
МОДЕЛИ ЗАВИСИМОСТИ ТЕМПОВ ИНФЛЯЦИИ ОТ ОБЪЕМА ДЕНЕЖНОЙ МАССЫ: РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ НЕЛИНЕЙНОЙ ДИНАМИКИ

Н.П. Горидько, Р.М. Нижегородцев

В статье рассматривается влияние изменения объема денежной массы на инфляционные процессы. На основе регрессионного анализа опровергается гипотеза о сжатии денежной массы как универсальном инструменте стабилизации денежного обращения. Выполнено эконометрическое моделирование связи между темпом инфляции и объемом денежного агрегата М2 для современной экономики Украины, отображающее ее нелинейный характер. Показан механизм выявления оптимального объема денежной массы, позволяющего минимизировать темп инфляции.

Ключевые слова: инфляция, объем денежной массы, нелинейная динамика, эконометрическое моделирование.

В классической экономической теории давно известен и считается аксиомой тот факт, что избыток денежной массы в макросистеме провоцирует инфляцию. На этом основаны, в частности, рекомендации международных финансовых организаций по стабилизации финансовых систем некоторых стран, направленные на максимально возможное сжатие объема денежной массы. Однако эти рекомендации, являющиеся одним из краеугольных камней так называемого вашингтонского консенсуса, представляют собой грубый логический промах.

Из того, что избыток денежной массы провоцирует инфляцию (допустим, что это

действительно так), еще не следует вывод, что сжатие денежной массы позволит обуздать инфляционные процессы (Нижегородцев, 2006, 2007). Если открытие кингстонов на корабле приводит к его погружению под воду, то отсюда не следует, что закрытие кингстонов обеспечит его всплытие на поверхность. Для того чтобы поднять корабль после затопления, необходимы иные алгоритмы, иная логика действий. Примерно то же самое можно сказать и о механизмах управления инфляцией. В сложных динамических системах всегда имеет место факт *гистерезиса*: система движется «туда» по одной траектории, под воздействием одних сил, а «обратно» – по совершенно другой, и ей помогают в этом другие силы.

К тому же многие страны на своем опыте убедились в том, что сжатие денежной массы в некоторых случаях способно даже подхлестнуть инфляцию (Глазьев, 2009; Горидько, 2011; Дзюба, Нижегородцев, 2010; Кризис..., 2010). Когда деньги оказываются в дефиците, они дорожают, взлетает коммерческая ставка процента. А поскольку заемные денежные средства выступают необходимым фактором почти любого производственного процесса, то увеличение процентной ставки означает рост издержек и, следовательно, провоцирует рост цен во всей макросистеме.

Таким образом, сжимая денежную массу, правительство тем самым под лозунгом борьбы с инфляцией способствует разворачиванию инфляционных процессов. Этот механизм хорошо известен, в частности, в России, где в середине 1990-х гг. сжатие объемов денежной массы привело к так называемому кризису неплатежей, искусственно вызванному действиями правительства, нарастившего внутренний государственный долг. Кроме того, сжатие объемов денежной массы приводит к тому, что каналы денежного обращения заполняются финансовыми суррогатами взамен полноценных, ликвидных денег. Следовательно, предпринимаемые правительством меры, направленные на сжатие денежной массы, не приводят к существенному умень-

© Горидько Н.П., Нижегородцев Р.М., 2013 г.

шению объемов этой массы, но одновременно в значительной степени ухудшают ее качество (Глазьев, 2006; Нижегородцев, 2007).

При этом эмиссию и обращение финансовых неликвидов правительство не способно эффективно контролировать, к тому же наличие «плохих» денег в обращении опасно тем, что при их поступлении частные агенты могут не платить налоги, поэтому бюджеты всех уровней недосчитываются доходов. Это же касается и бартерных сделок, объем которых в периоды удорожания денег резко возрастает. Естественно, что чем дороже деньги, тем больше желания преодолеть их дефицит испытывают частные агенты, вносящие мощный вклад в разбухание денежной массы посредством эмиссии различных видов финансовых суррогатов.

Прибавим к этому тот факт, что удорожание денег в экономике означает взлет коммерческой ставки процента, которая отрывается от ставки рефинансирования, перестающей выполнять стандартную регулируемую роль. Тем самым один из важнейших рычагов воздействия на монетарную систему выпадает из рук правительства.

Таким образом, широко рекламируемое экспертами МВФ сжатие объемов денежной массы как инструмент стабилизации денежного обращения разве что по иронии может быть названо обретением контроля над монетарной системой страны. На самом деле, как мы видим, следование этим рекомендациям приводит к тому, что механизмы денежного обращения в значительной мере выходят из-под контроля правительства.

Во время кризиса 2008–2009 гг. многие развитые страны испытали на себе дефицит ликвидности: нехватка денег в обороте способна парализовать процессы денежного обращения столь же просто, как и их избыток. Механизм этого процесса, когда недостаток денежной массы «разогревает» инфляцию, в общих чертах понятен, но во всех без исключения странах он недостаточно исследован, в том числе в количественном аспекте (Порфирьев, 2010; Фетисов, 2009).

Во всяком случае с точки зрения современных теоретических подходов не подлежит сомнению тот факт, что избыток и нехватка денежной массы одинаково опасны для стабильности денежного обращения (Глазьев, 2012; Мировой экономический кризис..., 2009): они в равной степени препятствуют эффективно-му управлению инфляционными процессами. Иначе говоря, стабилизация денежных рынков требует, чтобы объем денежной массы был не слишком мал, но и одновременно не слишком велик, поскольку и в том, и в другом случае неизбежно нарастает инфляция. 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.

Этот факт означает, что моделирование связи между темпами инфляции и объемом денежной массы в реальных макросистемах должно предполагать наличие нелинейного тренда; и простейшими кривыми, которые могли бы быть испробованы на эту роль, являются кривые второго порядка.

Мы решаем эту задачу на примере современной экономики Украины, проводя регрессионный анализ связи между динамическими рядами переменных, характеризующих темпы инфляции и объем денежной массы.

Заметим, что исследователи данного вопроса, анализирувавшие экономическую динамику Украины, еще в 1990-е гг. безапелляционно придерживались точки зрения, согласно которой связь между объемом денежной массы и темпами инфляции является прямой (Тиркало, Адамик, 1999). Однако затем более здравая точка зрения, акцентирующая внимание на немонетарных источниках инфляции, начала постепенно преобладать

(Шевчук, 2001), а более поздние исследования Р. Пионтковского (Piontkovsky, 2002), Н. Легейды (Leheyda, 2004) и Б. Лисоволика (Lissovolik, 2003) вовсе не обнаружили значимой линейной связи между объемом денежной массы и темпами инфляции.

В эти же 2000-е гг. усиливаются голоса экономистов кейнсианского направления. В частности, Роберт Даймэнд использует теоретические построения кейнсианской школы (в том числе концепцию «финансовой хрупкости» Хаймана Мински) для опровержения линейных зависимостей, содержащихся в формуле Ирвинга Фишера (Dimand, 2004).

Статистические исследования монетарной сферы ряда стран (например, России), проведенные в те же годы, обнаруживают факт недомонетизации экономики, а их авторы призывают увеличивать объем денежной массы с целью противодействия инфляции. Среди них отметим высокопрофессиональное и сбалансированное по своим теоретическим предпосылкам исследование, проведенное по заказу Центрального банка РФ (Гамза, 2012).

Для определения возможного влияния объема денежной массы на инфляционные процессы нами использованы данные Государственной службы статистики Украины и Национального банка Украины (Государственная служба статистики Украины, 2012; Национальный банк Украины, 2012). При этом в качестве индикатора инфляции использован дефлятор ВВП, а объем денежной массы представлен значением агрегата М2 (табл. 1).

Мы построили график зависимости дефлятора ВВП за 2000–2010 гг. от логарифма объема денежной массы (рис. 1). Как видим, предположение о прямой линейной связи двух показателей не подтверждается эмпирическими данными, во всяком случае в макросистеме Украины за исследуемый период. Проведенный ранее факторный анализ инфляционных процессов в современной экономике Украины также не подтверждает этой гипотезы (Горидько, 2011а, 2011б).

Поскольку график, изображенный на рис. 1, лучше всего аппроксимировать с по-

мощью полиномов высоких степеней, а число наблюдений не позволяет получить адекватную модель такого рода, мы попробуем вначале, отбросив годы, соответствующие кризисной динамике, построить полиномиальный тренд четвертой степени.

Аппроксимируя наблюдения за 2000–2008 гг., получим трендовую функцию в виде:

$$P_n = 45,745 - 36,702 \cdot \ln M2_n + 11,162 \cdot (\ln M2_n)^2 - 1,491 \cdot (\ln M2_n)^3 + 0,074 \cdot (\ln M2_n)^4. \quad (1)$$

Таблица 1
Данные об уровне инфляции и объеме денежной массы в Украине за 2000–2010 гг.

Год	Дефлятор ВВП	Денежный агрегат М2, 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

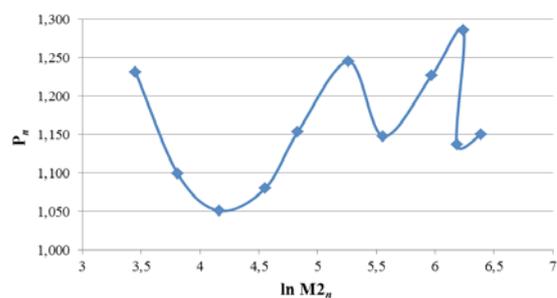


Рис. 1. Зависимость темпов инфляции от логарифма объема денежной массы, 2000–2010 гг.

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% (табл. 2).

Исключение тех или иных членов из рассматриваемой модели приводит к ухудшению ее качественных характеристик.

На самом деле полученный тренд, изображенный пунктирной линией на рис. 2, демонстрирует, что в исследуемом периоде инфляция снижалась при увеличении объема денежной массы до определенного уровня, после чего «разбухание» денежной массы должно было способствовать разворачиванию инфляционных процессов.

Исходя из модели (1), мы можем определить уровень денежной массы, при котором инфляция будет минимальной: $\ln M2_n = 4,038$. Потенцируя это значение, получаем $M2_n = 56,713$ (млрд грн.), при котором 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, соответ-

ствующий 2002 г. До 2002 г. темп инфляции снижался при увеличении объема денежной массы, пока последний не достиг 56,713 млрд грн., затем инфляция стала расти.

Еще один вариант аппроксимации наблюдаемого ряда заключается в построении линейно-гармонического или логарифмическо-гармонического тренда. Дальнейшие исследования подтвердили тот факт, что весь ряд наблюдаемых значений, включая и кризисные

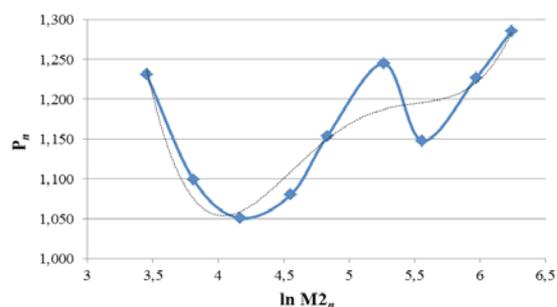


Рис. 2. Тренд зависимости инфляции от логарифма объема денежной массы за 2000–2008 гг.

Таблица 2

Статистические характеристики модели инфляции (1) в зависимости от логарифма денежной массы в Украине за период 2000–2008 гг.

Регрессионная статистика					
R-квадрат	0,8664225				
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	

годы, хорошо аппроксимируется функцией указанного типа.

По данным исследуемого периода мы получили адекватную функцию в виде:

$$P_n = 3,038 - 0,375 \cdot \ln M2_n + 0,53 \cdot \cos(\ln M2_n - 0,32). \quad (2)$$

Она адекватна: $R^2 = 0,998$, $F = 1103,711$ при $F_{кр} = 4,533$, коэффициенты регрессии значимы на уровне значимости 5%, за исключением коэффициента при логарифмическом члене, доверие к которому несколько ниже (табл. 3). График, аппроксимирующий эту функцию, представлен на рис. 3.

Также, используя наблюдаемые ряды динамических переменных с 2000 по 2010 г., мы построили следующую модель:

$$P_n = 1,156 + 0,0713 \cdot \cos(2 \cdot \ln M2_n + 0,903). \quad (3)$$

Судя по характеристикам, приведенным в табл. 4, функция адекватна: $R^2 = 0,998$, $F = 1368,401$ при $F_{кр} = 4,347$, все коэффициенты регрессии значимы на уровне 5%. Тренд для данной модели изображен на рис. 4.

Обратим внимание на тот факт, что при «больших» значениях объема денежной мас-

сы связь между этим объемом и темпом инфляции является обратной. Этот факт хорошо согласуется с выводами, к которым пришли авторы данной статьи в ходе предшествующего анализа монетарной сферы в экономике Украины: с 2007 г. здесь наблюдается дефицит ликвидности, и дальнейшее возрастание объема денежной массы способствует некото-

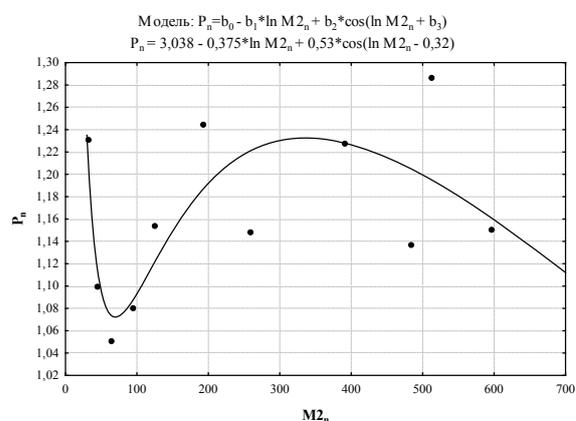


Рис. 3. Тренд функции (2) за 2000–2010 гг.

Таблица 3

Статистические характеристики модели инфляции (2) в зависимости от денежной массы в Украине за период 2000–2010 гг.

Регрессионная статистика	
R-квадрат	0,998417
Стандартная ошибка	0,05523
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	4	14,94471	3,736177	1103,711	7,1·E ⁻¹⁰
Остаток	7	0,022370	0,003385		
Итого	11	14,96840			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-значение
B ₀	3,038432	0,796007	3,81709	0,006567
B ₁	-0,37479	0,161046	-2,32721	0,052831
B ₂	0,529634	0,210920	2,51107	0,040334
B ₃	-0,31985	0,111126	-2,87831	0,023709

Таблица 4

Статистические характеристики модели инфляции (3) в зависимости от денежной массы в Украине за период 2000–2010 гг.

Регрессионная статистика	
R-квадрат	0,998055
Стандартная ошибка	0,05523
Наблюдения	11

Дисперсионный анализ					
	df	SS	MS	F	Значимость F
Регрессия	3	14,93929	4,979763	1368,401	3,5·E ⁻¹¹
Остаток	8	0,029110	0,003639		
Итого	11	14,96840			

	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-значение
B ₀	1,155826	0,018772	61,57228	5,4·E ⁻¹²
B ₁	0,071300	0,026950	2,64561	0,029456
B ₂	0,902575	0,366620	2,6188	0,039203

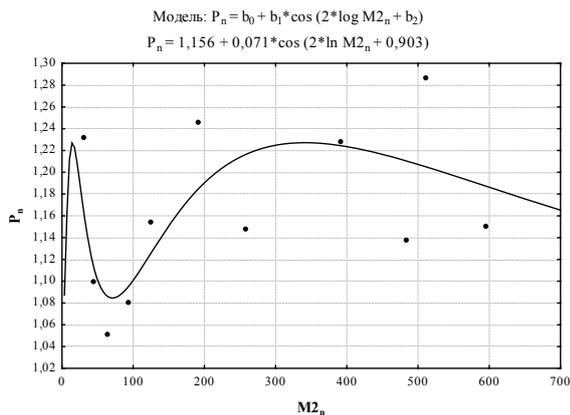


Рис. 4. Тренд функции (3) за 2000–2010 гг.

рому замедлению инфляционных процессов (Горидько, 2011а, 2011б, 2011в).

На самом деле график, представленный на рис. 1, является, по нашему мнению, не чем иным, как детерминированным во времени смещением некой кривой как минимум второго порядка (например, параболы), которая отображает квадратичную зависимость между инфляцией и объемом денежной массы, вдоль некоторой долгосрочной огибающей (рис. 5), которая, как можно предполо-

жить, является гармонической функцией. При этом на определенном среднесрочном отрезке времени, которому соответствует та или иная парабола, наблюдаются две тенденции: при увеличении денежной массы до уровня, соответствующего локальному минимуму квадратичной функции, инфляция снижается, после его достижения – возрастает.

Поскольку в большинстве макросистем мы имеем тенденцию постоянного возрастания 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. Решение этой задачи небесполезно с точки зрения принятия практических решений, связанных с регулированием объема денежной массы, позволяющих стабилизировать механизмы денежного обращения.

ВЫВОДЫ

Таким образом, на примере современной экономики Украины нами при помощи

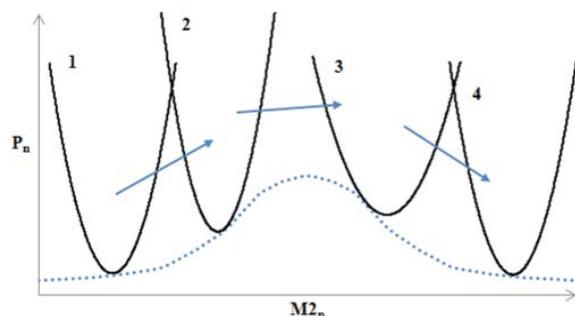


Рис. 5. Связь между темпами инфляции и динамикой объемов денежной массы: скольжение среднесрочного тренда вдоль долгосрочной огибающей

аппарата регрессионного анализа доказан нелинейный характер связи между темпами инфляции и объемом денежной массы в среднесрочном периоде.

Как избыток, так и дефицит денежной массы в современных макросистемах подхлестывают развитие инфляционных процессов. Знание оптимального объема денежной массы, позволяющего минимизировать темп инфляции, дает правительству адекватное представление о том, какие объемы денежной массы являются «слишком малыми» или «слишком большими» с точки зрения обретения стабильного контроля над процессами денежного обращения в стране.

Литература

- Гамза В.А. Инфляция в России: аналитические материалы, 2012 // <http://www.cbr.ru/publ/MoneyAndCredit/gamza.pdf>.
- Глазьев С.Ю. О стратегии экономического развития России: Научный доклад. М.: Национальный институт развития, 2006.
- Глазьев С. Об антикризисной стратегии России // Российский экономический журнал. 2009. № 6. С. 3–36.

Глазьев С.Ю. О практичности количественной теории денег, или сколько стоит догматизм денежных властей, 2012 // <http://institutiones.com/theories/1067-o-praktichnosti-kolichestvennoj-teorii-deneg.html>.

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

Горидько Н.П. Многофакторные модели инфляции, построенные с учетом временного лага // Управление инновациями, 2011: Материалы международной научно-практической конференции 14–16 ноября 2011 г. / Под ред. Р.М. Нижегородцева. М.: ЛЕНАНД, 2011б. С. 368–373.

Горидько Н.П. Багатофакторні моделі інфляції на прикладі макросистеми України // Банківська система України в умовах глобалізації фінансових ринків: Матеріали Міжнародної науково-практичної конференції, 20–21 жовтня 2011 року: Тези доповідей і виступів. Черкаси: Видавець Чабаненко Ю.А. 2011в. С. 319–321.

Государственная служба статистики Украины, 2012 // <http://www.ukrstat.gov.ua>.

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

Кризис: альтернативы будущего (глобальный контекст и российская специфика) / Под ред. А.В. Бузгалина, П. Линке. М.: Культурная революция, 2010.

Мировой экономический кризис: теория, методология, практика / Под ред. А.А. Абишева, Т.И. Мухамбетова. Алматы: Экономика, 2009.

Национальный банк Украины, 2012 // http://bank.gov.ua/control/uk/publish/category?cat_id=71195.

Нижегородцев Р.М. Проблемы управления инфляцией: современные подходы // Проблемы управления. 2006. № 6. С. 25–30.

Нижегородцев Р.М. Методические проблемы измерения темпов инфляции // Модернизация экономики Юга России и новые стратегии региональной экономической политики: Ма-

териалы III Всероссийской научной конференции («Домбайские чтения»). Ч. 2 / Под ред. Р.А. Канцерова, Ю.С. Колесникова. Черкесск: Карачаево-Черкесская государственная технологическая академия, 2007а. С. 72–81.

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

Порфирьев Б.Н. Экономический кризис: проблемы управления и задачи инновационного развития // Проблемы прогнозирования. 2010. № 5. С. 20–26.

Туркало Р., Адамик Б. Передавальний механізм монетарної політики та його значення для ефективної діяльності НБУ // Вісник НБУ. 1999. № 7. С. 6–11.

Фетисов Г. О мерах по преодолению мирового кризиса и формированию устойчивой финансово-экономической системы // Вопросы экономики. 2009. № 4. С. 31–41.

Шевчук В. Вплив монетарної політики на промислове виробництво, інфляцію та реальний обмінний курс в Україні в 1994–2000 роках // Вісник НБУ. 2001. № 1. С. 6–11.

Dimand R.W. Minsky and Tobin on the Instability of a Monetary Economy // Central Banking in the Modern World: Alternative Perspectives // Ed. by M. Lavoie, M. Seccareccia. Cheltenham: Edward Elgar, 2004. P. 226–243.

Leheyda N. Determinants of Inflation in Ukraine: a Cointegration Approach // CDSEM, University of Mannheim, 2004.

Lissovlik B. Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine // IMF Working Paper 03/126, 2003.

Piontkovsky R. Impact of Monetary Aggregate Developments on Inflationary Process in Ukraine over 2001–2002. Kyiv: ICPS, 2002.

Рукопись поступила в редакцию 01.04.2012 г.

ИНСТИТУТЫ ПРОИЗВОДСТВА ЗНАНИЙ И ПРОЦЕССЫ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ТЕХНОПАРКОВ¹

Е.В. Акинфеева, О.Г. Голиченко

В работе исследуется роль институтов производства знаний – НИИ, вузов и предприятий в процессе создания и функционирования технопарков. Дается определение технопарка и характеристика его основных функций. Предлагается классификация технопарков в соответствии с типом источников знаний, определяющих процесс его формирования. Анализируются функции, которые выполняет источник знаний каждого типа по отношению к технопарку. Исследование проводится на примере действующих российских и зарубежных структур. Выявляются условия эффективного функционирования технопарковых структур, определяются причины недостаточной результативности российских технопарков.

Ключевые слова: технопарк; институты знаний; центры технологий; симбиоз институтов знаний и центров технологий; инновационная деятельность.

ВВЕДЕНИЕ

Одной из задач государства в сфере развития малого технологического бизнеса является создание технопарков. В России первая волна приходится на начало 1990-х гг. Это связано в первую очередь с развитием малого бизнеса в стране, с желанием фирм и компа-

© Акинфеева Е.В., Голиченко О.Г., 2013 г.

¹ Работа выполнена при финансовой поддержке Российского гуманитарного научного фонда (проект № 11-02-00426а).