

# **ИНФЛЯЦИЯ И БЮДЖЕТНЫЙ ДЕФИЦИТ – ЕСТЬ ЛИ СВЯЗЬ НА РЕГИОНАЛЬНОМ УРОВНЕ?**

**Крейндель В.М.**

*(Москва)*

Исследуется динамика отдельных параметров, характеризующих экономическое положение регионов РФ в 2001–2005 г. Эмпирически проверяются гипотезы о связи между показателем региональной инфляции и характеристиками бюджета в регионе. Формулируются некоторые закономерности, характерные для исследуемого периода, дается оценка стационарности показателей.

В статье предпринята попытка провести анализ взаимосвязи между инфляцией и бюджетными показателями на региональном уровне. Результаты исследования основываются на статистических панельных данных. Это придает анализу одновременно пространственное и временное измерение. Панель из 79 регионов Российской Федерации за 19 кварталов (2001–2005 гг.) является основным объектом изучения и представляет собой достаточный массив данных.

Влияние бюджетно-налоговой политики на различные экономические показатели является актуальной областью исследований. Здесь можно выделить три основных направления анализа: страновые, межстрановые и межрегиональные измерения. Наименее изученным на данный момент представляется именно последнее направление. Предметом исследования является влияние отдельных параметров бюджетно-налоговой политики на результаты денежно-кредитной политики на уровне региона.

Особое место в дискуссии о взаимосвязи бюджетно-налоговой и денежно-кредитной политики в последнее десятилетие занимает вопрос о фискальных факторах инфляции. В частности, нет единого мнения о том, существует ли эта связь для уровня субнациональных бюджетов и если существует, то насколько она тесная. Эта тематика начала вызывать особый интерес после экономических кризисов второй половины 1990-х в Бразилии и Аргентине, когда устойчивый дефицит бюджета провинций впоследствии вызвал серьезное ухудшение экономического положения страны и всплеск инфляции. Возможно, бюджетная политика на региональном уровне является одним из существенных факторов, влияющих на инерционность инфляции в России.

**ОСНОВНЫЕ ПОДХОДЫ К ИЗУЧЕНИЮ ПРОБЛЕМЫ**

В экономической литературе традиционно рассматривается три канала воздействия фискальной политики на инфляцию: через сеньораж, совокупный спрос и совокупное предложение. Кроме того, в рамках фискальной теории инфляции предполагается, что уровень цен непосредственно связан с размерами дефицита бюджета. В условиях, когда денежное финансирование дефицита бюджета (тем более субнационального органа власти) практически во всех странах запрещено, сеньораж вряд ли может рассматриваться как существенный фактор региональной дифференциации инфляции. Финансовая политика региона, действующего в условиях мягких бюджетных ограничений (МБО)<sup>1</sup>, может превышать оптимальные расходы бюджета (например, через трансферты населению). Этот канал воздействия представляется наиболее значимым, поскольку он непосредственно воздействует на уровень цен в регионе. Наличие проблемы МБО для российских регионов было отчасти подтверждено в недавней работе ИЭПП (Синельников-Мурылев и др., 2006).

Основные результаты эмпирических исследований получены на материале наднациональных образований (прежде всего, валютных союзов). С точки зрения фискальной политики, подобную квази-федерацию можно считать эквивалентной федерации: и члены валютного союза, и субъекты федерации лишены собственной денежно-кредитной политики, но способны проводить частично свободную бюджетно-налоговую политику.

Дуарте и Вольман (Duarte, Wolman, 2002, p. 19) с помощью двухрегиональной динамической модели общего экономического равновесия показали, что фискальная политика играет второстепенную роль по сравнению с шоками производительности (эффектом Баласса-Самуэльсона в приложении к региональному уровню). Бек и Вебер (Beck, Weber, 2005, p. 9) показали значимость фискальной политики в расхождении темпов инфляции на национальном и региональном уровне. Маунтфорд и Улиг (Mountford, Uhlig, 2002, p. 14) обнаружили негативное влияние шоков госрасходов. Используя в качестве измерителя бюджетной политики расходы, к противоположным выводам пришли Эдельберг с соавторами (Edelberg, Eichenbaum, Fisher, 1999, p. 166–206). Другие исследователи, в частности, Катао и Терронес (Catao, Terrones, 2001, p. 12–23) и Фишер, Сахай и Вег (Fischer, Sahay, Végh, 2000, p. 26–28) использовали в качестве основной объясняющей переменной дефицит бюджета и показали, что для ряда стран наблюдается устойчивая связь между дефицитом и инфляцией. В первую очередь это касается стран с переходной экономикой и стран, исторически склонных к высокой инфляции. Канова и Паппа (Canova, Pappa, 2003, p.

---

<sup>1</sup> Наличие мягких бюджетных ограничений региональных финансов означает, что региональные власти рассчитывают получить дополнительные трансферты, которые предотвратят ухудшение финансового положения региона.

18–25) обнаружили, что шок, моделируемый через увеличение дефицита, увеличивает инфляцию в регионе.

Можно отметить отсутствие единого подхода к анализу исследуемой взаимосвязи. Особенность подхода, применяемого в данной работе, заключается в непосредственной оценке зависимости инфляции от бюджетных показателей путем построения панельных регрессий.

## ДАННЫЕ

В качестве показателя инфляции были использованы квартальные данные индекса потребительских цен в разрезе регионов, а также индекса цен производителей. Подробнее о методологии расчета ИПЦ и ИЦП см. издание Федеральной службы государственной статистики «Россия в цифрах – 2005 г.»

Для моделирования фискальных переменных использовались данные финансовых результатов по кварталам (дефицит или профицит), нормированные с учетом соответствующих доходов бюджета. Применяемое нормирование вынужденное, поскольку более правильным было бы отнесение дефицита к совокупному продукту, произведенному на территории региона (так, как это делается для межстрановых сравнений). Однако использовать оценку валового регионального продукта (ВРП) для квартальных данных не представляется возможным: данные о ВРП рассчитываются с большим опозданием, к тому же только за год. Так, на настоящий момент Росстат предоставляет данные по ВРП за период до 2003 г. Данные об уровне инфляции, финансовом результате, ставке процента получены из базы данных «Аналитическая система экономических показателей регионов» Центрального Банка Российской Федерации за 2001–2005 г. Выборка из этого источника содержит 79 регионов, без учета автономных округов, включенных в состав других регионов (например, Тюменской области). Использовалась модификация показателя инфляции с использованием логарифмирования (в качестве объясняемой переменной использовалась разница логарифмов ИПЦ, что аналогично аппроксимации уровня цен). Для оценки в качестве ставки процента использовались данные о средних ставках учтенных векселей по региону. Сведения о долге регионов получены из «Мониторинга финансового состояния региональных бюджетов» Министерства финансов РФ.

Для формирования дополнительных переменных (групп регионов РФ) применялись следующие типологии: группировка регионов по уровню экономического развития (МЭРТ, 2005), по интегрированному уровню относительной кредитоспособности (Исследование уровня, 2004) и по уровню бюджетной самостоятельности (ИЭПП, 2002).

**Проверка данных на стационарность.** Перед проведением эмпирических проверок основной гипотезы необходимо проверить массивы данных на стационарность. Поиск эконометрических зависимостей для случая нестационарных данных может привести к построению кажущихся регрессий и дать заведомо ошибочные результаты. Чтобы проверить наличие подобного сдвига, было проведено тестирование гипотезы о нестационарности для нормированных показателей дефицита и инфляции. Для этого применялись стандартные процедуры тестирования на наличие единичных корней, активное применение которых в эконометрической литературе началось лишь в последнее десятилетие.

*Предыдущие исследования свойств нестационарности данных.* Эмпирические исследования свойств субнациональных дефицитов не дают однозначного ответа, является ли стационарность обычным свойством или исключением. Как правило, тематика дефицитов затрагивается в рамках определения степени устойчивости регионального долга. Декомпозиция дефицитов, которая проводилась некоторыми авторами (Mello de, 2005, p. 14), показала, что причина возникающей нестационарности – скорее расходы, чем доходы бюджета. Этим объясняется сдвиг в дефицитности бюджетов, однако нестационарность финансового результата однозначно не подтверждена ни для групп стран (ОЭСР), ни для регионов отдельных стран (США, Бразилия). В известной работе Гамильтона и Флавин (Hamilton, Flavin, 1984, p. 809–819) показали стационарность сальдирующего показателя, однако позже этот результат подвергся серьезной критике (Kremers, 1988, p. 259–262). Результаты Трехана и Уэлша (Trehan, Walsh, 1988, p. 425–444) поддерживают гипотезу о стационарности; Уиббельс и Роден (Wibbels, Rodden, 2002, p. 525) показали стационарность дефицитов, анализируя данные по восьми различным федеративным государствам, однако отметили, что нестационарным может оказаться показатель доходов регионального бюджета, поскольку он в ряде случаев с течением времени увеличивается.

Инфляция (в данном случае региональная) различными авторами рассматривается и как стационарный (Culver, Pappel, 1997, p. 436–444; Fan, Wei, 2006, p. 8–13), так и нестационарный процесс (Johansen, 1992, p. 313–334). К. Глущенко (Глущенко, 2000, с. 28–35) провел тестирование гипотез о стационарности инфляции с использованием данных российской региональной инфляции. Полученный результат свидетельствует об отсутствии единичных корней. Стационарность инфляции является предметом дискуссии (Basher, Westerlund, 2006, p. 1–6), причем результаты существенно зависят от спецификации модели и применяемой техники тестирования.

*Эконометрические тесты на стационарность.* Для проверки существования единичных корней использовалось несколько тестов, которые традиционно применяются в случае панельных данных. Во-первых, это тесты Левина–Лиина–Чу (LLC) (Levin, Lin, Chu,

2002, p. 1–24) и Брейтунга (Breitung, 2000, p. 161–178), предполагающие наличие процесса с общим единичным корнем (выдвигается гипотеза о нестационарности временных рядов для каждого региона). Оба теста подходят для панели среднего размера (с  $T < 25$ ), которая и используется в данном случае. Тест LLC предполагает, что все регионы в панели имеют идентичные коэффициенты частичной корреляции первого порядка, в то время как другие параметры (степень устойчивости индивидуальной регрессионной ошибки, свободный член и коэффициенты трендов) разнятся.

Во-вторых, это тесты Дики–Фуллера, Филипса–Перрона, Им–Песарана–Шин (Im, Pesaran, Shin, 2003, p. 53–74), предполагающие наличие индивидуальных единичных корней, что является наиболее важным для нашего исследования обстоятельством, так как основным вопросом здесь является возможность применения данных для проверки основной гипотезы. Свойство общей нестационарности является дополнительным фактором – поскольку здесь не поднимаются такие вопросы, как общая сходимость региональных переменных к одному уровню. Тем не менее, исследование стационарности панельных данных, в том числе и по российским регионам, может быть достаточно перспективным направлением исследования, в том числе и для понимания фискальных аспектов макроэкономической ситуации.

Ниже приводятся оценки тестов, выполненные с помощью программного пакета EViews v5.1. Для выбора лагов применялся критерий Шварца. В первой колонке приводится результат разбиения на группы в зависимости от нулевой гипотезы, во второй колонке – статистика теста, в третьей – соответствующее P-value. Данные **табл. 1** показывают «поведение» переменной «инфляция» в различных представлениях (уровни и первая разность). В **табл. 2** приводятся аналогичные оценки для переменной «финансовый результат». Кроме того, тесты могут отличаться наличием индивидуальных свободных членов (эффектов) и трендов. Согласно стандартной процедуре, сначала тестировалась модель с эффектами и трендами (А), затем без трендов (В), далее – без трендов и эффектов (С).



**Таблица 1.** Результаты тестирования гипотезы о нестационарности инфляции

Метод	Тренды, свободный член (А)				Свободный член (В)				Простая модель (С)			
	Уровни		Первые разности		Уровни		Первые разности		Уровни		Первые разности	
	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>
	Гипотеза о существовании единичного корня											
LLC	24.75	1.00	-70.99	0.00	-17.21	0.00	4.05	1.00	-18.05	0.00	-25.92	0.00
B	15.08	1.00	-10.38	0.00	10.38	1.00	-8.49	0.00	-16.76	0.00	-8.61	0.00
	Гипотеза о существовании индивидуальных единичных корней											
IPS	2.02	0.98	-55.46	0.00	-13.29	0.00	-23.03	0.00	-	-	-	-
ADF	190.21	0.04	920.00	0.00	493.41	0.00	589.72	0.00	445.56	0.00	573.66	0.00
PP	1174.79	0.00	1616.68	0.00	712.82	0.00	7492.94	0.00	62.89	1.00	1726.14	0.00

Группа тестов А показывает, что гипотеза о существовании общего единичного корня в уровнях не отвергается при любом разумном уровне значимости, гипотеза об индивидуальных корнях отвергается на уровне 5% для тестов Дики–Фуллера и Филипса–Перрона. Отметим, что в первых разностях показатель инфляции стационарный, все тесты отвергают наличие индивидуального корня. Анализ не позволяет отвергнуть гипотезу об интегрированности первого порядка и в случае В. При переходе к первым разностям оценки тестов также расходятся, поэтому налицо неопределенность. В то же время все тесты отвергают гипотезу о наличии индивидуальных единичных корней, – и в уровнях, и в первых разностях.

При анализе с исключенными трендами и эффектами (случай С) все тесты показывают, что можно отвергнуть гипотезу о существовании общего единичного корня. В случае с индивидуальными корнями тест Филипса–Перрона показывает, что гипотезу нельзя отвергнуть, тест Дики–Фуллера по-прежнему указывает на нулевой порядок интегрированности. Полученные результаты нельзя назвать однозначными. С одной стороны, они демонстрируют, что уровни инфляции скорее нестационарные, а первые разности – стационарные. С другой стороны, оценки индивидуальных корней (за исключением одного теста) показали отсутствие проблемы нестационарности.



**Таблица 2.** Результаты тестирования гипотезы о нестационарности финансового результата

Метод	Тренды, свободный член (A)				Свободный член (B)				Простая модель (C)			
	Уровни		Первые разности		Уровни		Первые разности		Уровни		Первые разности	
	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>	<i>t</i>	<i>P-value</i>
	Гипотеза о существовании единичного корня											
LLC	-9.00	0.00	-86.82	0.00	-11.04	0.00	-27.87	0.00	-11.40	0.00	-34.43	0.00
B	-4.15	0.00	-13.87	0.00	-6.71	0.00	-13.57	0.00	-7.87	0.00	-20.27	0.00
	Гипотеза о существовании индивидуальных единичных корней											
IPS	-4.53	0.00	-29.07	0.00	-8.35	0.00	-26.67	0.00	-	-	-	-
ADF	300.31	0.00	772.77	0.00	396.40	0.00	938.71	0.00	544.95	0.00	1311.77	0.00
PP	500.58	0.00	1309.27	0.00	483.09	0.00	2757.50	0.00	621.17	0.00	1719.91	0.00

Во всех тестах гипотезу о наличии единичных корней можно отвергнуть на уровне 1%. В данном случае получен однозначный вывод о том, что данные стационарны. Несмотря на общую тенденцию повышения профицитности региональных бюджетов, predetermined, прежде всего, улучшением экономического положения в стране и бюджетной политикой федерального центра, данные в целом не содержат тренда. Таким образом, полученный вывод согласуется с выводом Уиббельса и Роддена (Wibbels, Rodden, 2002, p. 525–526) о стационарности региональных дефицитов. Стационарность финансового результата говорит, скорее всего, о серьезном контроле над бюджетной ситуацией со стороны региональных властей.

Показатель инфляции имеет единичный корень в уровнях и стационарен в разностях, что в значительной мере сочетается с результатами, известными из литературы. Это указывает на желательность использования в спецификации модели в качестве зависимой переменной инфляции как разности уровней ИПЦ. Нестационарность уровней показывает, что в целом регионы на исследуемом промежутке времени имели тенденцию проявлять инфляционную инерцию.

Результаты проверки гипотез о стационарности используемых панельных данных не дают оснований полагать, что прослеживаемые взаимосвязи являются кажущимися и порождены наличием единичных корней.

## СПЕЦИФИКАЦИЯ МОДЕЛИ И МЕТОДЫ ОЦЕНКИ

Перейдем к поиску адекватной спецификации модели. Основные гипотезы были сформулированы следующим образом:

1. Уровень инфляции отрицательно связан с уровнем финансового результата (профицита/дефицита).
2. Уровень инфляции положительно связан с уровнем долга.

В качестве модели для проверки этих гипотез была выбрана эконометрическая модель, использующая несбалансированные панели. Основная причина, по которой мы отдали предпочтение панельным данным, – короткий период наблюдения за каждым регионом в отдельности. При использовании панелей доступным становится большее число наблюдений, что увеличивает число степеней свободы и снижает коллинеарность между объясняющими переменными, в результате чего эффективность оценок значительно возрастает.

Для проверки первоначально использовались панельные регрессии с одной зависимой переменной, оцененные различными методами. Несмотря на указанные выше проблемы со стационарностью объясняемой переменной, результат был довольно устойчивый к различным представлениям переменной «инфляция»: в уровнях, разностях, разностях логарифмов.

Сначала взаимосвязь была оценена с использованием метода наименьших квадратов (МНК) применительно к спецификации с постоянным свободным членом и постоянным коэффициентом наклона.

$$\pi_{it} = \alpha + \beta DD_{it} + u_{it}, \quad (1)$$

где  $\pi_{it} = \Delta CPI_{it}$  – квартальный индекс ИПЦ за квартал  $t$  по региону  $i$  (первые разности), показатель инфляции  $t \in [2001:1; 2005:3]$ ,  $i \in [1; 79]$ ;  $DD_{it}$  – отношение финансового результата к доходам регионального бюджета за  $t$  по региону  $i$ ;  $u_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ .

Если допустить существование особенностей поведения свободного члена, то необходимо перейти к модели с индивидуальными фиксированными эффектами. Формально уравнение регрессии в это случае выглядит так:

$$\pi_{it} = \alpha_i + \beta DD_{it} + u_{it}, \quad (2)$$

где  $\alpha_i$  – фиксированный индивидуальный эффект (свободный член – разный для различных регионов).

Для этой модели были повторены следующие методы оценивания: МНК, МНК с процедурой Вайта, доступный обобщенный МНК (ДОМНК) и ДОМНК с процедурой Вайта.

Модель с фиксированными эффектами может быть неприменима для построения панельных оценок для регионов: согласно работе Фельда и Кирхгасснера (Feld, Kirchgassner, 2004, p. 10), в силу неизменности институциональных факторов в этом случае более правильным является использование модели без индивидуальных эффектов и метода МНК. Ряд исследователей (Hallerberg et al., 2004, p. 20) также утверждали, что оценки МНК в данном случае более полезны для анализа. Аннет (Annet, 2006, p. 19) указывал, что более эффективные оценки с помощью модели фиксированных эффектов можно получить только при существенно большем количестве наблюдаемых периодов.

Большинство  $F$ -тестов на возможность применения модели без индивидуальных свободных членов в данном анализе показали, что использование фиксированных эффектов не дает выигрыша в точности оценки по сравнению с моделью с единственным свободным членом. Для нашего анализа, однако, важно не то, какая из моделей дает наилучшие оценки в классе, а скорее постоянство и совпадение знака коэффициента с предполагаемым.

Одновременно с этим ввиду отсутствия в данной спецификации модели дополнительных институциональных переменных применение модели с индивидуальными эффектами может быть оправдано и необходимо. Региональные фиксированные эффекты отражают специфику региона в рассматриваемом периоде. Предполагается некоррелированность эффектов с объясняющей переменной, иначе оценка коэффициента является несостоятельной (Esteller-More et al., 2000, p. 13). Это предположение вполне обоснованно, если считать, что эффекты отражают в основном небюджетные факторы, а бюджетные, выраженные через нормированный дефицит (финансовый результат) – долг – в уравнении представлены отдельно, в виде независимой переменной.

Далее, теми же методами были оценены еще две спецификации – модель с разными коэффициентами наклона, но без фиксированных эффектов, и полная модель с фиксированными эффектами. Это единственный тест, в котором спецификация модели ковариационного анализа статистически предпочтительнее оценки без индивидуальных эффектов.

Также была оценена модель со случайными эффектами, в которой свободный член представляется через декомпозицию на детерминированную и случайную части

$$\pi_{it} = \mu + \alpha_i + \beta DD_{it} + u_{it} . \quad (3)$$

Случайная часть отражает наличие у субъектов исследования (в нашем случае – регионов) некоторых индивидуальных характеристик, не изменяющихся со временем в процессе наблюдений, которые трудно или даже невозможно наблюдать или измерить. Афонсо (Afonso, 2005, p. 23) указывает, что модель случайных эффектов в данном случае менее адекватна, чем модель фиксированных эффектов. Тем более, в случае, если используется полная выборка (как в данной работе), а не подвыборка из совокупной выборки объектов. Преимущества оценивания модели с фиксированными эффектами для российских регионов отмечают также Гуриев, Андриенко (Guriev, Andrienko, 2003, p. 4–7), которые указывают, что использование фиксированных эффектов может, кроме указанных выше проблем, решать и проблему инерционности зависимой переменной (в нашем случае, инфляции.)

Тест Хаусмана, позволяющий выявить более эффективную оценку, показал, что оценки модели с фиксированными эффектами предпочтительнее оценок со случайными эффектами на уровне 1% значимости (статистика  $\chi^2$  равна 14.65).

Аналогичные процедуры оценки регрессий были произведены и для другой объясняющей переменной – долга. В целом получено подтверждение основной гипотезы относительно положительной зависимости инфляции от уровня долга.

Модель также была оценена с включением в правую часть зависимой переменной с лагом. Для этого применялась процедура теста Ареллано–Бонда<sup>2</sup> (Arellano, Bond, 1991, p. 277–297)

$$\pi_{it} = \alpha_i + \gamma\pi_{it-1} + \eta\pi_{it-2} + \beta DD_{it} + u_{it}. \quad (4)$$

Все три коэффициента оказались значимыми на уровне 1% со знаком минус. Гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка была отвергнута на уровне 1% значимости, гипотеза об отсутствии автокорреляции второго порядка не была отвергнута на уровне 5%. Была проведена оценка модели с включением показателя ставки процента, однако все коэффициенты оказались незначимыми, причем знак при «бюджетной» переменной сохранялся, связь оставалась значимой.

Включение обеих объясняющих бюджетных переменных (финансовый результат и долг) в регрессию показало, что коэффициент при уровне дефицита остается значимым и отрицательным для большинства методов оценивания. В то же время, коэффициент при переменной «долг» становится значимым и положительным, если его рассматривать как произведение уровней долга на группу фиктивных переменных (*GROUP*), отражающих статус платежеспособности региона<sup>3</sup>. Этот результат показывает, что воздействие долговой нагрузки на инфляцию больше характерно для «проблемных» регионов, что согласуется с предсказаниями фискальной теории инфляции относительно «не-рикардианского» режима.

## РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНИВАНИЯ МОДЕЛЕЙ

Как уже отмечалось выше, основные предположения относительно поведения знака коэффициента независимой переменной в ходе эмпирического анализа были подтверждены. Рассмотрим результаты тестирования гипотезы о знаке при переменной «финансовый результат»<sup>4</sup> подробнее.

Модели 1–3 были оценены с использованием различных методов, результаты оценки показаны в табл. 3. (столбцы соответствуют различным модификациям объясняющей переменной). Большинство оценок значимо на уровне 1%, знак совпадает с прогнозным. Приведенная в дополнение оценка со случайными эффектами (полезная в смысле учета возможных неточностей измерения) показывает, что коэффициент значим на уровне 1%, а по величине близок к оценке МНК для одного свободного члена или фиксированных эффектов. *F*-статистики во всех тестах показывают адекватность моделей на уровне 1%. Также в табл. 3

<sup>2</sup> Оценки тестов Хаусмана и Ареллано–Бонда выполнены в программном пакете Stata 8.2.

<sup>3</sup> В данном случае включение в группу означает наличие какой-либо одной или нескольких «отрицательных» характеристик (низкой платежеспособности, слабого экономического развития).

<sup>4</sup> Положительная величина в случае профицита, отрицательная – в случае дефицита бюджета.

- результаты оценки модели, где зависимая переменная была представлена как разность логарифмов и как уровни. Как следует из данных табл. 3, значимость сохранилась для всех оцененных коэффициентов.

Табл. 4 содержит оценки регрессии. Объясняющая переменная была здесь преобразована из уровней в первые разности, при этом она получила смысл в качестве приращения финансового результата. Результат показывает, что значимость увеличилась при сохранении верного знака. Это говорит о том, что не только сам дефицит (или профицит), но и динамика его изменения влияет на поведение индекса потребительских цен. *F*-статистики во всех тестах также показывают адекватность моделей на уровне 1%.

Далее, была оценена модель с индивидуальными коэффициентами наклона. Полученные результаты представлены в табл. 5. Они показывают, что большая часть значимых коэффициентов имеют знак, совпадающий с базовым предположением. Спецификация в случае случайных эффектов в данном случае не может быть оценена.

В табл. 6 представлены результаты оценки модели, в которой в качестве объясняющей переменной была добавлена *GROUP*, которая равна 1, если регион относится к «проблемным» по одному из показателей, связанных с платежеспособностью, и 0 – в противном случае. Выявленная существенная положительная связь указывает на то, что для определения уровня инфляции имеет значение «статус» региона. В более «слабых» регионах экономическая ситуация (в том числе бюджетная) в целом хуже, и цены растут быстрее (уровень цен при этом может быть выше и в более богатом регионе). В данном случае важно, что наличие дополнительного фактора не изменило знак и значимость «фискального» фактора регрессии.

В завершение были проведены тесты, в которых проверялись вспомогательные гипотезы. В частности, зависимая переменная была заменена индексом цен производителей, и в отличие от анализа индивидуальных данных коэффициент при объясняющей переменной оказался значимым и со знаком минус, однако значимость его оказалась существенно меньше. Так, при оценке с фиксированными эффектами коэффициент при показателе финансового результата оказался значимым лишь на уровне 10%. Возможно, это указывает на то, что взаимосвязь между дефицитом и инфляцией в большей степени основана на влиянии рынка потребительских, а не инвестиционных товаров. Это предположение поддерживается тем, что переменная, моделирующая ставку процента, оказалась незначимой во всех спецификациях для различных объясняющих переменных, что указывает на небольшое влияние кредитных решений на связь между дефицитом и инфляцией на региональном уровне. Косвенно это подтверждает предположение о связи между дефицитом и инфляцией через механизм мягких бюджетных ограничений.

Результаты тестирования гипотезы для нормированной переменной «долг» показали, что коэффициент сохраняет положительный знак, однако не во всех спецификациях он оказывается значимым. В случае оценки с фиксированными эффектами коэффициент при переменной «долг» был примерно равен 1, что подтверждает результаты анализа в случае индивидуальных данных. Таким образом, в ходе эмпирической проверки подтвердились предположения относительно знаков исследуемых зависимостей.

**Таблица 3.** Результаты оценивания коэффициентов уравнений регрессии 1–3 с различными модификациями зависимой переменной. Независимая переменная –  $DD$ .

Зависимая переменная		$\pi(\Delta CPI)$		$\pi(\ln \Delta CPI)$		$\pi(CPI)$	
N Метод оценивания		$\beta$	$t$ -статистика	$\beta$	$t$ -статистика	$\beta$	$t$ -статистика
Модель без индивидуальных эффектов (1)							
3.1.1	МНК	-3.5400	-1.4348	-0.0329*	-3.0421	-3.9364**	-2.5241
3.1.2	ОМНК, ВД	-5.2428*	-2.7906	-0.0460*	-2.6123	-6.1747*	-6.1803
3.1.3	ОМНК, ВП	-5.2428*	-2.8519	-0.0460*	-2.6880	-6.1747*	-4.5479
Модель с фиксированными эффектами (2)							
3.1.4	МНК	-4.3003	-1.4555	-0.0384*	-3.3620	-5.3009*	-3.0356
3.1.5	ОМНК, ВД	-6.7095*	-2.8877	-0.0591*	-2.7428	-6.9831*	-4.8020
3.1.6	ОМНК, ВП	-6.7095*	-2.8292	-0.0591*	-2.6787	-6.9831*	-4.5454
Модель со случайными эффектами (3)							
3.1.7	ОМНК, ПК	3.5400*	1.3431	-0.0316*	-2.6745	-4.153866	-2.900481

\* Коэффициент значим на уровне 1%; \*\* коэффициент значим на уровне 5%.

**Таблица 4.** Результаты оценивания коэффициентов уравнений регрессии 1–3 с различными модификациями зависимой переменной. Независимая переменная –  $\Delta DD$ .

Зависимая переменная		$\pi(\Delta CPI)$		$\pi(\ln \Delta CPI)$		$\pi(CPI)$	
Метод оценивания		$\beta$	$t$ -статистика	$\beta$	$t$ -статистика	$\beta$	$t$ -статистика
Модель без индивидуальных эффектов (1)							
3.2.1	МНК	-6.9699*	-2.6268	-0.0632*	-2.2461	-3.8327*	-4.8319
3.2.2	ОМНК, ВД	-9.7280*	-5.1071	-0.0882*	-5.0683	-5.1764*	-5.5721
3.2.3	ОМНК, ВП	-9.7280*	-4.5603	-0.0882*	-4.5372	-5.1764*	-4.1386
Модель с фиксированными эффектами (2)							
3.2.4	МНК	-7.1353*	-2.8028	-0.0647*	-2.7751	-4.0774	-3.6578
3.2.5	ОМНК, ВД	-9.8743*	-5.1510	-0.0647*	-2.6126	-5.2446*	-4.5200
3.2.6	ОМНК, ВП	-9.8743*	-4.4430	-0.0895	-4.4247	-5.2446*	-3.9816
Модель со случайными эффектами (3)							
3.2.7	ОМНК, ПК	-6.9699*	-4.4419	-0.0632*	-5.6827		

\* Коэффициент значим на уровне 1%; \*\* коэффициент значим на уровне 5%.

**Таблица 5.** Результаты оценивания коэффициентов регрессии. Зависимая переменная  $\pi(\Delta CPI)$ , индивидуальные коэффициенты при объясняющей переменной

	Метод оценивания	Число значимых коэффициентов со знаком, совпадающим с предполагаемым	Доля, %	F-статистика	$R^2$ скорр.
<b>Модель без индивидуальных эффектов</b>					
3.3.1	МНК	27 из 31	84	2.3124	0.1183
3.3.2	МНК, ВД	41 из 47	87	2.3124	0.1183
3.3.3	ОМНК	29 из 34	87	321.6992	0.1183
3.3.4	ОМНК, ВД	41 из 47	87	321.6992	0.1183
<b>Модель с фиксированными эффектами</b>					
3.3.5	МНК	25 из 30	83	3.848317	0.1896
3.3.6	МНК, ВД	35 из 40	88	3.848317	0.1896
3.3.7	ОМНК	27 из 32	84	445.6904	0.1896
3.3.8	ОМНК, ВД	37 из 42	64	445.6905	0.1896

**Таблица 6.** Результаты оценивания коэффициентов регрессии. Зависимая переменная  $\pi(\Delta CPI)$

N	Метод оценивания	Коэффициент при фискальной переменной	t-статистика	P-value	F-статистика	R2 скорр
<b>Модель без индивидуальных эффектов (1)</b>						
1.1	МНК	-8.6036*	-3.0218	0.0027	24.6910	0.1348
1.2	ОМНК, ВД	-11.8629	-4.5176*	0.0000	10472.0200	0.9857
1.3	ОМНК, ВП	-11.8629	-4.9097*	0.0000	10472.0200	0.9857
<b>Модель с фиксированными эффектами (2)</b>						
2.1	МНК	-8.444	-1.969***	0.051	1.348	0.106
2.2	ОМНК, ВД	-10.160	-2.355**	0.020	515.053	0.994
2.3	ОМНК, ВП	-10.160	-2.991*	0.003	515.053	0.994
<b>Модель со случайными эффектами</b>						
2.2	ОМНК	-5.554	-2.930*	0.004	12.4622	0.0913

\* Коэффициент значим на уровне 1%; \*\* коэффициент значим на уровне 5%; \*\*\* коэффициент значим на уровне 10%.

## ОСНОВНЫЕ ВЫВОДЫ

Проведенное исследование позволяет сделать несколько выводов, касающихся связи между региональной инфляцией и переменных региональных бюджетов в Российской Федерации в период 2001–2005 г. На основе полученных результатов можно высказать ряд предположений, касающихся природы рассматриваемой связи.

Во-первых, инфляция и дефицит в стандартном представлении являются стационарными, что говорит о достаточной степени контроля над этими экономическими параметрами со стороны органов власти. В частности, стационарность дефицита означает устойчивость фискальной политики.

Во-вторых, дефицит и долговая нагрузка действительно способствует росту региональной инфляции. Таким образом, мы можем утвердительно ответить на вопрос, поставленный в заглавии работы – между результатами бюджетно-налоговой политики и региональной инфляцией имеется значимая связь. Этот факт может быть рассмотрен в качестве одного из объяснений феномена инерции инфляции в РФ.

В-третьих, в менее благополучных в финансовом плане регионах этот эффект проявляется более ярко. Возможно, он связан с тем, что менее платежеспособные регионы в большей степени зависят от трансфертов федерального центра населению, что может способствовать инфляции.

В-четвертых, связи между ставкой процента и инфляцией на региональном уровне не прослеживается. Косвенно это указывает на то, что механизм взаимодействия между инфляцией и дефицитом не затрагивает процентную ставку.

Наконец, связь между дефицитом бюджетов и динамикой цен производителей слабее, чем в случае ИПЦ. Отчасти это подтверждает предположение о воздействии на потребительский рынок бюджетов различных уровней как определяющего фактора существования связи между дефицитом и инфляцией.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Бутс Б., Дробышевский С., Кочеткова О.** и др. (2002): Типология российских регионов. М: Издания ИЭПП. Серия СЕРРА. [www.iet.ru/files/text/cepra/drob.zip](http://www.iet.ru/files/text/cepra/drob.zip)
- Глущенко К.** (2000): Межрегиональная дифференциация темпов инфляции. М: РПЭИ Научный доклад № 99/17
- Синельников-Мурылев С., Кадочников П., Трунин И., Четвериков С., Виньо М.** (2006): Проблема мягких бюджетных ограничений российских региональных властей. М: ИЭПП.
- Группировка регионов (2005): Группировка регионов по уровню экономического развития // *Публикация на веб-портале МЭРТ* ([www.economy.gov.ru](http://www.economy.gov.ru)).
- Исследование уровня (2004): Исследование уровня относительной кредитоспособности субъектов РФ. М: Рейтинговый центр АК&М.
- Afonso A.** (2005): Ricardian Fiscal Regimes in the European Union European Central Bank WP 558.
- Annett A.** (2006): Enforcement and the Stability and Growth Pact: How Fiscal Policy Did and Did Not Change under Europe's Fiscal Framework. IMF WP/06/116.
- Arellano M., Bond S.R.** (1991): Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations // *Rev. of Econ. Stud.* № 58. P. 277–297.
- Basher S., Westerlund J.** (2006): Is there Really a Unit Root in the Inflation Rate? More Evidence from Panel Data Models. Department of Economics. York University. Toronto.
- Beck G. W., Weber A. A.** (2005): Inflation Rate Dispersion and Convergence. In: *Monetary and Economic Unions: Lessons for the ECB Center for Financial Studies*.
- Breitung J.** (2000): The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. In: Baltagi B. (ed.). *Advances in Econometrics*. Vol. 15. Amsterdam: JAI Press.
- Canova F., Pappa E.** (2003): Price Differentials in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks. CEPR working paper. № 3746.
- Catao L., Terrones M.** (2001): Fiscal Deficits and Inflation: A New Look at the Emerging Market Evidence. IMF Working Paper. № 74/01.
- Culver S. E., Papell D. H.** (1997): Is there a unit root in the inflation rate? Evidence from sequential break and panel data models // *J. of Applied Econometrics*. № 12.
- Mello de L.** (2005): Estimating a Fiscal Reaction Function: The Case of Debt Sustainability in Brazil. OECD Economics Department. Working Papers. № 423. OECD Publishing.
- Duarte M., Wolman A. L.** (2002): Regional Inflation in a Currency Union: Fiscal Policy vs. Fundamentals. ECB Working Paper Series. № 180.

**Edelberg W., Eichenbaum M., Fisher J. D.M.** (1999): Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases // *Rev. of Econ. Dynamics*. № 2.

**Esteller-Moré A., Solé-Ollé A.** (2000): Vertical income tax externalities and fiscal interdependence: evidence from the U.S. Institut d'Economia de Barcelona. Document de treball. № 1.

**Fan S., Wei X.** (2006): Price index convergence in China. Lingnan University. WP 05.

**Feld L. P., Kirchgässner G.** (2004): Sustainable Fiscal Policy in a Federal System: Switzerland as an Example. University of St. Gallen. Department of Economics. Discussion paper № 09.

**Fischer S., Sahay R., Végh C.** (2000): Modern Hyper- and High Inflation. NBER Working Paper. № 8930.

**Guriev S., Andrienko Y.** (2003): Determinants of interregional mobility in Russia: evidence from panel data. CEFIR.

**Hallerberg M., Strauch R., Hagen von J.** (2004), The Design of Fiscal Rules and Forms of Fiscal Governance in European Union Countries. ECB Working Paper. № 419.

**Hamilton J.D., Flavin M.** (1986): On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. // *Amer. Econ. Rev.* № 76.

**Im K., Pesaran M., Shin Y.** (2003): Testing For Unit Roots in Heterogeneous Panels // *J. of Econometrics*. Vol. 115. P. 53–74.

**Johansen S.** (1992): Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data // *J. of Policy Modeling*. № 14.

**Kremers J.M.** (1988): Long-Run Limits on the US Federal Debt // *Economics Letters*. № 28.

**Levin A; Lin C., Chu C.** (2002): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties // *J. of Econometrics*. № 108. P. 1–24.

**Mountford A., Uhlig H.** (2002): What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? CEPR Working Paper. № 3338.

**Perotti R.** (2002): Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. ECB Working Paper Series. № 168.

**Trehan B., Walsh C.E.** (1988): Common Trends, Intertemporal Budget Balance, and Revenue Smoothing // *J. of Econ. Dynamics and Control*. № 12.

**Wibbels E., Rodden J.** (2002): Beyond the Fiction of Federalism. Macroeconomic Management in Multitiered Systems // *World Politics*. № 54.

Поступила в редакцию  
09.10.2006 г.

**Inflation and the Regional Budget Deficit – is there a Correlation?**

### **Kreindel V.M.**

The author investigates several parameters characterizing the economic situation in the Russian Federation in 2001–2005. Using the empirical data he proves the hypotheses about the correlation between the regional inflation rates and the parameters of regional budget. The author formulates some patterns specifying the period, and also gives the estimates of stationary qualities of the parameters.