



Макроэкономика

Анна КАРМЕЛЮК

**МОДЕЛИРОВАНИЕ
РОЗНИЧНОГО ТОВАРООБОРОТА**

Резюме

Построены экономико-математические модели зависимости объема розничного товарооборота от различных факторов (инвестиций в розничный товарооборот, среднемесячной номинальной заработной платы, денежных доходов населения, продукции промышленности и сельского хозяйства) и рассчитан их вклад в розничный товарооборот.

Ключевые слова

Розничный товарооборот, инвестиции в розничный товарооборот, реализованная промышленная продукция, продукция сельского хозяйства, среднемесячная номинальная заработная плата, денежные доходы населения, эконометрические модели, лаги, модель Эйткена, метод инструментальных переменных.

Классификация по JEL: E22, E24, C02.

© Анна Кармелюк, 2012.

Кармелюк Анна, канд. физ.-мат. наук, доцент, Тернопольский национальный экономический университет, Украина.

Постановка проблемы. Розничный товарооборот предприятий – одна из составляющих ВВП. Согласно источнику [10, с. 273], розничный товарооборот предприятий определяют как объем продажи потребительских товаров населению через розничную торговую сеть и сеть ресторанного хозяйства всеми действующими предприятиями, а также промышленными, транспортными и другими неторговыми предприятиями непосредственно населению через кассу предприятия. Кроме того, в розничный товарооборот включают продажу через торговую сеть учреждениям, организациям и предприятиям продовольственных товаров для питания обслуживаемых ими групп населения (в санаториях, детских учреждениях, больницах и др.). Как показано в работе автора [2, с. 108], увеличение объема розничного товарооборота на 1 % приводило к увеличению ВВП на 0,946 %. Этот коэффициент указывает на ненадлежащее место развития розничного товарооборота в динамике ВВП, поскольку в развитых странах этот коэффициент выше. В связи с этим возникает необходимость в выявлении закономерностей влияния различных факторов на интенсивность динамики розничного товарооборота в условиях стабильного развития экономики с целью возможного использования прогнозных показателей для разработки мер государственной политики.

Анализ последних исследований и публикаций. Тема статьи относится к проблеме, которая в экономических исследованиях освещена недостаточно. Поскольку для проведения исследования были использованы методы корреляционно-регрессионного анализа, следует отметить, что такие исследования были начаты только в работах [1, с. 627–634, 2, с. 107–110, 3, с. 473–479; 4, с. 50–56, 5, с. 130–136].

Цель и задачи исследования. Целью данного исследования является вычисление эффективности влияния инвестиций в розничный товарооборот на его объемы и выявление зависимости величины розничного товарооборота от среднемесячной номинальной заработной платы, денежных доходов населения, расходов на приобретение товаров и услуг и вклада объемов реализованной промышленной продукции и продукции сельского хозяйства в розничный товарооборот на основе построенных экономико-математических моделей.

Изложение основного материала. Для исследования были использованы статистические данные 2001–2010 гг. (см. табл. 1) [8, с. 52, 54, 68, 72, 9, с. 46, 79; 10, с. 37, 105, 106, 108, 139, 204, 206, 273, 385, 389].

Для построения эконометрических моделей за независимую (факторную) переменную X взяты объемы инвестиций в розничный товарооборот, среднемесячная номинальная зарплата, денежные доходы населе-

ния, расходы на приобретение товаров и услуг, объемы реализованной промышленной продукции, объемы продукции сельского хозяйства и охоты, за результивную переменную Y – величину розничного товарооборота предприятий. Расчеты проводились в программе MS Excel. В табл. 2 приведены основные наиболее статистически значимые эконометрические модели. Другие модели с меньшим коэффициентом детерминации R^2 не приведены.

Таблица 1

Статистические данные экономических показателей за 2001–2011 гг. в фактических ценах, млн грн.

Годы	Розничный товарооборот предприятий ¹	Инвестиции в розничный товарооборот ²	Среднемесячная номинальная зарплата ³ , грн.	Денежные доходы населения ⁴	Расходы на приобретение товаров и услуг ⁵	Объем реализованной промышленной продукции ⁶	Объем продукции сельского хозяйства и охоты ⁷
2001	34417	417	311,08	109391	77846	210842,7	65218
2002	39691	637	376,38	185073	153589	229634,4	65253
2003	49993	950	462,27	215672	180703	289117,3	64780
2004	67556	1473	589,62	274241	222270	400757,1	83900
2005	94332	2556	806,19	381404	306769	468562,6	92540
2006	129952	4301	1041,44	472061	385691	551729,0	95730
2007	178233	7632	1351	623289	510023	717076,7	109985
2008	246903	9750	1806	845641		917036,0	152210
2009	230955	6670	1906	894286		806551,0	153800
2010	280890	5581	2239	1101175		891170,0	184900
2011	346498		2633	1251005			

Данные представлены по источникам:¹ [10, с. 273];

² [10, с. 204];

³ [10, с. 389];

⁴ [10, с. 385];

⁵ [8, с. 52, 54];

⁶ [9, с. 46; 10, с. 25, 37, 105, 106];

⁷ [9, с. 46, 10, с. 25, 139].

* С 2001 года объемы инвестиций представлены согласно КВЭД.

Таблица 2

Статистически значимые экономико-математические модели зависимости объемов розничного товарооборота Y_t от различных факторов X_t

2001–2010	R^2	2001–2008	R^2
I. X_t – инвестиции в розничный товарооборот			
а) $Y_t = 35056 + 25,08X_t$	0,794	а) $Y_t = 30972 + 21,41X_t$	0,987
б) $Y_t = 4498 + 49,83X_t - 0,002X_t^2$	0,850	б) $Y_t = 29429 + 22,76X_t - 0,0001X_t^2$	0,987
в) $Y_t = 495,7X_t^{0,682}$	0,941	в) $Y_t = 754,6X_t^{0,618}$	0,992
		г) Модель распределенного лага $Y_t = 42033 + 28,52X_{t-1}$	0,971
		д) Обобщенная модель Эйткена $Y_t = 29519 + 22,07X_t$	0,9999
II. X_t – среднемесячная номинальная зарплата			
а) $Y_t = -9793 + 133,6X_t$	0,994	а) $Y_t = -15763 + 143,4X_t$	0,997
б) $Y_t = -10872 + 135,9X_t - 0,0001X_t^2$	0,994	б) $Y_t = -4658 + 114,01X_t + 0,014X_t^2$	0,999
в) $Y_t = 60,22X_t^{1,100}$	0,997	в) $Y_t = 45,82X_t^{1,144}$	0,998
III. X_t – денежные доходы населения			
а) $Y_t = -4255 + 0,274X_t$	0,990	а) $Y_t = -12259 + 0,302X_t$	0,992
б) $Y_t = -7893 + 0,291X_t - 1 \times 10^{-8}X_t^2$	0,990	б) $Y_t = 750 + 0,226X_t + 8 \times 10^{-8}X_t^2$	0,995
в) $Y_t = 0,185X_t^{1,026}$	0,983	в) $Y_t = 0,148X_t^{1,044}$	0,969
IV. X_t – расходы на приобретение товаров и услуг*			
		а) $Y_t = -7819 + 0,353X_t$	0,977
		б) $Y_t = 14940 + 0,153X_t + 3 \times 10^{-7}X_t^2$	0,992
		в) $Y_t = 0,667X_t^{0,940}$	0,922
V. X_t – реализованная промышленная продукция			
а) $Y_t = -50009 + 0,338X_t$	0,971	а) $Y_t = -38038 + 0,302X_t$	0,986
		б) $Y_t = -7791 + 0,164X_t + 1 \times 10^{-7}X_t^2$	0,994
		в) $Y_t = 0,002X_t^{1,348}$	0,989
		г) Модель распределенного лага $Y_t = -55127 + 0,62X_{t-3}$	0,9718
		д) Модель с инструментальными переменными $Y_t = -1178 + 1,62Y_{t-1} - 0,04X_t$	1
VI. X_t – объем продукции сельского хозяйства и охоты			
а) $Y_t = -92095 + 2,128X_t$	0,961	а) $Y_t = -121316 + 2,483X_t$	0,957
		б) $Y_t = -16922 + 3,477X_t + 5 \times 10^{-6}X_t^2$	0,960
		в) $Y_t = 3 \times 10^{-7}X_t^{1,348}$	0,933
		г) Модель с инструментальными переменными $Y_t = -9453,7 + 1,39Y_{t-1} + 0,07X_t$	0,9988

* Данные за 2001–2007 гг.

1. Модели зависимости интенсивности розничного товарооборота от инвестиций в него.

Инвестиции положительно влияют на развитие национальной экономики и особенно актуальны в условиях дефицита бюджета и кризисной ситуации в Украине. Как видно из табл. 1, за период 2001–2008 гг. произошел рост объемов розничного товарооборота предприятий в 7,2 раза и вложенных в него инвестиций в 23,4 раза. В 2009 году, вследствие экономического кризиса в Украине, по сравнению с 2008 годом произошло снижение розничного товарооборота (в основных ценах) на 6,5 % и вложенных в него инвестиций на 31,6 %. В 2010 году инвестиции уменьшились еще на 16,3 % по сравнению с предыдущим годом, хотя розничный товарооборот увеличился по сравнению с 2008 годом на 13,8 %.

Интенсивность розничного товарооборота от объемов вложенных в него инвестиций может быть представлена линейной, квадратичной и степенной практически функциональными зависимостями (см. табл. 2, / а–в).

На основе построенных моделей произведен количественный анализ [1, с. 479–483]. За среднюю производительность инвестиций или инвестиционную отдачу взято отношение $\frac{f(x_t)}{x_t} = A_{1t}$, а за инвестиционную емкость –

обратная величина $A_{2t} = \frac{1}{A_{1t}}$. Первая производная функции Y' является

предельной маржинальной производительностью объема розничного товарооборота. Приближенное значение предельной производительности показывает, на какую величину увеличится объем розничного товарооборота при увеличении объема инвестиций на единицу. Согласно линейной модели, для данных за 2001–2008 гг. предельная производительность составляла 21,41, т. е. при увеличении инвестиций на единицу объем розничного товарооборота (в фактических ценах) возрос на 21,41 единиц. За период 2001–2010 гг. предельная производительность возросла до 25,08 единиц, но, поскольку коэффициент детерминации R^2 этой модели является значимым, но существенно меньшим (0,794), эта величина предельной производительности заслуживает меньшей степени доверия.

Рассчитанная величина инвестиционной отдачи A_{1t} показывает тенденцию к снижению с начала периода в 2001 году до конца периода в 2008 году с 82,53 до 25,32 единиц и, соответственно, росту инвестиционной емкости A_{2t} с 0,012 до 0,039 единиц. В 2009 году инвестиционная отдача выросла до 34,63 единиц, в 2010 году – до 50,33 единиц. Учитывая, что инвестиции в розничный товарооборот с 2009 года начали снижаться, рост инвестиционной отдачи в данный период можно объяснить смещением или

опозданием величины розничного товарооборота относительно инвестиций, вложенных в него.

Эластичность E_x объема товарооборота относительно инвестиций определяет относительное изменение резульативного показателя при изменении факторного на 1 %.

Коэффициент эластичности, рассчитанный для различных моделей и находившийся в пределах 0,62–0,71 (%) для периода 2001–2008 гг. и 0,68–0,74 (%) для периода 2001–2010 гг. указывает на несущественный его рост со временем и затратный характер инвестиционных вложений в розничный товарооборот.

Исследуем более подробно линейную, как наиболее экономически обоснованную, модель (см. табл. 2, *1a*) зависимости объема розничного товарооборота от величины вложенных в него инвестиций, построенную для статистических данных 2001–2008 гг., т. е. в условиях стабильного развития экономики. Оценки параметров модели были рассчитаны по методу наименьших квадратов 1МНК [2, с. 107–108, 6, с. 85–105, 7, с. 52–56]. Проверка

корректности применения 1МНК показала, что: а) $\sum_{t=1}^8 U_t \approx 0$, а следовательно

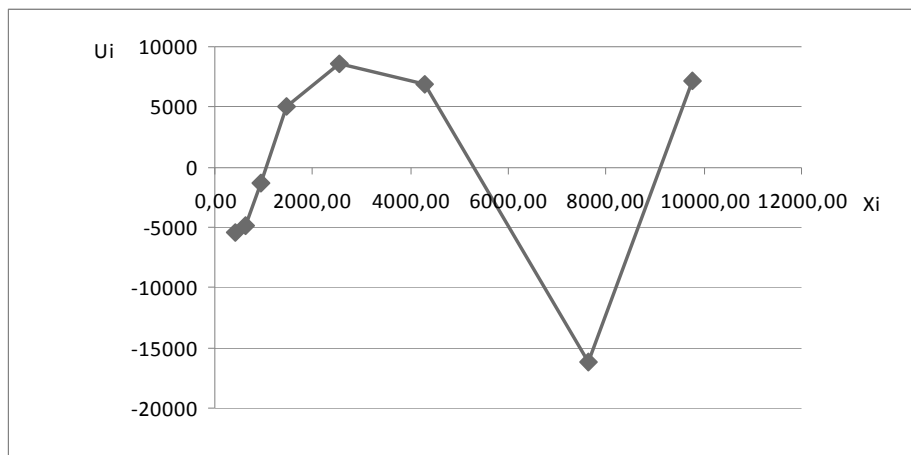
но $M(U) = 0$; б) $\sum_{t=1}^8 X^T \cdot U = -0,000011 \approx 0$ – независимая переменная не

связана с остатками; в) эмпирическое значение критерия Дарбина-Уотсона $DW_{emp} = 2,22$, поэтому используем $DW_{emp} = 4 - 2,22 = 1,78$. Для $n = 8$ и заданного уровня доверия $\beta = 0,95$ его верхняя критическая граница $DW_2 = 1,33$, для $\beta = 0,99$ – $DW_2 = 1,00$ и, поскольку, $DW_{emp} > DW_2$ – автокорреляция остатков отсутствует для высоких степеней доверия результатам [6, с. 170–176, 2, с. 108–109]. Исследование модели на гетероскедастичность [2, с. 108; 6. 150–153, 7, с. 116–117] параметрическим тестом Гольдфельда–Квандта (для небольших совокупностей наблюдений) показало, что $R_{emp}^* = 401,27$. Критическое значение критерия по таблицам F -распределения для выбранного уровня доверия $\beta = 0,95$ и степеней свободы $\nu_1 = \nu_2 = 1$ равно $F_{кр} = 161$, для уровня доверия $\beta = 0,99$ $F_{кр} = 4,052$. Поскольку $R_{emp}^* > F_{кр}$, то с высокой степенью доверия можно утверждать, что выборка гетероскедастична.

Это также подтверждается непараметрическим тестом Гольдфельда–Квандта (рис. 1), на котором изображены величины остатков u_i после упорядочивания наблюдений X_i .

Рисунок 1

Непараметрический тест Гольдфельда–Квандта



Значимость параметров модели проверялась по t -критерию:

$$t_j = \frac{|\hat{a}_j|}{S_{\hat{a}_j}}, \quad (1)$$

где \hat{a}_j – значение параметра модели, $S_{\hat{a}_j}$ – стандартная ошибка оценки параметра модели. Вычисленное $t_j = t_{емп}$ критерия сравнивалось с табличным t -критерием ($t_{кр}$) на выбранном уровне доверия β и $n - m$ степенях свободы, где n – объем выборки, m – число параметров модели. Если $t_{емп} > t_{кр}$, то параметры модели являются значимыми или достоверными.

Найденное из таблиц распределения Стьюдента для числа степеней свободы $\nu = 6$ и уровня доверия $\beta = 0,95$, $t_{кр} = 1,943$, для $\beta = 0,99$ $t_{кр} = 3,143$.

Параметры модели являются значимыми, поскольку для остаточной дисперсии $S_U^2 = 85951122,13$ и стандартных ошибок $S_{a_0} = 4769,05$, $S_{a_1} = 0,9999$ значения t -критериев равны: $t_{a_0} = 6,494$, $t_{a_1} = 21,409$.

При наличии гетероскедастичности и отсутствии автокорреляции остатков для расчета параметров модели использовали обобщенный метод наименьших квадратов (метод Эйткена) [6, с. 159–161, 7, с. 122–125], оператор оценивания которого имеет вид:

$$\bar{A} = (X^T V^{-1} X)^{-1} X^T V^{-1} \bar{Y}, \quad (2)$$

где \bar{A} – вектор оцениваемых параметров, X – матрица наблюдаемых значений независимых переменных, X^T – транспонированная матрица, \bar{Y} – вектор наблюдаемых значений зависимой переменной, V – симметричная положительно определенная матрица, диагональные элементы которой зависят от выбранной гипотезы относительно дисперсии остатков [6, с. 156–157]. В качестве элементов матрицы V использовали абсолютные значения остатков модели, построенной по 1МНК.

Дисперсия случайных отклонений оценивается по формуле:

$$S_u^2 = \frac{1}{n-k-1} U^T V^{-1} U, \quad (3)$$

где n – объем выборки, k – количество независимых переменных, U – вектор остатков модели, а матрица дисперсий и ковариаций – по формуле:

$$D^2(\bar{A}) = S_u^2 (X^T V^{-1} X)^{-1} \quad (4)$$

Уточненная модель имеет вид (см. табл. 2, *1d*):

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_t = 29518,56 + 22,07 X_t; R^2 \approx 1.$$

Остаточная дисперсия модели $S_u^2 = 9275,52$, стандартные ошибки оценок параметров модели равны $S_{a_0} = 2939,9034$, $S_{a_1} = 0,85$, эмпирическое t -отношение для параметра a_0 равно $t_0 = 10,04$, для a_1 – $t_1 = 25,87$. Таким образом, поскольку $t_0 > t_{кр}$, $t_1 > t_{кр}$, то на высоком уровне доверия значения параметров модели являются значимыми.

В модели, рассчитанной согласно методу Эйткена, коэффициент детерминации $R^2 \approx 1$ указывает на то, что данная линейная зависимость между розничным товарооборотом и инвестициями, вложенными в него, является практически функциональной.

Следует учесть, что эффект от влияния инвестиций на величину розничного товарооборота проявляется не сразу, а через некоторый период времени, с опозданием (лагом). Для обоснования лага или лагов используем взаимную корреляционную функцию $r(\tau)$ [6, с. 216–217]:

$$r(\tau) = \frac{(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \cdot x_{t+\tau} - \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \cdot \sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau}}{\sqrt{\left[(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t^2 - \left(\sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \right)^2 \right] \cdot \left[(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau}^2 - \left(\sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau} \right)^2 \right]}} \quad (5)$$

Наибольшее значение $r(\tau)$ по модулю (ближе к единице) определяет сдвиг или временной лаг. Рассчитанная величина $r(\tau)$ при различных значениях τ приведена в табл. 3 и показана на рис. 2.

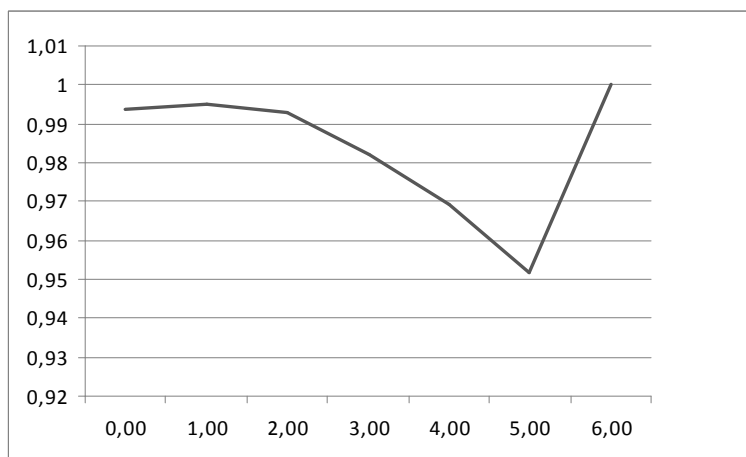
Таблица 3

Рассчитанная величина взаимной корреляционной функции $r(\tau)$ для инвестиций в розничный товароборот

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,993518259	0,994815995	0,992651093	0,982172643	0,969128263	0,951696917	1

Рисунок 2

Корелограмма взаимной корреляционной функции, построенная для временного ряда (инвестиции в розничный товароборот)



Как видно из рис. 2 и табл. 3, наибольшее значение взаимная корреляционная функция $r_\tau = 0,994816$ принимает при $\tau = 1$, т. е. через год после начала инвестирования следует ожидать наибольшего прироста розничного товарооборота. Динамическая модель распределенного лага в таком случае записывается так:

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_{t-1}, \quad (6)$$

где \hat{Y}_t – объем розничного товарооборота в период t ; X_{t-1} – инвестиции в период $t - 1$.

Оценка параметров модели осуществлялась согласно 1МНК. При этом принималась гипотеза – остатки неавтокоррелированы, нормально распределены. Поскольку наибольший лаг $\tau = 1$, то исходные данные были сокращены на одно наблюдение, причем во временном ряду объема розничного товарооборота было отброшено первое наблюдение, а во временном ряду инвестиций – последнее. Модель распределенного лага имеет вид (см. табл. 2, *1а*):

$$\hat{Y}_t = 42033 + 28,52 \cdot X_{t-1}, \quad R^2 = 0,971.$$

Проверка параметров модели по t -критерию показала, что оценки ее параметров достоверны на высоком уровне доверия, не смещены, поскольку при $S_u^2 = 197543860,8$, $S_{a_0} = 7752353$, $S_{a_1} = 2,199$, эмпирические значения t -критерия равны $t_{a_0} = 5,42$, $t_{a_1} = 12,97$.

Модель распределенного лага показывает, что увеличение инвестиций на единицу в предыдущем году приводит к увеличению розничного товарооборота в текущем году на 28,52 единиц, что больше, чем у модели 1МНК.

Модель распределенного лага, в которой наибольшее влияние инвестиций следует ожидать через год после их вложений, с экономической точки зрения является наиболее корректной и может быть использована для прогноза в условиях стабильного развития экономики.

2. Правительственная политика относительно роста доходов населения (среднемесячная зарплата в гривнах) комплексно влияет на экономику в целом и на розничный товарооборот в частности, что отражено в моделях II *а–в*, III *а–в* (см. табл. 2). Линейная модель II *а* зависимости розничного товарооборота от среднемесячной номинальной зарплаты для периода 2001–2008 гг. адекватна по F -критерию Фишера, и параметры ее достоверны, поскольку для остаточной дисперсии $S_u^2 = 15372331,3$ и стандартных ошибок параметров a_0 , a_1 , $S_{a_0} = 2750,32$, $S_{a_1} = 2,82$, эмпирические значения t -кри-

терия равны $t_{a_0} = 5,73$, $t_{a_1} = 5,90$. Согласно этой модели, увеличение среднемесячной зарплаты граждан Украины на одну гривну увеличивает розничный товарооборот в пределах Украины на 143,4 грн. Эластичность среднемесячной номинальной зарплаты для линейной модели составляет 1,15 (%), для степенной – 1,14 (%). Для периода 2001–2010 гг. предельная производительность составляет 133,6 грн., эластичность – 1,08–1,1(%). Это указывает на ухудшение экономической ситуации в Украине после 2008 года.

В табл. 4 и рис. 3 приведены значения рассчитанной $r(\tau)$ функции, которые свидетельствуют, что временной сдвиг величины розничного товарооборота номинальной зарплаты отсутствует, поскольку практически вся зарплата граждан Украины используется в розничном товарообороте на оплату продовольственных и промышленных товаров в текущем году.

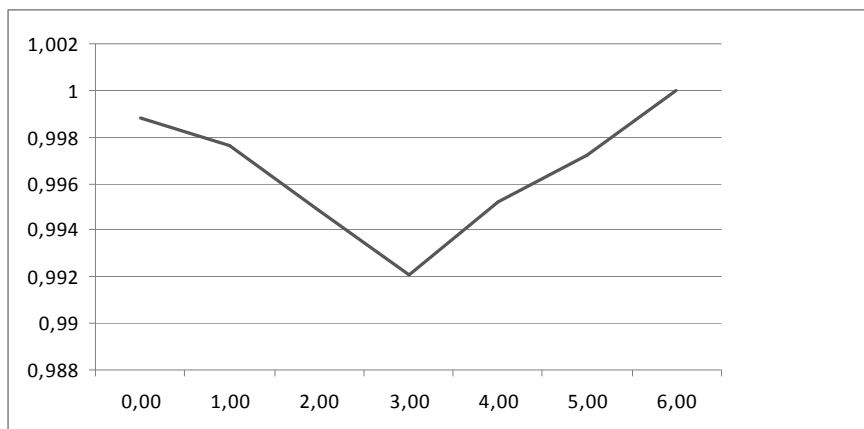
Таблица 4

Рассчитанная величина взаимной корреляционной функции $r(\tau)$ для средней номинальной зарплаты

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,998843831	0,997643865	0,994860584	0,992108688	0,995204517	0,9971987	1

Рисунок 3

Коррелограмма взаимной корреляционной функции, построенная для временного ряда (среднемесячная номинальная зарплата)



3. *Модели зависимости розничного товарооборота от денежных доходов населения* (табл. 2, III а–в).

Параметры линейной модели IIIa, построенной для периода 2001–2008 гг., – значимы, поскольку для остаточной дисперсии $S_u^2 = 52020782$ и стандартных ошибок $S_{a_0} = 4960,53$, $S_{a_1} = 0,011$, критические значения t -критерия равны $t_{a_0} = 2,47$, $t_{a_1} = 27,59$. Для $\beta = 0,95$ параметр a_0 является существенным, для $\beta = 0,99$ параметр a_0 является несущественным, но для формирования выводов он не используется.

Согласно линейной модели зависимости розничного товарооборота от денежных доходов населения, увеличение денежных доходов населения на единицу (1 млн грн.) приводит к увеличению розничного товарооборота на 0,302 единицы (0,302 млн грн.). Таким образом, около 70 % доходов идет на сбережение и приобретение товаров не через торговую сеть предприятий. За период с 2001–2010 гг. доля продаж потребительских товаров, которые произведены на территории Украины, через торговую сеть, принадлежащую физическим лицам – предпринимателям, и на рынках выросла с 25 до 35,6 % [10, с. 287]. Эластичность для линейной модели составляет 1,12 (%) и 1,04 (%) – для степенной.

В табл. 5 и рис. 4 изображена корреляционная функция, которая имеет два максимума на $\tau = 1$ и $\tau = 4$. Первый пик следует отнести к покупкам, на которые население откладывает свои годовые доходы. Это могут быть товары не слишком высокой для потребителя стоимости. Второй пик в четыре года свидетельствует об откладывании средств (доходов) на приобретение существенных для потребителя покупок.

4. *Модели зависимости затрат на приобретение товаров и услуг* (табл. 2, IV а–в). Как видно из линейной модели для данных 2001–2007 гг. (IV а), увеличение расходов на приобретение товаров и услуг на единицу (1 млн грн.) приводит к увеличению розничного товарооборота на 0,353 единицы (млн грн.), т. е. примерно 65 % расходов на приобретение товаров и услуг осуществляется не через торговую сеть предприятий. Параметр линейной модели a_1 , на основании которого был сделан такой вывод, является значимым для высоких уровней доверия β , поскольку для остаточной дисперсии $S_u^2 = 64068059,25$ и стандартной погрешности $S_{a_1} = 0,022$ эмпирическое значение $t_{a_1} = 16,08$. Значение параметра a_0 не является достоверным для высоких значений β , но он не влияет на данный вывод.

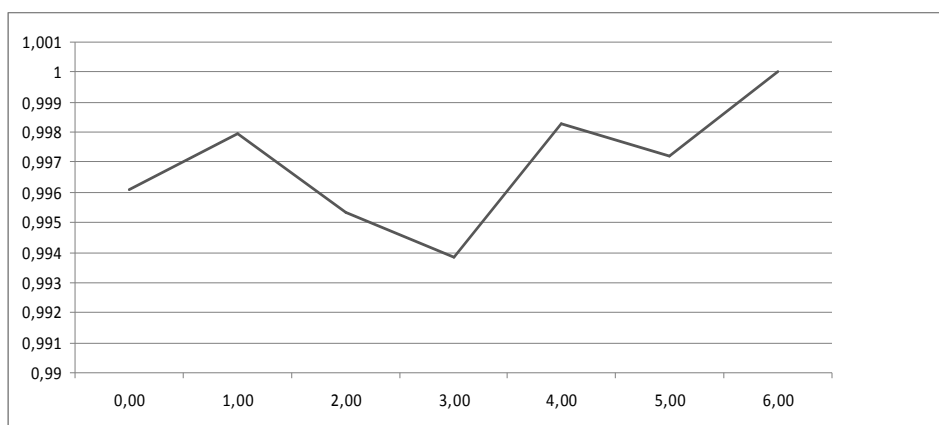
Таблица 5

Рассчитанная величина взаимной корреляционной функции $r(\tau)$
 для денежных доходов населения

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,996082051	0,997979326	0,99531329	0,993817404	0,998295283	0,997205432	1

Рисунок 4

Коррелограмма взаимной корреляционной функции, построенная
 для временного ряда (денежные доходы населения)



5. Эффективность вложений продукции промышленности в розничной товарооборот (табл. 2, V а–д). Согласно источнику [10, с. 105], объем реализации промышленной продукции (работ, услуг) определяется по цене продажи отгруженной за пределы предприятия готовой продукции (выполненных работ, услуг), указанной в оформленных как основание для расчетов с покупателями (заказчиками) документах (включая продукцию (работы, услуги) по бартерному контракту), за исключением косвенных налогов (налога на добавленную стоимость, акцизного сбора и т. п.). Продукцию (работы, услуги) признают реализованной после оформления документов, независимо от поступления платежей за нее.

Аналогично предыдущим пунктам исследуем более подробно линейную модель зависимости объема розничного товарооборота от объема реализованной продукции промышленности. Проверка корректности применения 1МНК показала, что: а) $\sum_{t=1}^8 U_t \approx 0$, а следовательно $M(U) = 0$;

б) $\sum_{t=1}^8 X^T \cdot U = -0,000018 \approx 0$ – независимая переменная не связана с остат-

ками; в) эмпирическое значение критерия Дарбина–Уотсона – $DW_{емп} = 1,13$. Для $n = 8$ и заданного уровня доверия $\beta = 0,95$ его нижняя критическая граница $DW_1 = 0,76$, верхняя критическая граница $DW_2 = 1,33$ и, поскольку, $DW_1 < DW_{емп} < DW_2$, то никаких выводов об автокорреляции остатков сделать нельзя. Для $\beta = 0,99$ – $DW_2 = 1,00$ и, поскольку $DW_{емп} > DW_2$, – автокорреляция остатков отсутствует для высоких степеней доверия результатам. Исследование модели на гетероскедастичность параметрическим тестом Гольдфельда–Квандта показало, что $R_{емп}^* = 19,28$. Поскольку $R_{емп}^* < F_{кр}$, то можно утверждать, что гетероскедастичность отсутствует.

Согласно линейной модели, рост реализованной промышленной продукции на единицу приводил к росту розничного товарооборота на 0,302 единицы. Эластичность розничного товарооборота относительно реализованной продукции составляет 1,35–1,36 (%), что указывает на накопительный характер процесса.

Так как возникают сомнения относительно причин возможного возникновения автокорреляции остатков, а значит, и адекватности построенной линейной модели 1МНК, рассчитаем взаимную корреляционную функцию $r(\tau)$ согласно формуле (5).

Рассчитанная величина $r(\tau)$ при различных значениях τ приведена в табл. 6 и изображена на рис. 5.

Как видно из рис. 5 и табл. 6, наибольшее значение взаимная корреляционная функция $r_\tau = 0,99808035$ принимает при $\tau = 3$, то есть через три года от начала реализации промышленной продукции следует ожидать максимального роста розничного товарооборота. Этот лаг совпадает с лагом в три года, при котором наблюдается максимальный рост объема реализованной промышленной продукции от начала инвестирования в нее [5, с. 135–136].

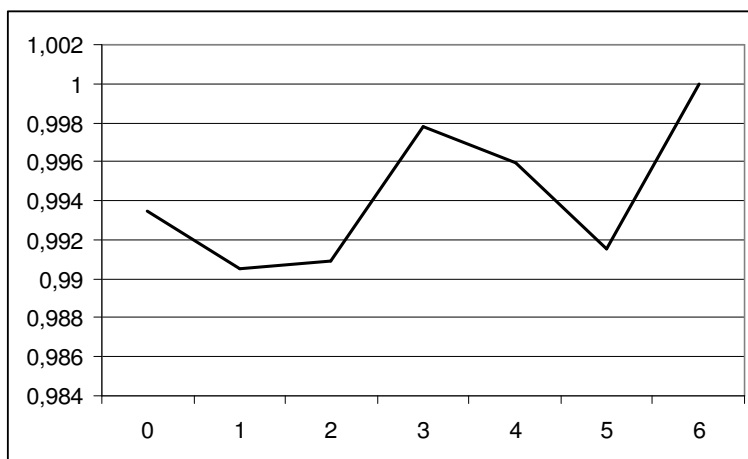
Таблица 6

Рассчитанная величина взаимной корреляционной функции $r(\tau)$
 для объема реализованной промышленной продукции

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,993502576	0,990536251	0,9909311302	0,997843411	0,995910703	0,991535138	1

Рисунок 5

Коррелограмма взаимной корреляционной функции, построенная
 для временного ряда (реализованная промышленная продукция)



Динамическая модель распределенного лага в таком случае записывается так:

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_{t-3},$$

где \hat{Y}_t – объем розничного товарооборота в период t ; X_{t-3} – объем реализованной продукции промышленности в период $t-3$.

Оценка параметров модели осуществлялась МНК. При этом принималась гипотеза – остатки неавтокоррелированы, нормально распределены. Поскольку наибольший лаг $\tau = 3$, то исходные данные были сокращены на

три наблюдения, причем во временном ряду объема реализованной продукции были отброшены первые три наблюдения, а во временном ряду инвестиций – три последние. Модель распределенного лага имеет вид:

$$\hat{Y}_t = -55127,41 + 0,62 \cdot X_{t-3}, R^2 = 0,9718,$$

т. е. на 97 % вариация объема розничного товарооборота объясняется вариацией объемов реализованной продукции промышленности. Рост объемов реализованной промышленной продукции на единицу в текущем году приводил к росту розничного товарооборота на 0,62 единиц через три года после него, что в 2 раза больше, чем в модели без лага. Поскольку $DW_{emp} = 2,77 > 2$, то для проверки гипотезы об отрицательной автокорреляции следует принять величину $DW_{emp} = 1,23$ ($4 - 2,77 = 1,23$), сравнение которой с табличной $DW_2 = 1,142$ для высокой степени доверия $\beta = 0,99$ указывает на отсутствие автокорреляции остатков. Проверка значимости параметров модели по t -критерию показала, что оценки ее параметров достоверны на высоком уровне доверия, не смещены и в модели отсутствует автокорреляция остатков.

Если в эконометрической модели присутствуют лаговые объясняющие переменные, то в правой части модели среди таких переменных появляется лаговая зависимая переменная $y_{t-\tau}$. С ее появлением становятся стохастическими объясняющие переменные модели. К появлению в правой части модели лаговых значений зависимой переменной приводят и некоторые другие модели, которые применяются при отсутствии полного представления об объекте и его инерционности. В этом случае применяется метод инструментальных переменных, который используется для оценки параметров модели со случайными объясняющими переменными [6, с. 221, 232–242, 7, с. 137–140]. Вектор \bar{A} оценок структурных параметров определяется формулой:

$$\bar{A} = (Z^T X)^{-1} Z^T \bar{Y} \quad (7)$$

Дисперсия остатков рассчитывается по формуле:

$$S_u^2 = \frac{1}{n - k - 1} U^T U, \quad (8)$$

а матрица дисперсии и ковариации оценок структурных параметров имеет форму:

$$D^2(\bar{A}) = S_u^2 (Z^T X)^{-1} (Z^T Z) (Z^T X)^{-1}. \quad (9)$$

Оценим с применением метода инструментальных переменных параметры модели $Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 X_t$. Для этого введем такие инструментальные переменные Z_1 и Z_2 , что $Z_1 = X_{t-1}$, $Z_2 = X_t$.

Построим вектор \bar{Y} наблюдений зависимой переменной Y_t , матрицу X наблюдений объясняющих переменных Y_{t-1} и X_t , а также матрицу Z наблюдений инструментальных переменных Z_1 и Z_2 :

$$\bar{Y} = \begin{bmatrix} y_2 \\ y_3 \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & y_1 & x_2 \\ 1 & y_2 & x_3 \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & y_{n-1} & x_n \end{bmatrix}, Z = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & x_2 \\ 1 & x_2 & x_3 \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n-1} & x_n \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Модель имеет вид:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 X_t = -1177,88 + 1,62 Y_{t-1} - 0,04 X_t, R^2 \approx 1,00.$$

Вычисленное значение Дарбина–Уотсона $DW_{емп} = 1,14$. Для $n = 7$, $k = 2$ (количество переменных) и $\beta = 0,95$ $DW_1 = 0,467$, $DW_2 = 1,896$; для $\beta = 0,99$ $DW_1 = 0,294$, $DW_2 = 1,676$, и, поскольку, $DW_1 < DW_{емп} < DW_2$, то никаких выводов об автокорреляции сделать нельзя.

Поскольку для $S_u^2 = 25197617,9$, $S_{a_1} = 0,00016391$, $S_{a_2} = 5,63149 \cdot 10^{-5}$, $t_{a_1} = 10000$, $t_{a_2} = 711$, то, согласно t -критерию, значения параметров a_1 и a_2 являются существенными, значение параметра a_0 – несущественным.

6. Зависимость объемов розничного товарооборота от объемов продукции сельского хозяйства и охоты имеет вид, представленный в табл. 2 VI а–г.

Исследуем линейную эконометрическую модель, которая имеет вид:
 $Y_t = -121316 + 2,483 X_t, R^2 = 0,957$.

Вычисленный коэффициент Дарбина–Уотсона $DW_{емп} = 1,90$, верхний предел критерия $DW_2 = 1,332$ для $\beta = 0,95$ и $DW_2 = 1,003$ для $\beta = 0,99$. Так как $DW_{емп} > DW_2$, то автокорреляция отсутствует для высоких степеней доверия результатам.

Исследование модели на гетероскедастичность показало, что $R^* = 6,11$. Для $\beta = 0,95$ $F_{крит} = 161$ и, поскольку, $R^* < F_{крит}$, то гетероскеда-

стичность отсутствует. Для $\beta = 0,99$ $F_{крит}^* = 4,052$ и, поскольку $R^* > F_{крит}$, то гетероскедастичность присутствует.

Согласно линейной модели *Vla*, следует, что увеличение объемов продукции сельского хозяйства и охоты на единицу приводило к увеличению розничного товарооборота на 2,48 единиц. Это примерно в 8 раз больше, чем для продукции промышленности. Эластичность розничного товарооборота относительно объемов продукции сельского хозяйства и охоты составляет 2,15 % для линейной модели и является большей, чем эластичность розничного товарооборота относительно объемов реализованной промышленной продукции.

В табл. 7 и на рис. 6 представлена корреляционная функция, показывающая, что между производством сельскохозяйственной продукции и ее реализацией в розничной торговле нет смещения. Таким образом, вся сельскохозяйственная продукция реализуется в розничной торговле в текущем году.

Применение метода инструментальных переменных привело к модели:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 X_t = -9453,67 + 1,39 Y_{t-1} + 0,07 X_t, R^2 = 0,9988.$$

Согласно модели $S_U^2 = 10438463$, $S_{a_1} = 4,8322810^{-5}$, $S_{a_2} = 6,5314 \cdot 10^{-5}$, эмпирические значения t -критерия равны $t_{a_1} = 28778$, $t_{a_2} = 1072$.

Таким образом, согласно t -критерию Стьюдента, параметры модели a_1 и a_2 являются достоверными с высокой степенью доверия. Параметр a_0 недостоверен.

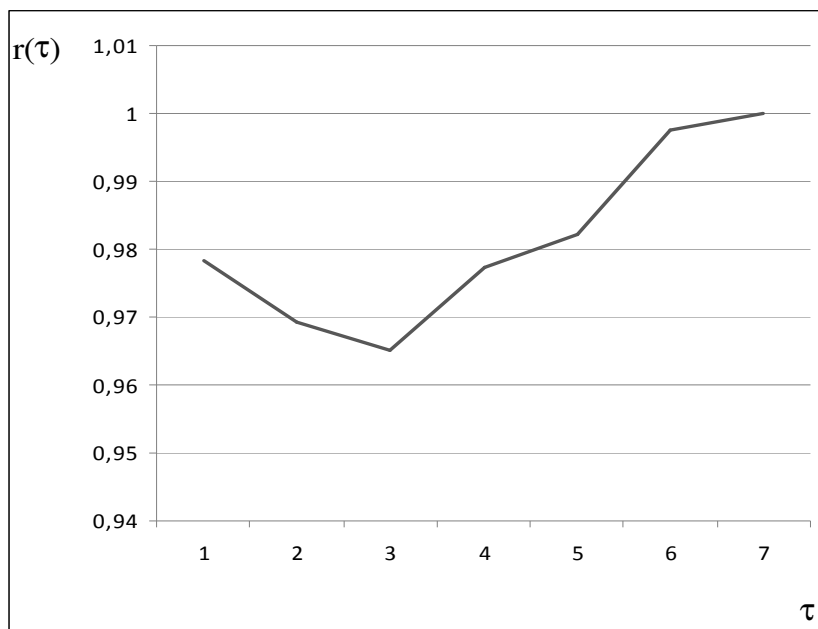
Таблица 7

Рассчитанная величина взаимной корреляционной функции $r(\tau)$ для объема продукции сельского хозяйства и охоты

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,978173181	0,969158812	0,965195801	0,977339734	0,982106507	0,997556017	1

Рисунок 6

Коррелограмма взаимной корреляционной функции, построенная для временного ряда (продукция сельского хозяйства и охоты)



Выводы. Построены модели зависимости розничного товарооборота от инвестиций, вложенных в него, среднемесячной номинальной зарплаты, денежных доходов населения, продукции промышленности и сельского хозяйства и на их основе вычислена и обоснована эффективность воздействия различных экономических факторов на розничный товарооборот. Показано, что в 2009 году в Украине начались кризисные явления, хотя в 2010 году появляются некоторые позитивные тенденции к росту. Построенные эконометрические модели позволяют спрогнозировать розничный товарооборот в условиях стабильного развития экономики с целью принятия мер государственной политики.

Литература

1. Економіко–математичне моделювання: навчальний посібник/ [Текст] / За ред. О. Т. Іващука. – Тернопіль: Економічна думка, 2008. – 701 с.
2. Кармелюк Г. І. Економетричні моделі залежності валового внутрішнього продукту від роздрібного товарообороту [Текст] / Г. І. Кармелюк // Наукові записки: збірник наукових праць кафедри економічного аналізу. Випуск 5. – Тернопіль: Економічна думка, 2010. – С. 107–110.
3. Кармелюк Г. І. Економетричні дослідження інвестицій в основний капітал в докризовий період в Україні. [Текст] / Г. І. Кармелюк // Фінансова система України: збірник наукових праць. – Острог: Видавництво Національного університету «Острозька академія», 2011. Випуск 17. – С. 473–479.
4. Кармелюк Г. І. Економетричні дослідження інвестицій в основні галузі народного господарства України в докризовий період. [Текст] / Г. І. Кармелюк // Галицький економічний вісник. Науковий журнал. – Тернопіль. – 2011. – № 3 (32). – С. 50–56.
5. Кармелюк Г. І. Дослідження ефективності інвестицій в промисловість [Текст]/ Г. І. Кармелюк // Вісник ТНЕУ. – 2012. – № 2. – С. 130–136.
6. Наконечний С. І. Економетрія [Текст] / С. І. Наконечний, Т. О. Терещенко, Т. П. Романюк // Підручник. – Вид. 2-ге, допов. та перероблене. – К.: КНЕУ, 2000. – 296 с.
7. Новак Е. Введение в методы эконометрики: сборник задач [Текст] / Едвард Новак; пер. с польск; под ред. И. И. Елисейевой. – М.: Финансы и статистика, 2004. – 248 с.
8. Основні показники економічного та соціального стану України за 1991 – 2001 та 2002–2007 роки [Текст] / Національний банк України // Бюлетень НБУ. – 2007. – №9. – С. 68, 72.
9. Основні показники економічного розвитку [Текст] / Національний банк України // Бюлетень НБУ. – 2012. – № 1. – С. 46.
10. Статистичний щорічник України за 2010 рік [Текст] / Держ. ком. статистики України; відп. за вип. О. Г. Осауленко. – К.: Август Трейд, 2011. – 559 с.

Статья поступила в редакцию 20 июля 2012 г.