Eckstein, 1981 and Quah and Vahey, 1995) надають точний підхід, який базується на моделюванні для обчислення показників основної інфляції.

Eckstein, який вважається батьком самого терміну¹⁰, визначає базову інфляцію таким чином:

«Базовий рівень інфляції може бути оцінений, як рівень, що відповідає тенденції зростання економіки, звільненої від впливу шокових явищ, в довготривалому періоді, за умови, що попит був нейтральним, тобто ринок знаходився в стані довготривалої рівноваги. Базовий рівень відображає зростання цін, спричинене тенденцією зростання вартості засобів виробництва. (Eckstein, 1981, стр.8).»

Відповідно до цієї теорії Eckstein запропонував модель, яка розраховувала дані по базовій інфляції для США протягом 1960 та 1970х років. Більш досконалий підхід був використаний Quah and Vahey (1995), які визначили базову інфляцію як «*складову офіційної інфляції, що не впливає на випуск продукції в середньо та довгостроковому періоді (Quah and Vahey, 1995, р. 1130)*». Базова інфляція таким чином інтерпретована як нейтральна щодо випуску продукції інфляція, та отримується з VAR моделі з двома змінними: інфляція та обсяги виробництва як складова, що не має впливу у середньо- та довгостроковому періоді.

Обидва методи передбачають використання економетрики для оцінки даних по базовій інфляції. Це тягне за собою всі загальновідомі наслідки такі як надмірна чутливість результатів до розміру вибірки, особливо до її першого та останнього спостереження, а також зміну історичних рядів (зміну у даних по базовій інфляції) кожного разу, коли система переоцінюється. Крім того економетричні методи ґрунтуються на складних¹¹ моделях з використанням багатьох інших макроекономічних змінних (таких як ВВП або випуск промислових товарів), що уповільнює процес

⁹ Звичайно, що середні є невдалим часовим вимірником, оскільки існує потреба в „майбутніх” спостереженнях з метою обчислення показника на даний момент часу.

¹⁰ Eckstein (1981) вперше використав термін „базова інфляція”, як чітко визначене і розроблене поняття.

¹¹ Як в моделі Екштайна

визначення базових вимірників та дозволяє переглядати процес моделювання (кожного разу, коли оцінка ВВП змінюється).

Щоб бути корисними для монетарної політики, показники базової інфляції мають бути остаточними та своєчасно доступними (в ідеалі водночас з індексом споживчих цін). Тому не дивно, що жоден центральний банк не використовує економетрично розраховані дані як офіційний вимірник базової інфляції. При активному використанні базової інфляції у відносинах з ринком та формуванні параметрів монетарної політики перевага віддається статистичним методам. Незважаючи на значні недоліки, вони пропонують кращі методи обчислення достовірних та своєчасних даних по базовій інфляції без перегляду попередніх спостережень, крім того вони є простішими для загального розуміння.

Статистичні методи підрахунку основної інфляції спираються на концепцію виділення тенденції шляхом зменшення шуму (див.2.1). Найбільш вживані методи зазвичай поділяють на 3 категорії.

1) Методи простого виключення

Цей метод полягає у виключенні певних категорій товарів та послуг з індексу. Ці категорії зазвичай містять частково або повністю продовольчі товари та енергоносії. Ці елементи вилучаються при обчисленні базової інфляції, оскільки зміни в цінах на них в більшості випадків викликані тимчасовими шоками пропозиції (часто оборотними), а не загальним станом попиту в економіці. Більш того, через високу нестабільність вони викривлюють загальну картину інфляції і, відповідно, можуть викликати небажані політичні дії.

2) Усічені середні

Усічення передбачає обчислення зваженого середнього компонентів споживчого кошику, при тому, що складові з „екстремальними” змінами ціни вилучаються з розрахунку. Однак, на відміну від простого виключення (коли нульові ваги приписуються окремим показникам), статистичні методи є „сліпими до компонентів” і змінюють ваги незважаючи на категорію, до якої належить компонент індексу споживчих цін, що підлягає впливу. Отриманий в результаті показник інфляції рахується як зважена середня внутрішнього стабільного центру розподілу.

Звичайні усічені середні

Найбільш поширеним серед цієї категорії є звичайне усічене середнє. Обчислення простих усічених середніх передбачає вилучення (або надання нульових ваг) певного відсотку компонентів індексу споживчих цін (базуючись на їх вагах в споживчому кошику) з обох кінців розподілу індивідуальних рівнів інфляції та обчислення зваженої середньої тих, що лишилися. Симетричне усічене середнє з обох кінців розподілу симетрично зрізає однаковий відсоток компонент. Тобто, $k\%$ усічене середнє вилучає $k/2\%$ ¹² найбільших та $k/2\%$ найменших змін у рівні цін у певний період та застосовує зважену середню до центральної частини $(100 - k)\%$. Несиметричні середні розподіляють зріз асиметрично. Особливим випадком усіченого середнього є звичайний індекс споживчих цін (0% усічене середнє) та персентиль, який є 100% усіченим середнім (наприклад, медіана є симетричною 100% зрізаною середньою). Таким чином звичайне усічене середнє характеризується двома параметрами: загальним зрізом (t) та асиметричністю зрізу (a).

Середнє, усічене відповідно до відстані від центру розподілу

¹² Відсоток відноситься до ваги у споживчому кошику, а не до кількості категорій.

У цьому випадку критерієм для зрізання є відстань від центру розподілу змін крос-секційних цін. Простіше кажучи, цей метод вилучає всі компоненти, для яких ціни змінюються набагато більше або менше ніж в середньому.

Нова система ваг змінюється кожного місяця та може бути записана таким чином:

$$(7) \tilde{w}_i = \begin{cases} w_i & \text{for } \forall \pi_t^i \leq \mu_t + \tau V_t \\ 0 & \text{for } \forall \pi_t^i > \mu_t + \tau V_t \end{cases},$$

де μ_t – центр розподілу змін ціни за певний місяць t , визначений, наприклад, як зважене середнє,

τ - невід’ємне число,

V_t - вимір нестабільності показників індивідуальної інфляції протягом періоду t , наприклад, дисперсія крос-секційного розподілу.

В процесі зміни ваг елементам з нехарактерними змінами ціни надаються нульові вагові коефіцієнти, а елементи зі змінами ціни наближеними до середніх лишаються без змін.

Середні, усічені відповідно до стабільності ціни

Критерій усічення, що використовується у цьому випадку враховує волатильність. Метою цього методу є вилучення тих компонентів, відношення дисперсій (до дисперсії індексу споживчих цін) яких є вищим ніж певна межа. Нова отримана структура ваг є такою:

$$(8) w_i^{***} = \begin{cases} w_i & \text{for } \forall \frac{\sigma_i^2}{\sigma_\pi^2} < \gamma \\ 0 & \text{for } \forall \frac{\sigma_i^2}{\sigma_\pi^2} > \gamma \end{cases}, \text{ де}$$

γ - недодатне число,

σ^2 – інтервали для дисперсії індивідуальних елементів кошику (в чисельнику) або агрегованого індексу споживчих цін (в знаменнику).

3) Дисперсійно-зважені середні

Основний принцип обчислення дисперсійно-зважених середніх полягає у зменшенні шуму шляхом повної заміни або пропорційної зміни ваг на основі споживання, на ваги, пропорційні волатильності. Система переоцінки ваг передбачає, що жодному елементу не надається нульова частка (як це використовувалось у всіх 4 попередніх методах). Замість цього елементам кошику приписуються ваги, обернено пропорційні до їх волатильності. Три різні типи дисперсійно-зважених ваг будуть обчислені в цьому дослідженні за допомогою таких модифікованих систем¹³.

Тип I: повна заміна на показники, зворотні до індивідуальних дисперсій

$$w_i^1 = \frac{1/\sigma_i^2}{\sum_{i=1}^N 1/\sigma_i^2} \quad (9);$$

¹³ Всі нові систем ваг, представлені нижче є нормованими

Тип II: часткова заміна, в якій „споживчі” ваги змінюються пропорційно

$$\text{оберненим до дисперсії величинам } w_i^2 = \frac{\frac{w_i}{\sigma_i^2}}{\sum_{i=1}^N \frac{w_i}{\sigma_i^2}} \quad (10);$$

Тип III: часткова заміна на обернені дисперсії відносних цін $(\pi_i - \pi^{CPI})$

$$w_i^3 = \frac{w_i \frac{1}{\sigma_{(\pi_i - \pi), i}}}{\sum_{i=1}^N \frac{w_i}{\sigma_{(\pi_i - \pi), i}}} \quad (11)$$

Застосування такої альтернативної системи ваг забезпечує те, що кожен компонент індексу споживчих цін отримає вагу, пропорційну якості і силі інфляційного сигналу інфляції, який він містить. Вплив нестабільних елементів на індекс таким чином знижується, а для стабільних елементів він посилюється. Кінцевим результатом є показник базової інфляції, що відображає тренд інфляції набагато точніше, ніж індекс споживчих цін, який містить багато шумів спричинених нестабільними елементами.

Методи основані на простому виключенні (метод 1) зручні тим, що вони є чіткими, простими та пропонують привабливу альтернативу традиційному індексу споживчих цін. Їх широке використання як показників тенденції інфляції викликає, однак, декілька суттєвих заперечень. Зважаючи на те, що ідеальний показник базової інфляції має використовувати всю наявну інформацію про довготривалу тенденцію інфляції, чи завжди виключення цін на продукти харчування та електроенергію є виправданим? Тобто чи у всіх випадках зміни цих цін не містять жодної „корисної” інформації? Звичайно, що ні, і цілком логічно спробувати створити вимірник інфляції, який буде більш гнучко використовувати корисну інформацію щодо цін без автоматичного виключення певних категорій. Усічені середні та дисперсійно-зважені середні (методи 2 та 3) ніби відповідають умовам ефективного використання наявної інформації щодо цін і менше спираються на суб’єктивні судження.

У цій статті декілька термінів є взаємозамінними. Базова інфляція іноді називається цільовою інфляцією, або інфляцією, що лежить в основі. Інфляція індексу споживчих цін використовується як офіційний або традиційний (звичайний) рівень інфляції.

3 Емпіричний розподіл деталізованого індексу споживчих цін

3.1 Опис даних

Дотепер базову інфляцію в Україні оцінювали Петрик та Половнєв (2002,2003). Однак, їх аналіз стосувався лише місячних темпів інфляції, які через сезонність є набагато менш важливими для визначення інфляційного тиску ніж річні дані. У своїй роботі 2002 року ці автори обчислили один показник на основі звичайного виключення за період 1999:1-2002:5, тоді як їх дослідження 2003 року включає 3 базові показники (просте виключення, усічене середнє та медіана), а також рухому (ковзку) середню, та охоплює період 1999:1-2003:4.

Дане дослідження принципово відрізняється тим, що ми використовуємо річні темпи інфляції та застосовуємо різні теоретичні критерії для вибору оптимального показника базової інфляції в Україні. Наш аналіз також охоплює ширшу вибірку: ми

використовуємо місячні дані за період 1997:1-2004:9, що включає 82 річні спостереження по інфляції за період 1997:12-2004:9.

Використання річних даних пояснюється тим, що річні зміни індексу споживчих цін є загальноприйнятим, стандартним виміром інфляції у світі. Цільова інфляція так само надається у вигляді річних показників і саме на річний рівень інфляції зосереджена увага учасників фінансових ринків. Досить дивно, що український Держкомстат та Національний банк України не публікують річного рівня інфляції, а застосовують деякі інші показники, використовуючи як базовий попередній місяць чи грудень попереднього року. Оскільки такі показники є сезонними, а також дотримуючись чіткої тенденції, що панує серед центральних банків, ми будемо використовувати річні дані по інфляції та обчислювати річну базову інфляцію.

Перед тим, як обчислювати дані по базовій інфляції, варто перевірити описові статистики українських даних по інфляції. Наша вибірка даних складається з 85 категорій індексу споживчих цін (охоплюючи весь споживчий кошик) та 93 місячні спостереження з січня 1997 по вересень 2004. З 85 категорій 84 є оригінальними даними Держкомстату, а 85-та є залишковою категорією, введеною для того, щоб зважена середня всіх складових сумувалась до індексу споживчих цін в цілому. Всі описові статистики обчислені з річною частотою ($k=12$). Річні спостереження змін ціни були отримані шляхом накопичення місячних спостережень за 12 місяців у інтервалах, які накладаються один на один таким чином, що отриманий в результаті набір даних містить 82 місячні спостереження: з грудня 1997 по травень 2004.

Слідуючи загальноприйнятим позначенням у більшості дослідженнях в цій сфері ми використовуємо стандартне визначення зважених моментів.¹⁴

Якщо $\Pi_t^k = \sum w_{it} \pi_{it}^k$ визначає агреговану інфляцію за період $k = 12$ місяців, що обчислена як зважена сума всіх складових, використовуючи змінні в часі вагові коефіцієнти w_{it} , тоді r^k – зважений момент біля середньої (інфляції індексу споживчих цін) визначається як:

$$m_{rt}^k = \sum_i w_{it} (\pi_{it}^k - \Pi_t^k)^r$$

а коефіцієнти асиметрії та ексцесу, що вимірюються третім та четвертим центральними моментами, відповідно:

$$\begin{array}{ll} \text{асиметрія}^{15} & \text{ексцес}^{16} \\ S_t^k = \frac{m_{3t}^k}{[m_{2t}^k]^{3/2}} & (1) \quad K_t^k = \frac{m_{4t}^k}{[m_{2t}^k]^2} \quad (2) \end{array}$$

На малюнку 1 показані зважена (визначена зверху) та незважена (традиційна) описові статистики розподілу річних індивідуальних рівнів інфляції. Середня та медіанна емпірична асиметрія становить 1,5 та 1,2 відповідно. У випадку зваженої асиметрії, ці значення становлять: 1,07 та 0,69. У всіх випадках вибіркове значення цього показника перевищує 0 – характеристик нормального розподілу.

Ситуація з ексцесом є подібною. Середній та медіанний незважений ексцес становить 15,7 та 13,97, тоді як відповідні значення зваженого ексцесу становлять 9,06 та 7,11. Це набагато більше, ніж 3, що характеризує нормальний розподіл.

¹⁴ У традиційно обчислених моментах всім спостереженням надаються рівні частки, тому вони надають викривлений вигляд розподілу змін ціни.

¹⁵ Додатня асиметрія визначає розподіл з асиметричним хвостом подовженим з боку додатних значень. Від'ємна асиметрія визначає розподіл з асиметричним хвостом подовженим з боку від'ємних значень.

¹⁶ Ексцес характеризує відносну піковість чи пологість розподілу порівняно з нормальним. Додатній Ексцес визначає відносно піковий розподіл, а від'ємний куртозис – відносно плоский розподіл.

Відхилення емпіричного розподілу від нормального навіть посилюється, якщо всі спостереження поєднані у загальну вибірку з 6970 елементів (85 компонентів на 82 спостереження). Об'єднаний емпіричний розподіл, представлений на малюнку 2, відрізняється від нормального розподілу¹⁷. З малюнку зрозуміло, що емпіричний розподіл має вищий ексцес (про що свідчать більш товсті хвости) та є скошеним направо (більше спостережень знаходяться в кінці правого хвоста порівняно з лівим). Позитивна асиметрія дозволяє припустити, що протягом більшості періодів декілька незвичайно великих стрибків цін визначали інфляційний процес. З іншого боку, з наявності товстих хвостів у розподілу, про що свідчить високий ексцес, випливає, що випадково вибрані з цього розподілу значення швидше за все будуть нерепрезентативними.

Подібні дослідження по інших країнах свідчать про наявність позитивної асиметрії та високого ексцесу в даних по інфляції. Для місячних даних по індексу споживчих цін у США Bryan та Cecchetti (1996) надають дуже незначну середню додатну асиметрію (0,25) та ексцес – 11,44 за 1970-1997 роки. Використовуючи поквартальні дані для Нової Зеландії, Roger (1997) виявив, що середня асиметрія становить 0,7, а ексцес – 7,2. Wozniak (2002) оцінив описові статистики помісячних даних з вибірки 1991:2001:12 з 78 елементів та отримав емпіричні значення 2,21 (незважена асиметрія) та 16,53 (незважений ексцес)¹⁸.

3.2 Додаткове обґрунтування використання статистичного підходу

Якщо вважати розподіл індивідуальних темпів інфляції всіх компонентів індексу споживчих цін протягом періоду вибіркою з основної сукупності всіх темпів інфляції за цей період, ми можемо визначити по іншому наш пошук базової інфляції. Він перетворюється на проблему визначення найбільш ефективної оцінки середньої значення. Обговорення статистичного обґрунтування цього підходу надають, крім інших, також Roger (1997) та Wozniak (2002). В рамках цього дослідження ми надаємо тільки коротке інтуїтивне пояснення.

Оскільки ми розглядаємо індивідуальні темпи інфляції як вибірку з основної сукупності, що нас цікавить, ми повинні обумовити нашу оцінку типом сукупності, з якої ми робимо вибірку. Основні статистики свідчать, що у випадку нормального розподілу найкращою та найбільш ефективною оцінкою середньої сукупності є середня вибірки. Однак, якщо ми не певні щодо форми розподілу або якщо ми знаємо, що він не є нормальним, середнє вибірки може не бути найбільш ефективною серед усіх оцінок¹⁹. Особливо якщо основний розподіл є скошеним та лептокуртичним (з товстими хвостами), найбільш імовірно отримати розподіл вибірки, який буде містити спостереження, що не є репрезентативними щодо середнього. Тому просте середнє, яке однаково зважає всі спостереження, швидше за все надасть викривлений вигляд основного розподілу.

Малюнки 1 та 2 свідчать, що розподіл індивідуальних темпів інфляції в Україні дуже відрізняється від нормального. Він є скошеним вправо та має товсті хвости. Тому легко побачити, що середня вибірки (як зважена, так і незважена) часто буде сильно відхилятися від «дійсної» центральної тенденції через наявність крайніх спостереження.

Загальноновживана офіційна інфляція (ІСЦ) бере до уваги багато шоків та випадкових величин, які не є характерними для довготривалої тенденції. В обчисленні

¹⁷ Розподіл є зрізаним до -4 та 4.

¹⁸ Відповідні значення були вищими для більш деталізованих даних.

¹⁹ Незважаючи на це, вона є незміщеною

індексу споживчих цін (як у випадку будь-якої зваженої середньої) однакова увага (незважаючи на нерівні частки) приділяється кожному спостереженню. Цей метод є правильним для обчислення основної тенденції вибірки здійсненої з нормально розподіленої сукупності, але він не завжди є оптимальним, якщо розподіл відрізняється від нормального. Статистичні методи обчислення базової інфляції, представлені в другому розділі, містять вирішення цього питання. Обчислення шляхом методів, оснований на простому виключенні, методу усіченого середнього та методу дисперсійно-зважених середніх передбачає переоцінку ваг елементів кошику індексу споживчих цін таким чином, що нестабільним елементам (які найбільш імовірно знаходяться в хвостах розподілу) надаються зменшені частки, а стабільним елементам – відносно вищі. Отже, оцінки базової інфляції, отримані за допомогою статистичних методів, не тільки втілюють постулати теорії базової інфляції, а також вирішують певні статистичні недоліки традиційного індексу споживчих цін.

4 Оцінка показників базової інфляції

4.1 Критерії оцінки показників базової інфляції

Процес оцінки різних „конкуруючих” показників базової інфляції проводиться за допомогою 3 критеріїв найчастіше вживаних в літературі:

- Критерій незміщеності, „атрактивності” та екзогенності - UAE критерій
- Критерій мінімального відхилення від тренду - DT критерій
- Критерій стабільності - ST критерій

4.1.1 Незміщеність, «атрактивність» та екзогенність (UAE)

Цей комплексний критерій був вперше запропонований Фріманом (1998), а потім розширений групою економістів Центрального банку Португалії²⁰. Умови, що складають цей критерій містять 3 властивості, яким має відповідати будь-яка якісна оцінка базової інфляції для того, щоб бути корисною монетарній владі:

- Дані по базовій інфляції мають бути незміщеними щодо індексу споживчих цін.
- Індекс споживчих цін повинен коливатись навколо базової інфляції, тобто базова інфляція має «притягувати» індекс споживчих цін.
- Базова інфляція має бути (сильно) екзогенною по відношенню до індексу споживчих цін.

Ці властивості були формалізовані в сукупність з 3 умов (див., наприклад, Marques, P. D. Neves та da Silva, 2000). В позначеннях, використаних нижче, π^c відповідає базовій інфляції, а π - інфляції індексу споживчих цін:

Умова 1) Незміщеність

π^c та π є коінтегрованими з одиничними коефіцієнтами, тобто $(\pi^c - \pi)$ – стаціонарна і коефіцієнт α в регресії

$$\pi_t = \alpha + \beta * \pi_t^c + u_t \quad (13)$$

є статистично незначущим.

Умова 2) «Атрактивність»

Існує представлення коригування помилок (error correction representation) для π за допомогою $(\pi_{t-1}^c - \pi_{t-1})$, тобто $\gamma \neq 0$ у рівнянні:

$$\Delta \pi_t = \sum_{j=1}^n \alpha_j \Delta \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta \pi_{t-j}^c + \gamma (\pi_{t-1}^c - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Умова 3) Екзогенність

²⁰ Наприклад, Marques, Neves та da Silva (2000) і Marques, Neves та Sarmento (2000)

π^c повинне бути слабо (сильно) екзогенним по відношенню до π , тобто λ (так само як θ_j) повинні дорівнювати нулю у наступному рівнянні:

$$\Delta\pi_t^c = \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta\pi_{t-j}^c + \sum_{j=1}^s \theta_j \Delta\pi_{t-j} + \lambda(\pi_{t-1}^c - \pi_{t-1}) + \eta_t \quad (15)$$

Ми розглядаємо два різновиди цього критерію в нашій роботі. Вони відрізняються ступінню врахування кожної з трьох умов. Основна версія співпадає з Marques et al (2000) і передбачає, що базова інфляція підпадає під цей критерій, якщо вона задовольняє всім 3 умовам. Тому критерій має дискретний (нуль – один) характер: дані або підходять (1), або не підходять (0). Ця версія вважається стандартною версією UAE критерію (UAEs).

Альтернативна версія цього критерію розглядає кожну з 3 умов як окремий критерій. Таким чином певний показник має значення 1, якщо він відповідає певній умові, або 0, якщо ні. Кінцеве визначення значення цього критерію відбувається шляхом обчислення середньої цих трьох значень. Ця версія UAE критерію вважається альтернативною (UAEa).

4.1.2 Критерій мінімального відхилення від тренду

Цей критерій був сформульований Cecchetti (1996) та найбільш широко використовувався у літературі щодо базової інфляції. Він оснований на мінімізації відхилень від тренду інфляції. Cecchetti відмічав, що центральним банкам потрібні дані по інфляції, які давали б своєчасну оцінку довготермінової тенденції у загальному рівні цін. Тому показник базової інфляції, який добре „слідую” тренду також вважається добрим вимірником інфляції для органів монетарної влади.

При оцінці даних по базовій інфляції з використанням цього критерію найбільш важливими є два припущення. По-перше, потрібно визначити трендові дані, а, по-друге, функцію, яку потрібно мінімізувати. Трендові дані були умовно визначені як центральна рухома середня індексу споживчих цін, в той час як функція відхилення зазвичай визначається як корінь з середньої квадратів похибок або середня абсолютного відхилення.

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i)^2} \quad (16) \quad MAD = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |(x_i)| \quad (17),$$

де x_i - відхилення базової інфляції від визначеного тренду.

На відміну від UAE критерію, DT є неперервним, тобто базові дані можуть „слідувати” тренду в різній мірі. За допомогою монотонної трансформації даним з мінімальним відхиленням надається 1, а всім іншим надаються значення в проміжку (0; 1).

4.1.3 Критерій стабільності (ST)

Цей критерій впливає з основного постулату, що базова інфляція має характеризуватись меншою волатильністю, ніж індекс споживчих цін. З сукупності „конкуруючих” показників базової інфляції найбільш стабільні є водночас найбільш привабливими для політиків (звичайно, якщо вони відповідають попереднім 2 критеріям).

У нашому дослідженні ми будемо використовувати два найбільш інтуїтивно зрозумілі виміри стабільності: стандартне відхилення рівнів та перших різниць даних по базовій інфляції. Як і у випадку DT критерію, критерій стабільності є також неперервним. Найбільше значення 1 надається найбільш стабільному ряду, в той час як тим, що лишилися – значення з проміжку (0,1)

4.1.1 Остаточна оцінка

Кожен з 3 критеріїв незалежно оцінює сукупність показників базової інфляції шляхом надання значень з проміжку $[0;1]$ у випадку UAE критерію або $(0;1]$ у випадку DT та ST критеріїв. Кінцевий вибір ґрунтується на виборі з суми трьох критеріїв, які надають кожному індикатору значення з проміжку $(0;3]$ та відповідно впорядковують всю сукупність.

4.2 Звичайні усічені середні

Як було пояснено в 2.2, звичайні усічені середні є зваженими середніми внутрішньої основної частини розподілу, його „ядра”. Кожного місяця крос-секційний розподіл змін індивідуальної ціни зрізається на певний відсоток кошика з лівого та правого хвоста розподілу. Величина зрізаної частини кошика є параметром загального зрізу (t), в той час як відсоток загального зрізу, зрізаний з лівого хвоста складає параметр асиметрії (a). Якщо тільки цілі значення враховуються для обох параметрів (від 1 до 100), сукупність звичайних усічених середніх становить 10 000 (100×100). Серед цієї сукупності можна виділити особливі випадки. Всі зрізані середні з параметром $t=100$ є перцентилями, якщо ж $a=50$, то це медіани. Крім того всі зрізані середні з $a=50$ є симетричними усіченими середніми, для яких з обох хвостів вилучено однаковий відсоток кошику.

4.2.1 UAE критерій, застосований до звичайних усічених середніх

Застосування UAE критерію до сукупності з 10 000 усічених середніх включає перевірку показників базової інфляції на незміщеність. Відповідно до 4.1 для цього потрібно перевірити, чи є відхилення базової інфляції від індексу споживчих цін стаціонарним та чи має воно нульову середню. Для цього різниця ($\pi^f - \pi$) перевіряється на наявність одиничного кореня, після чого перевіряється значимість α у рівнянні (13). Результати представлені на малюнку 3, де незміщені усічені середні позначені точками на площині всіх значень параметру k (вісь X) та параметру a (вісь Y). Виявилось, що з 10 000 проаналізованих зрізаних середніх, лише невелика частина задовольняє критерій UAE. Вони формують хвилю, що проходить через всі зрізи та концентруються біля 50-го перцентилля. Загалом, для менших значень k незміщені середні характеризуються відносно широким діапазоном параметрів асиметрії (30-65%). Діапазон звужується зі зростанням зрізів, а для зрізів вищих за 70% параметр асиметрії зменшується до меж 47-54%.

«Атрактивність» перевіряється тестуванням нульової гіпотези про незначущість механізму виправлення похибок (error correction mechanism, ECM) в рівнянні (14). Цей тест застосовується лише до незміщених показників, тобто таких, що пройшли тест на незміщеність. На малюнку 3 середні, що задовольняють цій властивості, позначені колами навколо точок. Ці середні складають лише незначну частину з усіх незміщених середніх – вони містять 3 параметри асиметрії: 49, 48 та 47 і зрізи 98-100, 85-100 та 92-100, відповідно. Більшість з цих зрізів дуже близькі до зваженої медіани розподілу (з параметрами $t=100$, $a=50$).

Третій етап застосування UAE критерію передбачає перевірку екзогенності базової інфляції по відношенню до офіційної інфляції. Для цього перевіряється сукупна значимість елементів індексу споживчих цін в Granger causality-type рівнянні (15). Цей тест застосовується тільки до незміщених даних по базовій інфляції, які задовольняють властивості „атрактивності” в термінах ECM. Набір середніх, що задовольняють цій умові, співпадає з тим, що задовольняє умові „атрактивності”. Іншими словами, усічені середні, які є незміщеними та задовольняють властивості „атрактивності”, виявляються також екзогенними по відношенню до індексу споживчих цін.

Таким чином, набір усічених середніх, які задовольняють всім 3 умовам UAE критерію, становить 28 послідовностей: 3 середні з параметром асиметрії 49 та зрізом 98-100, 16 середніх з параметром асиметрії, що дорівнює 48 та зрізом 85-100, а також середні з параметром асиметрії 47 та зрізом 92-100.

4.2.2 DT критерій, застосований до звичайних усічених середніх

Як було зазначено в розділі 4.1, DT критерій передбачає визначення форми функції відхилення, а також послідовностей даних, що слугуватимуть вихідним трендом. Ми перевіряємо чутливість результатів, припускаючи дві альтернативні форми функції відхилення: корінь з середньої квадрата помилки (RMSE) та середня звичайного відхилення (MAD), тобто рівняння (16) та (17) в 4.1, відповідно.

Вибір вихідного тренду є досить проблематичним завданням. Як показують деякі дослідження, результати залежать від певної форми вихідного тренду (Wozniak 1999, Kearns 1998, Meyler, 1999), ми використовуємо „строгий” підхід для вибору. Ми припускаємо, що найкращий тренд є центральним рухомим середнім офіційної інфляції. З багатьох варіантів усереднених діапазонів ми обираємо 25 варіантів: від 12-місячного рухомого середнього до 36-місячного рухомого середнього. Ми обираємо оптимальне рухоме середнє, застосовуючи UAE критерій до всіх 25 показників. Розрахунки показали, що лише одне рухоме середнє задовольняє всім 3 умовам цього критерію. Це 35-місячне середнє. Цей ряд буде слугувати вихідним трендом при всіх наступних використаннях DT критерію.

З метою кращого пояснення результатів ми перетворили функцію відхилення таким чином, що вона надає вищі значення даним, які виявляють нижче відхилення, а всі значення містяться у проміжку (0;1]. Це досягається за допомогою монотонної трансформації (показано для MAD функції):

$$p(MAD(t,a)) = \frac{(MAD(t,a))^{-1}}{\max((MAD(1 \leq t \leq 100, 1 \leq a \leq 100))^{-1})} = (MAD(t,a))^{-1} \min(MAD(1 \leq t \leq 100, 1 \leq a \leq 100))$$

де $MAD(t,a)$ – значення MAD функції (рівняння 17) для певного усіченого середнього з параметрами (t,a) . Значення p функції (перетворена функція відхилень) для всіх звичайних усічених середніх, що аналізуються, представлена на малюнку 4.

Несподіваним є те, що середні з найнижчим відхиленням від тренду сконцентровані біля маленьких значень зрізів та маленьких значень параметру асиметрії. Також можна помітити смугу, що проходить через всі симетричні зрізи ($a=50$), однак значення функції відхилення для зрізаних середніх з найнижчими параметрами асиметрії перевищують її значення для симетричних зрізів. Зрізана середня, що відхиляється від тренду найменше та має параметри (1,1), позначена білою крапкою на малюнку.

4.2.3 ST критерій, застосований до звичайних зрізаних середніх

У цій роботі ми припускаємо дві альтернативні форми критерію стабільності: одну, яка використовує стандартне відхилення темпів інфляції, та іншу, що використовує стандартне відхилення перших різниць темпів інфляції, тобто помісячні зміни в річній динаміці.

Аналогічно до DT критерію неперервний характер ST критерію вимагає перетворення функції волатильності таким чином, щоб вона надавала вищі значення більш стабільним даним і всі значення містились в проміжку (0;1].

Якщо $V(t,a)$ – значення функції волатильності (тобто стандартне відхилення) для певного усіченого середнього з параметрами (t,a) , перетворена функція p має таку форму:

$$p(V(t,a)) = \frac{(V(t,a))^{-1}}{\max(V(1 \leq t \leq 100, 1 \leq a \leq 100))^{-1}} = (V(t,a))^{-1} \min(V(1 \leq t \leq 100, 1 \leq a \leq 100))$$

Ця функція монотонна та надає значення 1 усіченому середньому з найменшою волатильністю та значення близькі до 0 найбільш нестабільним усіченим середнім.

Малюнок 5 представляє значення функції p застосовані до стандартного відхилення рівнів та перших різниць темпів інфляції (функції стабільності I та II відповідно). При зміні аргументу функції стабільності також певним чином змінюються результати. У випадку рівнів група оптимальних зрізаних середніх формує «хмару» з діапазоном зрізу від 60% до 80% та діапазоном асиметрії 5-20%. У випадку перших різниць хмара є дещо нечіткою та поширюється до більших зрізів та асиметрій (зрізи до 100% та асиметрії між 0 та 30%). Оптимальними середніми є $tm(65,8)$ та $tm(100,21)$ – 21-ий перцентиль для функцій стабільності, визначених для рівнів та перших різниць відповідно.

4.2.4 Остаточна оцінка звичайних усічених середніх

Щоб отримати кінцеву оцінку сукупності усічених середніх, ми сумуємо значення, отримані для кожного з трьох розглянутих критеріїв для всіх 10 000 наявних показників. Звичайно, що проста сума підлягає критиці, оскільки з неї випливає, що властивості, перевірені за кожним критерієм (незміщеність-атрактивність-екзогенність, мінімальне відхилення тренду та низька волатильність) є однаково важливими. Це може не завжди бути так, але коли ні теорія, ні практика не дають чіткого визначення особливостей показника базової інфляції, це припущення є найбільш прийнятним. Відповідно кінцева оцінка даних по базовій інфляції буде здійснюватись на основі суми значень для кожного з 3 критеріїв.

Як зазначалось раніше, UAE критерій надає кінцеву оцінку у 2 різних формах:

- Стандартна форма, визначена як UAEs, відповідно до якої даним надається значення 1 тільки, якщо вони задовольняють всім 3 умовам з UAE критерію. Тобто лише 2 значення можливі в цьому випадку: 0 або 1.
- Альтернативна форма, визначена як UAEa, відповідно до якої даним надається значення отримане як середнє значень, наданих відповідно до трьох умов. Тобто 4 значення можливі в цьому випадку: 0 (не відповідає жодній з умов), 1/3 (умова незміщеності), 2/3 (зміщеність+притягненість) та 1 (всі 3 умови).

Якщо брати до уваги, що критерій мінімального відхилення від тренду та критерій стабільності мають також дві альтернативні форми, кінцева оцінка може проводитись на основі 8 різних комбінацій (2x2x2). Оскільки значення надані відповідно до кожного критерію варіюють від 0 до 1, кінцева оцінка знаходиться в діапазоні від 0 до 3.

Результати всіх можливих випадків представлено у верхній частині Таблиці 1. Оскільки результати остаточної оцінки були однаковими для обох версій критерію UAE²¹, ми подаємо тільки ті, що відносяться до UAEs. Малюнок 6 презентує результати для комбінацій по 2 з 8: верхня секція представляє оцінку, засновану на стандартній версії критерію UAE, функції MAD та стабільності першого типу (у рівнях), тоді як нижня секція відображує результати, обчислені для альтернативної версії критерію UAE, функції MAD та функції стабільності, розрахованої з використанням перших різниць.

Зрозуміло, що оскільки доволі мало усічених середніх задовольняють критерію UAE, бали, отримані за цим критерієм, виявилися вирішальними. Оптимальне усічене середнє було, таким чином, обрано з підгрупи рядів, що задовольняли критерію UAE, і

²¹ Остаточні результати були, тим не менш, однаковими для проміжних підсумків та ранжування рядів за кожними методом, форма критерію UAE мала значення.

кінцевий вибір залежав від суми значень, отриманих за двома останніми критеріями. Результат виявився стійким з огляду на форму критерію UAE, тим не менш, на результат впливали форми функцій відхилення від тренду та стабільності. Кінцева множина оптимальних усічених середніх містить три ряди з такими параметрами: (92,47), (88,48), (100,49). Останні два ряди представлені на малюнку 7 разом із індексом споживчих цін. Обидва базові ряди змінюються подібно та добре згладжують короткотермінові коливання індексу споживчих цін. Зокрема, жоден з них не опиняється нижче нуля у другій половині 2002 року, коли звичайний ІСЦ демонстрував річну дефляцію.

4.3 Середні усічені відповідно до відстані від центру розподілу

Як зазначалося у 2.2, середні усічені відповідно до відстані від центру розподілу характеризуються двома параметрами. Перший відноситься до точного визначення центру розподілу зміни цін, другий встановлює межу для вилучення елементів. Для визначення змінених ваг (рівняння 7) нам потрібно знати μ , яке буде „відправним рівнем” інфляції, та τ , яке визначає ширину смуги навколо центру, у межах якої зміни ціни розглядаються як помірні і такі, яким надано їхню повну споживчу вагу у новій системі ваг. Межа дозволеного відхилення визначена у формі незваженого стандартного відхилення розподілу для певного місяця.

Основна різниця між цим типом усічення та звичайним усіченням, наведеного у 4.2, полягає у тому, що у цьому випадку усічення не здійснюється взагалі, якщо розподіл є відносно концентрованим, і немає „розкиданих” спостережень, тоді як у випадку звичайних усічених середніх розподіл завжди усікається, незважаючи на його форму.

У нашому дослідженні ми розглядали чотири альтернативні визначення центру розподілу: зважене середнє (еквівалентне індексу споживчих цін), незважене середнє, а також зважена та незважена медіани. Для параметра τ ми дослідили 1000 можливих значень²² із рівними проміжками, між 0 та 1: 0.001, 0.002, 0.003, ..., 0.999, 1. Ці значення відповідають вилученню всіх елементів, відстань яких від центру є більшою за $1/1000$ стандартного відхилення аж до вилучення складових, віддалених від центру більше, ніж на одне стандартне відхилення. Відповідно, сукупність середніх усічених за цим методом дорівнює 4000 (по 1000 значень τ для 4 визначень μ).

Аналіз є аналогічний тому, що наведено у попередньому підрозділі. Відповідно, ми не надаватимемо всіх проміжних результатів і, замість цього, зосередимося лише на остаточній оцінці. У таблиці 1 представлено всі результати оцінки відповідно до різних комбінацій критеріїв, а малюнок 8 представляє множину оцінок кожної з 4000 середніх у двох випадках. Як показано у Таблиці 1, у всіх випадках оптимальні ряди центром розподілу береться зважене середнє, тобто, індекс споживчих цін (μ_1). Середні, обчислені за іншими визначеннями центру розподілу, демонструють значно гірші результати. Більше того, результати виявляються стійкими відповідно до функції відхилення (критерій DT) та форму критерію UAE. Однак, як і для випадку звичайних усічених середніх, форма функції стабільності впливає на кінцевий результат. Коли ми оцінюємо середні відповідно до функції стабільності, розрахованої в рівнях, оптимальний ряд характеризується параметром $\tau=0.1$, тоді як для функції, розрахованої у перших різницях, оптимальним є $\tau=0.25$.

На малюнку зображені чотири лінії (кожна для альтернативного визначення центру розподілу) як функції від параметру τ . Оскільки використана форма функції стабільності була значущою для результату, малюнок 8 містить два графіки: верхній

²²Ми також перевірили значення, вищі за одиницю, але відповідні ряди мають гірші характеристики.

для оцінки з використанням функції стабільності, обчисленої в рівнях (Стабільність I), і нижній для оцінки результату з використанням функції стабільності, розрахованої в перших різницях (Стабільність II). В обох випадках оптимальний показник був оцінений за усіченням навколо зваженого середнього, тобто, звичайного ІСЦ. Оптимальна середня виключає всі складові, зміна цін яких відхиляється від індексу споживчих цін більше, ніж на 1/10 або 1/4 стандартного відхилення (для Стабільності II та Стабільності I, відповідно).

Малюнок 9 представляє обидва ряди разом із індексом споживчих цін.

4.4 Середні усічені відповідно до стабільності цін

Підґрунтя для обчислення цього виду усічених середніх походить від визнання того, що окремі складові індексу споживчих цін характеризуються різною силою «інфляційного сигналу», і що ця сила не пов'язана прямо із споживчими вагами. Стабільні складові індексу споживчих цін, тобто, такі, ціни яких змінюються помірно, містять значно більше інформації про тренд, ніж ті, чії ціни є дуже „розкиданими”. Таким чином, щоб показник базової інфляції відображав тренд інфляції, варто виключати вплив нестійких, «шумових» складових. Однак, на відміну від попередніх методів, коли використовувалися тільки крос-секційні особливості даних, цей підхід враховує також характеристики складових ІСЦ як часових рядів. Зокрема, він визначає нові значення ваг, базуючись на волатильності часових рядів: елементи зі значною волатильністю виключаються з нового кошика, тоді як стабільні складові залишаються.

У нашому дослідженні, ми визначаємо волатильність як відношення дисперсії окремої складової до дисперсії інфляції споживчих цін протягом визначеного періоду часу (рівняння 8). Якщо це відношення перевищує значення параметра – γ , тоді складовій присвоюють нульову вагу. Ми досліджуємо 30 можливих значень цього параметра, розташованих рівномірно між $\gamma=1.05$ та $\gamma=2.5^{23}$. Перше значення відповідає ситуації, коли всі елементи, варіація яких перевищує варіацію загального індексу споживчих цін, виключаються із кошика. Останнє встановлює граничне значення суттєво вище: тільки ті елементи, волатильність яких більше, ніж у 2,5 рази, перевищує волатильність індексу споживчих цін, отримують нульову вагу.

На додачу до граничного параметра γ , ми розглядаємо два альтернативних способи визначення волатильності: один заснований на рівнях зміни цін, другий базується на перших різницях. Діапазон виміру варіації у нашому дослідженні змінюється від 12 до 36 місяців. Таким чином, загальна сукупність середніх усічених відповідно до стабільності цін становить 1500 (2 визначення волатильності $\times$ 30 значень параметра $\gamma \times 25$ різних часових діапазонів).

Таблиця 1 представляє результати для всіх можливих комбінацій критеріїв. Цього разу результати є стійкими до різного формулювання всіх трьох критеріїв. У всіх випадках оптимальним рядом є середнє, яке відкидає всі складові, варіація яких у перших різницях, розрахована у 35-місячному рухомому вікні, виявляється вищою за аналогічно обчислену варіацію індексу споживчих цін більше, ніж на 115%.

На малюнку 10 зображено графічні результати стандартної версії критерію UEA з використанням функції MAD та Стабільності I. Малюнок містить тільки середні, оцінені з використанням варіації перших різниць інфляції, оскільки таке визначення давало відчутно кращі результати, ніж середні, оцінені з використанням варіації на основі рівнів інфляції. Як згадувалося вище, найкращі ряди були обчислені зі значенням $\gamma=1.15$ та другим за довжиною діапазоном варіації: 35 місяців.

²³ Ми також перевірили значення, більші за 2,5, але отримані ряди мали гірші характеристики.

Малюнок 11 представляє оптимальне усічене середнє в цій категорії разом із індексом споживчих цін.

4.5 Дисперсійно-зважені середні

Дисперсійно-зважені середні використовують сигнально-шумові властивості складових індексу споживчих цін навіть у більшій мірі, ніж середні усічені відповідно до стабільності цін. Усічені середні передбачають жорстку систему із можливостями лише включення або виключення складових на основі аналізу їхньої волатильності, тоді як середні, зважені за варіацію, пропонують гнучкіший та більш тонкий підхід. Система вагових коефіцієнтів змінюється в неперервний спосіб, що дозволяє вагам більш стабільних складових збільшуватися, а вагам більш волатильних складових зменшуватися. Замість надання нульової або повної ваги цей метод передбачає перерахунок ваг обернено пропорційно до дисперсій відповідних складових.

У цьому дослідженні розглянуто три системи перерахунку ваг, описані рівняннями 9, 10 та 11. Надалі, аналогічно до середніх усічених за стабільністю цін, ми використаємо два альтернативні аргументи функції нестійкості (дисперсії), а саме: рівні та перші різниці зміни цін окремих складових. Довжина діапазону для розрахунку варіації буде змінюватися від 12 до 36 місяців. Така параметризація дає 150 різних дисперсійно-зважених середніх (2 визначення нестійкості $\times 3$ системи перерахунку ваг $\times 25$ часових діапазонів).

Таблиця 1 представляє всі результати. Треба відзначити, що жодна з 150 середніх, зважених на варіацію, не задовольняла умовам критерію UAE з використанням даної вибірки. Отже, оцінка проводилась на основі сум відповідних балів за критеріями DT та ST. Зрозуміло, що комбінації з двома альтернативними версіями критеріїв UAE дають ідентичні результати (дивитись Таблицю 1). Зміна альтернативних визначень критеріїв DT та ST змінює результати несуттєво. Всі «оптимальні» ряди розраховані на основі повної заміни ваг (рівняння 9) та з використанням функції нестійкості, визначеної для рівнів інфляції. Єдиним параметром, що виявився чутливим до зміни функцій відхилення від тренду та стабільності, був часовий проміжок для розрахунків дисперсії. Оптимальні ряди характеризуються трьома різними (хоча й доволі близькими) значеннями цього параметра: 30, 34 або 36. Таким чином, хоча результати не є стійкими до зміни різних комбінацій критеріїв, вони лишаються дуже близькими один до одного, а результуючі ряди дуже схожі.

Малюнок 12 представляє графічні результати оцінки одної комбінації критеріїв: RMSE та Стабільність I. Графік зображує значення остаточної оцінки (сума RMSE та Стабільності I) для 6 різних систем перерахунку ваг як функцію від часового діапазону. Видно, що середні, зважені на варіацію типу I, що передбачає повну заміну споживчих ваг величинами, що є обернено пропорційні варіаціям, мають перевагу майже для всіх довжин діапазону.

Малюнок 13 презентує ці дві оптимальні дисперсійно-зважені середні разом із індексом споживчих цін. Відмітимо, що з усіх проаналізованих рядів базової інфляції середні, зважені на варіацію, здаються найбільш згладженими та стабільними.

4.6 Середні, основані на простому виключенні

Цей метод обчислення базової інфляції є найбільш поширеним серед центральних банків. Фактично, коли більшість людей думають про базову інфляцію, вони мають на увазі показник, що розрахований за допомогою перманентного виключення таких складових споживчого кошику як продовольство, енергетичні товари чи пальне.

Середні, оснований на простому виключенні передбачають нуль-одичинну систему перерахунку ваг та використовують тільки крос-секційний „вимір” даних зміни цін: складові, що вважаються нестійкими та «шумними», виключаються з розрахунку, тоді як інші отримують свої первинні споживчі ваги. Найважливішим питанням при оцінці показника базової інфляції за цим методом є вибір компонент, які потрібно вилучити. Традиційно вони включали продовольчі та енергетичні товари через те, що їхні короткотермінова динаміка у минулому відображала переважно тимчасові шоки з боку пропозиції, а не фундаментальний стан попиту в економіці. Однак в рамках цього методу процес такого відбору не є формалізованим (нема формального критерію, на який дослідник міг би спиратися), і таким чином, рішення є скоріше випадковим і ґрунтується більше на суб’єктивних судженнях. Виключені товари та послуги зазвичай належать до трьох категорій:

- Адміністративно контрольовані товари; ціни регулюються урядом прямо або через урядові структури та місцеву владу, та збільшуються, як правило, одноразовими стрибками (приміром, електроенергія у більшості країн)
- Товари, ціна яких містить велику частку непрямих податків (наприклад, акциз); рухи цих цін зазвичай провокуються змінами податків і не залежать від попиту (приміром, алкоголь, тютюн)
- Товари, зміна цін на які містить значну сезонну складову, або ціни яких залежать від інших явних шоків з боку пропозиції (приміром, пальне, напівфабрикати)

З метою розрахунку середніх, базованих на простому виключенні, ми виокремили наступні «кандидати» - категорії індексу споживчих цін (у дужках наведені споживчі частки за 2003/04 роки):

1. Вся їжа (63,5%);
2. „Необроблені” продукти: м’ясо, яйця, масло, цукор, мука, хліб, картопля, овочі, фрукти (28,7%);
3. Пальне (0,5%);
4. Тютюн (1,3%);
5. Алкоголь (2,0%);
6. Комунальні послуги (9,3%);
7. Зв’язок (1,5%);
8. Транспорт (2,7%);

Наведені складові виключалися з кошику індексу споживчих цін у 56 комбінаціях. Як наслідок, ми обчислили 56 рядів середніх, базованих на простому виключенні, у яких вага компонентів, що виключаються, коливалася від декількох до 80%. Процес оцінки цих показників виявив, що хоча жоден з них не задовольняв критерію UAE, деякі з них є незміщеними. Тим не менш, оптимальні ряди були стійкими до вибору специфічної форми критерію UAE. Результати також були стійкими до зміни форм функцій відхилення від тренду, але не до форми функції стабільності (критерій ST). Таким чином, два різних ряди можуть вважатися оптимальними для цієї категорії. Для функції стабільності, обчисленої за рівнями найкращу оцінку отримала середня, що виключала „необроблені” продукти (2) та комунальні послуги (6) (загальна вага виключених елементів 38%). Коли аргументом для функції стабільності були перші різниці, оптимальним показником виявилася середня, обчислена без „необроблених” продуктів (2), комунальних послуг (6), зв’язку (7) та транспорту (8) (загальна вага виключених складових становить 42,2%). Таким чином, обидва ряди мають спільні риси – вони виключають „необроблені” продукти та

комунальні послуги (як правило, найбільш нестійкі складові індексу споживчих цін), тоді як останній також виключає транспорт та телекомунікації.

Обидва ряди представлені на малюнку 14.

4.7 Остаточна оцінка

Досі ми застосовували критерії UAE, DT та ST для кожного методу окремо, щоб визначити параметри, які характеризують оптимальні ряди за кожним з п'яти методів. Кожна процедура оцінки визначала 1, 2 або 3 оптимальні ряди, які були „кращими” за інші в рамках кожного методу. Для того, щоб вибрати найкращий з них, недостатньо просто порівняти оптимальні ряди з кожного методу. Це було б неправильним, бо критерії DT та ST були змінені (розділені на максимальне значення) в рамках кожного методу так, що вони дають набір значень у проміжку (0;1] (більш детально див. 4.2.2 та 4.2.3). Таким чином, для порівняння всіх рядів за всіма методами нам потрібно згрупувати їх в одну вибірку і застосувати до неї наші критерії.

Повний набір містить 15706 показників та складений об'єднанням рядів базової інфляції у такому порядку:

- Звичайні усічені середні (кількість 10000; № 1-10000)
- Середні усічені відповідно до відстані від центру розподілу (кількість 4000; № 10001-14000)
- Середні усічені відповідно до стабільності цін (кількість 1500; № 14001-15500)
- Дисперсійно-зважені середні (кількість 150; № 15501-15650)
- Середні на основі простого виключення (кількість 56; № 15651-15706)

Коли ми формуємо вибірку з 15706 рядів базової інфляції та застосовуємо всі критерії, оптимальні ряди є стійкими до різних варіантів критеріїв UAE та DT. Як і в багатьох випадках раніше, на кінцевий результат мають вплив аргументи функції стабільності. Таблиця 1 перераховує остаточні результати в останніх рядках. Якщо функція стабільності визначена на рівнях, оптимальним рядом є середня, що відсікає всі елементи розподілу, котрі віддалені від зваженої середньої розподілу (індексу споживчих цін) більше, ніж на 1/10 стандартного відхилення (або, точніше, на 10/97 стандартного відхилення). Якщо аргументами функції стабільності є перші різниці, оптимальним рядом є середня, яка виключає всі складові індексу споживчих цін, варіація яких (виміряна у перших різницях) перевищує варіацію зведеного індексу споживчих цін більше, ніж на 15%.

Малюнок 15 представляє оцінки для всієї сукупності за критерієм DT (RMSE), критерієм ST (Стабільність I), альтернативною версією критерію UAE, а також за сумою цих критеріїв (у нижній секції). На малюнку 16 відображено аналогічні результати для функції Стабільності II. Кожний з чотирьох графіків на малюнках представляє значення критеріїв (вісь y) для всієї множини базових рядів (вісь x), зведених разом у послідовності, описаній вище та продубльованій під малюнками. Незважаючи на те, що специфічні параметри рядів не відображені на цих малюнках, їхня мета полягає в наочній перевірці поведінки рядів за кожним з 5 методів, і зокрема, відносних оцінок найкращих для кожного методу рядів.

Загалом, різниці в оцінках, отриманих найкращими рядами за всіма методами, невеликі. Зокрема, оптимальна усічена середня для набору критеріїв на малюнку 15, тобто, $tm(88,48)^{24}$, має оцінку 1,68, що є близькою до оцінки ряду-«переможця», тобто,

²⁴ Дивитись 4.2

1,75 (дивитись Таблицю 1). Подібна (хоча й менша) подібність результатів виявляється, коли використовується Стабільність II (дивитись малюнок 16).

Згідно з малюнками, відносна поведінка представників окремих методів у всій сукупності сильно залежить від критерію, який розглядається. Наприклад, хоча середні, зважені на варіацію (частина 4) мають високі оцінки за ST та DT, вони не отримують нічого за UEA, оскільки всі ряди виявилися зміщеними. Таким чином, фінальна оцінка рядів, розрахована з використанням цього методу (проста сума оцінок за 3 критеріями), є далекою від максимальної оцінки, отриманої оптимальними рядами у Частині 2 (Стабільність I) або Частині 3 (Стабільність II).

Як згадувалося у попередніх розділах, через те, що відносно небагато рядів задовольняють критерію UEA, оцінки за цей критерій стають вирішальними при відборі оптимальних рядів. Це також є наслідком обраного підходу до кінцевої оцінки, тобто, використання простої суми балів за кожним критерієм. Можна легко уявити, що якщо кінцевий вибір визначався би з використанням зваженої середньої із меншою вагою критерію UEA, кінцевий результат був би інакшим. Оскільки в теорії немає точного керівного принципу, найкращим рішенням може бути надання дослідникам та розробникам політики можливості встановлювати самим певних ваг. Хоча це може здатися випадковим, такий підхід може бути найкращим рішенням проблеми конкретної форми індексу остаточної оцінки. Оскільки кожний критерій відображає специфічну рису ряду базової інфляції (дивитись 4.1), індивідуальні вподобання щодо певного набору характеристик можуть з легкістю трансформуватися у специфічний набір ваг. Якщо, наприклад, розробники політики прагнуть стабільності при вимірюванні базової інфляції, тоді критерію ST треба надати ваги, більші за 1/3. Коли головним є обрахунок показника довготермінового тренду, зосереджуватися треба на критерії DT. З іншого боку, якщо найбільш важливим є незміщеність рядів, потрібно надати трохи більшої ваги умові незміщеності у критерії UAE.

За відсутності специфічних переваг чи вподобань видається нормальним зважувати всі три критерії однаково, тобто використовувати просте усереднення. Це також пояснюється тим, що всі критерії доволі схожі та відображають подібні характеристики. В цілому, добрий вимірник базової інфляції, який є незміщеним, притягує індекс споживчих цін та є екзогенним (незалежним) від ІСЦ, повинен також бути стабільним та добре відображати тренд. Ряди, які відбираються за простою середньою всіх трьох критеріїв, мають всі характеристики доброго ряду базової інфляції. Малюнок 17 представляє ці два ряди разом з оптимальною усіченою середньою (яка є другою по своїх якостях за всіма комбінаціями критеріїв).

Цей результат може видатися дещо дивним, особливо коли йдеться про середню усічену відповідно до відстані від індексу споживчих цін із $\tau=0.1$. Нагадаємо, що ця середня передбачає, що кожна зміна цін, яка відрізняється від індексу споживчих цін більше ніж на 10% стандартного відхилення у місячній перспективі, вилучається з індексу. Оскільки границя є такою вузькою, в нас залишається тільки декілька змін цін, які знаходяться дуже близько навколо індексу споживчих цін.

З іншого боку, середня усічена відповідно до стабільності цін має дуже відмінну форму. Вона значно стабільніша та відхиляється від індексу споживчих цін протягом довших періодів. Десь між ними, ми маємо звичайну усічену середню, яка ближче підходить до індексу споживчих цін, але ефективно згладжує короткострокові коливання.

5. Висновки

В цій статті проаналізовано значну за обсягом множину показників базової інфляції для України та проведена їх оцінка за стандартними критеріями, описаними в літературі. Досліджувана множина включала не тільки всі статистичні методи, що використовуються центральними банками, але й нові або змінені методи, які раніше не формалізувалися, але містять елементи підходів, які застосовувалися раніше (такі як середні усічені відповідно до стабільності цін). Завдяки повній параметризації методологій ми отримали сукупність з 15706 рядів, яку можна вважати повною та всебічною, якщо йдеться про статистичні методи розрахунку базової інфляції.

Множина рядів базової інфляції була оцінена за використанням набору трьох критеріїв, кожен з яких відображає певні бажані властивості показника базової інфляції. Всі разом, ці критерії гарантують, що показник, який буде мати відповідну високу оцінку уранжуванні

- буде незміщений;
- матиме властивість „атрактивності”, тобто, притягуватиме індекс споживчих цін, коли той буде відхилятися;
- Буде екзогенним до (незалежним від) індексу споживчих цін;
- Добре слідуватиме тренду індексу споживчих цін;
- Буде стабільним при оцінці в рівнях та в перших різницях.

Результати остаточного вибору презентовані на малюнку 17. Три базові ряди є відносно різними, і тому постає проблема рекомендації єдиного показника. Видається, що середня усічена за відстанню від центру розподілу не є достатньо добрим кандидатом, оскільки вона дуже несуттєво відрізняється від індексу споживчих цін і не надає жодної інформації щодо майбутньої динаміки індексу споживчих цін. Не дивно, що цей ряд має низький бал при оцінці за критерієм стабільності (дивитись малюнки 15 та 16).

З іншого боку, середня усічена відповідно до стабільності цін відходить надто далеко від звичайного ІСЦ, щоб вважатися добрим показником базової інфляції. Цей вид середнього передбачає спадний тренд інфляції протягом останніх кількох місяців, хоча багато інших надійних показників інфляційних процесів в Україні показують зворотний тренд.

Поза сумнівом, найліпший кандидат – це проста усічена середня з параметрами, дуже близькими до медіани (або 47^{ого} перцентилі). Вона є відносно згладженою та доволі добре усуває короткотермінові коливання, залишаючись при цьому близькою до індексу споживчих цін.

Потрібно відмітити, що тоді як звичайні усічені середні використовуються багатьма центральними банками (приміром, Банк Англії, Національний Банк Польщі), інші типи усічених середніх, зокрема, середні усічені відповідно до відхилення від центру розподілу, як нам відомо, офіційно не застосовуються жодним з центральних банків. Таким чином, якщо Національний Банк України вирішує включити базову інфляцію в свої офіційні показники, з точки зору практики, було б легше почати зі звичайного усіченого середнього. Більше того, всі усічені середні, які використовуються центральними банками, є симетричними середніми, навіть незважаючи на те, що деякі автори (Marques та ін. 2000, Wozniak 2001) вважають, що асиметричні усічені середні можуть бути більш ефективними. Для спрощення, ми можемо запропонувати, що найкращі усічені середні з параметрів (92,47), (88, 48) або (100, 49) можуть обчислюватися для простіших параметрів, що мають дуже схожий результат: асиметрія=50 і загальне усічення близьке до 100). Найбільш інтуїтивним є використання медіани (100, 50) або симетричної усіченої середньої (90, 50). Перший

показник був розрахований та широко використовувався як вимірник базової інфляції Банком Канади та Національним Банком Польщі.

Інший показник базової інфляції, до якого доволі часто звертаються центральні банки, - це середня, базована на простому виключенні. Різні її модифікації використовуються у США, Польщі, ЄС та інших країнах. Малюнок 14 представляє найкращий вибір цього показника для України. Хоча жоден з них не задовольняє критерію UAE, вони доволі стабільні та добре відображають тренд інфляції (Малюнки 15, 16). Їхній візуальний аналіз свідчить, що вони також можуть бути корисними для НБУ.

Підсумовуючи, можна сказати, що такі досить неочікувані (дивні) та навіть розчаровуючі, результати можуть мати причинами декілька факторів. Найбільш важливим, на наш погляд, є набір даних, що був використаний для аналізу. Як зазначалося у розділі 3.1, наш набір даних містить 85 окремих складових, останньою з яких є категорія оцінених похибок, представлена, щоб гарантувати, що зважена середня набору даних дорівнює індексу споживчих цін. Наочна перевірка цієї складової показує, що це одна з найбільш нестійких складових загального кошика. Таким чином, вона найчастіше виключається у процесі застосування всіх методів, що не беруть до уваги зміст складових (тобто, всі методи, окрім простого виключення), залишаючи кошик без важливого «стабілізуючого» елемента. Це може бути однією причиною того, що результуючі ряди базової інфляції виглядають доволі хаотичними, нестійкими чи віддаленими від дійсного індексу споживчих цін.

Інша можлива причина полягає у довжині аналізованої вибірки, дуже короткої для того, щоб аналіз коінтеграції був вартим довіри. Оскільки критерій UAE перевіряє на незміщеність та присутність механізму виправлення похибок, він відноситься до довготермінових процесів. Натомість, наш аналіз базується приблизно на 58 спостереженнях, що надто мало для використання такого підходу.

Таким чином, дослідження цього важливого питання потребує продовження та уточнення. Тим не менш, наші теперішні результати, які ми вважаємо першими науково обґрунтованими рекомендаціями у сфері альтернативних вимірників інфляції в Україні, варті уваги з боку НБУ. Ми вважаємо, що ряді базової інфляції, визначені аналізом, становлять доволі добру альтернативу стандартним показникам інфляції, і у разі застосування НБУ, можуть, без сумніву, покращити розуміння інфляційних процесів в Україні та удосконалити контроль за ними.

Посилання

Bryan and Cecchetti (1996) "Inflation and the Distribution of Price Changes" (1996), *NBER Working Paper*. No. 5793

Cecchetti, Stephen G. (1996) "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers", *NBER Working Paper* No. 5786

Eckstein, Otto (1981), "Core Inflation", *Prentice Hall*

Freeman, D.G. (1998), *Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation?*, *Economic Letters*, 58, s. 143-147

Kearns Jonathan, (1998) "The distribution and Measurement of Inflation", Reserve Bank of Australia Discussion Paper no. 9810, RBA1998

Marques, C. R. i João Machado Mota (2000), *Using the Asymmetric Trimmed Mean as a Core Inflation Indicator*, Banco de Portugal Working Paper WP 6-00, Banco de Portugal

Marques, C.R., P. D. Neves i A. Goncalves da Silva (2000), *Why should Central Banks avoid the use of the underlying inflation indicator?*, Banco de Portugal Working Paper WP 5-00, Banco de Portugal

Marques, C.R., P.D. Neves i L.M. Sarmento (2000), *Evaluating Core Inflation Indicators*, Banco de Portugal Working Paper WP 3-00, Banco de Portugal

Meyler, Aidan (1999), *A Statistical Measure of Core Inflation*, Central Bank of Ireland Technical Paper 2/RT/99, Central Bank of Ireland

Quah, D. and S. P. Vahey, "Measuring Core Inflation". *The Economic Journal* No.105, pp.1130-1144 (September 1995)

Roger, Scott (1995) "Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981-1995", *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper* G95/5

Roger, Scott (1994) "Alternative Measures of Underlying Inflation in New Zealand", *Reserve Bank of New Zealand Bulletin* Vol. 57(2) pp. 109-129,

Roger, Scott (1997) "A Robust Measure of Underlying Inflation in New Zealand, 1949-1996", *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper* G97/7

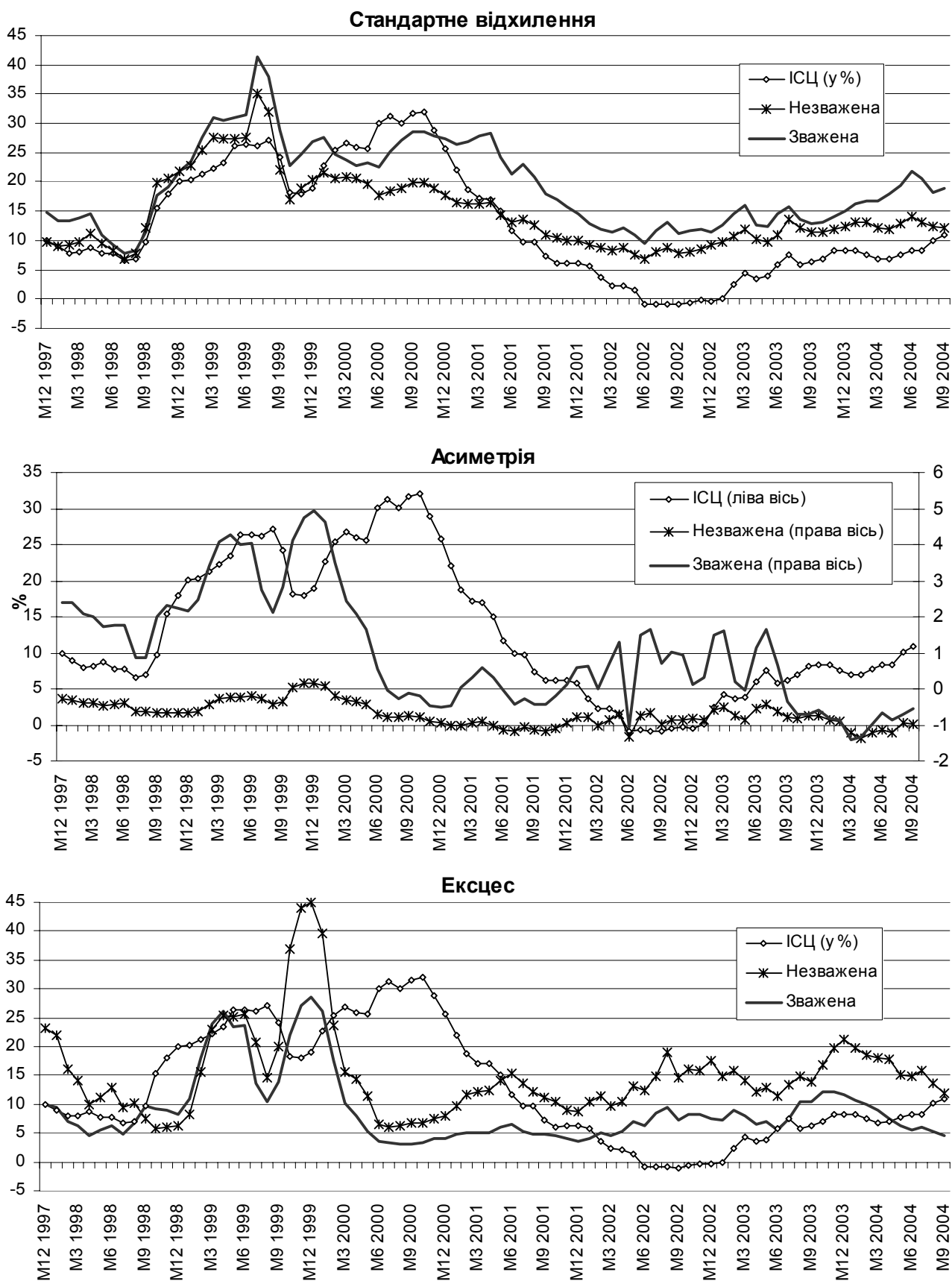
Wozniak Przemyslaw (2002) *Inflacja bazowa (Core inflation)*, a book in the CASE-Library series, Center for Social and Economic Research, Warsaw, 2002

Wozniak, Przemyslaw (2001) Perspectives of using trimmed means for analyzing core inflation in Poland (Możliwości wykorzystania średnich obciętych do analizy inflacji bazowej w Polsce), *Materiały i Studia* no. 117 (NBP Working Paper Series no. 117), National Bank of Poland, February 2001, www.nbp.pl

Петрик, Половньов (2002) "Базова інфляція: концепція та деякі методи розрахунку", *Вісник НБУ*, Грудень 2002, с.47-48

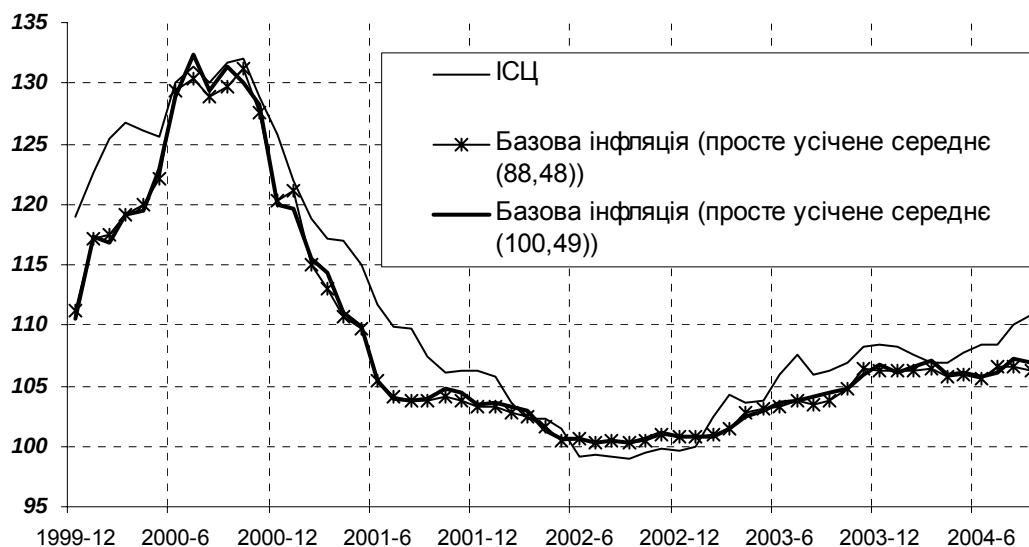
Петрик, Половньов (2003) "Проблема вибору цільового показника монетарної політики Національного банку України", *Вісник НБУ*, Липень 2003, с.8-14

Малюнок 1. Описова статистика дизагригованого розподілу українських даних по ІСЦ в річному вимірі (78 компонент)

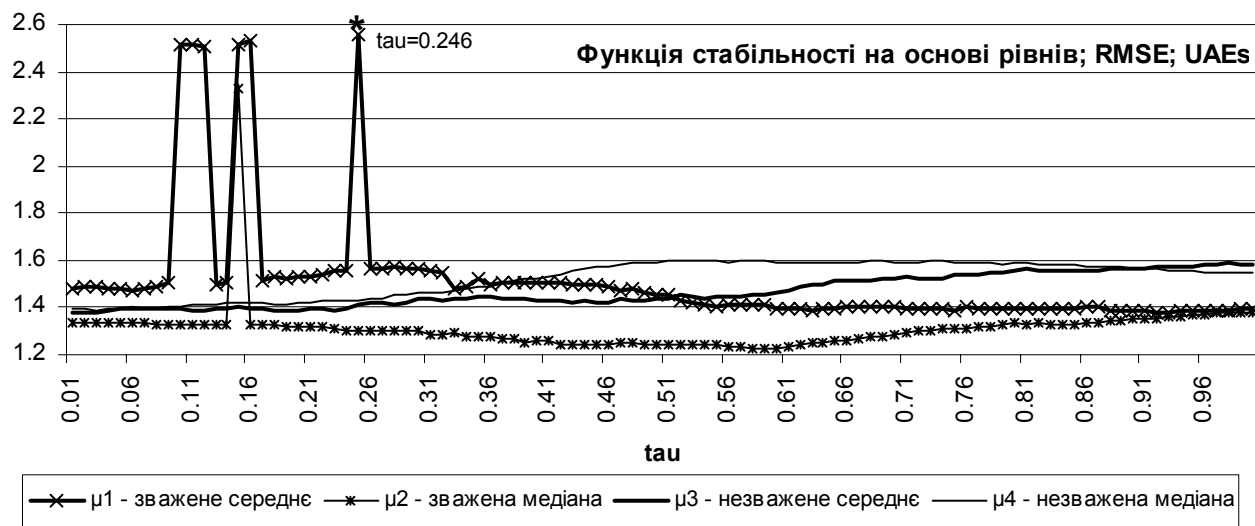


Джерело: власні розрахунки на основі даних Держкомстату

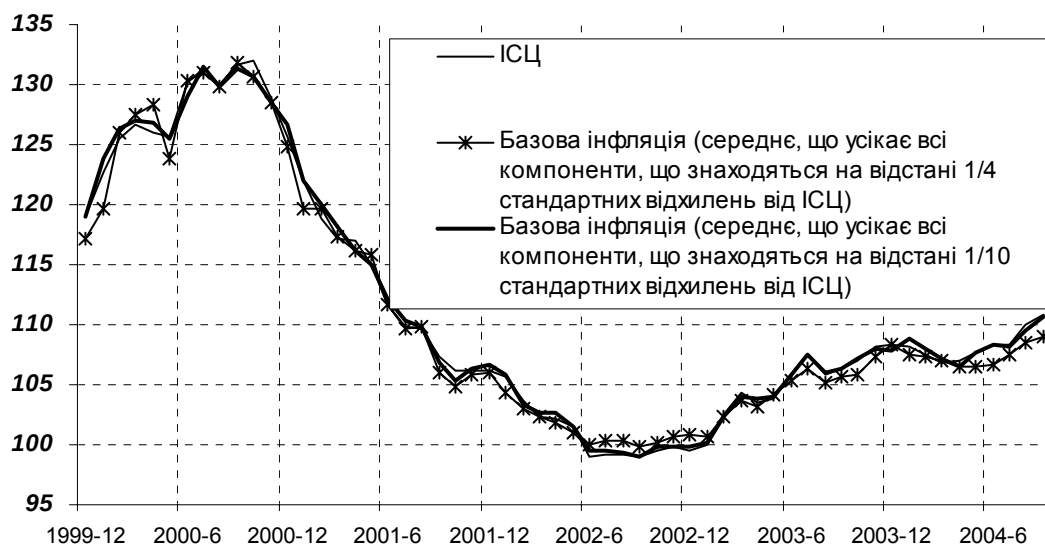
Малюнок 7. Звичайне усічене середнє та ІСЦ



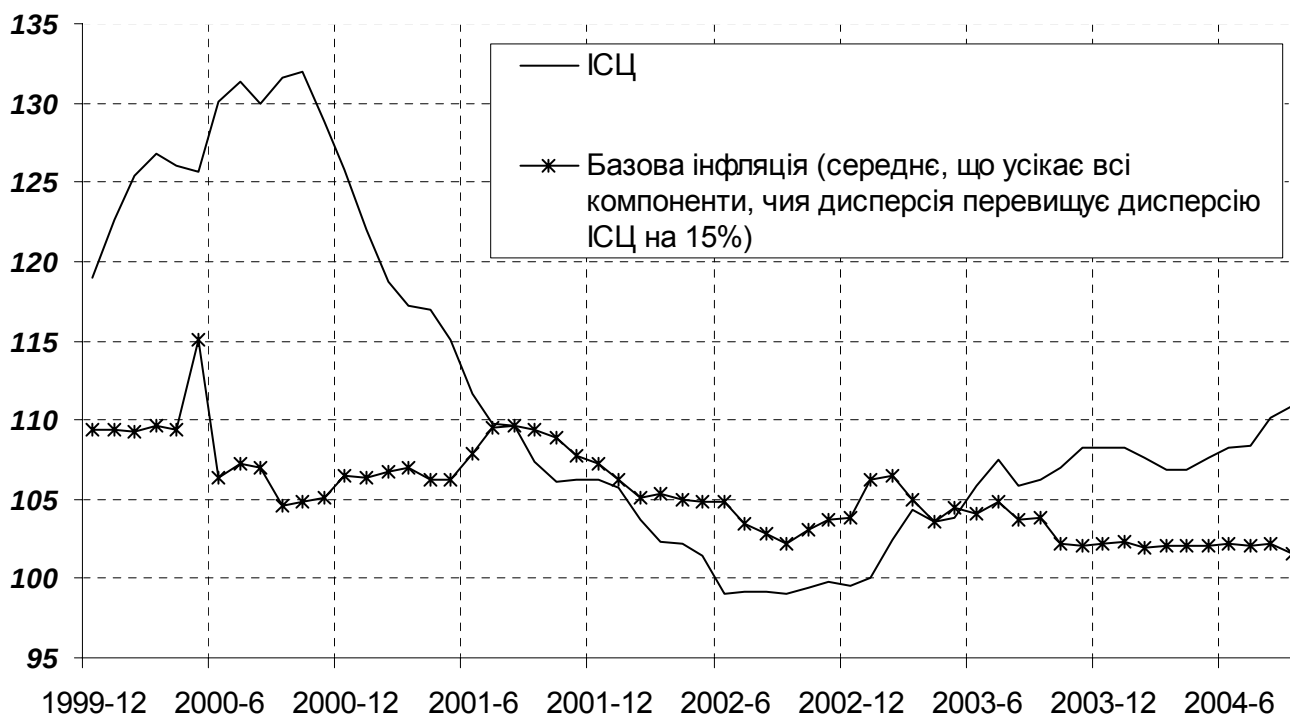
Малюнок 8. Остаточна оцінка середнього, усіченого відповідно до відстані від центру розподілу



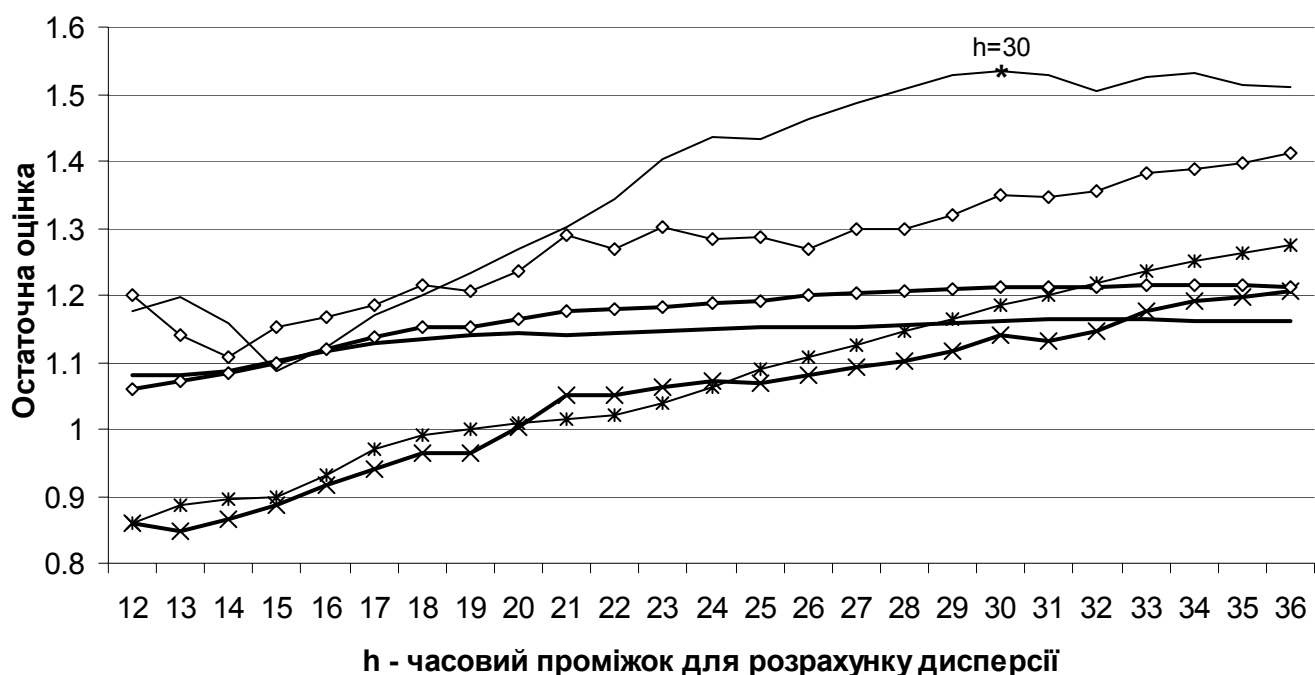
Малюнок 9. Оптимальне середнє, усічене відповідно до відстані від центру розподілу та ІСЦ



Малюнок 11. Оптимальне середнє, усічене відповідно до стабільності цін та ІСЦ

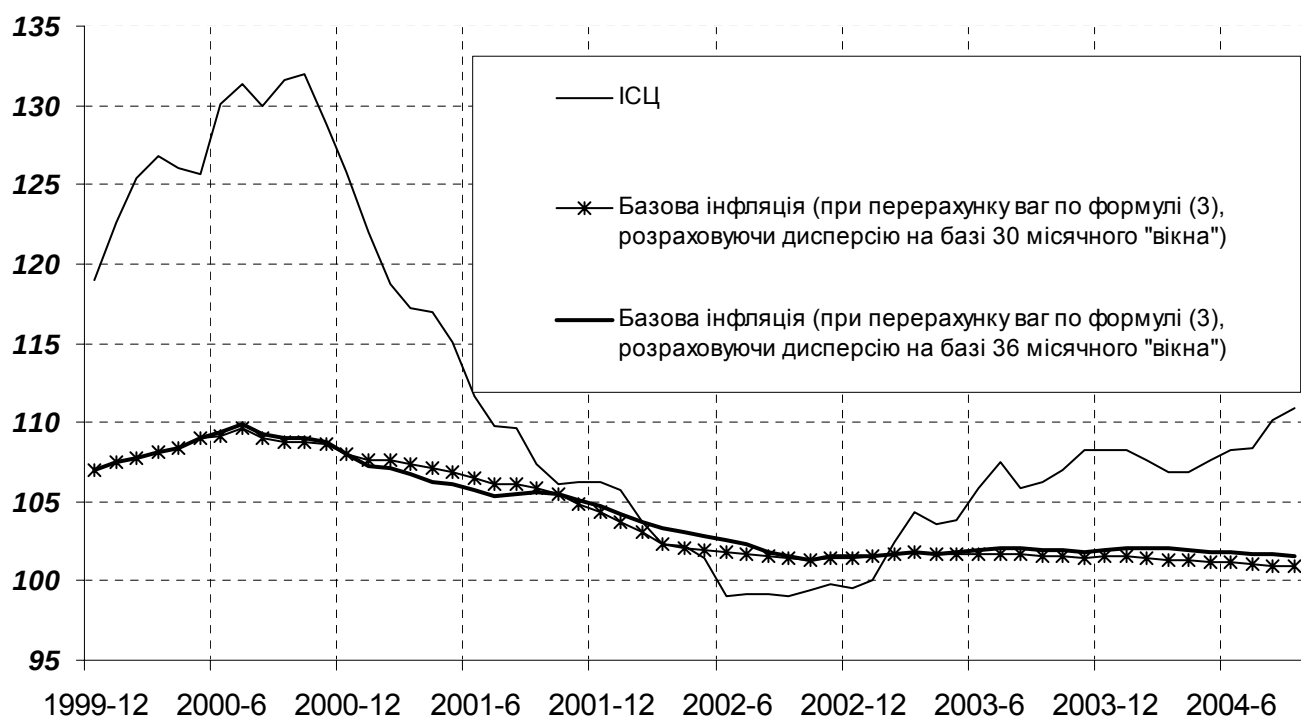


Малюнок 12. Остаточна оцінка дисперсійно-зважених середніх

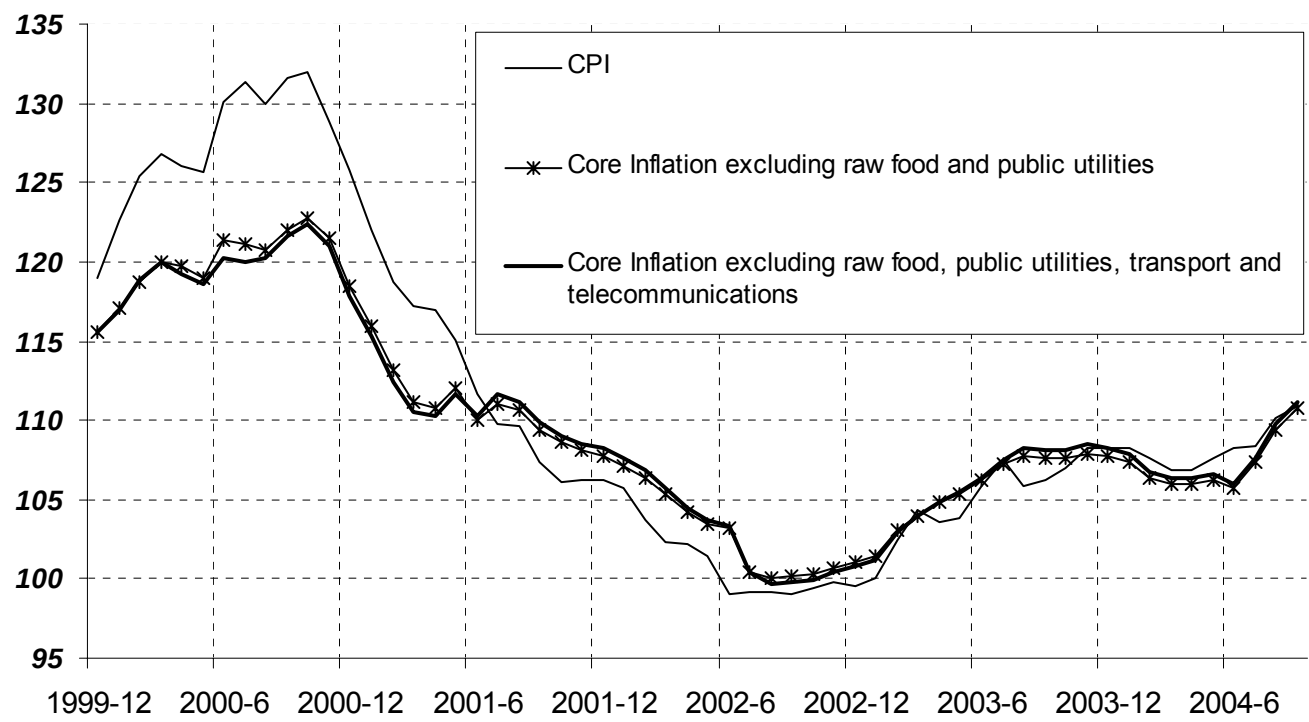


- Дисперсійно-зважені середні I (Повна заміна ваг обернено-пропорційними до дисперсії компонент величинами)
- *— Дисперсійно-зважені середні II (Часткова заміна: споживчі ваги множаться на величини, що є обернено пропорційними до дисперсій компонент)
- Дисперсійно-зважені середні III (Часткова заміна: споживчі ваги множаться на величини, що є обернено пропорційними до дисперсій відносних змін цін)
- ◇— Дисперсійно-зважені середні IV (Повна заміна ваг обернено-пропорційними до дисперсії компонент перших різниць компонент)
- ×— Дисперсійно-зважені середні V (Часткова заміна: споживчі ваги множаться на величини, що є обернено пропорційними до дисперсій перших різниць компонент)
- ◇— Дисперсійно-зважені середні VI (Часткова заміна: споживчі ваги множаться на величини, що є обернено пропорційними до дисперсій перших різниць відносних змін цін)

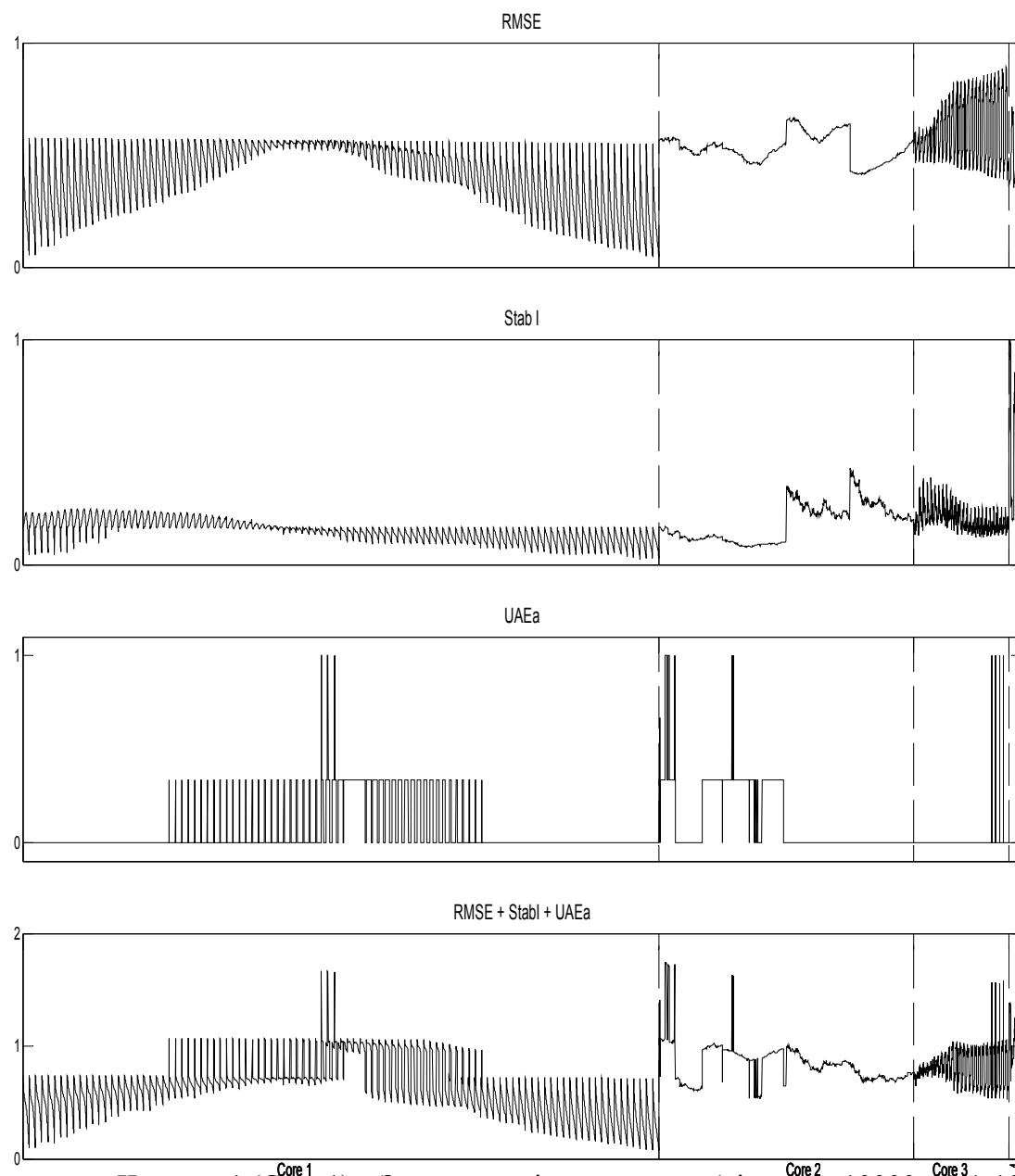
Малюнок 13. Оптимальні дисперсійно-зважені середні та ІСЦ



Малюнок 14. Оптимальне середнє на основі простого виключення та ІСЦ



Малюнок 15. Остаточна оцінка всіх показників базової інфляції з використанням функцій RMSE, Стабільність I та UAEa



Частина 1 (Core 1) – Звичайне усичене середнє (кількість 10000; № 1-10000)

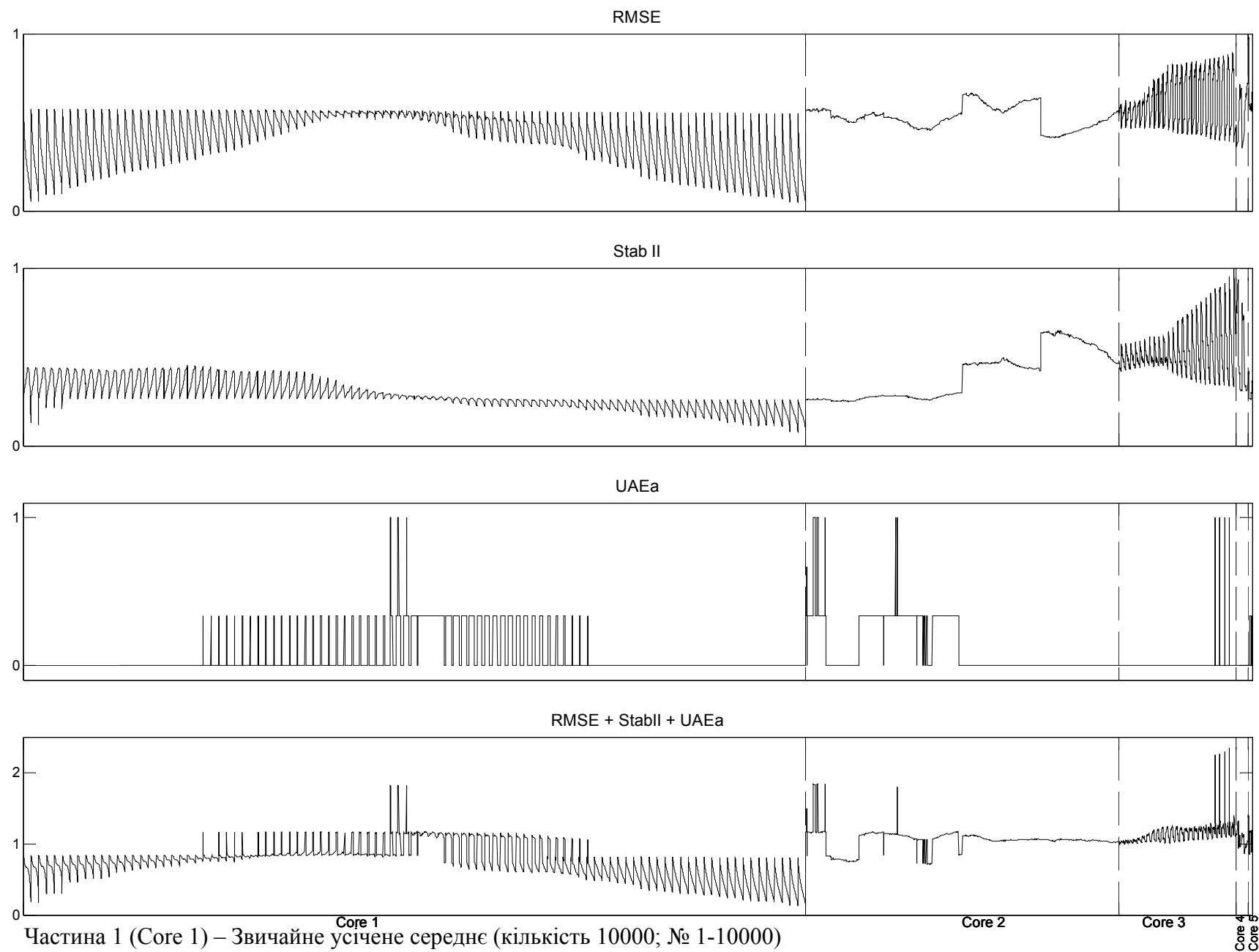
Частина 2 (Core 2) – Середнє, усичене відповідно до відстані від центру розподілу (кількість 4000; № 10001-14000)

Частина 3 (Core 3) – Середнє, усичене відповідно до стабільності цін (кількість 1500; № 14001-15500)

Частина 4 (Core 4) – Дисперсійно-зважені середні (кількість 150; № 15501-15650)

Частина 5 (Core 5) – Середні на основі звичайного виключення (кількість 56, № 15650-15706)

Малюнок 16. Остаточна оцінка всіх показників базової інфляції з використанням функцій RMSE, Стабільність II та UAEa



Частина 1 (Core 1) – Звичайне усічене середнє (кількість 10000; № 1-10000)

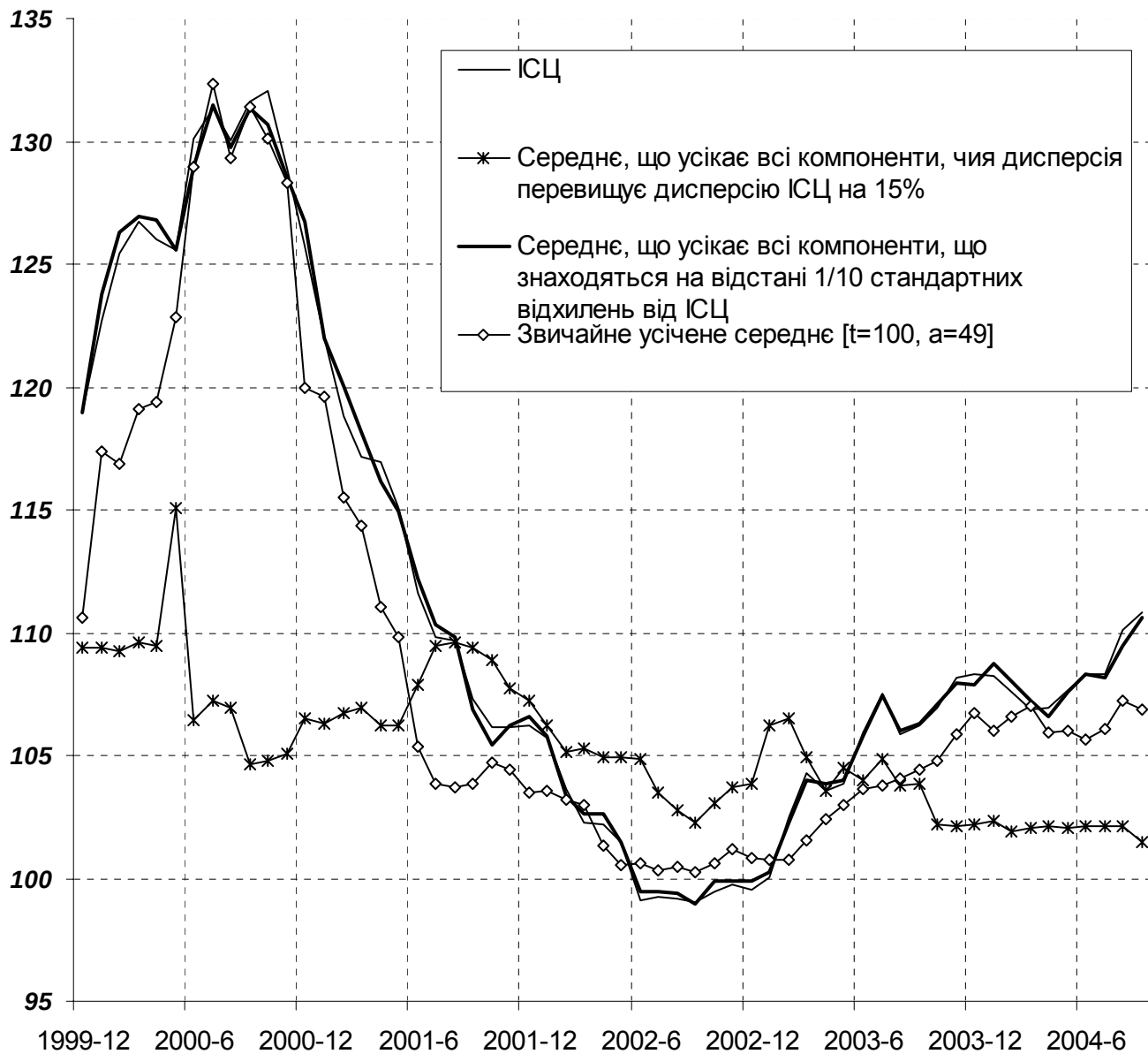
Частина 2 (Core 2) – Середнє, усічене відповідно до відстані від центру розподілу (кількість 4000; № 10001-14000)

Частина 3 (Core 3) – Середнє, усічене відповідно до стабільності цін (кількість 1500; № 14001-15500)

Частина 4 (Core 4) – Дисперсійно-зважені середні (кількість 150; № 15501-15650)

Частина 5 (Core 5) – Середні на основі звичайного виключення (кількість 56, № 15650-15706)

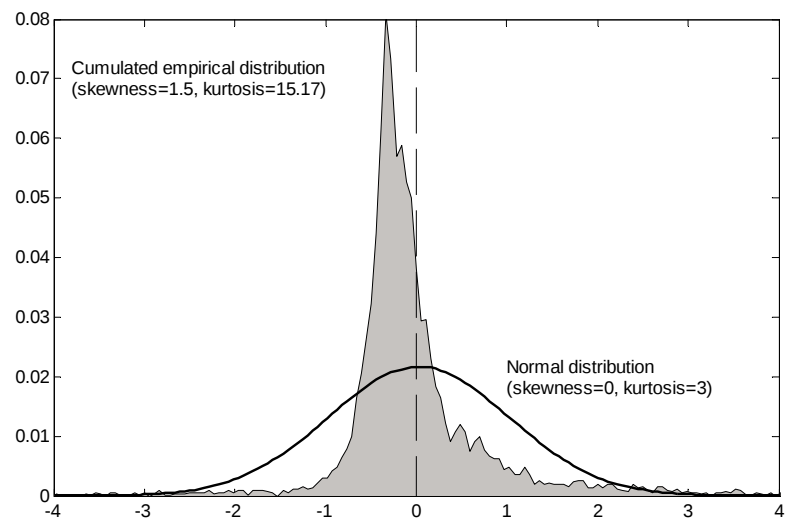
Малюнок 17. Оптимальні показники базової інфляції для України



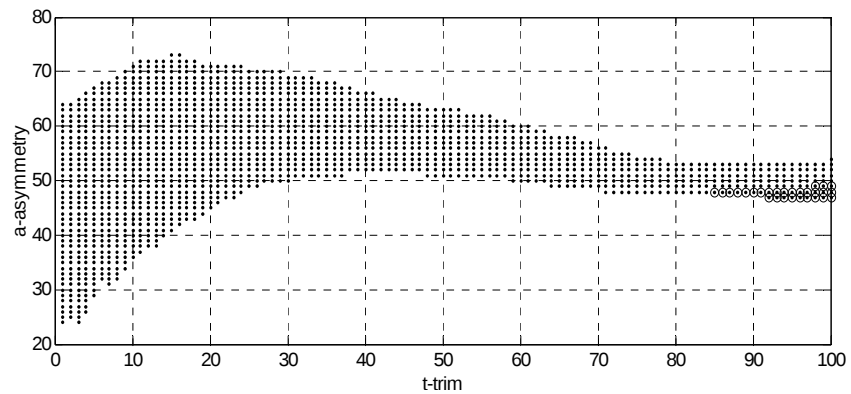
Таблиця 1. Остаточне оцінювання показників базової інфляції

Функція виміру відхилення від тренду	RMSE		MAD	
Функція виміру волатильності	Stab I (півні)	Stab II (перші різниці)	Stab I (півні)	Stab II (перші різниці)
Форма критерію UAE	Стандартна			
Звичайне усічене середнє (див. 4.2)				
Значення трьох оціночних функцій	2.47	2.57	2.44	2.54
Загальний зріз (t)	88	92	88	100
Параметр асиметрії (a)	48	47	48	49
Середнє, усічене відповідно до відстані від центру розподілу (див. 4.3)				
Значення трьох оціночних функцій	2.76	2.57	2.72	2.55
Визначення центру розподілу	Зважене середнє розподілу (ICI)			
Parameter k	10	25	10	25
Середнє, усічене відповідно до стабільності цін (див. 4.4)				
Значення трьох оціночних функцій	1.92	2.40	1.93	2.42
Аргумент функції стабільності	Перші різниці			
Параметр τ	1.15			
Довжина часового проміжку t	35			
Дисперсійно-зважені середні (див. 4.5)				
Значення трьох оціночних функцій	1.53	1.54	1.47	1.48
Альтернативна система ваг	Повна заміна системи (формула 9)			
Аргумент дисперсії	Рівні			
Довжина часового проміжку t	30	36	34	36
Середні на основі простого виключення (див. 4.6)				
Значення трьох оціночних функцій	2	1.97	2	1.98
Компоненти, що виключаються	„необроблене” продовольство, комунальні послуги	„необроблене” продовольство, комунальні послуги, транспорт, телекомунікації	„необроблене” продовольство, комунальні послуги	„необроблене” продовольство, комунальні послуги, транспорт, телекомунікації
Об'єднана множина показників базової інфляції (див. 4.7)				
Значення трьох оціночних функцій	1.75	2.35	1.78	2.39
Тип	Середнє, усічене відповідно до відстані від центру розподілу	Середнє, усічене відповідно до стабільності цін	Середнє, усічене відповідно до відстані від центру розподілу	Середнє, усічене відповідно до стабільності цін
Опис	середнє, що усікає всі компоненти, що знаходяться на відстані 1/10 стандартних відхилень від ІСЦ	середнє, що усікає всі компоненти, чия дисперсія перевищує дисперсію ІСЦ на 15%	середнє, що усікає всі компоненти, що знаходяться на відстані 1/10 стандартних відхилень від ІСЦ	середнє, що усікає всі компоненти, чия дисперсія перевищує дисперсію ІСЦ на 15%

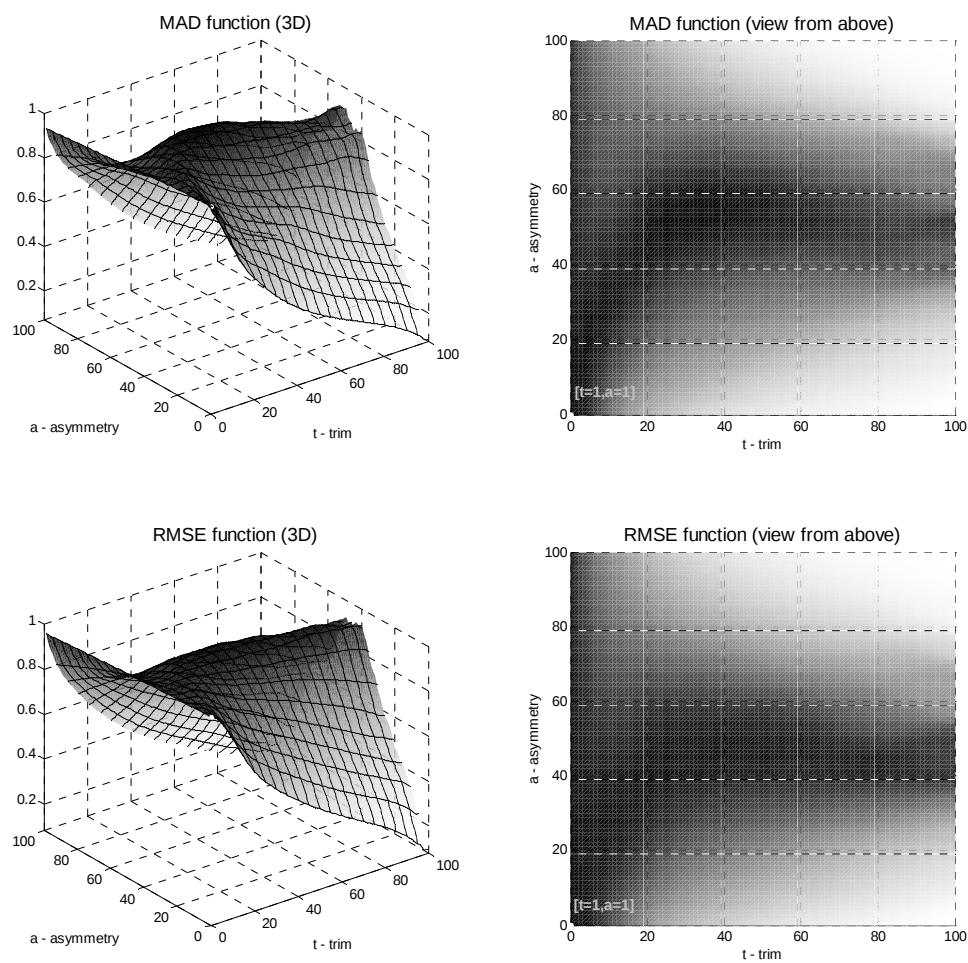
Малюнок 2. Кумулятивний вибарковий розподіл річних змін цін компонентів ІСЦ



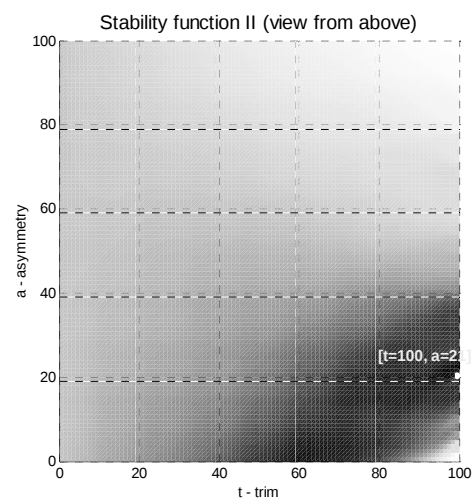
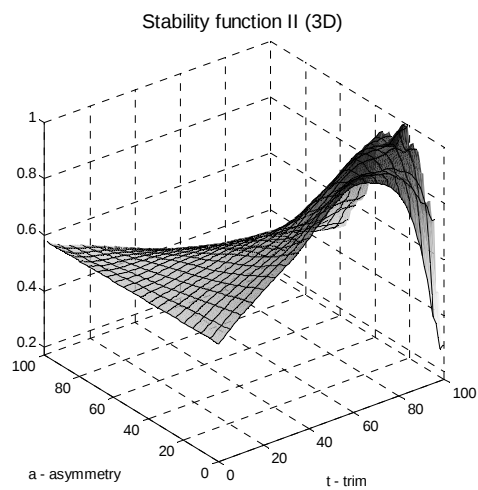
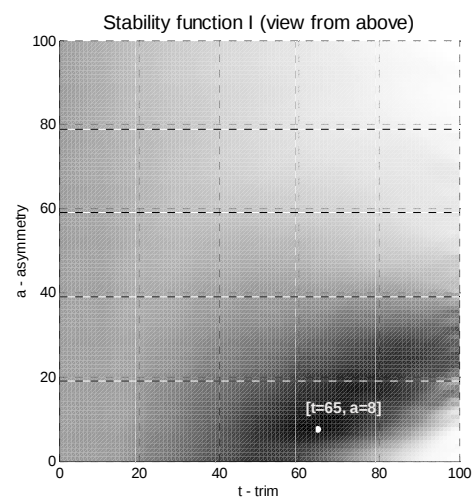
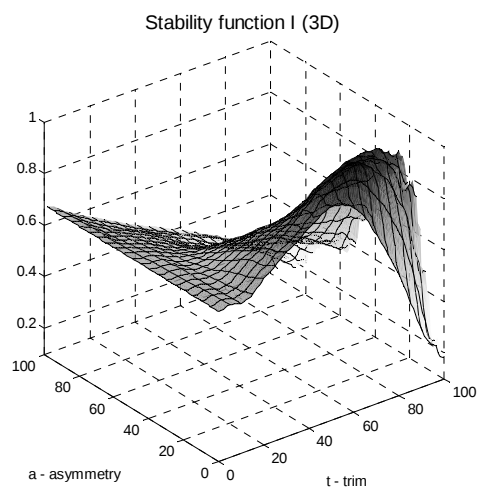
Малюнок 3. Звичайне усічене середнє, що задовольняє критерію UAE



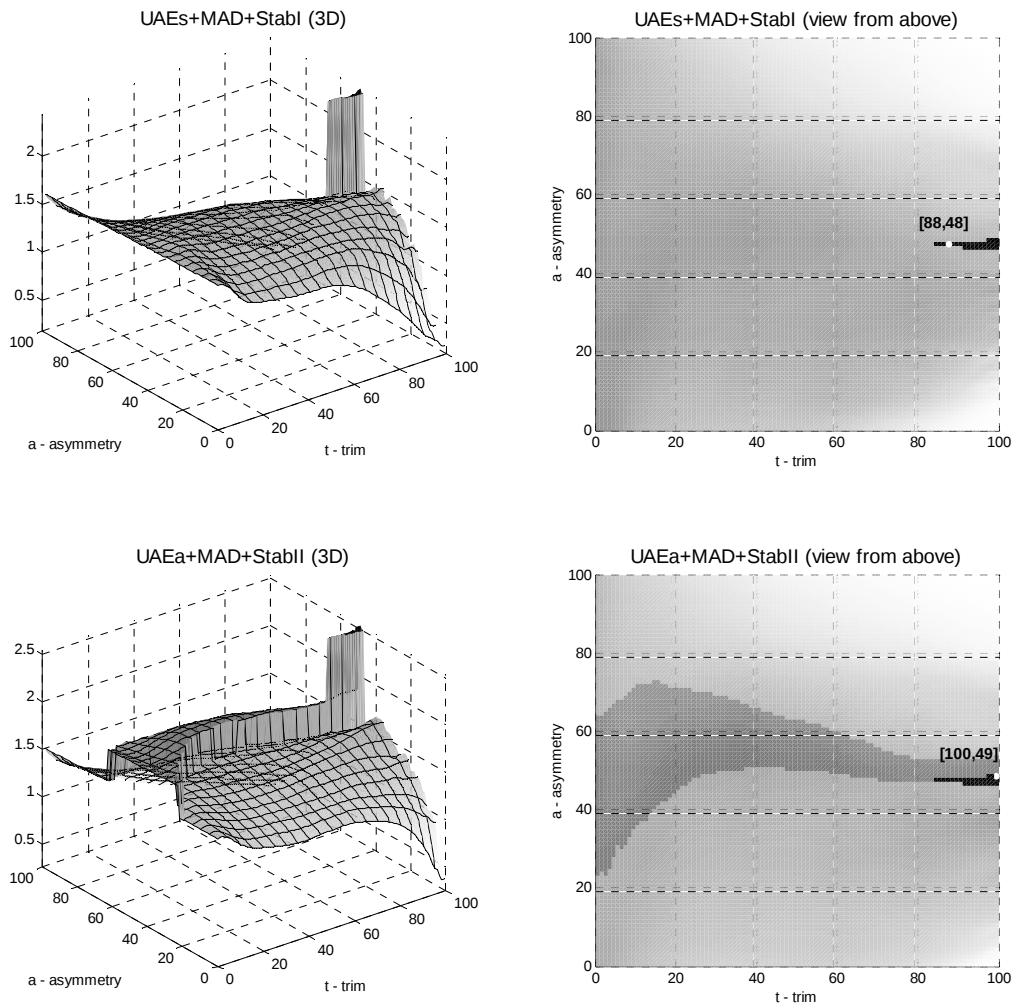
Малюнок 4. Усічене середнє відповідно до критерію мінімального відхилення від тренду



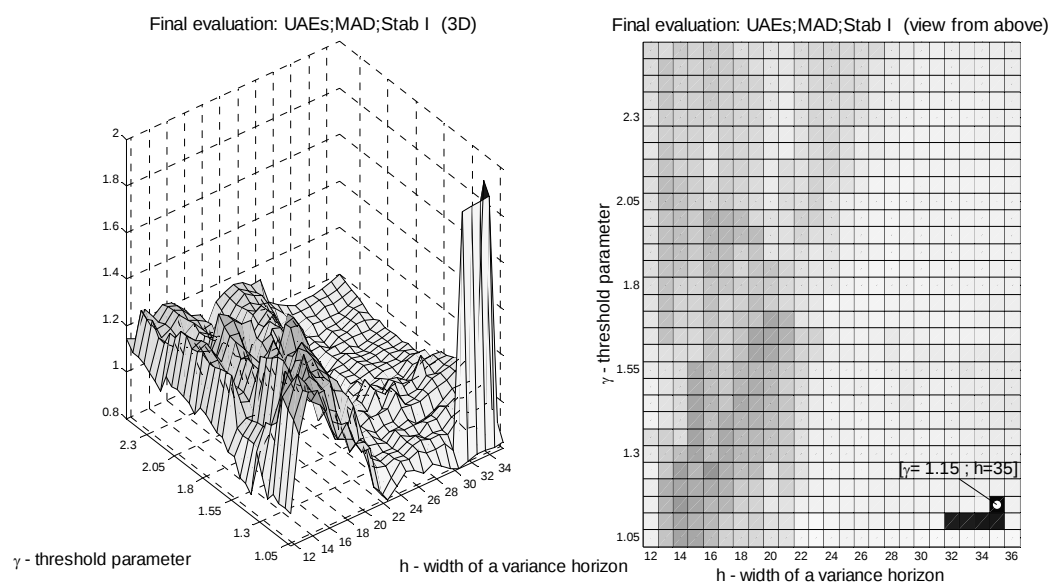
Малюнок 5. Звичайне усічене середнє відповідно до критерію стабільності



Малюнок 6. Остаточна оцінка звичайного усіченого середнього



Малюнок 10. Остаточна оцінка середнього усіченого відповідно до стабільності цін



Дослідження монетарної трансмісії в Європі: Уроки для України

*Войцех Пачинські^{*1}*

У цій статті розглянуто підходи до дослідження монетарної трансмісії та обговорюються деякі результати емпіричних результатів щодо країн Європи, зокрема, країн із перехідною економікою. Також формулюються пропозиції щодо завдань дослідження монетарної трансмісії в Україні. Автор стверджує, що структура монетарної політики в Україні потребує змін у процесі збільшення відкритості для глобальних ринків. Правильне розуміння інтенсивності та лагів монетарної трансмісії важливе для прийняття рішень про майбутній режим монетарної політики – чи він базуватиметься на певній формі фіксованого обмінного курсу, чи на вільному коливанні валюти із зосередженнями центрального банку на підтриманні стабільності цін.

1. Вступ

Термін „трансмісійний механізм монетарної політики” застосовується до цілого процесу, через який монетарна політика центрального банку впливає на макроекономічні змінні, такі як економічна активність та ціноутворення. Зважаючи на відчутно зростаючу важливість монетарної політики у сприянні стійкому зростанню та стабільності економіки (Мишкін, 1996), в останні роки посилюлися спроби зрозуміти, описати та розробити важливий для політики досвід щодо природи процесу монетарної трансмісії.

Результатом цього стало значно чіткіше розуміння основних властивостей монетарної трансмісії. При цьому потрібно підкреслити, що складність процесу, різниця між країнами та нестабільність залежностей у часі, роблять результати не беззаперечними, а залишають місце для подальшої дискусії з приводу всіх розглянутих аспектів (ЕЦБ, 2004).

Мета цієї статті полягає у огляді останніх досліджень монетарної трансмісії в країнах Європи, на базі якого обговорюватимуться деякі відкриті питання щодо майбутнього подібних робіт в українській економіці. У другому розділі подано опис структури аналізу, який звичайно використовується для процесу монетарної трансмісії. Наступний розділ присвячено певним інституціональним рисам, які впливають на природу процесу трансмісії як такого та аналітичних підходів до нього. Короткий довідник з емпіричних досліджень та їхніх звичайних результатів у різних країнах можна знайти у четвертому розділі. Заключний розділ пропонує погляд на план досліджень для України, сформований з досвіду роботи інших європейських економік та зі специфічних рис української економіки.

2. Етапи та канали монетарної трансмісії

Оскільки взаємодія між рішеннями монетарної політики та поведінкою численних макроекономічних змінних доволі складна, доцільно навести певні

^{*} Я вдячний Малгожате Якубяк та Пшемиславу Вожняку за коментарі. The usual disclaimer applies.

¹ CASE – Центр Соціологічних та Економічних Досліджень, Варшава, wojciech.paczynski@case.com.pl

класифікації та зробити обговорення більш структурованим. Для спрощення викладу припустимо, що головним інструментом монетарної політики є встановлення офіційної ставки відсотку (що є справедливим для країн із плаваючим обмінним курсом; у середовищі з режимом фіксованого обмінного курсу здатність керівництва впливати на ставку відсотку є обмеженою; ставки в економіці здебільшого встановлюються ситуативно, а валюта слугує точкою відліку). Одна важлива класифікація (cf. Bank of England, 1999) розрізняє два етапи, за якими діє монетарна політика:

- через зміну офіційних ставок відсотку до фінансових ринків та ринків капіталу
- через фінансові ринки до структури витрат підприємств та домогосподарств

Інша розповсюджена класифікація розрізняє такі механізми („канали”) впливу монетарної політики (потрібно пам’ятати про взаємозалежність між ними):

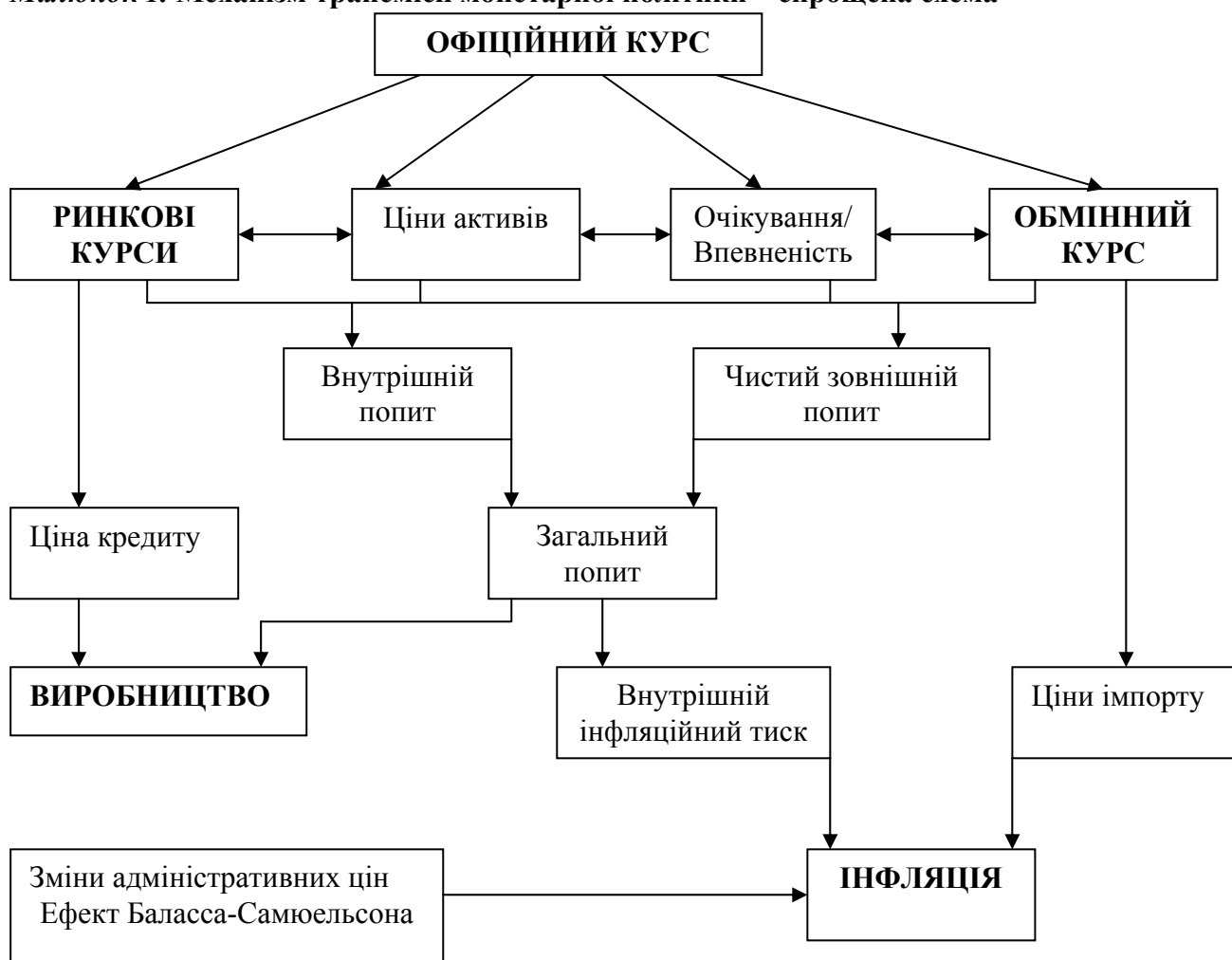
- Канал відсоткової ставки. Безпосередній ефект полягає у тому, що зміна офіційної ставки відсотку прямо впливає на інші короткострокові ставки відсотку і, таким чином, на ціну позичання вздовж кривої доходу. Це, без сумніву, впливає на рішення щодо заощаджень / інвестицій / споживання, а, отже, і на короткострокові темпи зростання виробництва. Зміни у кривій доходу впливають також на добробут економічних агентів (за допомогою цін на цінні папери та нерухомість). До того ж, ці зміни попиту впливають на рівновагу попиту та пропозиції, а також ціни. Звичайна залежність проявляється таким чином: збільшення офіційної ставки відсотку зменшує виробництво та (можливо, із тривалішим лагом) послаблює інфляційний тиск.
- Канал обмінного курсу. Зміна обмінного курсу може вплинути на номінальний та/або реальний обмінний курс, який, у свою чергу, прямо впливає на ціни в економіці. Він також може вплинути на попит/пропозицію товарів вітчизняного виробництва відносно до іноземних товарів, і по-третє, це може вплинути на добробут економічних агентів.
- Канал очікувань. Неочікувані рішення щодо монетарної політики можуть впливати на очікування економічних агентів відносно майбутніх цін та розвитку виробництва і, таким чином, на їхні рішення.
- Канал кредитування. Схильність банків до надання капіталу може бути змінена заходами монетарної політики, що є ефективнішими від простого збільшення ставок відсотку. Це можливо тому, що ставка відсотку в певних випадках не приводить до рівноваги на ринку, тож обсяги кредитів можуть також (разом із ціною цих кредитів – відсотковою ставкою) мати значення. Жорсткіша монетарна політика може посилити обмеження щодо капіталу для деяких банків, змушуючи їх регулювати кредитування більш жорстко, ніж це було б потрібно за інших обставин. З іншого боку, фірмам може бути важче отримувати кредит внаслідок жорсткішої монетарної політики через балансові ефекти – тобто зміни у готівкових потоках та зміни у цінах активів, які могли використовуватися для забезпечення кредиту.

Хоча такі класифікації є корисними для обговорення, часом важко чітко розрізняти канали, та звичайно ще важче оцінити їх відносну важливість. До того ж, наведена класифікація не є єдиною. Наприклад, „канал очікувань” не завжди розглядається

окремо від „каналу цін активів”, зважаючи на перелік активів, що включає готівку, облігації, акції, нерухомість та інше.

Традиційне тлумачення каналу відсоткової ставки звичайно абстрагується від ефектів впливу ставок відсотку на очікування агентів і також на ціну валют та інших активів. Основна теорія базується на припущенні, що центральний банк має певний вплив не тільки на номінальні, а й на реальні ставки відсотку, а також, що компоненти сукупного попиту чутливі до ставки відсотку (Juks, 2004).

Малюнок 1. Механізм трансмісії монетарної політики – спрощена схема



Примітка: Показано тільки найважливіші зв'язки між змінними.

Джерело: Вибрано з Gapev та ін. (2001). Ґрунтовано на Bank of England (1999). Порівняйте також ECB (2004).

Хоча маніпуляція інструментами монетарної політики (такими як офіційна ставка відсотку) є основним засобом проведення монетарної політики і більшість емпіричних досліджень зосереджуються на аналізі впливу цих інструментів, є також менш формалізовані методи для впливу на фінансові ринки і, як можливий наслідок, впливу на рішення щодо інвестицій та споживання. Головним з них, можливо, залишається контроль та маніпулювання інформацією, тобто, видання новин для учасників ринків, які впливають на їх очікування щодо майбутніх заходів політики. Наприклад, це будь-які коментарі співробітників центрального банку щодо очікуваних / планованих дат прийняття ERM II у країнах ЄС, які є поза зоною євро, коментарі про можливість зміни всього режиму монетарної політики, коментарі щодо зміни тенденцій

валютних курсів (у країнах, де центральні банки час від часу втручаються у ринок forex); коментарі щодо прогнозованої інфляції (у країнах, де центральні банки зосереджують свої зусилля на цінах).

3. Режими монетарної політики, інституціональні заходи та межі монетарної політики

Природа монетарної політики суттєво залежить від режиму монетарної політики (Mayes, 2004b). У середовищі лібералізованих фінансових ринків центральні банки можуть контролювати ціну грошей (ставки відсотку), або наявну кількість грошей, або, обмінний курс національної валюти, або вдаватися до комбінування цих заходів. За режиму фіксованого обмінного курсу, якому довіряють, із вільною конвертованістю валюти центральний банк втрачає контроль над ставкою відсотку та створенням грошей. Оскільки вітчизняна та „тверді” валюти повністю конвертовані, вітчизняні ставки відсотку повинні відповідати динаміці ставок „твердих” валют із деякою премією за ризик (можливо, змінною у часі). Незважаючи на це, потрібно пам'ятати, що навіть у системі з плаваючим обмінним курсом можливість малої відкритої економіки повністю незалежно встановлювати ставку відсотку обмежена впливом зовнішніх факторів (Dąbrowski, 2002), і зазвичай ми не спостерігаємо збігу у спільному русі ставок відсотку у світових економіках. Взагалі, як відмічає Mayes (2004a): „У монетарному союзі чи поза ним малі країни просто повинні приймати монетарні рішення, які співвідносяться з потребами більших країн, та виробляти стратегії впровадження цих рішень з мінімальними реальними витратами для своїх громадян. Незважаючи на різні внутрішні шоки та вимоги, межі відхилення монетарної політики є незначними”. Цікаве емпіричне підґрунтя цієї тези надається Frankel та ін. (2002). Вони вивчають поведінку ставок відсотку на великій групі економік, що розвиваються, та промислово розвинутих економік протягом трьох останніх десятиліть. Отриманий висновок полягає у тому, що у довгостроковому періоді відбувається майже повна передача міжнародних ставок відсотку на місцеві ставки, за винятком найбільших промислово розвинутих економік (Сполучені Штати, Японія, Німеччина) котрі, можливо, є єдиними, що здатні проводити незалежну монетарну політику. У короткостроковому періоді важливим є режим режиму валютного курсу. При цьому країни із більш гнучкими режимами обмінних курсів мають більше простору для маневрів щодо (тимчасово) незалежної монетарної політики, оскільки внутрішні ставки повільніше пристосовуються до міжнародних. Цей висновок підтверджено Shambaugh (2004). Ситуація могла б бути інакшою у країнах з обмеженнями на фінансових ринках. Тим не менш, ефективність контролю за капіталом у довгостроковій перспективі є спірною.

Структура банківської системи та інституціональне забезпечення – це інші важливі елементи суттєвого впливу на природу процесу монетарної трансмісії. Це також залишається справедливим для економік із добре розвинутими банківським та фінансовим секторами, як, приміром, країни Європейської Монетарної Спільноти (EMU). У дослідженні євро-зони Ehrmann та ін. (2003) дають чотири значущих аспекти для монетарної політики: ступінь впливу держави на потоки капіталу, розповсюдженість взаємопов'язаних позик, розмір гарантій страхування депозитів, розмір банківських мереж. Недивно, що виділені характеристики є навіть більш важливими у країнах із менш розвинутою фінансовою інфраструктурою, де важливість „кредитного каналу” зазвичай є сильнішою. У контексті євро-зони Moschitz (2004) знаходить, що „поведінка ставок овернайт залежить від пропозиції резервів (reserve supply), а також від інституціональної структури ринку резервів”.

Зрозуміло, що існують інші інституціональні та інші структурні характеристики країн, які потенційно можуть серйозно впливати на силу та швидкість трансмісії монетарної політики щодо численних економічних показників, які цікавлять розробників політики. Серед них можна згадати роль ринку капіталів, описану, приміром, капіталізацією фондового ринку, довіра до політики центрального банку, а також характеристики ринку праці (такі, як характер трудових контрактів та інше). Тим не менш, дуже важко сформулювати загальні обмежувальні правила, за якими комбінація характеристик країни обумовлює шляхи та важелі впливу трансмісії. Очевидно, що межі неоднорідності цих компонент та їхній вплив на розбіжності у трансмісії монетарної політики вивчалися протягом підготовки до введення євро (приміром, Dornbusch та ін. (1998), Mihov (2001)). Нещодавно Jarociński (2004) порівнював характер трансмісії у Центральній та Східній Європі з одного боку та Західною Європою з іншого з метою виявлення певних різниць та збігів у реакціях на монетарні шоки. Результати Jarociński (2004) надають емпіричне обґрунтування тієї думки, що менші порівняно із євро-зоною фінансові сектори країн ЦСЄ (СЄЕ) роблять економіки в цьому регіоні менш чутливими до монетарної політики у короткотерміновому періоді. Тим не менш, для середньо- та довгострокової перспективи монетарні політики ЦСЄ виявляються доволі ефективними. На більш загальному рівні, ці приклади ілюструють складну природу зв'язків між інституціональними характеристиками країн та характером монетарної трансмісії.

4. Емпіричні підходи до дослідження монетарної трансмісії

Існують різноманітні емпіричні підходи до монетарної трансмісії. Їх можна класифікувати за такими основними категоріями:

- менш формалізовані дослідження, які використовують описові, графічні та порівняльні аргументи, щоб зробити висновок щодо значущості факторів та їхню відносну важливість;
- дослідження із використанням VAR-аналізу з відносно низькими вимогами до даних та відносно розмитими теоретичними припущеннями;
- дослідження, що базуються на невеликих теоретичних моделях;
- дослідження, що базуються на теоретичних моделях із розгалуженою структурою;
- дослідження, які базуються на мікроекономічній інформації про поведінку не-фінансових підприємств;
- дослідження, які базуються на мікроекономічній інформації про поведінку банків.

4.1 Короткий огляд літератури

Не викликає подиву численність літератури, яка розглядає ефекти монетарної політики у Сполучених Штатах Америки. Ці аналітичні роботи виграють від наявності довгих часових рядів. До того ж, теоретичне підґрунтя для аналізу монетарної трансмісії та емпіричні роботи вперше робилися здебільшого дослідниками університетів Сполучених Штатів. Класичні посилання на статті, що оглядають велику кількість процесів монетарної трансмісії, включають Leeper, Sims та Zha (1998) і Christiano, Eichenbaum та Evans (2000). Новіші підходи до емпіричних досліджень представлено у Uhlig (2001) та у Bernanke та ін. (2004).

Виникнення Європейського Центрального Банку та впровадження євро підвищило інтерес до кращого розуміння механізмів монетарної трансмісії у країнах ЄС12. У 1999 було створено Спільку Монетарної Трансмісії (Monetary Transmission Network), яка об'єднала економістів ЕЦБ та центральних банків євро-зони для всебічного вивчення монетарної політики у євро-зоні². Результат цієї роботи був опублікований у випусках робочих документів ЕЦБ (no. 91-114), і надалі у Angeloni, Kashyap and Mojon (2003). Короткий виклад цих результатів також можна знайти у Angeloni та ін. (2003). Робота Elbourne та de Naan (2004) є прикладом останніх робіт, незалежних від ЕЦБ.

Ganev та ін. (2001) містять доволі широкий огляд статей, пов'язаних з проблемами монетарної трансмісії у Центральній та Східній Європі. Деякі новіші результати та посилання до інших робіт можна знайти у Garbuza (2003), Schmitz (2004), Jarociński (2004) та EFN (2004). Огляд роботи трьох держав Балтії подаються у даних Банку Естонії (2004).

4.2 Результати досліджень для Польщі

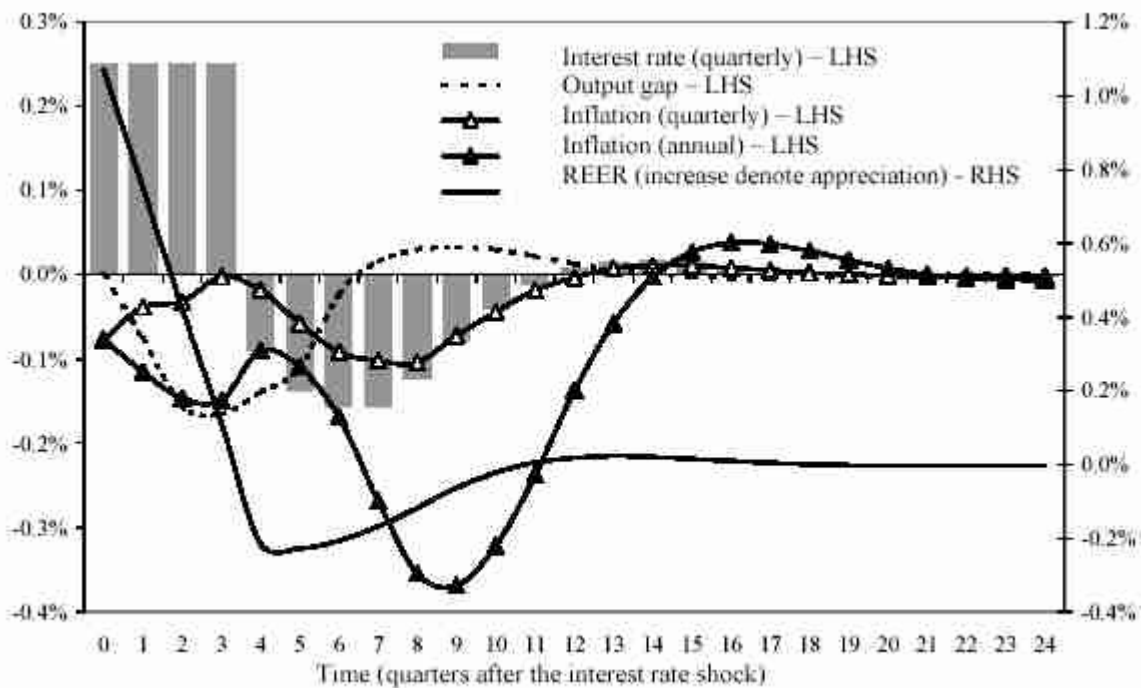
У цьому розділі розглянута монетарна трансмісія у Польщі та обговорюються питання щодо різних підходів. Подано огляд результатів різних авторів у країні з проблемою доступу до даних. Важливо пам'ятати, що протягом періоду, який аналізується, режим монетарної політики поступово рухався до більшої гнучкості обмінного курсу із прямим встановленням рівня цільової інфляції (inflation targeting), впровадженням у 1999 році. Останні роки також розглядаються як приклад політики невтручання центрального банку, який не намагався вплинути на обмінних курс злота виходами на ринок forex.

Kokoszcyński та ін. (2002) розглядають результати, які відносяться до трансмісії монетарної політики у польській економіці, отримані з використанням різних підходів. Деякі результати (див. також Łyziak, 2002) засновані на невеликій структурній моделі відповідно до підходу Clarida, Gali та Gertler (1999). Аналіз імпульсної реакції (Impulse response analysis) (Мал. 2) виявив їх досить типовий вигляд. Розрив у обсязі виробництва (output gap) знижується під впливом, який найвідчутніший за три квартали після введення жорсткішої монетарної політики. Найбільший вплив на інфляцію спостерігаємо після 7-9 кварталів.

При тому, що ці результати здаються реалістичними та не суперечать результатам щодо інших країн, вони дають тільки грубе наближення монетарної трансмісії в Польщі у період до 2001 року (для оцінки моделі було використано дані за 1994-2001). Kokoszcyński та ін. (2002) відмічають значні зміни в імпульсних реакціях (impulse responses) на шоки, викликані монетарною політикою, залежно від застосованої моделі та вибірки даних, взятої для оцінки рівнянь моделі. Це не є дивним, зважаючи на суттєві зміни у монетарній політиці у Польщі протягом останніх 15 років (від різних форм штучної підтримки режиму валютних курсів до вільного коливання валютного курсу), короткі часові ряди, використані для оцінки моделі (що передбачає широкі межі похибок), та простоту моделі.

Малюнок 2. Імпульсні реакції на шоки, визначені як зростання ставки відсотку на 1 процентний пункт на один рік, виведені з використанням невеликої структурної моделі Національного Банку Польщі

² Для додаткової інформації про Спільку Монетарної Трансмісії див. http://www.ecb.int/home/html/researcher_mtn.en.html.



Джерело: Взято з Kokoszcyński та ін. (2002).

Інша частина результатів базується на аналізі векторних авторегресій (Vector Autoregressions). Такий підхід вимагає відбору змінних, які включатимуться до аналізу, та вибору схем ідентифікації (щоб мати змогу моделювати ортогональні шоки одної змінної – відсоткової ставки).

Kokoszcyński та ін. (2002) і Wróbel Pawłowska (2002) подають результати для векторних авторегресій із трьома та п'ятьма змінними ідентифікованими на основі декомпозиції Чолеського (Choleski decomposition), що обґрунтована послідовністю інформації, доступної для учасників ринку, та набору апіорних припущень про те, коли і які саме змінні можуть впливати на інші. Враховуючи дуже коротку вибірку для цього аналізу, деякі результати відповідають „консensusному погляду” (consensus view) на монетарну трансмісію (приміром, Leeper, Sims та Zha (1998) і Christiano, Eichenbaum та Evans (2000)), хоча інші суперечать здоровому глузду. Певні несподівані результати VAR-аналізу є типовими не тільки для Польщі. Наприклад, існує суттєва розбіжність у результатах для окремих країн євро-зони, які наводять Peersman та Smets (2001).

Kokoszcyński та ін. (2002) та Wróbel and Pawłowska (2002), також описують деякі результати стосовно першого етапу монетарної трансмісії, який визначений у даній статті, тобто щодо реакції ставок відсотку комерційних банків на зміну ставок центрального банку. Аналіз, базований на моделі виправлення похибок (error correction model) з використанням узагальнених даних, демонструє, що майже всі ставки за депозитами „приспосовуються” до офіційних протягом приблизно 3-4 місяців, як і ставки за кредитами (до 4 місяців – значно швидше ніж у євро-зоні). Коротка та доволі специфічна вибірка, яка включала переважно періоди зниження ставок відсотку, не дозволила зробити ясніших висновків про асиметрію в реакції, тобто різні схеми реакції банків на посилення чи послаблення монетарної політики. Аналіз, який базується на панельних даних про окремі банки, виявляє, що „приспосовування” кредитів є сильнішим для банків із невеликим капіталом, а також для більш ліквідних банків (що суперечить звичайним результатам досліджень для євро-зони). Тим не менш, потрібно пам'ятати, що вся банківська система була надліквідною протягом досліджуваного періоду, і що період характеризувався монетарним послабленням.

4.3 Окремі результати для інших країн

У цьому розділі представлено огляд практичних робіт для деяких економік, який є потенційно важливим для майбутнього аналізу щодо України.

Підсумки монетарної трансмісії у країнах Балтії є цікавими для України. Головними відмінностями від Польщі є менший розмір країн та більша відкритість для зовнішньої торгівлі, і те, що останнім часом ці країни притримувалися режиму фіксованого обмінного курсу в умовах лібералізованих фінансових ринків. Наслідком цього стало звуження меж для незалежної монетарної політики з боку центральних банків. Практично, їхні дії можуть обмежуватися контролем за дотриманням вимог резервування та ліквідності, та, можливо, роллю кредитора останньої надії. Наприклад, Vetlov (2004) описує досвід Банку Литви, котрий в умовах режиму валютної ради (currency board) використовував операції на відкритому ринку в 1997-1999 роках. Ці дії пояснюються, у першу чергу, планами поступового відходу від валютної ради. Однак після рішення, що через зовнішні шоки (азійську та російську кризи), потрібно підтримувати існуючий режим обмінного курсу, Банк швидко усвідомив, що в операціях на відкритому ринку не було потреби, як і у керуванні оптимальною стратегією ставки відсотку, та що продовження такого керування створює небажані сигнали учасникам ринку. Як наслідок, операції на відкритому ринку було припинено.

Банк Естонії (2004) наводить результати по трьох країнах Балтії, отримані з використанням невеликих структурних моделей, розроблених відповідними центральними банками. Одне ускладнення моделювання полягає у тому, як включити в модель шоки монетарної політики таким чином, який був би сумісний із всією монетарною системою (приміром, відсоткові ставки не є підконтрольні центральному банку). Результати загалом не суперечать тим, які отримані для розвинутих європейських економік, а специфічні риси функцій реакції (reaction functions) є сильно залежними від моделі, тож їх детальний опис не наводиться.

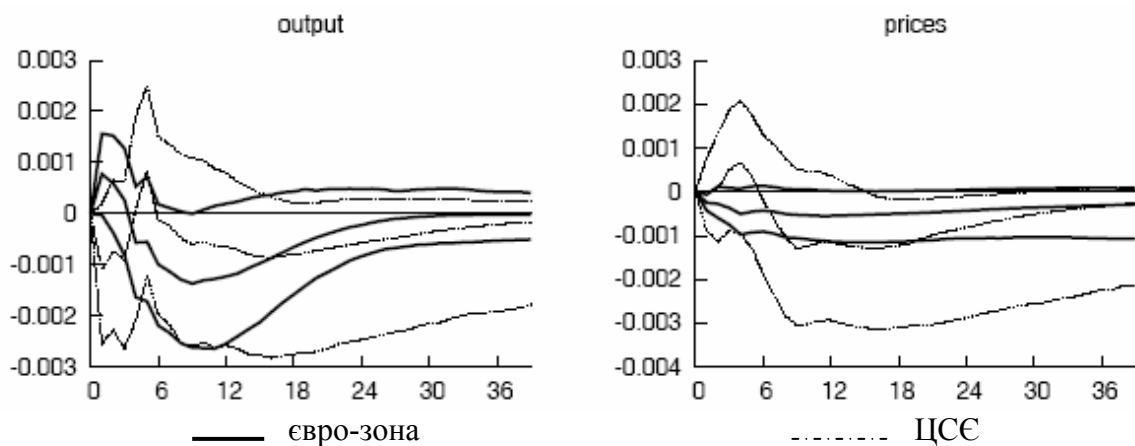
EFN (2004) наводить результатів на основі VAR моделей із використанням відносно свіжих даних для нових країн-членів Європейської Спільноти. Ідентифікаційна схема побудована за декомпозицією Чолеського з використанням різних послідовностей змінних для країн із відносно незалежною монетарною політикою (Чеська Республіка, Польща, Угорщина, Республіка Словаччина, та Словенія) та країн із режимом фіксованого обмінного курсу. Результати для більшості країн доволі схожі на результати для країн евро-зони, хоча межі похибок імпульсних відгуків є широкими, тобто різниці в усереднених імпульсних реакціях навряд чи є значущими. Це ілюструє недоліки VAR-аналізу за використання простих ідентифікаційних схем у країнах із обмеженими даними. У Чеській Республіці виробництво сильно скорочується у відповідь на більш жорсткі монетарні умови, при цьому ціни зростають протягом наступних 1,5 року після запровадження таких умов ("проблема цін"). В Угорщині реакція виробництва та цін має очікуваний знак (хоча є статистично незначущою), є швидкою (максимальне скорочення після приблизно 3 кварталів) та нетривалою. У Словенії та Словаччині результати вказують на інтенсифікацію виробництва після звуження монетарної політики. У країнах Балтії результати передбачають слабкий загальний вплив шоків монетарної політики (Європейської Монетарної Спільноти) на вітчизняне виробництво та ціни.

Jarociński (2004) намагається обійти деякі недоліки VAR-ідентифікації, використовуючи підхід Байєса та комбінуючи інформацію між країнами (панельні дані). При порівнянні евро-зони із країнами Центральної та Східної Європи (Малюнок 3) мають місце такі висновки:

- відсутні чіткі відмінності у реакції виробництва;
- у короткотерміновому періоді ціни сильніше реагують у країнах євро-зони;
- у середньотерміновому періоді ціни реагують сильніше у країнах ЦСЄ;

На рівні окремої країни імпульсні реакції виявилися найбільш сильними у Чехії та Словаччині. Реакції цін були незначущими у Польщі, в Угорщині незначущою була реакція виробництва.

Малюнок 3. Імпульсні реакції виробництва (output) та цін (prices) на одне стандартне відхилення ставок відсотку – медіани, та 5^й та 95^й процентилі подальшого розподілу у країнах євро-зони та ЦСЄ



Джерело: Взято з Jarociński (2004).

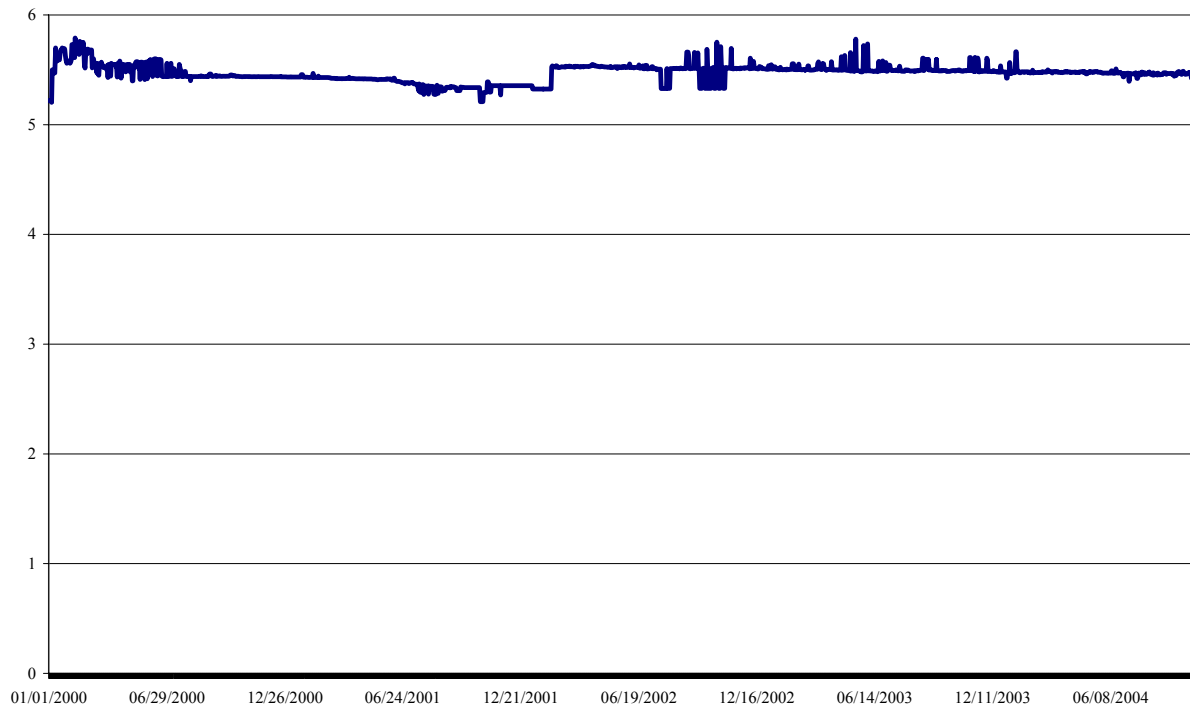
Примітка: В якості ЦСЄ взяті Чеська Республіка, Угорщина, Польща та Словенія.

5. Програма досліджень для України³

Починаючи з 1999/2000 років де-факто в Україні мало місце таргетуванням обмінного курсу з метою стабілізацію відношення гривні до долара (Малюнок 4, для обговорення де-юре монетарного режиму див. Новоселецька, 2004). Цей період також характеризувався дещо обмеженим та змінним у часі рухом капіталу. Також, як зазначає Новоселецька (2004), український фінансовий сектор залишається нерозвиненим у декількох напрямках. Всі ці фактори мали значний вплив на монетарну трансмісію в Україні. Національний Банк України проводив активну політику по встановленню відсоткової ставки (яка поки що не заважала у досягненні „цільового” значення обмінному курсу через обмежену відкритість щодо руху капіталу), хоча змін у дисконтній ставці відсотку не було з кінця 2002 до середини 2004 року, незважаючи на основні коливання у ставках грошового ринку та інфляції споживчих цін у цей період.

Малюнок 4. Обмінний курс гривні до долара Сполучених Штатів, січень 2000 – жовтень 2004 року

³ Останню версію цього розділу можна розглядати скоріше як запрошення до ширшої дискусії, ніж кінцевий опис ситуації. Будь-які коментарі вітаються.



Примітка: На графіку подані щоденні дані. Середній обмінний курс за цей період становив 5,47. стандартне відхилення становить 0,08. Максимальне та мінімальне значення знаходяться у межах +/- 6% від середнього курсу.

Джерело: Oanda.com

Разом із очікуваною поступовою лібералізацією потоків капіталу та зростанням фінансової інтеграції України у світову спільноту можна сказати, що вся система монетарної політики потребуватиме змін. Можна очікувати або розвитку в напрямку більш чіткої форми системи фіксованого обмінного курсу, або руху до більшої гнучкості валюти, що дозволить монетарній політиці досягти інших цілей, зокрема стабільності цін. Кожна можливість містить декілька за та проти, і будь-якому рішенню стосовно такого важливого політичного вибору повинен передувати глибокий аналіз численних складових.

Цікаве питання постає щодо того, які дослідження монетарної трансмісії буде пов'язано з кожною наведеною альтернативою. Зрозуміло, що коли рішення щодо монетарного режиму буде прийняте, дотримування політики стабілізації цін вимагатиме значно більше інформації про лаги, силу та відносини, пов'язані з певними каналами трансмісії. Фактично, успіх такої монетарної стратегії залежить від вірного розуміння монетарної трансмісії (звичайно, якщо немає бажання покладатися у цьому питанні на чисте везіння у досягненні, скажімо, цільового рівня інфляції через комбінації плутаних внутрішніх політик та зовнішніх шоків). Тільки після того, як органи монетарної влади стануть детально розуміти процеси монетарної трансмісії (покладаючи, що вони є сильними та стабільними), вони можуть сподіватися на ефективність монетарної політики. З іншої сторони, система фіксованого валютного курсу (приміром, валютна рада) радикально обмежує простір незалежної монетарної політики і, таким чином, дещо знижує потребу у вивченні трансмісії монетарної політики для побудови ясної картини. Тим не менш, Україна зараз знаходиться у стані невизначеності подальшої схеми монетарної політики. Для прийняття цього рішення може бути важливою така інформація:

- якомога точніше розуміння процесів монетарної трансмісії в Україні під впливом різних інституціональних передумов у минулому;
- реалістичне уявлення про те, наскільки точну інформацію про згадані процеси можна зібрати;
- досвід інших країн при виборі монетарної політики в умовах обмеженого практичного підтвердження її ефективності (приміром, досвід Польщі та Чехії у прямому встановленні цільового рівня інфляції, досвід Болгарії з валютної ради тощо);

В кінці кінців, українським органам монетарної влади знадобиться якісна структурна модель (або клас моделей) економіки, для продовження роботи над монетарною трансмісією та впровадження відповідних результатів у щоденні дії. Зважаючи на обмеженість даних і нещодавні основні структурні зміни в економіці, на ранній стадії важливо зосередитись на побудові простих невеликих моделей, здатних вловити найважливіші риси української економіки. У цій роботі найбільш природним та доцільним джерелом перевірки мають бути інші центральні банки. Банк Естонії (2004) пропонує цікавий огляд та обговорення моделей, розроблених у трьох країнах Балтії. Цей досвід альтернативних підходів до моделювання та розбіжностей, що отримані в результаті, у поведінці моделей варті уваги за наявності спільних рис між країнами. Інший, можливо, корисний досвід можна отримати від аналізу невеликих моделей, наприклад, модель EDGE Банку Фінляндії для євро-зони (Kortelainen, 2002), модель FPS для Нової Зеландії (Black та ін., 1997), мала структурна модель Національного Банку Польщі (Łyziak, 2002), деякі з моделей (дуже добре задокументованих), які використовує Банк Англії (Bank of England, 2000) та інші.

Зрозуміло, що історичні дані не є ідеальним джерелом інформації для розробки емпіричної специфікації. Як відмічають van Aarle та ін. (2004), „монетарні трансмісії досі є предметом невизначеності, як свідчать, приміром, коливання швидкості обігу та грошові мультиплікатори, що ускладнює економічне тестування”. Таким чином, найкращим підходом до вивчення монетарної трансмісії є „витягування” всієї можливої інформації з наявних даних по Україні та докладніше висвітлення результатів, отриманих іншими країнами з важливими для України особливостями. Інституціональні особливості фінансового сектору в цілому і чинна структура монетарної політики є важливими елементами, які треба враховувати при аналізі.

Посилання

Angeloni, Ignazio, Anil Kashyap and Benoît Mojon (2003), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area. A Study by the Eurosystem Monetary Transmission Network*, Cambridge University Press.

Angeloni, Ignazio, Anil Kashyap, Benoît Mojon and Daniele Terlizzese (2003), ‘Monetary Policy Transmission in the Euro: Does the Interest Rate Channel Explain All?’, *NBER Working Paper* 9984.

Bank of England (1999), ‘The transmission mechanism of monetary policy, report prepared under the guidance of the Monetary Policy Committee’, www.bankofengland.co.uk.

Bank of England (2000), ‘Economic Models at the Bank of England: September 2000 Update’, www.bankofengland.co.uk.

Bank of Estonia (2004), *The Monetary Transmission Mechanism in the Baltic States*, Tallin.

Bernanke, Ben S., Jean Boivin and Piotr Elisasz (2004), 'Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach', *NBER Working Paper* 10220.

Black, R., Cassino, V., Drew, A., Hansen, E., Hunt, B., Rose, D. and Scott, A. (1997), 'The Forecasting and Policy System: the Core Model', *Reserve Bank of New Zealand Research Paper*, No. 43, August.

Christiano Lawrence J., Martin Eichenbaum and Charles L. Evans (2000), 'Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?', J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North Holland.

Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler (1999), 'The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective', *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 1661–1707.

Dąbrowski, Marek (2002), 'Is there a room for national monetary policy in the era of globalization?', paper presented at the GDN Fourth Annual Conference, http://www.gdn.net.org/pdf/2002AwardsMedalsWinners/FinancialMarkets/marek_dabrowski_paper.pdf.

Dornbusch, Rudiger, Carlo A. Favero and Francesco Giavazzi (1998), 'Immediate Challenges for the European Central Bank', *Economic Policy*, 26, 15-64.

ECB (2004), *The Monetary Policy of the ECB*, European Central Bank, Frankfurt am Main.

EFN (2004), 'Monetary Transmission in Acceding Countries', Annex 4 of the European Forecasting Network Spring 2004 Report, <http://www.efn.uni-bocconi.it/>.

Ehrmann Michael., L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms (2003), Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area, Chapter 14, in I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.) *Monetary Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press.

Frankel, Jeffrey A., Sergio L. Schmukler and Luis Servén (2002), 'Global Transmission of Interest Rates: Monetary Independence and Currency Regime', *NBER Working Paper* 8828.

Gavev, Georgy, Krisztina Molnar, Krzysztof Rybinski and Przemyslaw Wozniak (2001), 'Transmission Mechanisms of Monetary Policy in Central and Eastern Europe', mimeo, CERGE-EI, http://www.cerge-ei.cz/pdf/gdn/RRCI_09_paper_01.pdf.

Garbuza, Yuriy (2003), 'The Transmission Mechanism of Monetary Policy: Investigating the Exchange Rate Channel for Central and East European Countries', National University of 'Kyiv-Mohyla Academy', MA thesis.

Jarociński, Marek (2004), 'Responses to Monetary Policy Shocks in the East and West of Europe: A Comparison', *CASE Studies & Analyses* No. 287.

Juks, Reimo (2004), 'Monetary Policy Transmission Mechanisms: a Theoretical and Empirical Overview', in Bank of Estonia, *The Monetary Transmission Mechanism in the Baltic States*, Tallin.

Kokoszcyński, Ryszard, Tomasz Łyziak, Małgorzata Pawłowska, Jan Przystupa and Ewa Wróbel (2002), 'Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski' (Monetary transmission mechanisms – theoretical basis and new empirical results for Poland), *Materiały i Studia NBP* nr 151.

Kortelainen, M. (2002), 'EDGE: A Model of the Euro Area with Applications to Monetary Policy', *Helsinki: Bank of Finland Study*, No. E23.

Leeper E, Sims C. and T. Zao (1998), 'What does monetary policy do?', *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 1-78.

Łyziak, Tomasz (2002), 'Monetary transmission mechanism in Poland. The strength and delays', *Materiały i Studia NBP* Paper 26.

Mayes, David G. (2004a), 'Introduction', in Bank of Estonia, *The Monetary Transmission Mechanism in the Baltic States*, Tallin.

Mayes, David G. (2004b), 'The Monetary Transmission Mechanism in the Baltic States', in Bank of Estonia, *The Monetary Transmission Mechanism in the Baltic States*, Tallin.

Mihov, I. (2001), 'Monetary Policy Implementation and Transmission in the European Monetary Union', *Economic Policy*, 33, 371-406.

Mishkin, Frederic S. (1996), 'The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy', *NBER Working Paper* 5464.

Moschitz, Julius (2004), 'The Determinant of the Overnight Interest Rate in the Euro Area', *ECB Working Paper* No. 393.

Novoseletska, Oksana (2004), 'Ukrainian Money Market Analysis', mimeo, CASE-Ukraine.
Peersman, Gert and Frank Smets (2001), 'The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis', *ECB Working Paper* No. 91.

Shambaugh, Jay C. (2004), 'The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy', *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 301-351.

Schmitz, Birgit (2004), 'What Role do Banks Play in Monetary Policy Transmission in EU Accession Countries', paper presented at the European University Institute conference in Florence, May.

Uhlig, Harald (2001), 'What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure', *Center for Economic Research Discussion Paper* 1999-28, Tilburg University.

Van Aarle, Bas, Eelke de Long and Robert Sosoian (2004), 'Macroeconomic Stabilization in Ukraine: Is it Sustainable?', paper presented during Study Group on 'Monetary Policy in Selected CIS Countries' meeting, Bruges, July 2004.

Vetlov, Igor (2004), 'The Monetary Transmission Mechanism in Lithuania', in Bank of Estonia, *The Monetary Transmission Mechanism in the Baltic States*, Tallin.

Wróbel, Ewa and Małgorzata Pawłowska (2002), 'Monetary transmission in Poland: some evidence on interest rate and credit channels', *Materialy i Studia NBP* Paper 24.

Проблеми досягнення параметрів монетарної політики України

Володимир Рябошилик¹, Віктор Мазярчук¹

В Україні все ще спостерігається значне відхилення фактичних монетарних показників від встановлених індикативними планами – див. Таблицю:

Таблиця 1. Індикативні і фактичні монетарні показники за “Основними засадами грошово-кредитної політики”

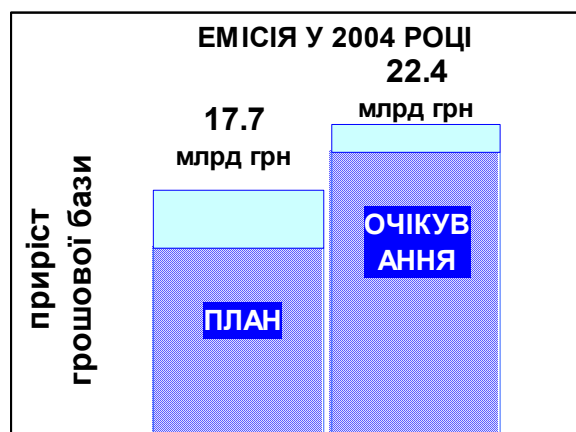
	2003		2004		2005
	План	Факт	План	Очікування	План*
Індекс споживчих цін грудень до грудня %	6 – 7%	8,2%	5.8 -6.3%	10%	6 – 7%
Грошова база млрд.грн.	35,6 - 37,7	40,1	53,55 -57,75	60,5 – 62,5	72,64 - 78,80
Грошова маса МЗ млрд.грн.	72,4 - 78,7	95,04	121,93- 132,76	145.4 – 151.1	186,13 - 200,99
Курс долара США середній за рік	5,48	5,33	5.38 - 5.42	5.33 I півріччя	5,27 - 5,31
Грошова база зростання %	117% – 120%	130%	126% -132%	151% -155%	120% -126%
Грошова маса МЗ зростання %	122% -127%	146%	132% -139%	153% -159%	128% -133%

* рішення Ради НБУ від 10 вересня 2004 р. №17

В останні роки інфляція систематично планується на рівні 6-7% і з такою ж систематичністю перевищується на декілька відсотків, що у значній мірі пов'язано з перевищенням емісії і грошової бази.

З іншого боку помітне випередження „широкої” грошової маси МЗ є наслідком позитивного процесу прискореного зростання депозитів, що недостатньо враховується при плануванні.

Так само курс долара систематично відстає від запланованого внаслідок поступового посилення гривні після її надмірного знецінення під час кризи 1998 року.



¹ Інститут Реформ

На графіку показано багаторічну тенденцію і поточну ситуацію щодо грошової (монетарної) бази, яка є результатом емісійної діяльності Національного банку (база складається приблизно на 80% з готівки поза банками і на 20% з резервних коштів банків, які є своєрідним еквівалентом готівки для банків).

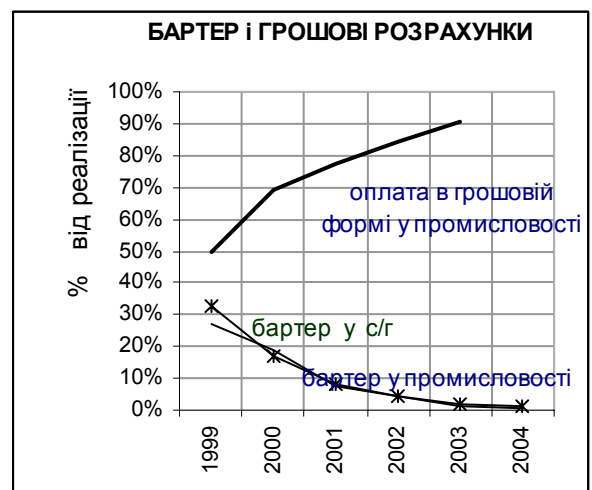
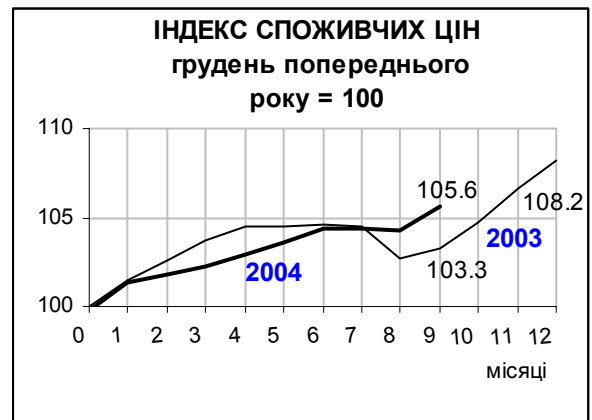
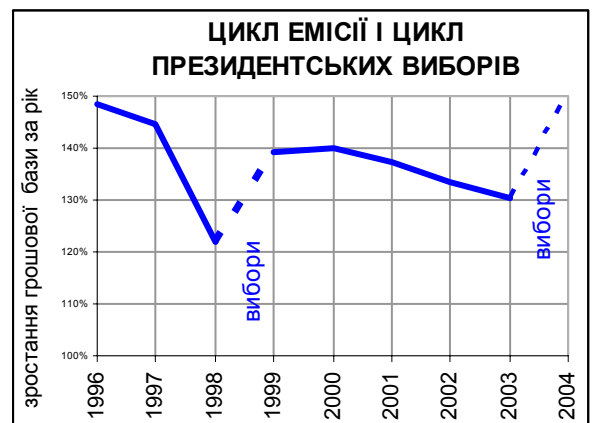
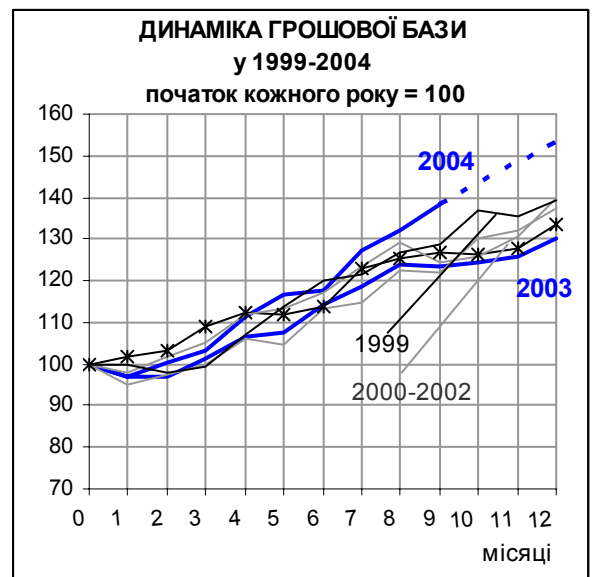
Як видно, у другому півріччі поточного року грошова база суттєво відхилилась як від динаміки попереднього року, так і від тенденції інших років, і згідно очікувань НБУ перевищення фактичної емісії над запланованою у цьому році складе не менше 5 мільярдів гривень. Це значні додаткові кошти в розпорядженні у Держави, проте оборотною стороною їх отримання є певне посилення інфляції.

Відбувся зрив поступового процесу посилення контролю над емісією коли із року у рік темпи зростання грошової бази скорочувались, а тепер на відміну від цього ми матимемо найбільше зростання за останні 8-9 років.

Серед решти розглянутих років найбільшими відхиленнями у емісії відрізняється 1999 рік - рік попередніх президентських виборів. В результаті в Україні склався макроекономічний цикл прив'язаний до періодичності виборів аналогічний до розвинутих країн, зокрема США.

Відповідно до повороту у емісійній діяльності від бувся поворот у інфляції. Якщо у першому півріччі інфляція відставала від попереднього року, то з серпня, через місяць після посилення емісії, і ціни „пішли у відрив”. Тут слід також брати до уваги, що за очікуванням середнім зростанням цін в межах 10 відсотків стоїть як подешевіння хліба, так і подорожчання м'яса і сала майже у 1,5 рази. Отже більш дієвий контроль над емісією і угамування інфляції до європейського рівня дозволили б суттєво підвищити стабільність і скоротити розбіжності між різними групами товарів.

Грошова база традиційно планується з перевищенням над реальним зростанням ВВП, що пояснюється випереджаючою потребою у вітчизняних грошах у зв'язку зі скороченнями бартеру і доларизації економіки. Проте скорочення бартеру вже практично закінчилося, а доларизація стабілізувалася на рівні 20% грошової маси МЗ.



Отже можливостей подальшого зростання монетизації більше немає, що на відміну від чинної політики, додатково вимагає ставитися до емісії зі значно більшою обережністю.

Національний банк регулярно декларує „створення ефективних інструментів і механізмів” забезпечення досягнення параметрів монетарної політики. Проте фактично ми ще перебуваємо на проміжному етапі між гіперінфляцією і вузько-контрольованою інфляцією, і тут ще залишається багато проблем пов'язаних з переходом від простої екстраполяції звітних даних до більш тонкого врахування глибинних процесів і поворотних моментів, що впливають на р озвиток подій.

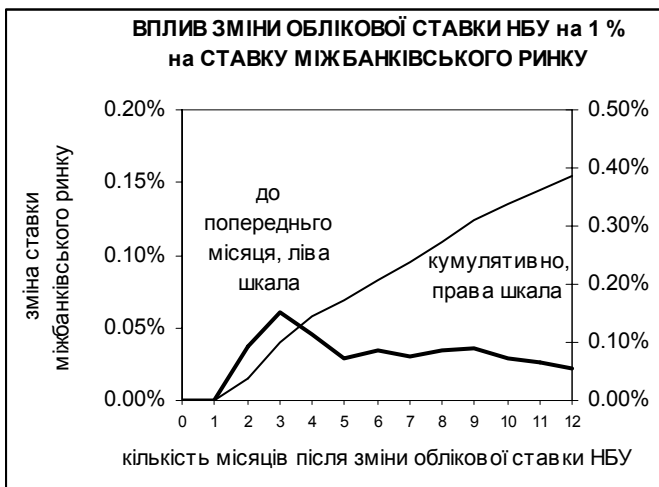
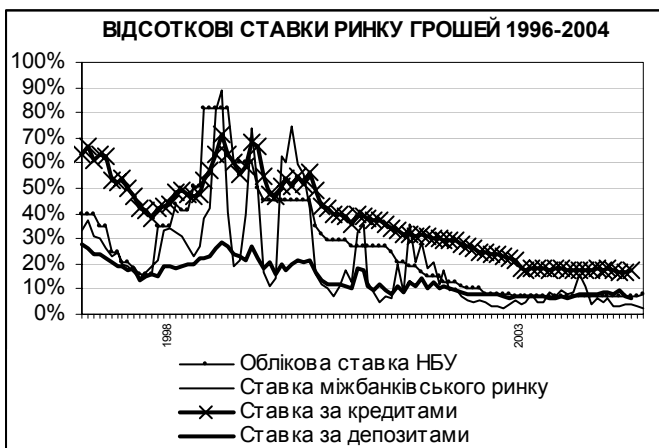
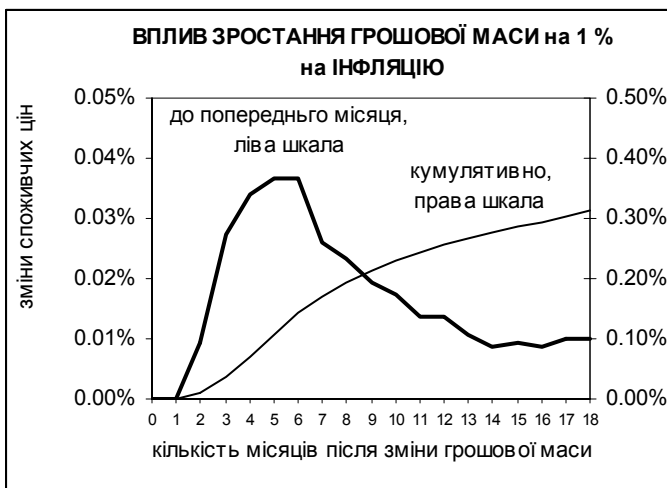
Одним з шляхів вдосконалення монетарної політики є економетричний аналіз причинно-наслідкових зв'язків між різними показниками – на графіку наведено результати оцінки впливу грошової маси на інфляцію у вигляді так званої імпульсної функції. Ця функція показує як буде змінюватися інфляція внаслідок зміни грошової маси на 1 %. Як видно, одразу, в перший місяць вплив зростання грошової маси не відчувається і тільки у 3-6 місяцях зміни інфляції будуть найбільш відчутні, після чого наслідки емісії швидко затухають.

Іншою важливою сферою монетарного регулювання є банківські відсотки на ринку грошей де головним інструментом є облікова ставка НБУ. Як видно, в цілому ринкові ставки мають однакові тенденції з обліковою ставкою встановленою НБ У – див. графік.

Економетричний аналіз показав, що облікова ставка найсильніше впливає на ставку міжбанківського ринку. При цьому зміна облікової ставки спричиняє найбільші зміни тільки через три місяці, а у перший місяць, як і у попередньому випадку, впливу ще взагалі не відбувається. Кумулятивно, наростаючим підсумком, зміна облікової ставки на 1% призводить до зміни ставки міжбанківського ринку через 6 місяців – на 0,17%, а через рік - на 0,39%.

Таким чином можна запропонувати наступні напрямки вдосконалення монетарної політики.

Необхідно посилити контроль над емісією і встановити тверду верхню межу зростання грошової бази не більше ніж на 20%. Внаслідок цього емісійний дохід Держави повинен скоротитися до 10-12 мільярдів гривень за рік проти сьогоденних 20 мільярдів. Якщо взяти до уваги, що емісія зараз в основному використовується на закупівлю валюти, то постане питання або про залучення до закупівель бюджетних коштів, або про перегляд



валютної політики в напрямку допущення номінального послаблення долара. Тут можна скористатися досвідом Польщі де посилення національної валюти більш ніж на 10% відбулося без негативного впливу на реальну економіку.

При плануванні поточної емісійної діяльності слід застосовувати результати економетричного аналізу причинно-наслідкових зв'язків між показниками.

Такі багато-аспектні зміни дозволять звузити цільову інфляцію до 3-5% за рік, що сприятиме стабілізації як споживчого ринку так і відсоткових ставок на ринку грошей, і стане суттєвим кроком в напрямку європейської інтеграції України.

Монетарна трансмісія в Україні: VAR підхід

Микита Михайличенко¹, Володимир Гринів¹, Войцех Пачинські²

1. Вступ

У цій роботі зроблено спробу застосувати до Українських даних широко поширений у світовій практиці вектор-автрегресійний підхід до дослідження механізмів монетарної трансмісії. Різноманітні варіанти такого моделювання є, мабуть, одними з найбільш розповсюдженими у літературу на тему монетарної трансмісії. Прикладами таких робіт є дослідження Сімса (1980), Ліпера (1998), Крістіано та ін. (2000) та Пірсмана та Сметса (2001). Натомість в Україні цей підхід поки що не набув широкого використання. В цій роботі автори роблять спробу заповнити цю прогалину.

У даному дослідженні розглядаються імпульсні відгуки основних макроекономічних змінних на неочікуваний шок з боку монетарної політики (збільшення відсоткової ставки) на основі базової VAR моделі, що запропонована у роботі Пірсмана та Сметса (2001). Виявлено, що ця реакція (принаймні щодо інфляції) відповідає результатам, отриманим для інших країн (в т.ч. євро-зони та США).

Інша особливість цієї роботи полягає у тому, що VAR модель оцінювалась у двох „вимірах”. По-перше, в якості індикатора монетарної політики нами було використано декілька різних відсоткових ставок, зокрема, облікову ставку НБУ, міжбанківський відсоток та кредитну ставку комерційних банків. По-друге, поряд зі звичайним індексом споживчих цін (ІСЦ) при розрахунках були використані показники базової інфляції. Розрахунки показали, що результати моделювання на основі різних відсоткових ставок є досить подібними. Аналогічний висновок можна зробити і щодо використання базової інфляції поряд із ІСЦ, хоча застосування саме перших показників у деяких випадках виглядає більш виправданим.

Це дослідження організоване таким чином: у другій частині представлено короткий історичний огляд щодо дослідження монетарної трансмісії в Україні. Третій розділ присвячено опису моделі, а також даних. Він також містить основні результати оцінки на основі функцій імпульсних відгуків. Розділ 4 включає аналіз декомпозиції дисперсій помилок прогнозів та висвітлює деякі питання щодо оцінки стійкості моделі. Нарешті остання частина присвячена коротким висновкам.

2. Історичний огляд

До цього часу в Україні порівняно невелика кількість робіт була присвячена трансмісійному механізму в цілому та його окремим аспектам зокрема. В якості прикладів можна навести дослідження Дорошенка (2001), Тиракало та Адамик (1999), Задерей (2003), Шувчук (2001). У цьому розділі ми надамо короткий огляд цієї літератури та підсумуємо основні результати, що були отримані.

Досить значна частка літератури присвячена дослідженню взаємозалежностей між монетарними індикаторами та різними макроекономічними змінними. Тиркало та Адамик (1999) та Дорошенко (2001) розглядають зв'язок між пропозицією грошей та інфляцією, а також між пропозицією грошей та ВВП. Результати засвідчують довготермінову залежність між темпами росту грошової маси та інфляцією (як і можна

¹ CASE Україна. Автор для листування: Микита Михайличенко, nikita_mih@case-ukraine.kiev.ua

² Центр соціально-економічних досліджень – CASE, Варшава

було очікувати). Період грошової експансії та високої інфляції протягом 1990-х років супроводжувався зменшенням реального ВВП. Новоселецька (2004) також досліджує подібні питання, зосереджуючи увагу на існуванні точки розриву у статистичних залежностях. Протягом останніх років фінансової стабільності (1999-2003 рр.) розширення грошових агрегатів супроводжувалося зменшенням інфляції та зростанням ВВП. Очевидно, що має місце суттєва різниця між довго- та короткотерміновими ефектами грошової експансії. До останніх робіт пов'язаних із дослідженнями різних аспектів впливу монетарних агрегатів на інші змінні, зокрема, інфляцію, можна віднести Білан (2002 та 2003), Білан та Сіліверстов (2003) та Легейда (2004).

Білан (2003) досліджує наявність, силу та важливість “ефекту ліквідності”, тобто зменшення відсоткових ставок під впливом грошової експансії. У роботі виявлено наявність цього ефекту та, що важливіше, його присутність протягом порівняно тривалого періоду. Таким чином, це підтверджує точку зору про те, що канал відсоткової ставки має певну силу, принаймні як перший етап трансмісійного механізму (тобто, вплив грошової політики на ринкові відсоткові ставки).

Дорошенко (2004) розглядає деякі аспекти каналу обмінного курсу. Результати засвідчують досить обмежений вплив коливань обмінного курсу на зовнішню торгівлю протягом 1994-1998 рр. У роботі наведено інші (відмінні від обмінного курсу) фактори, що формують динаміку зовнішньої торгівлі. Тобто підтверджується слабкість даного каналу трансмісійного механізму. Серед можливих пояснень згадується адміністративний вплив на зовнішню торгівлю. Починаючи з 1999 року і до тепер має місце стабільність обмінного курсу. За таких умов досить важко визначити відносну важливість цього каналу.

Інший аспект цього каналу – вплив обмінного курсу на внутрішні ціни – коротко розглянуто Новоселецькою та Михайличенко (2004). Автори відмічають, що стабільність номінального курсу протягом останніх років певним чином сприяла помірним темпам інфляції.

Досить мало робіт присвячено кредитному каналу трансмісії. Кришко (2001), наприклад, розглядає перший етап цього каналу, тобто реакцію комерційних банків на монетарну політику. Дослідження Задерей (2003) показують досить слабкий потенціал широкого кредитного каналу монетарної трансмісії. Новоселецька (2004) пропонує інституційний аналіз, що може допомогти в оцінці відносної важливості цього каналу.

Варто зауважити, що є також спроби використовувати прості структурні моделі для моделювання грошової трансмісії. Деякі початкові спроби були зроблені Болгарінім та іншими (2000).

3. Оцінки VAR моделі для України

По-перше, цей розділ описує основні характеристики базової моделі, а також дані, що використовувались для її оцінки. По-друге, подаються результати оцінювання цієї моделі в термінах функцій імпульсних відгуків.

3.1. Опис моделі та даних

VAR модель, що використовується у цьому дослідженні, була запропонована Пірсманом та Сметсом (2001) у їхній спільній роботі. Вона має такий вигляд:

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + B(L)X_t + u_t \quad (1)$$

де Y_t – вектор ендегенних змінних, X_t – вектор екзогенних змінних, а $A(L)$ та $B(L)$ є поліноміальними лаговими векторами.

Протягом всього дослідження вектор екзогенних змінних буде незмінним та матиме такий вигляд:

$$X_t = [y_{\text{rus}} \quad \text{oil}_w] \quad (2)$$

де y_{rus} – реальне виробництво в Росії (більш точно, це є індекс 5 базових галузей), oil_w – індекс світових цін на нафту. Перший індикатор включено до моделі з метою врахування впливу економічної активності у найбільшому торговому партнері Україні на внутрішні макроекономічні показники. Включення світових цін на нафту пояснюється сильною залежністю України від енергетичного імпорту. Визначаючи ці змінні як екзогенні, ми припускаємо, що вони не піддаються впливу внутрішніх економічних умов в Україні. Одночасно з цим, вони можуть мати миттєвий вплив на внутрішні макроекономічні змінні.

Свою чергою, вектор ендегенних змінних включає реальний ВВП України (y_t), показник внутрішньої інфляції (p_t), реальний ефективний обмінний курс (x_t) та ставку відсотку (r_t):

$$Y = [y_t \quad p_t \quad x_t \quad r_t] \quad (3)$$

Ми оцінюємо модель (1) з використанням декількох відсоткових ставок: облікової ставки НБУ, міжбанківського відсотку, а також ставки відсотку комерційних банків за кредитами.

Очевидно, що облікова ставка безпосередньо відображає політику Нацбанку. Однак, враховуючи те, що протягом останніх років політика НБУ була спрямована, в основному, на підтримання стабільності валютного курсу, його дії щодо встановлення облікової ставки були дещо обмеженими (див. також Новоселецьку, 2004). З огляду на це, інші відсоткові ставки, скажімо, міжбанківська, можуть також відображати комбіновану монетарну політику (комбінація інтервенцій на валютному ринку та регулювання відсоткових ставок) навіть більш точно, ніж офіційна. З іншої сторони, міжбанківська та кредитна відсоткові ставки можуть коливатися не тільки під впливом монетарної політики, а також реагувати на інші ринкові умови. Тим не менше, порівняння результатів, отриманих для різних відсоткових ставок може збільшити надійність дослідження в цілому та дати більше підґрунтя для висновків.

Також було використано декілька різних показників внутрішньої інфляції. Як відзначають Вожняк та Михайличенко (2004), досить важливим є дослідження не лише звичайного ІСЦ, що надається Держкомстатом, а й інших індикаторів, що відображали б довготерміновий тренд інфляції, а саме – базової інфляції. У згаданій роботі розраховано декілька показників базової інфляції для України. Один з них це усічене середнє (TMU ІСЦ), а інший – показник, отриманий за допомогою методу звичайного виключення (EXC ІСЦ). Таким чином, оцінка моделі буде проводитись як на основі звичайного ІСЦ, так і з використанням цих двох індикаторів базової інфляції.

Всі ряди, окрім відсоткових ставок та реального ефективного обмінного курсу (РЕОК) є сезонно-згладженими за допомогою економетричного пакета Demtra, розробленого Eurostat. Також, логарифми всіх ендегенних та екзогенних змінних, окрім відсоткових ставок, використано у моделі. Оцінювання проводилося на основі місячних даних за часовий період: 1999M1 – 2004M8 (68 спостережень). Нами взято перший місяць 1999 року за початок вибірки, оскільки цей рік є першим після фінансової кризи восени 1998 року. Порядок моделі (кількість лагів) складає 6 (детальніше див. 4.2).

VAR модель для України оцінювалася в рівнях. Таким чином, перевірка рядів на стаціонарність не проводилася (через коротку вибірку). Варто відмітити, що це питання є досить спірним. Наприклад, Лук'яненко (2002) згадує про стаціонарність рядів як необхідну умову для оцінки VAR моделей. Натомість, Ковалькі та ін. (2003) вказують на вибір між меншою ефективністю та меншою інформативністю при обговоренні оцінювання VAR у рівнях або з використанням перших (n-их) роізниць. Зауважимо, що оцінка VAR моделей у рівнях є традиційним підходом при дослідженні механізмів грошової трансмісії (напр., Пірсман та Сметс, 2001). Також, необхідно пам'ятати про неефективність тестів на стаціонарність при застосуванні до коротких вибірок (що саме і маємо для України). Оцінка довготермінових взаємозалежностей між змінними з використанням теорії коінтеграції також, очевидно, не буде повністю коректним за таких умов.

Неочікуваний ортогональний шок з боку монетарної політики (виражений у збільшенні відсоткової ставки) визначається через декомпозицію Чолеського. Ідентифікація системних VAR моделей з використанням триангулярної декомпозиції Чолеського залежить від порядку ендегенних змінних (детальніше див., наприклад, Зівот (2000)). У нашому випадку буде використано порядок, наведений у (3). Відповідне припущення полягає у тому, що відсоткові ставки не мають миттєвого ефекту на інші змінні (ВВП, інфляцію та РЕОК).

3.2. Результати оцінювання

Основні результати оцінки VAR моделі представлено на мал. 1 та 2. На графіках представлено імпульсні відгуки трьох змінних (ВВП, інфляція та обмінний курс) на позитивне збурення (на одне стандартне відхилення) відсоткової ставки. На мал.1 зображено також довірчі інтервали (± 2 стандартних відхилення). Ці інтервали розраховано на основі імітації Монте Карло (див. Систему допомоги EViews 3). Товсті лінії на мал.2 відображають результати, отримані на основі моделей з використанням різних відсоткових ставок та звичайного ІСЦ. Тонкі суцільні лінії показують результати моделювання з використанням усіченого середнього в якості індикатора інфляції. Лінії із зірочками зображують функції імпульсних відгуків для моделей, що в якості індексу інфляції використовували базову інфляцію, порашовану за допомогою методу звичайного виключення.

Зростання відсоткових ставок не спричиняє якихось змін ВВП, які б були статистично значимими. Наявні функції імпульсних відгуків (точкові оцінки є близькими до нуля, а довірчі інтервали є досить широкими) вказують на відсутність трансмісії від відсоткових ставок до рівня виробництва. Спадаючий тренд ВВП, що можна спостерігати через 1.5 роки після шоку (в основному, у відповідь на шок з боку кредитних ставок) не є статистично значущим та з'являється занадто пізно, щоб бути віднесеним саме до цього. Серед усіх відсоткових ставок, кредитна ставка комерційних банків виявилася такою, що найбільше впливає на макроекономічні змінні, а облікова ставка НБУ – найменше. Однак, цей висновок базується лише на точкових оцінках та не є підтвердженим статистичними тестами. Також необхідно відмітити, що результати, отримані для моделей з використанням звичайного ІСЦ та базової інфляції – усіченого середнього є досить подібними. При цьому, моделі з базовою інфляцією на основі методу звичайного виключення дають дещо відмінні наслідки.

Зменшення інфляції у відповідь на зростання відсотку, у свою чергу, дійсно підтверджується. Результатами є консистентними для моделі з різними відсотковими ставками та інфляційними показниками (окрім EXC ІСЦ). Як підказує динаміка довірчих інтервалів, результати є статистично значущими через декілька місяців після

шоку. Свого максимуму вплив зростання відсоткової ставки на ціни досягає приблизно через півтора роки. Найбільш явно ціни реагують на зміни у кредитній відсотковій ставці. Результати є приблизно однаковими для ІСЦ та ТМУ ІСЦ. При цьому, майже відсутній вплив на ЕХС ІСЦ. Облікова ставка НБУ має найвідчутніший вплив на базову інфляцію на основі усіченого середнього. Відповідно до результатів оцінки моделі реакція ІСЦ та ЕХС ІСЦ на зміни в обліковій ставці Нацбанку є дещо слабшою. Аналогічний висновок можна зробити і для міжбанківського відсотку.

Неочікуваний шок монетарної політики майже одразу спричиняє ревальвацію РЕОК гривні, що триває приблизно 1 рік. Після цього можна спостерігати помірну девальвацію. Загальна девальвація РЕОК є майже однаковою для всіх моделей, хоча у VAR із кредитною відсотковою ставкою та ТМУ ІСЦ вона є певним чином відчутнішою.

Наведені результати можуть надати, також, і додаткове обґрунтування щодо того, чи може використання показників базової інфляції покращити якість моделювання інфляційних процесів в цілому. Петрик та Половньов (2003) показали, що поліноміально-розподілені лагові моделі для моделювання інфляції як функції від пропозиції грошей чи обмінного курсу дають кращі результати (в термінах R^2) коли використовується показник базової інфляції замість ІСЦ.

Загалом, існує декілька індикаторів, що характеризують “якість” VAR моделей. Зокрема, критерії Акайка та Шварца відображають визначник коваріаційної матриці залишків моделі. Вони також враховують кількість ендогенних змінних та порядок моделі. Таким чином, за інших рівних умов маємо змогу порівняти декілька моделей.

Таблиця 1 містить значення трьох основних критеріїв для різних VAR моделей, що оцінювалися в цьому дослідженні. Можна помітити, що використання базової інфляції на основі усіченого середнього може виявитися дещо ефективнішим в термінах цих критеріїв. Однак, необхідно підкреслити, що ці результати є чутливими до розміру вибірки, зокрема вони можуть змінюватися при її скороченні. При використанні коротших часових періодів для оцінки моделей (починаючи, наприклад, з 7M2000) критерії Акайка та Шварца також є чутливими для порядку моделі.

Таблиця 1. Статистичні характеристики VAR моделей

	VAR з обліковою ставкою НБУ			VAR з міжбанківським відсотком			VAR з кредитною відсотковою ставкою		
	ІСЦ	ІСЦ ЕХС	ІСЦ ТМУ	ІСЦ	ІСЦ ЕХС	ІСЦ ТМУ	ІСЦ	ІСЦ ЕХС	ІСЦ ТМУ
Log Likelihood	535.7	544.2	489.5	430.0	431.8	401.2	518.8	533.8	484.5
Критерій Акайка	539.2	547.6	493.0	433.5	435.3	404.6	522.2	537.3	488.0
Критерій Шварца	542.9	551.3	496.7	437.2	439.0	408.4	526.0	541.0	491.7

4. Декомпозиція дисперсій та аналіз стабільності моделей

Цей розділ містить пояснення та інтерпретацію щодо декомпозиції дисперсій помилок прогнозів моделі, що оцінено з використанням різних відсоткових ставок та ІСЦ з показниками базової інфляції. У другій частині подано аналіз стійкості моделі. Для цього проведено специфікацію моделей для різних порядків (к-сть включених лагів) та різних часових періодів і проаналізовано відповідні функції імпульсних відгуків.

4.1. Декомпозиція дисперсій

У цьому розділі буде коротко окреслено результати щодо аналізу декомпозиції дисперсій помилок прогнозів основних ендогенних змінних, що розглядаються в цій

роботі. Це може вказати на відносну важливість досліджуваних випадкових збурень відсоткової ставки для коливань інших ендегенних змінних, що включено до VAR. На малюнку 3 показано вклади різних відсоткових ставок до дисперсії різних макроекономічних змінних України. Товста лінія відображає вклад відсотку, що впливає з моделі на основі звичайного ІСЦ, а тонка суцільна лінія показує цю ж інформацію, але для моделей з використанням усіченого середнього в якості інфляційного індикатору. Нарешті, лінія із зірочками вказує на результати щодо моделей із базовою інфляцією на основі методу звичайного усіченого середнього.

В цілому, можна зробити висновок про більшу відносну важливість відсоткових ставок саме для інфляційної динаміки. При цьому, вони пояснюють досить малу частку дисперсії ВВП.

Відповідно до отриманих результатів, які зображено на малюнку 3, базова інфляція на основі простого виключення має найменшу частку дисперсії, що пояснюється відсотковими ставками (не більше 10%). Натомість, ІСЦ та ТМУ ІСЦ “пояснюються” за рахунок облікової ставки НБУ та міжбанківського відсотку в середньому на 20%. Кредитна ставка має більший вклад – до 45%. “Важливість” відсоткових ставок досягає свого піку через півтора роки після шоку. Інша особливість полягає в тому, що декомпозиції дисперсій для усіченого середнього та звичайного ІСЦ є майже однаковими у випадку міжбанківської та кредитної ставок. При цьому, ТМУ ІСЦ є більш чутливим до облікової ставки НБУ, ніж ІСЦ.

Декомпозиції дисперсії для РЕОК є більш стабільними протягом часу порівняно з інфляцією. Вони досягають свого максимуму трохи раніше – наприкінці першого року після шоку та є майже однаковими для моделей з різними індикаторами інфляції. Згідно з результатами оцінювання, РЕОК є найбільш чутливим до кредитних ставок (до 30%). При цьому, “вклад” облікової ставки не перевищує 15%.

Як згадувалося раніше, частка дисперсії ВВП, що пояснюється відсотковими ставками є найменшою серед усіх змінних, що досліджуються. Для облікової ставки НБУ та кредитної ставки – це менше 8%, а для міжбанківського відсотку – менше 15%.

4.2. Аналіз стабільності

Аналіз стабільності буде проведено за рахунок порівняння функцій імпульсних відгуків для моделей на основі різних часових періодів, а також різних порядків. На малюнках 4 та 5 зображено ці імпульсні відгуки різних макроекономічних змінних на неочікуваний шок з боку монетарної політики на основі моделі (1). Вони розраховані для моделей з різними відсотковими ставками та інфляційними індикаторами. Проте, на малюнках зображено лише результати щодо оцінок на основі звичайного ІСЦ, оскільки для індексів базової інфляції ці результати є подібними.

Стабільність цих функцій для моделей на основі різних періодів для вибірок підтверджує той факт, що наведені результати не є притаманними лише певному періоду. Подібність відгуків для моделей різних порядків підтверджує їх стабільність та може слугувати додатковим обґрунтуванням щодо вибору оптимального лагу для подальших досліджень.

На малюнку 4 представлено функції імпульсних відгуків для моделей, що оцінено на основі різних вибірок. Ці функції розраховано для VAR моделей порядку 6. Часові періоди починаються з 6М1998, 1М1999, ..., 6М2000 та закінчуються завжди останнім наявним місяцем – 8М2004. Таким чином, по 5 кривих зображено на кожному графіку. Результати підтверджують стабільність моделей в часі, оскільки майже всі криві є дуже подібними. Є лише один “викид” – відгук РЕОК на збільшення кредитної відсоткової ставки для вибірки, що починається з 1М2000. Однак, у той же час,

інтервальна оцінка в цьому випадку, тобто довірчий інтервал, значно розширюється та “покриває” всі відгуки для різних вибірок. Тобто, така ситуація не може розглядатися як ознака нестабільності моделі для даної вибірки.

Як можна було очікувати при виборі вибірки, функції відгуків стають дещо іншими при використанні довших періодів (що починаються, скажімо, у 1998 році та раніше). Основною причиною цього є відмінні макроекономічні умови та криза 1998 року. Логічним є також і те, що функції дещо деформуються і для коротших вибірок. Це пояснюється тим, що довжина періоду у цьому випадку становить 35 та менше спостережень. Однак, навіть за умови відмінності точкових оцінок (тобто, самих функцій імпульсних відгуків), довірчі інтервали стають ширшими та покривають всі інші відгуки.

Як можна бачити з малюнка 5, імпульсні відгуки для моделей різних порядків також мають однакову спрямованість. Подібно до опису в попередньому абзаці, навіть за наявності декількох “викидів” для точкових оцінок (напр., деякі відгуки ВВП для моделей порядку більше 6), довірчі інтервали є досить широкими та не підтверджують нестабільність моделей.

Повертаючись до питання вибору оптимального лагу, необхідно відзначити, що низький порядок може не давати надійних результатів, особливо в умовах використання місячних даних. В той же час, використання занадто великої кількості лагів також може виявитися проблематичним через коротку вибірку. Те, що точкові оцінки дещо різняться для моделей вищих порядків (мал.5, лінії із зірочками) є додатковою причиною уникнення використання великої кількості лагів. Таким чином, вибір порядку моделі 6 виглядає більш-менш адекватним.

5. Висновки

У цій роботі була досліджена VAR модель монетарної трансмісії в Україні. Оцінювання проводилось у двох “вимірах”: для різних відсоткових ставок та різних інфляційних індикаторів. Головний висновок полягає в тому, що відгуки основних макроекономічних змінних (ВВП та інфляції) на неочікуваних шок монетарної політики в цілому відповідає загальній теорії та досвіду інших країн. Зокрема, зростання відсоткових ставок викликає зменшення інфляції, хоча важко точно визначити масштаб цього скорочення. При цьому, розрахунки показали, що ВВП не має систематичної реакції на зміни у ставках відсотку. Трансмісія до змінних в деяких випадках відбувається лише через 1.5 роки, що є досить значним лагом порівняно з результатами для багатьох європейських країн.

Подібність результатів у різних “вимірах” та стабільність функцій імпульсних відгуків та їх довірчих інтервалів для моделей різних порядків та на основі різних за довжиною вибірок підтверджують стабільність VAR специфікації.

Проте, необхідно досить обережно відноситись до даних результатів через наявність декількох застережень, зокрема:

1. В умовах поточної політики НБУ керованого плавання обмінного курсу, вплив монетарної політики на макроекономічні змінні через відсоткові ставки є досить обмеженим. Це підтверджується аналізом декомпозиції дисперсій, що засвідчують незначний вклад шоків відсоткових ставок до волатильностей ВВП та інфляції.
2. Коротка вибірка та її місячна частота також можуть певним чином викривляти реальну картину. Таким чином, якість цього аналізу буде зростати із надходженням нових даних та збільшенням вибірки.

3. Це є тільки загальним оглядом механізму монетарної трансмісії. Очевидно, що для більш чітких та надійних висновків необхідно проводити детальніші дослідження кожного етапу та всіх каналів монетарної трансмісії.

Таким чином, в даному дослідженні була зроблена спроба використати для України методологію, що є досить добре досліджена та широко використовується у світовій практиці. В цілому, результати є досить обнадійливими, хоча, безумовно, є необхідність продовжити роботу у даному напрямку.

Посилання

Bilan, Olena (2002), 'Investigating the Liquidity Effect in the Ukrainian Interbank Market', National University of Kyiv-Mohyla Academy, MA thesis

Kowalski, Przemyslaw, Wojciech Paczyński & Łukasz Rawdanowicz (2003), 'Exchange Rate Regimes and the Real Sector: a Sectoral Analysis of CEE Countries', *Post-Communist Economies*, Vol. 15, No. 3

Mishkin, Frederic S. (1996), 'The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy', NBER Working Paper 5464

Novoseletska, Oksana (2004), 'Ukrainian Money Market Analysis', materials for the conference "Sustaining low inflation in Ukraine", December 2004, Kyiv

Paczynski, Wojciech (2004), 'Monetary Transmission in Europe: Lessons for Ukraine', materials for the conference "Sustaining low inflation in Ukraine", December 2004, Kyiv

Peersman, Gert and Frank Smats (2001), 'The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis', ECB Working No. 91

Przystupa, Jan (2002), 'The exchange rate in the monetary transmission mechanism', NBP, November

Woźniak, Przemyslaw and Mykyta Mykhaylychenko (2004), 'Analysis of Core Inflation Indicators in Ukraine', Working Paper

Zaderey, Natalia (2003), 'Monetary Transmission in Ukraine: is There a Broad Credit Channel', National University of "Kyiv-Mohyla Academy, MA thesis

Zivot, Eric (2000), 'Notes on Structural VAR Modeling', University of Washington, Department of Economics, Lecture Notes

Адамик, Богдан та Роман Тиркало (1999), „Передавальний механізм монетарної політики та його значення для ефективної діяльності НБУ”, Вісник НБУ, №.7, с. 6-11

Болгарін, Ігор, Лаван Магадева та Габріель Стерн (2000), „Деякі методологічні аспекти побудови та використання моделі механізму монетарної трансмісії в Україні”, Вісник НБУ, №11, 2000, с. 4-6

Дорошенко, Ігор (2001), „Монетарна політика економічного зростання у перехідній економіці” КНУ імені Тараса Шевченка, Київ, монографія.

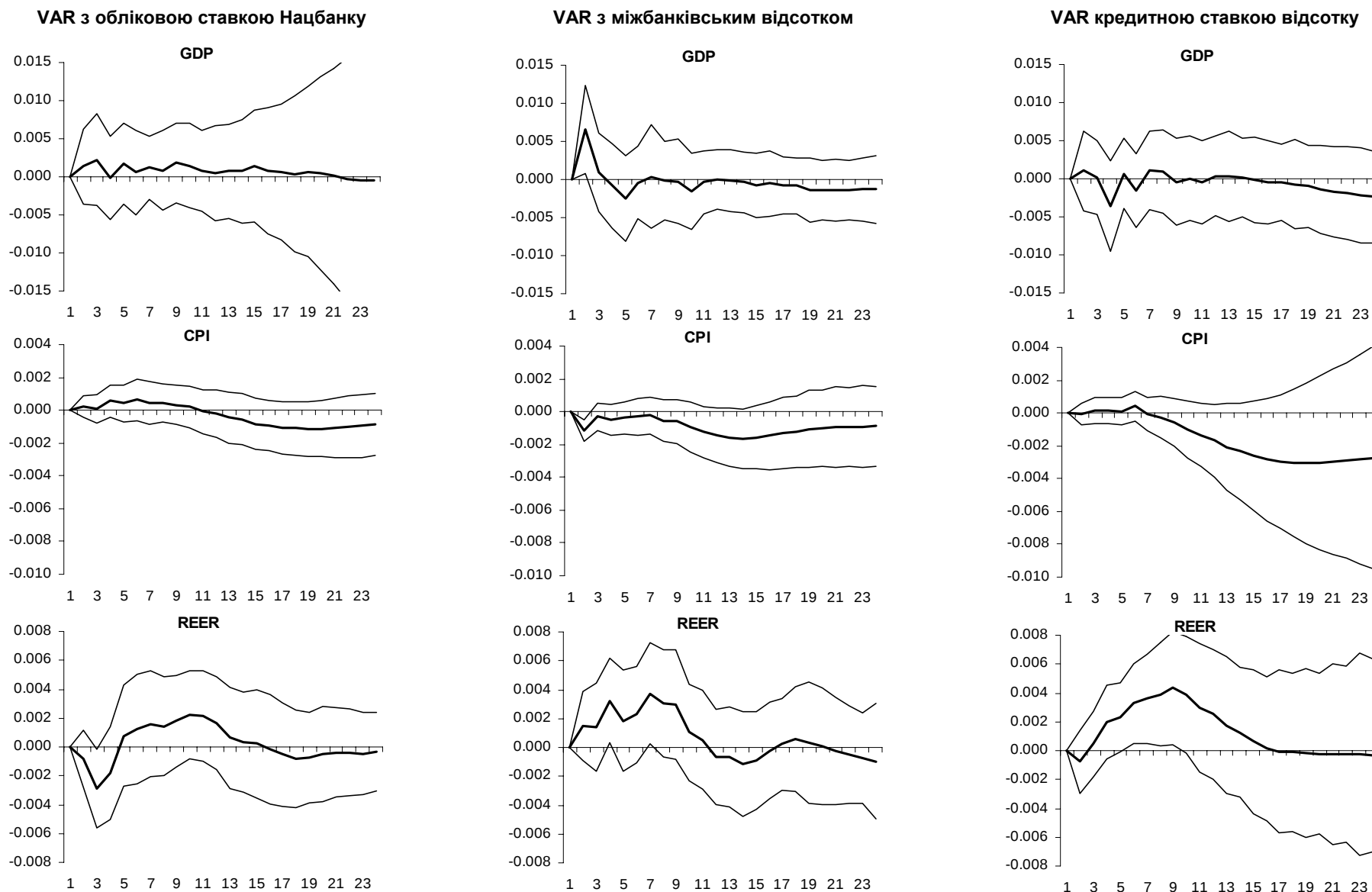
Лукьяненко, Ірина та Юрій Городніченко (2002), „Сучасні економетричні методи у фінансах”, Навчальний посібник, К.: Літера, 2002. – 352 с.

Новоселецька, Оксана та Микита Михайличенко (2004) „Грошовий ринок України (Механізми впливу монетарної політики на економіку)”, CASE Україна, Київ, Жовтень

Петрик, Половнюв (2003) “Проблема вибору цільового показника монетарної політики Національного банку України”, *Вісник НБУ*, Липень 2003, с. 8-14

Шевчук, Віктор (2001), „Вплив монетарної політики на промислове виробництво, інфляцію та реальний обмінний курс в Україні протягом 1994-2000 рр.”, *Вісник НБУ*, №1, Січень.

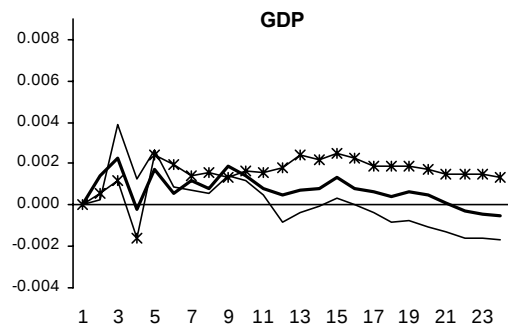
Малюнок 1. Функції імпульсних відгуків (з довірчими інтервалами) макроекономічних змінних на шок монетарної політики
(Відгуки побудовано на 24 місяці вперед для VAR моделей зі звичайним ІСЦ)¹



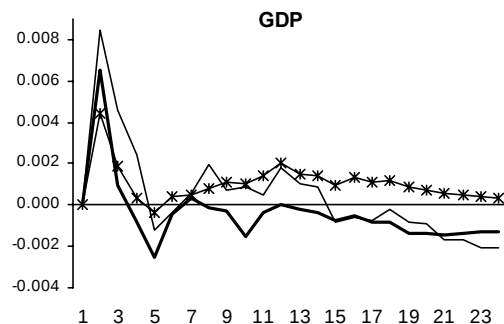
¹ Тут і далі мають місце такі позначення GDP – ВВП, CPI – індекс інфляції, REER – реальний ефективний обмінний курс гривні

Малюнок 2. Імпульсні відгуки макроекономічних змінних на шок монетарної політики
(Відгуки побудовано на 24 місяці вперед для VAR моделей з використанням різних інфляційних індикторів)

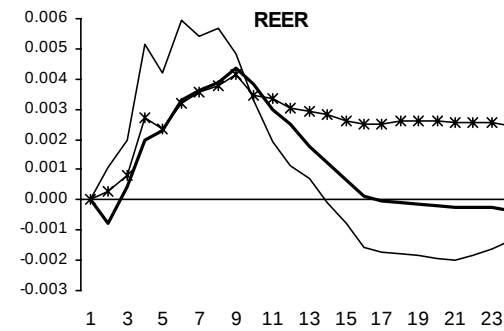
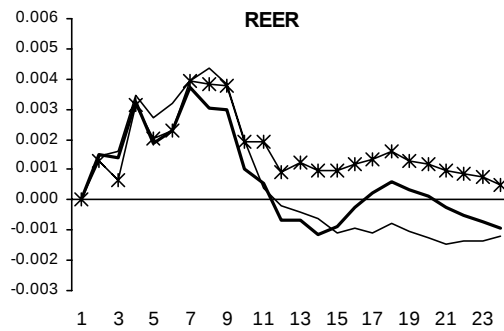
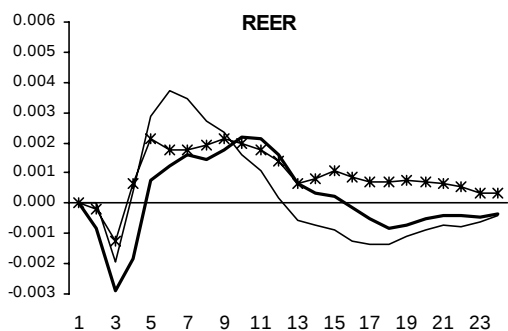
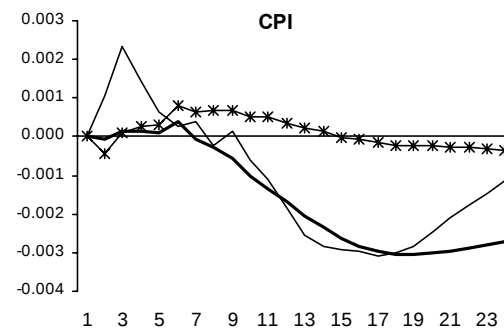
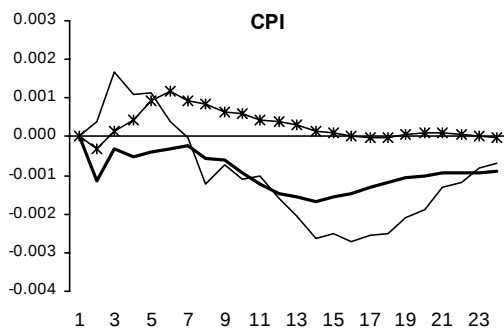
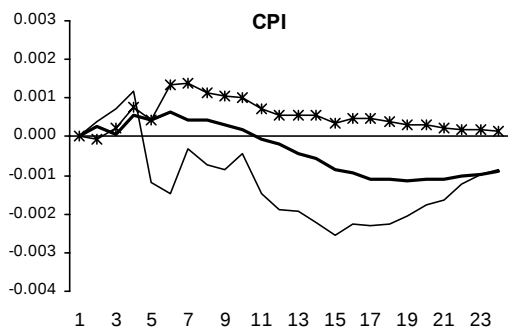
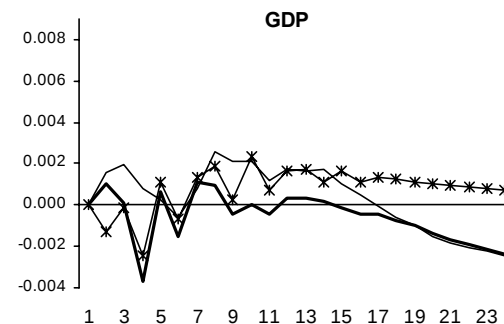
VAR з обліковою ставкою Нацбанку



VAR з міжбанківським відсотком

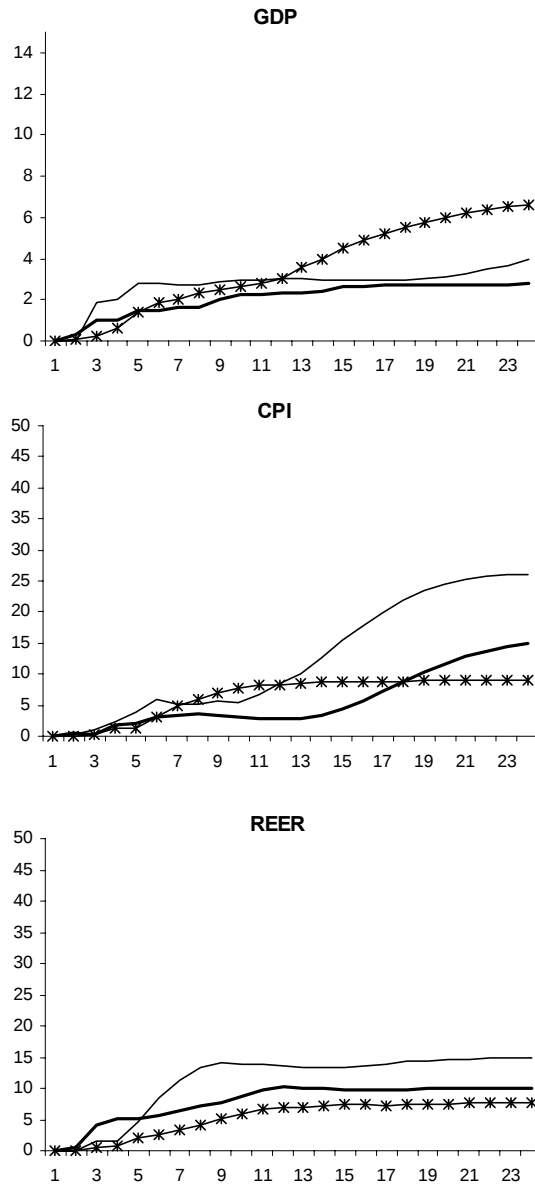


VAR кредитною ставкою відсотку

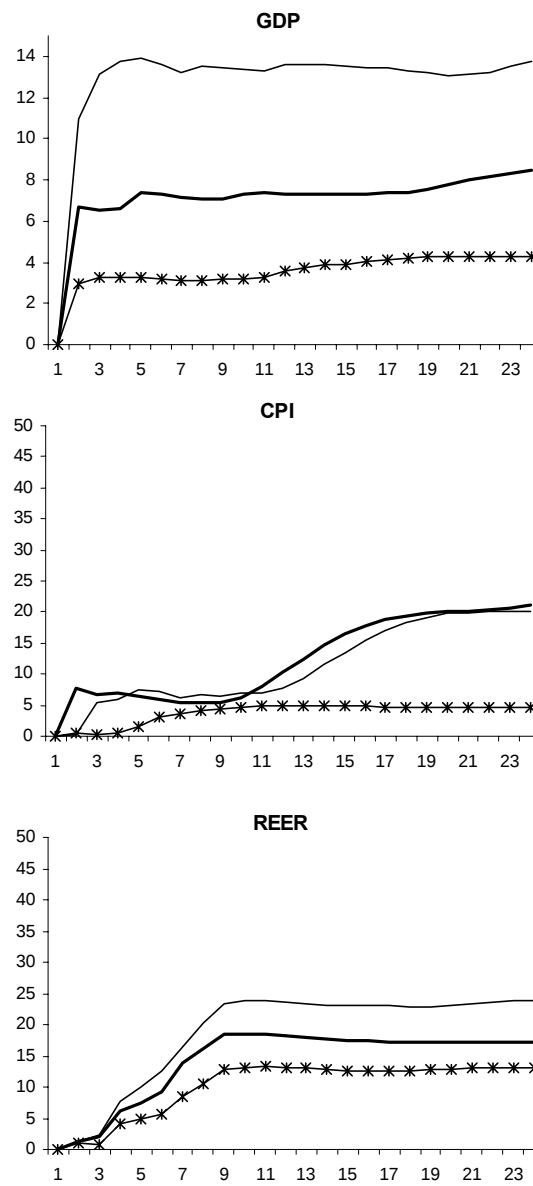


Малюнок 3. Декомпозиція дисперсій помилок прогнозу

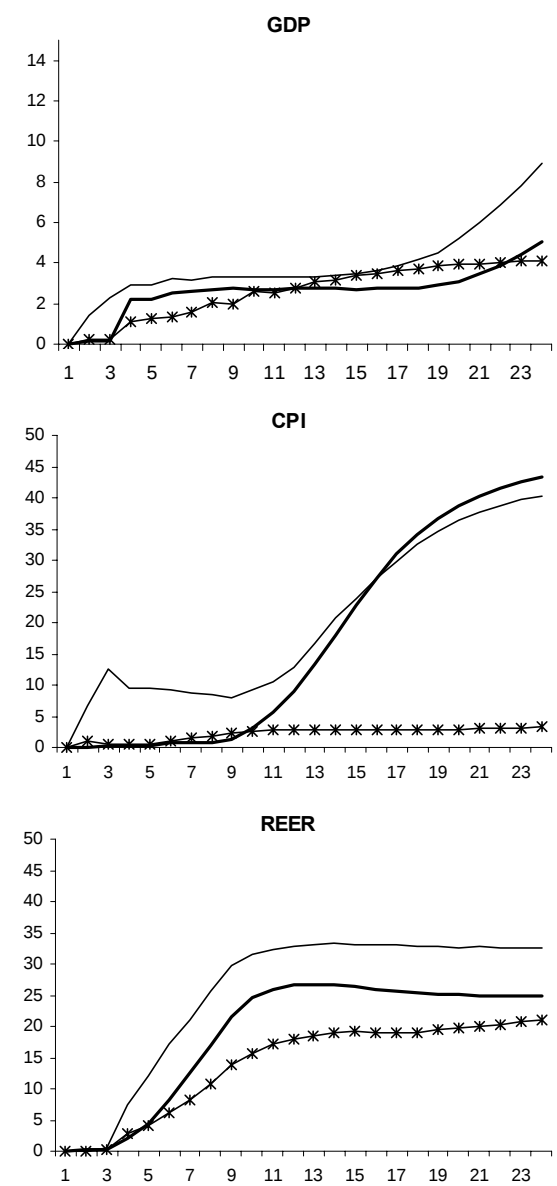
VAR з обліковою ставкою Нацбанку



VAR з міжбанківським відсотком

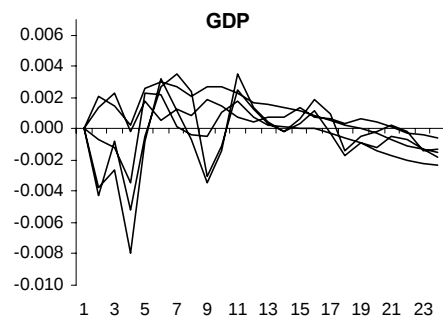


VAR кредитною ставкою відсотку

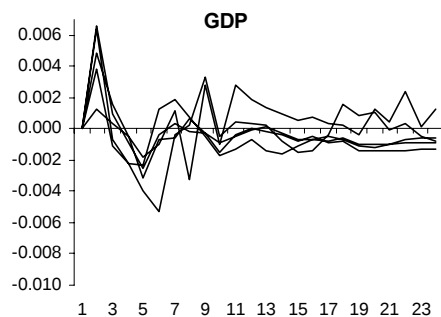


Малюнок 4. Імпульсні відгуки макроекономічних змінних для VAR моделей на основі вибірок різної довжини
(Відгуки побудовано на 24 місяці вперед для VAR моделей зі звичайним ІСЦ)

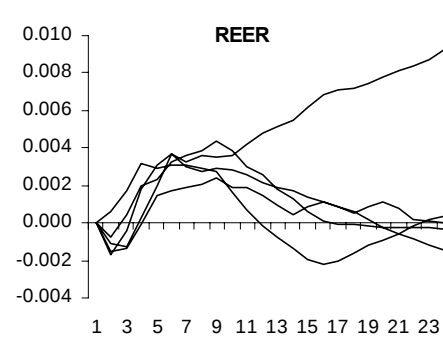
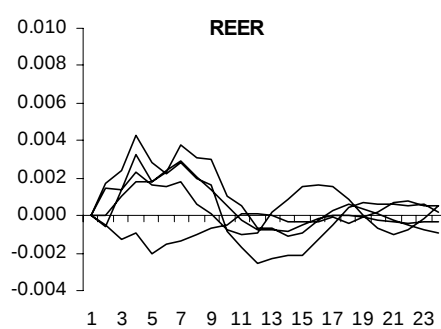
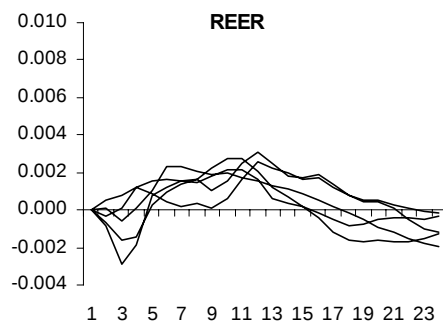
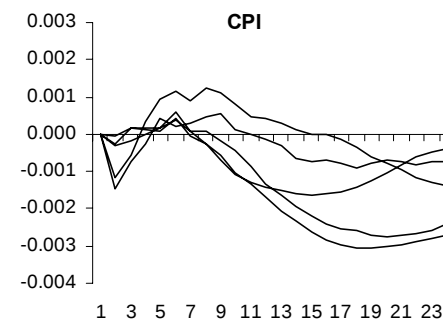
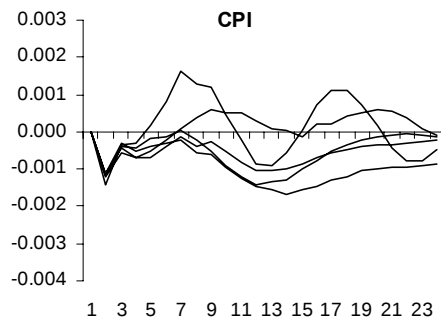
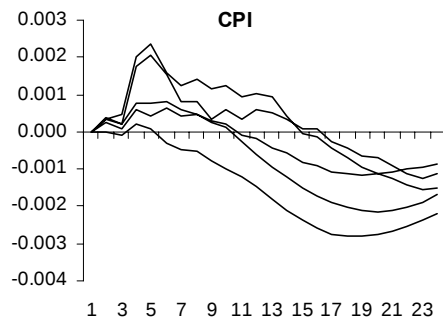
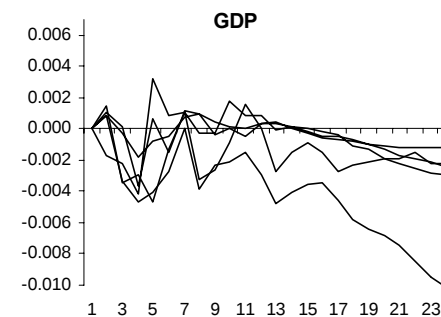
VAR з обліковою ставкою Нацбанку



VAR з міжбанківським відсотком

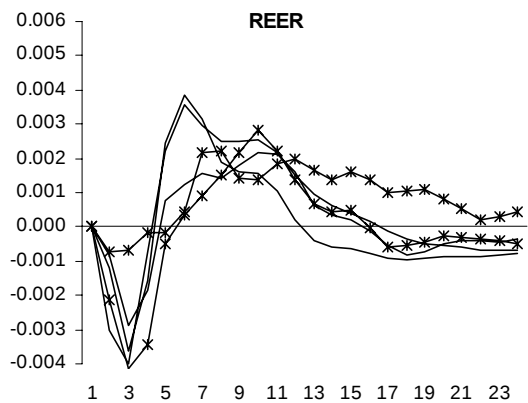
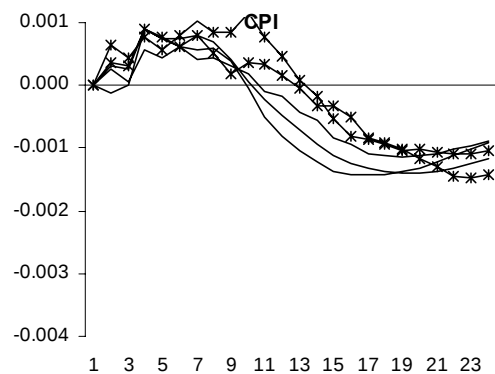
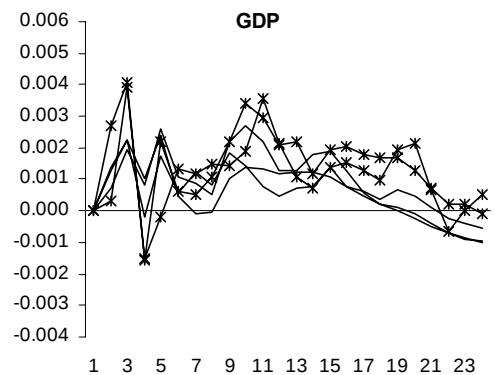


VAR кредитною ставкою відсотку

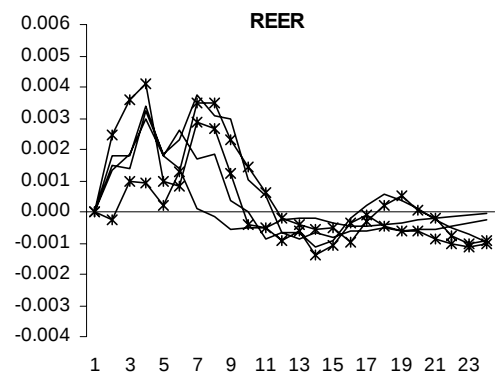
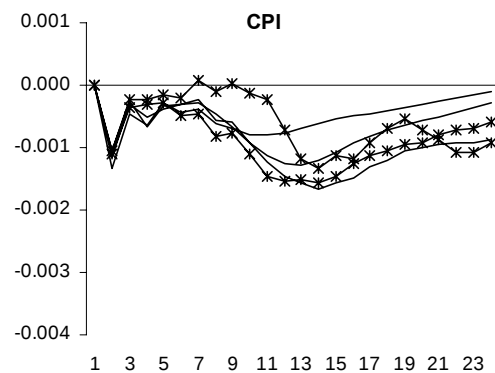
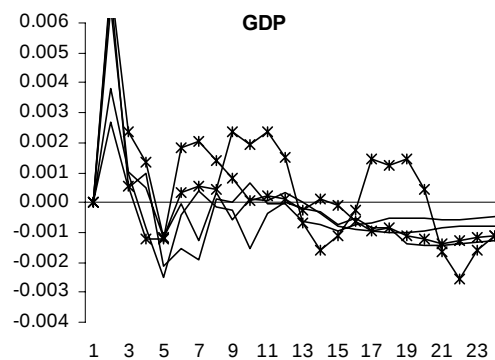


Малюнок 5. Імпульсні відгуки макроекономічних змінних для VAR моделей різного порядку (для лагів 4-8)
(Відгуки побудовано на 24 місяці вперед для VAR моделей зі звичайним ІСЦ)

VAR з обліковою ставкою Нацбанку



VAR з міжбанківським відсотком



VAR кредитною ставкою відсотку

