

УДК: 330.43 + 336.74

## РЕГРЕССИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ СВЯЗИ ДИНАМИКИ ТЕМПОВ ИНФЛЯЦИИ И ОБЪЁМА ДЕНЕЖНОЙ МАССЫ: U-ОБРАЗНАЯ КРИВАЯ

### REGRESSION MODELLING OF RELATION BETWEEN INFLATION DYNAMICS AND THE VOLUME OF MONEY SUPPLY: THE U-CURVE

**Нина Павловна ГОРИДЬКО**

эксперт консалтинговой компании «Клевер Пойнт» (г. Москва)

**Nina P. GORIDKO**

consulting company expert, 'Clever Point' (Moscow)

E-mail: horidko@mail.ru

*Аннотация.* В статье рассматривается влияние изменения объёма денежной массы на инфляционные процессы. На основе регрессионного анализа, проведенного по эмпирическим данным России и Украины, опровергается гипотеза о сжатии денежной массы как универсальном инструменте стабилизации денежного обращения. Предложено моделировать взаимосвязь показателей с помощью U-образной кривой, позволяющей определить оптимальный объём денежной массы, который минимизирует темп инфляции.

*Summary.* The paper examines the impact of changes in money supply on inflation dynamics. The regression analysis conducted on the empirical data for Russia and Ukraine, permits to refute the hypothesis of the money supply contraction as a universal instrument for monetary adjustment. Some conclusions are based on the U-curve models that were invented to evaluate the optimal amount of money minimizing the rate of inflation.

**Ключевые слова:** инфляция, объём денежной массы, нелинейная динамика, регрессионное моделирование, U-образная кривая.

**Key words:** inflation, the money supply, nonlinear dynamics, regression modeling, U-curve models.

**Постановка проблемы.** В классической экономической теории считается аксиомой тот факт, что избыток денежной массы в макросистеме провоцирует инфляцию. Руководствуясь этой догмой, Всемирный банк, Международный валютный фонд и другие международные организации, разрабатывая антикризисные рекомендации для ряда развивающихся стран, зачастую включают в них как один из элементов необходимость сжатия денежной массы. По их мнению, этот шаг должен привести к стабилизации уровня цен.

Однако практический опыт многих стран показывает, что сжатие объёма денежной массы зачастую только разогревает инфляционные процессы [1–5]. Следствием является дефицит ликвидности, который, в свою очередь, обуславливает рост коммерческой учётной ставки, являющейся выражением цены такого товара как деньги.

Этот механизм хорошо известен, в частности, в России, где в середине 90-х годов сжатие объёмов денежной массы привело к так называемому кризису неплатежей, искусственно вызванному действиями правительства, нарастившего внутренний государственный долг. Кроме того, сжатие объёмов денежной массы приводит к тому, что каналы денежного обращения заполняются финансовыми суррогатами взамен полноценных, ликвидных денег. Следовательно, предпринимаемые правительством меры по сжатию денежной массы не приводят к существенному уменьшению объёмов этой массы, зато в значительной степени ухудшают ее качество [6, 7].

Не подлежит сомнению тот факт, что избыток и нехватка денежной массы одинаково опасны для стабильности денежного обращения, они в равной степени препятствуют эффективному управлению инфляционными процессами. Иначе

Таблица 1  
Данные об уровне инфляции и объёме денежной массы в России за 2000-2011 гг.

Год	Дефлятор ВВП	Денежный агрегат M2, млрд руб.
n	$P_n$	$M2_n$
2000	1.376	1150.6
2001	1.165	1609.4
2002	1.156	2130.5
2003	1.138	3205.2
2004	1.203	4353.9
2005	1.193	6032.1
2006	1.152	8970.7
2007	1.138	12869.0
2008	1.180	12975.9
2009	1.019	15267.6
2010	1.114	20011.9
2011	1.158	24543.4

говоря, стабилизация денежных рынков требует, чтобы объем денежной массы был не слишком мал и не слишком велик, поскольку и в том, и в другом случае неизбежно нарастание инфляции. Темп инфляции должен быть минимален при некотором среднем, умеренном количестве денег в обращении.

Таким образом, связь между темпами инфляции и объемом денежной массы является нелинейной. Представления о нелинейном характере взаимосвязей в современных экономических системах, наконец, начинают распространяться и на монетарную сферу, которая до недавнего времени была в известной мере изолирована от исследований в области нелинейной динамики. С помощью регрессионного анализа мы докажем существование нелинейного тренда, который можно описать простейшими кривыми второго порядка.

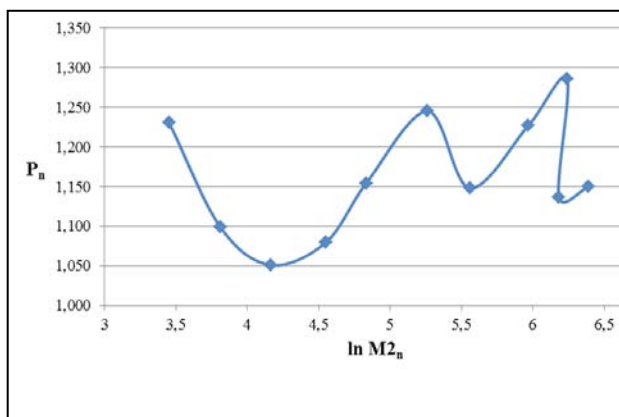


Рис. 2. Зависимость темпов инфляции от логарифма объема денежной массы в Украине за период 2000-2010 гг.

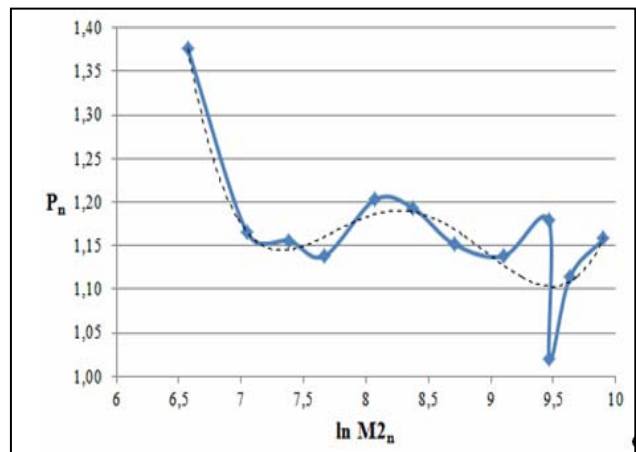


Рис. 1. Зависимость темпов инфляции от логарифма объема денежной массы в России, 2000-2011 гг.

**Обоснование полученных научных результатов.** Воспользовавшись данными Федеральной службы государственной статистики и Банка России [8, 9], мы построили динамические ряды переменных, характеризующих темпы инфляции и объем денежной массы России. При этом в качестве индикатора инфляции использован дефлятор ВВП, а объем денежной массы выражен значением агрегата M2 (таблица 1).

Поскольку представление денежного агрегата M2 в абсолютном выражении в большинстве случаев приводит к нестационарности временных рядов, далее мы используем этот показатель в прологарифмированном виде. График зависимости дефлятора ВВП от логарифма объема денежной массы представлен на рис. 1 и, судя по виду графика, мы имеем дело с нелинейной связью двух показателей.

Этот график лучше всего аппроксимировать

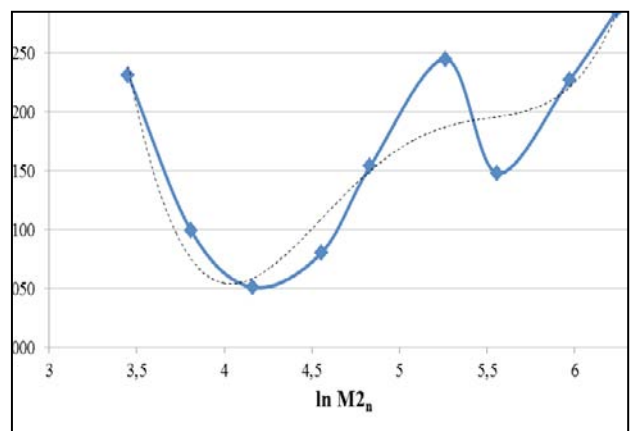


Рис. 3. Тренд зависимости инфляции от логарифма объема денежной массы в Украине за период 2000-2008 гг.

Таблица 2

Эконометрические характеристики модели инфляции (1) в зависимости от логарифма денежной массы в России за период 2000-2011 гг.

Регрессионная статистика					
Множественный R		0.896788809			
R-квадрат		0.804230168			
Нормированный R-квадрат		0.692361692			
Стандартная ошибка		0.045103626			
Наблюдения		12			
Дисперсионный анализ					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	4	0.058499958	0.014625	7.1890688	0.0126643
Остаток	7	0.01424036	0.0020343		
Итого	11	0.072740318			
Коэффициенты					
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	Р-Значение	
P-пересечение	233.5871673	75.56958165	3.091021046	0.01754184	
$\ln M2_n$	-112.7720936	37.33740846	-3.02035139	0.019376698	
$(\ln M2_n)^2$	20.40993781	6.873853822	2.969213245	0.020830975	
$(\ln M2_n)^3$	-1.632827647	0.558946532	-2.92125911	0.022300003	
$(\ln M2_n)^4$	0.048716425	0.016941619	2.875547256	0.023802533	

с помощью полинома четвертой степени (линия тренда изображена на рис. 1 пунктиром). Модель, описывающая такую зависимость, имеет вид:

$$P_n = 233.587 - 112.772 \cdot \ln M2_n + 20.41 \cdot (\ln M2_n)^2 - 1.633 \cdot (\ln M2_n)^3 + 0.049 \cdot (\ln M2_n)^4 \quad (1)$$

Функция является адекватной:  $R^2=0.804$ ,  $F=7.189$  при  $F_{кр}=4.534$  для уровня значимости 5%, коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 5% (таблица 2).

Имея формализованное представление зависимости уровня инфляции от объема денежной массы, мы можем определить локальные экстремумы кривой и обозначить периоды, когда при росте денежной массы уровень инфляции возрастает, и периоды, когда он уменьшается.

Итак, с 2000 по 2001 гг. рост денежного агрегата  $M2$  приводил к падению уровня инфляции, причём при объеме денежной массы в 1590.4 млн руб. согласно формуле (1) наблюдалась минимальная инфляция в 1.14%. Далее с 2001 по 2004 гг. расширение предложения денег привело к возрастанию уровня цен, который при объеме денежной массы 3911.7 млн руб. достиг локального максимума, выражающегося в инфляции на уровне около 19%. С 2004 по 2009 гг. рост денежной массы снова приводил к снижению уровня цен, локальный минимум которого при  $M2$ , равном 12987.2 млн руб., составил 10,2%. На сегодняшний день в России имеем тенденцию к росту уровня

цен при увеличении денежной массы в обороте.

Для определения возможного влияния объема денежной массы на инфляционные процессы в экономике Украины нами использованы данные Государственной службы статистики Украины и Национального банка Украины [10, 11] (таблица 3).

Мы построили график зависимости дефлятора ВВП от логарифма объема денежной массы в экономике Украины за 2000-2010 гг. (рис. 2).

Поскольку график, изображенный на рис.

Таблица 3

Данные об уровне инфляции и объёме денежной массы в Украине за 2000-2010 гг.

Год	Дефлятор ВВП	Денежный агрегат $M2$ , млрд грн
n	$P_n$	$M2_n$
2000	1.231	31.544
2001	1.099	45.186
2002	1.051	64.321
2003	1.080	94.855
2004	1.154	125.483
2005	1.245	193.145
2006	1.148	259.413
2007	1.227	391.273
2008	1.286	512.527
2009	1.137	484.772
2010	1.150	596.841

Таблиця 4

Эконометрические характеристики модели инфляции (2) в зависимости от логарифма денежной массы в Украине за период 2000-2008 гг.

Регрессионная статистика					
Множественный R	0.9308182				
R-квадрат	0.8664225				
Нормированный R-квадрат	0.732845				
Стандартная ошибка	0.0424983				
Наблюдения	9				
Дисперсионный анализ					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	4	0.046859593	0.0117149	6.48629	0.048762
Остаток	4	0.007224407	0.0018061		
Итого	8	0.054084			
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	
P-пересечение	45.745126	19.57943108	2.3363869	0.079693	
$\ln M2_n$	-36.70158	16.82339614	-2.1815799	0.094577	
$(\ln M2_n)^2$	11.16178	5.346244483	2.0877796	0.105094	
$(\ln M2_n)^3$	-1.490826	0.745055755	-2.0009584	0.11599	
$(\ln M2_n)^4$	0.0739847	0.038440076	1.9246758	0.126588	

Таблиця 5

Эконометрические характеристики модели инфляции (4) в зависимости от логарифма денежной массы в Украине за период 2002-2010 гг.

Регрессионная статистика					
Множественный R	0.998863				
R-квадрат	0.997728				
Нормированный R-квадрат	0.854546				
Стандартная ошибка	0.063048				
Наблюдения	9				
Дисперсионный анализ					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	2	12.21741	6.1087073	1536.756	7.4E-09
Остаток	7	0.027825	0.0039751		
Итого	9	12.24524			
	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-Значение	
P-пересечение					
$(\ln M2_n)^2$	0.07801	0.003467	22.500368	8.67E-08	
$(\ln M2_n)^4$	-0.00122	9.91E-05	-12.31983	5.33E-06	

2, лучше всего аппроксимировать с помощью полинома шестой степени, а количество наблюдений не позволяет получить адекватную модель такого рода, мы попробуем построить функции четвертой степени, отбрасывая сначала последние два наблюдения, а затем выполняя временной сдвиг.

За 2000–2008 гг. получим функцию в виде:

$$P_n = 45.745 - 36.702 \cdot \ln M2_n + 11.162 \cdot (\ln M2_n)^2 - 1.491 \cdot (\ln M2_n)^3 + 0.074 \cdot (\ln M2_n)^4 \quad (2)$$

Модель является значимой и адекватно описывает исходные данные:  $R^2=0.866$ ,  $F=6.486$  при  $F_{кр}=6.388$  для уровня значимости 5%, доверие к коэффициентам регрессии не ниже 87% (таблица 4).

Исключение тех или иных параметров модели приводит к ухудшению её качественных характеристик.

На самом деле полученный тренд, изображённый пунктирной линией на рис. 3, демонстрирует, что в исследуемом периоде инфляция снижалась при увеличении объёма денежной массы до определённого уровня, после чего «разбухание» денежной массы должно было способствовать развёртыванию инфляционных процессов.

Исходя из модели (2), мы можем определить тот уровень денежной массы, при котором инфляция минимальна:  $M2_n=56.7$  млрд грн, темп инфляции равен 1.054%. Если сравнить полученный результат с эмпирическими данными, мы увидим, что он находится в пределах наблюдаемых значений и попадает во временной интервал, соответствующий 2002 году. До 2002 года темп инфляции снижался при увеличении объёма денежной массы, пока последний не достиг 56.713 млрд грн, затем инфляция стала расти.

Выполнив временной сдвиг на два года, мы построили следующую модель четвертой степени:

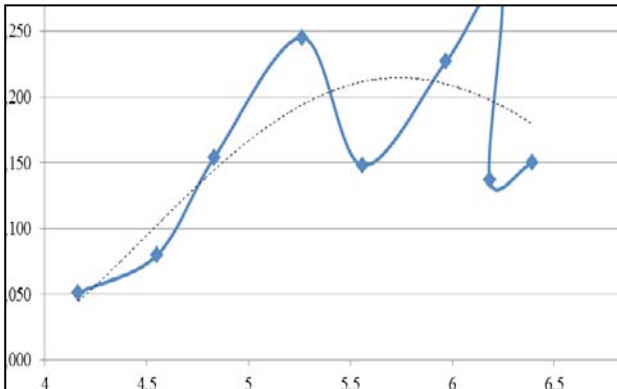


Рис. 4. Тренд зависимости инфляции от логарифма объёма денежной массы в Украине за период 2002-2010 гг.

$$P_n = 9.976 - 7.279 \cdot \ln M2_n + 2.119 \cdot (\ln M2_n)^2 - 0.261 \cdot (\ln M2_n)^3 + 0.012 \cdot (\ln M2_n)^4 \quad (3)$$

Характеристики данной модели значительно уступают предыдущей:  $R^2=0.555$ ,  $F=1.247$  при  $F_{кр}=6.388$ , все коэффициенты регрессии не значимы. Для улучшения качества модели мы воспользовались методом пошагового исключения переменных, вследствие чего получили функцию:

$$P_n = 0.078 \cdot (\ln M2_n)^2 - 0.001 \cdot (\ln M2_n)^4 \quad (4)$$

В таблице 5 приведены эконометрические характеристики модели, описывающие её как адекватную и значимую:  $R^2=0.998$ ,  $F=1536.756$  при  $F_{кр}=4.737$ , сумма квадратов невязок снизилась с 0.072 (для модели (3)) до 0.063, оставшиеся коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 1%.

На рис. 4 мы видим линию тренда, аппроксимирующую полученную функцию.

Данный тренд, будучи кривой четвертого порядка, по виду мало чем отличается от параболы или гиперболы. По формуле (4) мы можем определить экстремум этой функции, являющийся в данном случае локальным максимумом:  $M2_n=284.7$  млрд грн,  $P=1.246\%$ . Полученные результаты также попадают в наблюдаемый интервал значений рассматриваемых параметров и по объёму денежной массы соответствуют 2007 году. С этого времени в Украине наблюдается дефицит ликвидности, и дальнейшее возрастание объёма денежной массы способствует некоторому замедлению инфляционных процессов, что подтверждает полученный нами тренд. Это хорошо согласуется и с выводами, представленными в [1-4].

Следует также заметить, что все наблюдаемые значения логарифма  $M2$ , изображенные на рис. 4, находятся правее аргминимума функции (4), а это значит, что тот объем номинальной денежной массы, который соответствовал бы минимальным

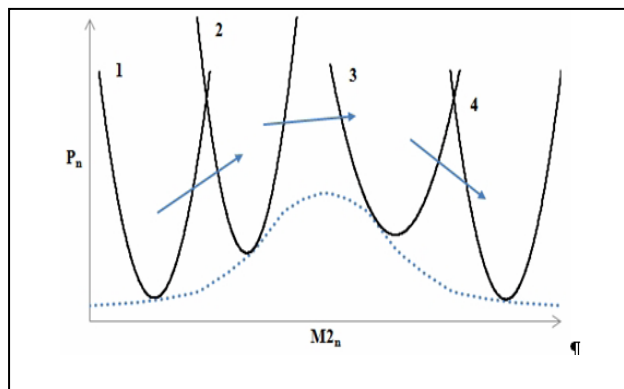


Рис. 5. Связь между темпами инфляции и динамикой объемов денежной массы: скольжение среднесрочной U-образной кривой вдоль долгосрочной огибающей

темпам інфляції, в розглядаємому періоді (2002-2010 гг.) оказался превышен.

Выводы. На самом деле графики, представленные на рис. 1-4, являются, по нашему мнению, не чем иным как детерминированным во времени смещением некой U-образной кривой (например, параболы). Она отображает зависимость между инфляцией и объёмом денежной массы вдоль некоторой долгосрочной огибающей (рис. 5), которая, как можно предположить, является гармонической функцией (возможно, линейно-гармонической, имеющей восходящий тренд). При этом на определённом среднесрочном отрезке времени, которому соответствует та или иная парабола, наблюдаются две тенденции: при увеличении денежной массы до уровня, соответствующего локальному минимуму квадратичной функции, темп инфляции снижается, после его достижения – возрастает.

#### Список использованных источников

1. Горідько Н. П. Багатофакторні моделі інфляції на прикладі макросистеми України / Н. П. Горідько // Банківська система України в умовах глобалізації фінансових ринків: Матеріали Міжнародної науково-практичної конференції : тези доповідей і виступів. — Черкаси : Видавець Чабаненко Ю. А., 2011. — С. 319–321. (Укр.).

2. Горідько Н. П. Многофакторные модели инфляции, построенные с учётом временного лага / Н. П. Горідько // Управление инновациями – 2011: Материалы международной научно-практической конференции / Под ред. Р.М. Нижегородцева. — М. : ЛЕНАНД, 2011. — С. 368–373.

3. Горідько Н. П. Инфляция в Украине: регрессионные однофакторные модели / Н. П. Горідько // Вестник Южно-Российского государственного технического университета (НПИ). — Новочеркасск : Издательство ЮРГТУ. — 2011. — № 4. — С. 80–96.

4. Горідько Н. П. Співвідношення емісійних та трансмісійних механізмів інфляції в сучасній економіці України: досвід регресійного моделювання [Текст] / Н. П. Горідько, Р.М. Нижегородцев // Вісник Національного банку України. — К. : Національний банк України. — 2012. — № 6. — С. 22–26. (Укр.).

5. Дзюба М. В. Моделирование инфляционных процессов при помощи регрессионного анализа (на примере Республики Казахстан) / Дзюба М. В., Нижегородцев Р. М. // Terra Economicus. — 2010. — Том 8. № 4. Часть 2. — С. 35–39.

Поскольку в большинстве макросистем мы имеем тенденцию к постоянному возрастанию денежной массы, график наблюдаемых значений рассматриваемой зависимости скорее напоминает синусоиду, вписанную в ту или иную функцию. Но мы, тем не менее, можем определить локальный экстремум среднесрочного квадратичного тренда, и решение этой задачи бесполезно с точки зрения принятия практических решений по регулированию объёма денежной массы, позволяющему стабилизировать механизмы денежного обращения. Знание оптимального объёма денежной массы вооружает правительство адекватным представлением о том, какие объёмы денежной массы являются «слишком малыми» или «слишком большими» с точки зрения обретения стабильного контроля над процессами денежного обращения в стране на среднесрочных горизонтах.

6. Нижегородцев Р. М. Методические проблемы измерения темпов инфляции / Р. М. Нижегородцев // Модернизация экономики Юга России и новые стратегии региональной экономической политики: Материалы III Всероссийской научной конференции («Домбайские чтения»). Ч. 2 ; Под ред. Р. А. Канцера, Ю. С. Колесникова. Черкесск : Карачаево-Черкесская государственная технологическая академия, 2007. — С. 72–81.

7. Нижегородцев Р. М. Современная инфляция: формы, факторы, последствия и пути преодоления. — Гомель : Центр исследования институтов рынка, 2007. — 51 с.

8. Индексы-дефляторы валового внутреннего продукта в рыночных ценах // Единая межведомственная информационно-статистическая система [Электронный ресурс]. — Режим доступа : <http://www.fedstat.ru/indicators/start.do>.

9. Денежно-кредитная и финансовая статистика // Банк России [Электронный ресурс]. — Режим доступа : [http://www.cbr.ru/statistics/?Pr tid=dkfs&ch=ITM\\_16182#CheckedItem](http://www.cbr.ru/statistics/?Pr tid=dkfs&ch=ITM_16182#CheckedItem).

10. Валовый внутренний продукт // Державна служба статистики України. [Електронний ресурс]. — Режим доступу : <http://www.ukrstat.gov.ua>. (Укр.).

11. Основні показники грошово-кредитної політики Національного банку України // Національний банк України. [Електронний ресурс]. — Режим доступу : [http://bank.gov.ua/files/2-Monetary\\_Policy\\_Statistics\(2.1-2.2\).xls](http://bank.gov.ua/files/2-Monetary_Policy_Statistics(2.1-2.2).xls). (Укр.).