

Жолудь О. Ф.

ІНФЛЯЦІЯ ТА ДЕВАЛЬВАЦІЯ В УКРАЇНІ

У статті досліджується, чи справді девальвація¹ є надійним інструментом для передбачення інфляції в Україні. Для визначення можливої питомої ваги впливу зміни обмінного курсу на інфляцію було використано кілька різних методів обчислень. У статті використано щомісячні статистичні дані за останні сім років.

У статті зроблено спробу тестувати й теоретично інтерпретувати фактичний зв'язок інфляційних та девальваційних процесів в Україні за останні сім років. Розглядаючи існуючі теорії інфляції, треба зауважити, що більшість з них розроблялися на даних переважно закритих економік. Тому, на наш погляд, у них недостатньо враховується вплив зовнішніх факторів на зазначені процеси. З огляду на це, використання першоджерел у статті було обмежено тільки тими їхніми положеннями, які стосуються процесів, що відбуваються саме у відкритих економіках. Повний опис теорій інфляції міститься у працях Bronfenbrenner & Holtzman, 1963; Frisch, 1977. Передатний механізм між змінами курсу валюти і цін продуктів подається в різних теоріях по-різному.

Типова кейнсіанська модель інфляції розглядає такий передатний механізм: обмінний курс зростає, і через це імпорт зменшується, а експорт збільшується. Як наслідок, потік чистого експорту зростає і відбувається зсув кривої загальних витрат. Якщо загальні витрати піднімаються вище за рівень повної зайнятості чи аналогічний визначений пропозицією рівень, то ціни мають зрости для того, щоб компенсувати незадоволений попит. Як протидію може бути використано зростання рівня оподаткування або зменшення державних витрат - за таких умов рівень загальних витрат не змінюється, лише змінюються відповідні ваги чистого експорту та витрат держбюджету (Keynes, 1936).

У працях монетаристів, наприклад Мілтона Фрідмена, рівень цін у малій відкритій економіці визначається запасами грошей та ставкою відсотка на капітал. Так, зменшення вартості національної валюти є наслідком зростання обсягів

грошової маси, що призвело до зростання цін та номінальної ставки відсотка. Більший відсоток викликає приплив інвестицій з-за кордону та (через незмінність основ пропозиції (продуктивність)), веде до девальвації з метою скасування можливостей для арбітражу. Тобто зростання грошової маси зумовлює одночасно інфляцію та девальвацію (див., напр.: Brunner & Meitzer, 1972).

Третій погляд на проблему асоціюється зі скандинавською економічною школою і часто називається структуралістським. Згідно з цією теоретичною моделлю існує мала відкрита економіка, що виробляє товари, які поділяються на експортбельні й такі, що споживаються тільки на внутрішньому ринку². Заробітна плата у неекспортному секторі залежить від оплати в експортному, яка, у свою чергу, залежить від продуктивності та світових цін на експортні товари. Зміна світових цін через девальвацію веде до зростання попиту на експортні товари та відповідно до зростання оплати в цій галузі. Неекспортний сектор також збільшує зарплату відповідно до експортного, тим самим збільшуючи затрати на виробництво та, відповідно, підвищуючи загальний рівень цін³. Тож вважається, що зв'язок між інфляцією та девальвацією проходить через зміни у попиті та пропозиції факторів виробництва.

Незважаючи на розбіжності у підходах, більшість економістів погоджується, що зміна обмінного курсу має прямий вплив на ціни всіх товарів, які можна експортувати, через зміну умов торгівлі, та непрямий - через ціни на блага, котрі неможливо експортувати, через зміну у граничній продуктивності праці та капіталу, вимірній в іноземній валюті.

¹ В Україні ще не сформувався лексикон щодо певних економічних термінів. В англійській літературі термін «dévaluation» використовується у значенні «зміна встановленого фіксованого обмінного курсу», тоді як «проста» зміна курсу називається depreciation. Через те що в Україні не було офіційно встановленого курсу, всі зміни його мають називатися депресіацією або апресіацією, залежно від напрямку руху.

² Англійські еквіваленти - tradable and non-tradable goods.

³ Така інфляція, спричинена девальвацією, часто називається імпортованою.

Можна визначити чотири основні види впливу депресіації на інфляцію:

- Перший, найважливіший прямиий, ефект - це зміна ціни імпортованих товарів, що входять до споживчого кошика, на основі якого обчислюється індекс споживчих цін (ІСЦ).

- Другий ефект зумовлюється зміною цін на імпортовані ресурси. Цей ефект може бути досить незначним за умови наявності замінників, а також через можливість зміни технологічного процесу, тобто скоріше за все трансмісія цін від проміжних до кінцевих продуктів буде неповною.

- Третій, непрямиий, ефект полягає у зростанні попиту на працю та капітал у експортно-орієнтованих галузях, що скоріше за все викличе зростання як кількості працівників, так і їхньої заробітної плати. Таке зростання має зумовити зростання загальних доходів та, відповідно, загальних (сукупних) витрат, що спричинить зростання випуску та цін. Необхідно зауважити, що попит на ресурси у фірм, які імпортували частину своїх ресурсів, впаде, проте через загальне небажання зменшувати ціни чи зарплати¹ загальні доходи все одно зростуть.

- Четвертий ефект переходу девальвації в інфляцію полягає у зростанні заробітної плати у неекспортному секторі та у збільшенні попиту на місцеві замінники імпортованих товарів.

Для того щоб дослідити зв'язок між рівнями цін та обмінним курсом, ми використали кореляційний аналіз. Звичайно, кореляція показує лише миттєвий та лінійний зв'язок, не беручи до уваги зв'язки більш високих порядків, але для нашого дослідження цього має бути достатньо. Для оцінки кореляції було використано помісячні дані з липня 1995 до лютого 2002 р.

Результати проведеного аналізу показали, що впродовж періоду стабілізації (1996-1997 рр.), коли обмінний курс було практично зафіксовано на рівні 1,84 грн/дол., інфляція мала велику інерцію, тому коефіцієнт кореляції був дуже близьким до одиниці. Зростання значень коефіцієнта спостерігається починаючи з 1998 р., що, на наш погляд, зумовлювалося надмірним дефіцитом держбюджету, який фінансувався за допомогою запозичень та який призвів до дестабілізації. Після серпневої кризи 1998 р. кумулятивна кореляція (яка щомісячно збільшує кількість спостережень у вибірці) між індексом споживчих цін (ІСЦ) та обмінним курсом зросла і на сьогодні є дуже значною (0,95 і більше протягом 12 останніх місяців аналізу).

Для того щоб позбутися можливих проблем, пов'язаних із зростанням кількості спостережень у вибірці, нами оцінювалася кореляція з шестимісячним та однорічним зсувом². Такий аналіз дає змогу дослідити, чи не змінилася залежність між змінними впродовж періоду дослідження, бо враховуються лише останні півроку або рік.

Через малу кількість спостережень коефіцієнт кореляції має сильну осциляцію. Це може пояснюватися тим, що обидві змінні є досить інерційними, а зміни відбуваються у різні моменти часу, погіршуючи кореляцію. Проте в обох випадках кореляція частіше була позитивною, аніж негативною, та позитивні значення частіше входили до діапазону великої значущості. Упродовж останніх двох років спостерігається значна змінюваність і велика кількість негативних значень коефіцієнта кореляції. Ми вважаємо, що це вказує на ефект стабілізації та економічного зростання впродовж цього періоду, коли, з одного боку, зростаючий внутрішній попит здійснював позитивний тиск на рівень цін, а з іншого - позитивне сальдо зовнішньої торгівлі зумовлювало зміцнення позицій гривні.

Для того щоб перевірити, чи зміни досліджуваних параметрів корелюють між собою, а не зі спільним зовнішнім економічним чинником³, було побудовано динамічні ряди для обох змінних з різницями першого порядку (тобто отримання інфляції та девальвації) і досліджено кореляцію для того самого періоду й аналогічними методами (кореляція зі зсувом), як у попередній частині. Зауважимо, що в даному разі ми можемо судити лише про щільність лінійного миттєвого зв'язку між інфляцією та девальвацією, тому необхідно враховувати обмеженість отриманих результатів.

Кумулятивна кореляція перших різниць була досить високою впродовж періоду з серпня 1995 до серпня 1998 р. Частково це пояснюється малою вибіркою (до 35 спостережень максимум) і режимом жорсткого контролю над обмінним курсом, коли курс більшою мірою залежав від позиції НБУ, аніж від ринкових сил, тоді як інфляція була досить помірною, особливо у 1997 р. Після серпневої кризи кореляція різко впала до рівня приблизно 40 %, на якому залишається і для даних останнього періоду, коли прямиий ефект був досить незначним. Аналіз кореляції зі зсувом показав, що їх результати істотно відрізняються від тих, які отримуються при

¹ Англомовний еквівалент-downward rigidity.

² Rolling correlation.

³ levels, абсолютні значення змінних, на відміну від різниць різних порядків. Наприклад, ІСЦ - рівень, а інфляція, тобто зміна ІСЦ, є першою різницею.

Таблиця 1

Змінна	Рівень різниці	PP Test Statistic	ADF test statistics	Наявність	
				тренду	перетину
Індекс споживчих цін, ІСЦ	1	-4,8489***	-3,3436**	N	Y
Обмінний курс	1	-5,2905***	-4,5071***	N	Y
МО (готівка поза банками)	1	-9,409***	-4,8674***	Y	Y
М1 (МО + депозити до запитання)	1	-9,125***	-5,127***	Y	Y
М2 (М1 + строкові депозити)	1	-8,967***	-4,496***	Y	Y
Заробітна плата	1	-13,046***	-5,3864***	N	Y

Прим ітка. Відсутність трендів майже в усіх динамічних рядах, можливо, є наслідком трансформації економічної системи.

застосуванні кумулятивної кореляції. Так, піврічна кореляція дуже волатильна впродовж перших трьох років, проте у пізніший період набуває значимих позитивних параметрів.

Економетристи часто зазначають, що кореляційний зв'язок сам по собі ще не показує причинно-наслідкових зв'язків. Так, Гранджер у своїй відомій праці (див.: Granger, 1987), зазначив, що для того, аби оцінити можливий причинно-наслідковий зв'язок між x та y , треба дослідити, якою мірою теперішнє значення y може бути пояснене попередніми значеннями x та якою мірою попередні значення x можуть **додати** пояснювальної сили цій моделі. Виконаний нами Гранджер-тест для відповідних кореляційних рівнянь дає підстави відкинути гіпотезу, що обмінний курс не спричинює змін рівня ІСЦ навіть на рівні значимості в 1 %, тоді як зворотний зв'язок відкидається лише на рівні 10 %. Згідно з альтернативою інтерпретацією обмінний курс швидше реагує на зміну в зовнішньому чиннику, аніж рівень цін.

Розрахунок у перших різницях надає значно меншого доказу причинно-наслідкового зв'язку, який досліджується. Так, нульову гіпотезу про те, що зміна обмінного курсу впливає на інфляцію, можна відкидати на рівні значимості 10 %, але не 20 %, тоді як обернена гіпотеза відкидається на майже будь-якому рівні значимості. Це скоріше за все викликано тим фактом, що кумулятивні зміни мають значно більшу вагу, ніж виокремлені, особливо зважаючи на сезонний компонент обох змінних.

Для подальшого детальнішого аналізу зв'язків ми побудували кілька моделей, які повинні «схопити» перехід змін обмінного курсу в інфляцію. Звичайно, не лише курс має впливати, а й група інших факторів. Зазвичай вважається,

що впливають на інфляцію такі фактори: пропозиція грошей (обчислена через агрегати грошової маси), зміна у загальних витратах, спричинена державою (зміна надходжень, видатків або дефіциту) чи зовнішніми факторами (чистий експорт); зміна рівня заробітної плати.

Основна проблема специфікації моделі - всі параметри взаємозв'язані, наприклад, зрослий дефіцит фінансується емісією, що впливає на розміри грошової маси або на зростання зарплати через приріст експорту.

Для перевірки динамічних рядів на стаціонарність, аби уникнути «ілюзорних регресій» (spurious regressions), які не дають змоги користуватися звичайними методами оцінки результатів, такими як *RI*, F-statistics, t-statistics та ін., необхідно перевірити змінні на стаціонарність, і якщо вихідні показники нестационарні, то отримати і-ті різниці. Результати тестів наведено у табл. 1.

Як початкову модель було використано метод звичайних найменших квадратів¹ з пояснювальними змінними (обмінний курс та група інших факторів, що змінювались залежно від моделі). У цьому випадку всі пояснювальні змінні вважалися незалежними між собою та пов'язаними з інфляцією. Загальна формула специфікації така:

$$\Delta CPI_t = \alpha + \sum \beta_i \Delta FE_{t-i} + \sum yparameters + \varepsilon_t$$

Як контрольні параметри було використано: звичайні та кумулятивні зміни у пропозиції грошей, обчислені через МО, М1 та М2 з різними лагами; дефіцит держбюджету; реальну ставку відсотка зміну в номінальній, реальній та вимірній у доларовому еквіваленті заробітній платі².

Для всебічного аналізу нами також було використано авторегресію векторів³. Одна з проблем

¹ Ordinary Least Squares (OLS).

² Звичайно, одночасне включення всіх цих параметрів призведе до проблем перевизначеності рівняння, особливо якщо пам'ятати, що певні фактори взаємозв'язані навіть за самим своїм визначенням (так, М1 є МО плюс депозити до запитання).

³ Vector Auto-Regression (VAR).

Таблиця 2. Залежна змінна: CH_CPI

Змінна	Коефіцієнт	Статистичне відхилення	t-статистика	Імовірність
C	2,230564	0,302625	7,370728	0,0000
CUM_6_CPI	0,212764	0,106198	2,003466	0,0498
CUM_4_FE	0,050856	0,026108	1,947918	0,0563
CH_FE(-1)	0,079571	0,015902	5,003827	0,0000
CH_CPI(-12)	0,153484	0,029035	5,286146	0,0000
CUM_6_RWAGE	-0,169573	0,058314	-2,907919	0,0051
RRATE	-0,892589	0,065657	-13,59478	0,0000
RRATE(-1)	0,269630	0,060089	4,487184	0,0000
R-squared	0,871806	Prob(F-statistic)		0,000000
Adjusted R-squared	0,856335	Durbin-Watson stat		1,256758

Використані позначення змінних: C — константа; *CUM₆CPI* — середня зміна індексу споживчих цін упродовж попередніх шести місяців; *CUM₄FE* — середня зміна обмінного курсу впродовж попередніх чотирьох місяців; *CH_CPI(-12)* — інфляція в аналогічний місяць минулого року, використано для врахування сезонних коливань; *CUM₆RWAGE* — середня зміна у реальній (розділеній на ІЦ) зарплаті впродовж попередніх шести місяців; *RRATE* — реальна ставка відсотка.

методу OLS — це припущення про цілковиту екзогенність девальвації від інфляції. Один із шляхів подолання цієї проблеми — використання VAR-моделей¹. Вони дають змогу врахувати в моделі зворотний вплив, а також певні непрямі ефекти. Якщо коефіцієнти екзогенних змінних у VAR-моделі мають протилежні знаки щодо їхнього впливу на інфляцію та депресію, то це можна оцінити як вплив більш розгалуженої економічної моделі, що уможливило створення моделі загальної рівноваги.

Для побудови моделей було використано дані Міністерства статистики, Міністерства фінансів та Національного банку, зокрема ті, що наведено у журналі «Вісник Національного банку України», на інтернет-сайті НБУ² та в журналі «Тенденції української економіки», що видавався у 1996–2002 рр. Центром TACIS³. Усі дані взяті з офіційної статистики й тому можуть не враховувати певних показників, що мають місце в економіці, передусім тіньові доходи, «чорний» обмінний курс тощо. Оскільки розрахунок «справжніх», чистих даних значно ускладнить наш аналіз, використовуються лише первісні дані. Моделі обраховано за допомогою статистичного пакета E-Views 4.1.

Результати першої специфікації наведено в табл. 2.

Для цієї моделі було використано кілька різних специфікацій значень зміни грошових агрегатів, включаючи лаги та кумулятивні значен-

ня, проте отримані коефіцієнти ніколи не досягали статистично значимих параметрів, тому вони не були включені до наведеної специфікації. Відсутність статистичної значимості має два можливі пояснення. По-перше, зростання грошових агрегатів може бути пов'язане з іншими змінними, що пояснюють інфляцію, — так звана проблема перевизначеності⁴. По-друге, існує теоретичне обґрунтування неможливості незалежної монетарної політики для малої відкритої економіки з фіксованим обмінним курсом, певна модифікація якого існувала в Україні у 1996–1998 рр. Проте отримана нами незначимість грошових факторів у моделі, яка досліджує період починаючи з вересня 1998 р., дає підстави припустити, що де-факто все ще можна казати про фіксованість/керованість обмінного курсу. Інше пояснення полягає у нелінійності зв'язку між грошима та цінами.

Важливість середньої інфляції (див.: *CUM₆CPI*) впродовж останніх півроку підтверджує точку зору, що інфляція є досить інерційним явищем і що з цим фактором пов'язано приблизно чверть змін цін. Лаг інфляції використано для врахування сезонності інфляції. Звичайно, у специфікації можна було використати значення інфляції з уже врахованою сезонністю всіх динамічних рядів, проте цей підхід може привести до втрати певних даних, особливо щодо нестабільного періоду з травня 1998 до жовтня 1998 р. Це пов'язано з тим, що в досить малій вибірці

¹ VAR-моделі створюють систему рівнянь, і-тип вектор змінних залежить від власних попередніх значень, теперішніх та попередніх значень інших векторів та зовнішніх змінних.

² <http://www.bank.gov.ua>

³ <http://www.ueplac.kiev.ua>

⁴ Overidentification problem.

зовнішні чи внутрішні шоки можуть бути сприйняті як сезонні коливання. Лагова інфляція є статистично значимою. Обидва пояснювальні значення, що використовують інфляцію попередніх періодів, є економічно значимі з відповідними до теорії знаками та діапазонами.

Зміни в реальній зарплаті впливають на інфляцію, проте з досить великим запізненням. Використання місячних лагів змін у зарплаті показує, що найбільш статистично значимими є 4-й та 5-й місяці напередодні інфляції. Для того щоб «схопити» довгостроковий вплив та позбутися високої сезонності, було використано середнє значення за період. Це дало цікавий результат: якщо спиратися на статистичну значимість коефіцієнта, можна стверджувати, що інфляція не зумовлена зростанням зарплати. Зростання реальної зарплати на 1 % упродовж кожного з шести місяців (кумулятивно приблизно $6,2\% = (1,01)^6 - 1$) зумовлює зменшення (!) інфляції на 0,16 %. Частково це можна пояснити через визначення реальної (тобто обчисленої за вирахуванням інфляції) заробітної плати, проте, зважаючи на той факт, що кореляція між середніми значеннями інфляції та реальної зарплати становить -0,46, у статистичному плані не варто казати про лінійний зворотний зв'язок між параметрами. Основною причиною негативного впливу є очевидна необхідність фінансової стабільності для зростання в реальному секторі економіки. Ми вважаємо, що інфляція та зарплата пов'язані певною нелінійною функцією, проте її аналіз - за межами теми даної статті.

Отримана висока статистична значимість реальної ставки відсотка є доволі несподіваною. Від'ємний коефіцієнт при теперішньому значенні реального процента скоріш за все впливає з його визначення. Незважаючи на те що кореляція між інфляцією та реальним відсотком сягає значення -0,76, ми вважаємо, що включення цього параметра у модель не веде до

«хибною» регресії. Проте для того, щоб подивитися на поведінку моделі без урахування інфляції, нами було побудовано також регресію для лише номінальних значень. Було отримано результати, подані в табл. 3.

Як видно з табл. 3, зміни номінальної заробітної плати, а також номінальні ставки відсотка є статистично значимими, проте всі показники (окрім автокореляції залишків) стали гіршими. Включення грошових агрегатів у модель практично не поліпшує результатів.

Отже, проведені розрахунки продемонстрували, що в обох моделях зміни в обмінному курсі ведуть до змін в інфляції. Усі коефіцієнти мають теоретично правильний знак та економічно значимі межі. Більше того, значення досить схожі в обох специфікаціях, що підтверджує гіпотезу про те, що перехід девальвації в інфляцію є порівняно незалежним від інших факторів та важливим сам по собі.

Можна припустити, що розмір впливу девальвації на інфляцію має бути приблизно рівним частці імпорту у ВВП, бо за умов, що споживач не робить різниці між споживанням місцевих та імпортованих товарів, частка імпортованих благ у споживчому кошику, на основі якого розраховують ІСЦ, дорівнює частці імпорту у споживанні всіх благ (тобто включаючи інвестиційні блага). Якщо імпорт має бути оплаченим в іноземній валюті, то зміна обмінного курсу впливає на зміну внутрішньої ціни на імпортовані блага і має в такий спосіб змінювати загальний рівень цін, за умови, що решта внутрішніх цін і преференцій споживачів миттєво не зміняться. Цей параметр майже не змінювався впродовж усього періоду дослідження і дорівнював приблизно 45 %. Нульова гіпотеза про те, що добуток інфляції кумулятивної та зсунутої на один місяць дорівнює 0,45, відхилена на 5-відсотковому рівні значимості, але не відхилена на 10-відсотковому. На нашу думку, це

Таблиця 3. Залежна змінна: СН_СРІ

Змінна	Коефіцієнт	Статистичне відхилення	t-статистика	Імовірність
C	-0,783341	0,851094	-0,920393	0,3612
CUM_6_CPI	0,233179	0,187951	1,240640	0,2197
CUM_4_FE	0,097695	0,054405	1,795719	0,0777
CH_FE(-1)	0,099269	0,033398	2,972339	0,0043
CH_CPI(-12)	0,168387	0,073003	2,306558	0,0247
CUM_6_NWAGE	0,190532	0,116399	1,636882	0,1071
INTEREST	0,808213	0,441407	1,830993	0,0722
INTEREST(-1)	-0,613643	0,478526	-1,282361	0,2048
R-squared	0,494479	Prob(F-statistic)	0,000001	
Adjusted R-squared	0,433468	Durbin-Watson stat	1,626344	

Таблиця 4

	CH_CPI	t-statistics	CH_FE	t-statistics
CH_CPI(-1)	0,229277	(1,86785)	-0,008578	(-1,56995)
CH_CPI(-2)	0,007360	(0,06098)	-0,005894	(-1,09705)
CH_FE(-1)	7,889667	(2,24167)	0,302781	(1,93257)
CH_FE(-2)	0,263455	(0,08564)	-0,142498	(-1,04063)
C	-2,663500	(-2,06510)	-0,184681	(-3,21664)
RATE	0,548892	(2,29322)	0,043717	(4,10303)
CH_M2(-2)	-4,159328	(-0,99358)	-0,076941	(-0,41289)
CH_RWAGE	-3,981849	(-1,83125)	0,029915	(0,30907)
CH_RWAGE(-4)	-3,156688	(-1,41222)	0,006139	(0,06170)
CH_RWAGE(-5)	-2,365954	(-1,04634)	-0,004837	(-0,04805)
TREND	0,029862	(2,82136)	0,001201	(2,54831)
CH_CPI(-12)	0,100575	(1,48201)	-0,001314	(-0,43481)
CH_FE(-12)	-3,241428	(-1,28861)	-0,138386	(-1,23587)
R-squared	0,581678		0,470226	
Adj. R-squared	0,483250		0,345574	
Sum sq. resids	50,84487		0,100753	
F-statistic	5,909644		3,772292	
Log likelihood	-83,44874		115,7148	
Determinant Residual Covariance	0,000968			
Log Likelihood	40,46798			
Akaiké Information Criteria	-0,452124			
Schwarz Criteria	0,424922			

пов'язано з відносно значною економічною величиною України на певних зовнішніх ринках (металургія, хімічна промисловість та сільське господарство), із можливістю використання певної монопольної сили (наприклад, у галузі безшовних труб), а також із можливістю створення товарів, що є імпортозамінниками. Для детальнішого аналізу цієї гіпотези необхідно докладніше дослідити зміни в імпортних цінах упродовж цього періоду.

Можна також зробити загальне зауваження щодо обох OLS-моделей. У них спостерігається досить низьке значення статистики Дурбіна-Ватсона, що свідчить про можливу наявність кореляції залишків. У звичайні моделі можна було б додати авторегресійний елемент задля поліпшення моделі, проте через використання попередніх значень залежної змінної цей метод неможливо використовувати. Для того щоб дослідити, чи насправді існує автокореляція залишків, було застосовано LM-тест. Його результати не дають змоги відкинути нульову гіпотезу про відсутність кореляції залишків, при цьому друга модель має кращу статистику у цьому тесті.

Одним із головних недоліків попереднього методу побудови моделей (метод OLS) є необхідність безумовного припущення про екзоген-

ність зміни обмінного курсу від інфляції для того, аби ці моделі були статистично правильні. Можливим способом подолання проблеми є обчислення VAR-моделей, тому нами також були розраховані специфікації таких моделей, теоретично описані вище.

Результати для перших різниць подано в табл. 4. Як видно із загальної статистики, R-квдрати не є надто великими, що може пояснюватися невключенням у модель важливих пояснювальних змінних, а також загальною непередбачуваністю інфляції. Значимість попередніх змін інфляції досить швидко стає статистично низькою, те саме стосується і депресії. У моделі інфляція є більш статистично залежною від змін обмінного курсу, аніж навпаки. Цікаво, що тоді як депресія підвищує інфляцію, остання зменшує (!) депресію. Незважаючи на статистичну значимість, абсолютна величина є досить близькою до нуля, тому нею можна знехтувати.

Ще один промовистий результат - зростання реальної зарплати веде до зменшення інфляції та зростання обмінного курсу. Звичайно, частково це можна пояснити через визначення реальної зарплати як номінальної зарплати, поділеної на ІСЦ. Для малих змін у параметрах це може бути досить важливо, проте кореляція між цими

змінними лише -0.22, тож загалом можна казати про відсутність достатньої кореляції для «хибної» регресії. Використання попередніх даних про зміну ІСЦ з лагом у чотири та п'ять місяців замість показників реальної зарплати призводить до значно гірших результатів. Дослідження стабільніших економік дають підстави зробити висновок про вплив інфляції на реальну зарплату, а не навпаки, як у цій моделі, через певну загальмованість зарплат (у стабільних економіках контракти підписуються раз на рік чи рідше, тоді як інфляція може змінюватись досить швидко у відповідь на внутрішні або зовнішні шоки). Факт важливості тренду може свідчити, що макроекономічна політика та структура народного господарства України у досліджувальний період помітно не змінювались.

Попередня VAR-модель користувалася лише щомісячними даними, тому, можливо, вона не врахувала певних впливів, особливо якщо маємо справу зі значними сезонними коливаннями. Для певного подолання цієї проблеми було обрано модель з геометричними середніми значеннями змінних. Отримані середні значення мають дати більшу інформацію про зміни в економіці. Результати такої специфікації наведено в табл. 5.

У цій специфікації було використано лише номінальні змінні, з тим щоб уникнути можливої хибної регресії. Лаг у 12 місяців було використано для того, аби врахувати сезонні флук-

туації інфляції та зміни обмінного курсу. Цікаво, що 12-місячний лаг депресії більш важливий за своїм впливом на інфляцію, ніж негайна депресія. Знак також є досить сумнівним, тому ми вважаємо, що насправді це свідчить про наявність певної проблеми невиключених змінних. Номінальна ставка відсотка більшою мірою пов'язана з депресією, ніж з інфляцією, як статистично, так і за абсолютним розміром. Можливо, це свідчить про те, що або очікувана депресія веде до зростання попиту на кредити, або зростання очікуваної інфляції зумовлює одночасне зростання премії за зберігання іноземної валюти та номінальної ставки, або центральний банк зменшує пропозицію грошей у разі загрози можливої депресії. Це питання має бути детальніше досліджене для більш чіткої відповіді. Середнє зростання номінальної зарплати більше впливає на депресію, ніж на інфляцію. Це може бути пояснено через гіпотезу про те, що Україна більше цікавиться утриманням стабільного реального обмінного курсу, аніж внутрішніх цін, бо робить спробу дотримуватися пропозицій експорторієнтованого зростання. Для того щоб детальніше дослідити цю гіпотезу, необхідно порівняти зарплати в експортному і внутрішньому секторах.

Один з найнесподіваніших результатів нашого дослідження - інфляція з лагом негативно впливає на депресію. Можливо, це пояснює певні дії центрального банку, який завдяки

Таблиця 5

	CH_CPI		CH_FE	
CH_CPI(-1)	0,155266	(1,36609)	-1,080496	(-2,25683)
CH_FE(-1)	0,091253	(2,98802)	0,387752	(3,01414)
C	7,658761	(1,46646)	-22,33455	(-1,01522)
CUM_6_NWAGE	0,236529	(1,96492)	0,860225	(1,69646)
GCUM_6_FE	0,110012	(1,86291)	-0,178315	(-0,71682)
INTEREST	0,290344	(1,41093)	2,932692	(3,38323)
GCUM_6_M2	0,152352	(1,01587)	-0,55012	(-0,87080)
CH_CPI(-12)	0,187003	(2,47674)	-0,558091	(-1,75472)
CH_FE(-12)	-0,055362	(-1,98146)	-0,09319	(-0,79180)
R-squared	0,545538		0,403788	
Adj. R-squared	0,480615		0,318615	
Sum sq. resids	64,03617		1136,27	
F-statistic	8,402839		4,740792	
Log likelihood	-91,74548		-185,2174	
Determinant Residual Covariance	13,50332			
Log Likelihood	-269,0574			
Akaike Information Criteria	8,832536			
Schwarz Criteria	9,434674			

Таблиця 6

	CH_CPI	t-stat	CHFE	t-stat	INTEREST	t-stat
CH_CPI(-1)	0,132841	(1,15354)	-1,316984	(-2,57445)	-0,097705	(-2,86134)
CH_FE(-1)	0,100568	(3,33725)	0,474721	(3,54626)	0,017476	(1,95579)
INTERESTS 1)	0,145206	(0,67383)	1,669425	(1,74397)	0,915916	(14,3343)
C	9,826626	(1,88203)	-3,033072	(-0,13077)	2,143361	(1,38442)
CUM_6_NWAGE	0,211603	(1,67973)	0,659384	(1,17831)	0,018596	(0,49785)
GCUM_6_FE	0,129092	(2,17866)	-0,007928	(-0,03012)	0,019915	(1,13351)
GCUM_6_M2	0,136365	(0,89737)	-0,718379	(-1,06421)	-0,068978	(-1,53085)
CH_CPI(-12)	0,215075	(2,74820)	-0,316941	(4),91168)	0,009732	(0,41937)
CH_FE(-12)	-0,056953	(-2,01215)	-0,107529	(-0,85521)	-0,001937	(-0,23077)
R-squared	0,533168		0,318915		0,900178	
Adj. R-squared	0,466478		0,221617		0,885917	
Sum sq. resids	65,77923		1298,023		5,783458	
F-statistic	7,994684		3,277716		63,12462	
Log likelihood	-92,6183		-189,5428		-13,60097	
Determinant	Residual	Co	variance	1,072184		
Log Likelihood	-278,9582					
Akaike Information Criteria	9,414098					
Schwarz Criteria	10,31730					

фіксації обмінного курсу прагне «тримати» інфляцію в певних рамках. Інше пояснення - обмінний курс набагато менш фіксований, аніж ціни, тому один раз змінившись, він перестрибує свій цільовий рівень і потім повертається до нього; водночас інфляція, викликана таким початковим перестрибуванням, продовжує зростати. Депресіяція попереднього місяця переходить на 15 % в інфляцію поточного місяця, тоді як середня депресіяція в попередні півроку додає ще 11 %. Це досить близько до результатів OLS-моделей і підтверджує ідею про те, що ці значення близькі до істинних.

У попередній моделі важливою була номінальна ставка відсотка, тому в наступну модель ми включили її як залежну змінну VAR-моделі. Отримані результати наведено в табл. 6.

Модель показує, що ставка відсотка найбільше пов'язана з власним попереднім значенням (інерція), змінами у грошових агрегатах упродовж попередніх шести місяців (вплив монетарної політики знову підтверджує гіпотезу про те, що центральний банк насамперед використовує неемісійні методи досягнення запланованої інфляції), інфляція попереднього місяця (статистично значимий, але економічно не дуже впливовий параметр) та зміни в обмінному курсі. Зауважимо, що значення коефіцієнтів, через які депресіяція

пов'язана з інфляцією, майже не змінилися порівняно з попередніми моделями.

В усіх VAR-моделях очікувана депресіяція має позитивний, статистично значимий вплив на інфляцію, і загальний ефект (добуток усіх коефіцієнтів, пов'язаних з інфляцією, менший за 1 та Вальд-тест що дорівнює одиниці, відхилено майже на будь-якому рівні значимості) показує, що відсутній 1 : 1 перехід від депресіяції до інфляції.

Отже, проведене дослідження показало, що різні економічні методи підтверджують наявність зв'язку між інфляцією та депресіяцією. Більше того, статистичні тести підтверджують гіпотезу, що депресіяція спричиняє інфляцію, а не навпаки. Загальна величина переходу змін обмінного курсу до змін рівня цін майже вдвічі менша за відношення імпорту до ВВП, на відміну від пересічного припущення про майже повний перехід.

Один з важливих висновків полягає в тому, що депресіяція веде до зростання реальної заробітної плати, можливо, через зростання попиту на експорт (через поліпшення конкурентоспроможності після депресіяції), яке збільшує попит на працю в експортних галузях та ціну робочої сили. Ставка відсотка номінальна чи реальна є важливим детермінантом інфляції, незважаючи на досить низькі показники динаміки розвитку фінансової системи.

¹ Wald test statistic визначає, наскільки близько оцінки необмеженої регресії наближаються до задовільних умов обмеженої регресії, яку задано нульовою гіпотезою.

1. *Aukrust, Odd* PRIM I: A Model of Price and Income Distribution Mechanism of an Open Economy // *Review of Income And Wealth*. - 1970 - Vol. 16. - P. 51-78.
2. *Banerjee, A., Cockrell, Russell* An 1(2) Analysis of Inflation And The Mark-Up // *Journal Of Applied Econometrics*-2001, - Vol. 16. - P. 221-240.
3. *Bronfenbrenner, Martin, Holtzman, Franklyn D.* Survey Of Theory of Inflation // *American Economic Review*- 1963.— Vol. 53 -I ssue4. - P. 593-661.
4. *Brunner, Karl, Meitzer, Allan It.* Friedman's Monetary Theory // *Journal of Political Economics*-1972.- Vol. 80.- P. 837-851.
5. *Friedman, Milton* The Role of Monetary Policy // *American Economic Review* - 1968. - Vol. 58 - P. 1-17.
6. *Friedman, Milton* A Theoretical Framework of Monetary Analysis // *Journal of Political Economics*. - 1970. - Vol. 78. - P. 193-238.
7. *Frisch, Helmut* Inflation Theory 1963-1975: A 'Second Generation' Survey // *Journal of Economic Literature* - 1977.- Vol. 15- Issue 4.- P. 1289-1317.
8. *Granger, C. W. J.* Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods // *Econometrica*-1969.- Vol. 37.- P. 424-438.
9. *García, Carlos J, Restrepo, Jorge E.* Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile // *Central Bank of Chile Working Papers*.- 2001.- № 128.- P. 1-20.
10. *Granger, Cleve W. J., Engle, Robert E.* Cointegration and Error Correction: Representation Estimation And Testing // *conometrica*. - 1987.- Vol. 55. - P. 251-276.
11. *Keynes, John M.* The General Theory of Employment, Interest and Money-London: Macmillan Press, 1936.
12. *Lastrapes, William D.* Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates // *The Review Of Economics And Statistics*.- 1992 - Vol. 74.- Issue 3.- P. 530-539.
13. *Mundet, Robert A.* Monetary Theory: Inflation Interest and Growth in the World Economy. - California: Goodyear, 1971.
14. *Richards, Tony, Stevens, Glenn* Estimating the Inflationary Effects of Depreciation // *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper*. - 1987- № 8713.- P. 1-31.
15. *Romer, David.* Openness and Inflation: Theory and Evidence // *Quarterly Journal of Economics*. - 1993 - Vol. 108. - Issue 4.- P. 869-903.
16. *Taylor, John B.* Monetary Policy and the Stability of Macroeconomic Relationships // *Journal of Applied Econometrics* - 1989.- Vol. 4.- P. 161-178.
17. *Zholud, Oleksandr.* On the Interrelation between the Exchange Rate and Inflation in Ukraine // *Sixth Annual EERC International Academic Conference «The Economic Transition of Ukraine» Working Papers*-2002.- P. 13-22.

O. Zholud

INFLATION AND DEVALUATION IN UKRAINE

The work investigates whether devaluation of domestic currency is an effective tool for estimation of inflation in Ukraine. In order to measure the possible weight of the change of exchange rate on inflation there were used several econometric methods. The research was made on the basis of 7 years monthly database.