

ВЛИЯНИЕ ОТРАСЛЕВОЙ СТРУКТУРЫ СТРАН И РЕГИОНОВ РФ НА ПОКАЗАТЕЛИ ЭФФЕКТИВНОСТИ ПРОИЗВОДСТВА

Л. П. Яновский, Т. А. Евглевская

Воронежский государственный аграрный университет

В работе изучается степень зависимости макроэкономических показателей эффективности производства от отраслевой структуры производства по странам мира и регионам России. Оказалось, что наилучшим образом распределение долей секторов производства связано с физическим индексом подушевого ВВП. Для стран со сравнительно высоким уровнем физического индекса подушевого производства получено уравнение, описывающее более 93 % колебаний. На уровне регионов РФ также удалось описать 90,5 % вариации подушного валового регионального продукта.

В работе изучается степень зависимости макроэкономических показателей эффективности производства от отраслевой структуры производства. Интерес к подобным исследованиям возник в связи с изучением пределов инновационного развития экономик стран и регионов [1–4].

Оказывается до 90% вариаций макроэкономических показателей предопределено сложившейся структурой производства в стране.

Сначала рассмотрим вопрос о влиянии распределения по секторам производства национального дохода стран (GDP) на национальный доход на душу населения (GDP per capita).

Изучались следующие факторы: доля аграрного сектора в %; индустрия, строительство в %; сфера обслуживания в %; GDP per capita в \$.

Построим уравнение, взяв в качестве зависимой переменной GDP per capita, а в качестве независимых аргументов распределение национального дохода по секторам производства. Нас также будет интересовать вопрос о пропорциях распределения национального дохода между

секторами экономики. В рамках линейного подхода этот вопрос решить невозможно. Поэтому в уравнение были включены также квадратичные слагаемые.

Обозначим X1 – долю аграрного сектора в %, X2 – индустрия и строительство в %, X3 – сфера обслуживания в %, GDP per capita обозначим GDPpercap. В результате расчетов с использованием пакета STATISTICA 6.0 было получено следующее уравнение:

$$\text{GDPpercap} = -684,847 * X1 + 11,052 * X1^2 + 210,967 * X2 + 2,543 * X3^2 \quad (1)$$

В таблице 1 представлены сами полученные коэффициенты уравнения, их среднеквадратические отклонения и рассчитанные по критерию Стьюдента вероятности того, что коэффициенты незначимы и их можно исключить из уравнения. Так как такая вероятность для всех коэффициентов равна 0, то все коэффициенты уравнения (1) оказались значимыми.

Таблица 1

Результаты регрессионного анализа уравнения (1)

Regression Summary for Dependent Variable: Var4 (GDP распр по секторам и per capita)						
R= ,87001426 R?= ,75692482 Adjusted R?= ,75198928						
F(4,197)=153,36 p<0,0000 Std.Error of estimate: 6287,4						
N=201	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(197)	p-level
V3**2	0,77824	0,052496	2,543	0,17151	14,82477	0,000000
Var1	-1,27472	0,141959	-684,847	76,26782	-8,97950	0,000000
Var2	0,49104	0,061015	210,967	26,21417	8,04783	0,000000
V1**2	0,91630	0,124552	11,052	1,50229	7,35677	0,000000

Кроме того из таблицы 1 следует, что с помощью уравнения (1) удалось описать более 75% межстрановых колебаний GDP per capita.

Проведем теперь аналогичное исследование эффективности распределения экономик стран по секторам, взяв в качестве зависимых переменных объем ВВП и индекс физического объема производства (индекс США принят за 100). Оказалось, что наилучшим образом распределение долей секторов производства связано с физическим индексом подушевого ВВП (см. табл. 2). Для стран со сравнительно высоким уровнем физического индекса (ФИ) подушевого производства (индекс США принят за 100) получено уравнение связи с хорошими прогнозными характеристиками и безупречного качества с точки зрения требований эконометрики.

Итак, получено уравнение вида

$$ФИ = -22,2925 * X1 - 28,3861 * X2 + 24,6505 * X3 + 0,914 * X1^2 + 0,3707 * X2^2 - 0,2263 * X3^2 \quad (2)$$

Все коэффициенты уравнения (2) значимы, само уравнение тоже значимо (табл. 2).

распределением долей производства по секторам: Румыния, Македония, Украина, Турция, Эстония. Некоторые страны по разным причинам (природные богатства или отсутствие значительных непроизводительных расходов на армию, чиновничий аппарат) добились лучших результатов, чем было предсказано по уравнению распределения долей производства по секторам: Россия, Финляндия, Норвегия. В ряде стран индекс физического подушевого производства оказался ниже расчетного, что вероятно вызвано недостаточно развитым уровнем высоких технологий в индустриальном секторе, несмотря на то что он занимает значительное место в общественном производстве: Чехия, Хорватия, Словения, Словакия, Македония.

Наконец, из уравнения (2) можно рассчитать оптимальную долю сервисного сектора в общем объеме производства. Максимизируя уравнение (2) по третьей переменной X3 получаем:

$$X3 = 24,6505 / (0,2263 * 2) = 54,46\%$$

Перейдем от макроэкономического анализа специализации и диверсификации производства к анализу на уровне регионов России.

Таблица 2

Результаты регрессионного анализа уравнения (2)

Durbin-Watson and serial correlation of residuals		
	Durbin-Watson d	Serial Corr.
Estimate	1,859186	0,068734

Regression Summary for Dependent Variable: ind physical per capita						
R= ,96717024 R^2= ,93541827 Adjusted R^2= ,92465465						
F(6,36)=86,906 p<0,0000 Std.Error of estimate: 16,579						
N=42	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(36)	p-level
agriculture share	-2,5946	0,544247	-22,2925	4,676057	-4,76738	0,000031
industry share	-14,5274	3,295805	-28,3861	6,439921	-4,40783	0,000090
services share	26,4381	6,529625	24,6505	6,088114	4,04895	0,000261
V1**2	1,6096	0,336192	0,9140	0,190895	4,78782	0,000029
V2**2	6,2846	1,410283	0,3707	0,083184	4,45625	0,000078
V3**2	-16,1201	4,437196	-0,2263	0,062288	-3,63295	0,000866

Отличное качество уравнения подтверждается тестом Дарбина Ватсона (значение теста близко к числу 2) и незначительной сериальной корреляцией остатков модели. Модель (2) описывает 93,5 % вариации физического индекса подушевого производства.

Сравнивая расчетные и фактические значения физического индекса подушевого производства можно выделить группу стран с явно неудачным

Были взяты для анализа следующие факторы: валовый региональный продукт (ВРП) в расчете на душу населения; вклад промышленности в % в ВРП; доля сельского хозяйства в % в ВРП; услуги, связь, транспорт, торговля % в ВРП.

Построенное уравнение связи подушевого дохода в регионах со структурой производства в этих регионах оказалось схожим с аналогичными урав-

нениями (1)– (2). Напомним, что X1 – означает долю аграрного сектора, X2 – промышленность и строительство, X3 – долю обслуживающего сектора экономики. Так же как и выше обнаружены отрицательный линейный и положительный квадратичный коэффициенты связи подушевого производства с долей аграрного сектора в общем производстве, доли остальных секторов оказались связаны с подушевым валовым региональным продуктом квадратичной зависимостью:

$$\text{ВРП}_{\text{подуш.}} = -2816,84 * X1 + 86,59 * X1^2 + 11,75 * X2^2 + 8,78 * X3^2 \quad (3)$$

подушевого валового регионального продукта (таблица 5).

Этот факт подтверждает гипотезу о сильной связи подушевого валового продукта со структурой производства на макро- и мезоуровнях. Наконец, на рисунке 1 представлена гистограмма распределения остатков уравнения (3). Как видно, величина остатков оказалась даже меньше, чем можно было бы ожидать при нормальном распределении остатков модели. Аномальные остатки с правой стороны графика характеризуют своеобразие структуры производства и потребления в «газово-нефтяных» национальных округах.

Таблица 3

Результаты регрессионного анализа уравнения (3)

Regression Summary for Dependent Variable: GRP per capita						
R= ,95140921 R²= ,90517949 Adjusted R²= ,90055410						
F(4,82)=195,70 p<0,0000 Std.Error of estimate: 9287,6(данные по регионам вал нац прод)						
N=86	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(82)	p-level
agriculture	-1,37640	0,197421	-2816,84	404,0272	-6,97190	0,000000
ind sqr	0,98051	0,061171	11,75	0,7329	16,02895	0,000000
agriculture sqr	0,86238	0,155287	86,59	15,5916	5,55344	0,000000
serv sqr	0,59282	0,063576	8,78	0,9411	9,32446	0,000000

Таблица 4

Результаты теста Дарбина-Ватсона и сериальная корреляция остатков уравнения (3)

Durbin-Watson d (данные по регионам вал нац прод) and serial correlation of residuals	
Durbin-Watson d	Serial Corr.
Estimate	2,023829
	-0,012548

Таблица 5

Дисперсионный анализ уравнения (3)

Analysis of Variance, DV: GRP per capita (данные по регионам вал нац прод)					
Effect	Sums of Squares	df	Mean Squares	F	p-level
Regress.	6,752267E+10	4	1,688067E+10	195,6980	0,000000
Residual	7,073220E+09	82	8,625878E+07		
Total	7,459589E+10				

Все коэффициенты уравнения (3) значимы, как это следует из таблицы 3.

Высокое качество уравнения (3) подтверждается тестом Дарбина–Ватсона и практически нулевой сериальной корреляцией остатков (таблица 4).

Как и в случае оценки зависимости подушного ВВП от структуры производства для различных стран, на макроэкономическом уровне на уровне регионов также удалось описать 90,5% вариации

Анализ уравнения (3) показал, что положительный эффект от развития сектора сельскохозяйственного производства начинает проявляться только, если данный сектор занимает более 32,5 % в общей структуре ВРП региона.

Итак, учет понятия «пропорции производства» позволяет определить их как категорию, представляющую собой количественное описание основных параметров производства на определенный

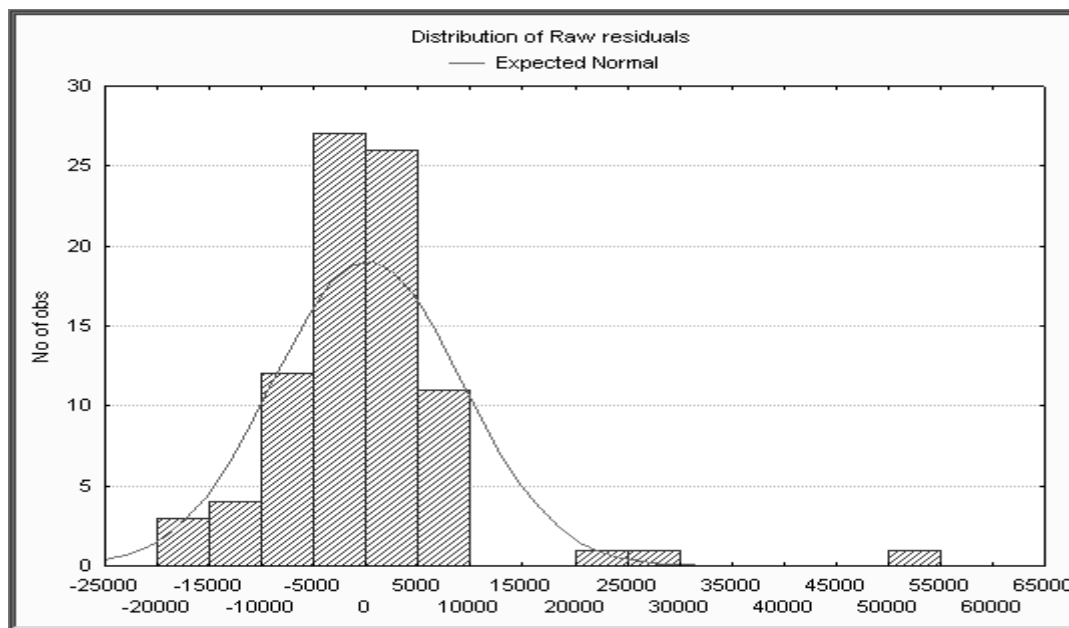


Рис. Гистограмма распределения остатков для уравнения (3).

период времени. Изменения производственных пропорций экономического развития как в мире, так и в России рассмотрены в тесной взаимосвязи с тенденциями территориальной дифференциации уровня экономического развития и жизни населения стран и России в частности.

Если рассматривать ВВП per capita и ВРП per capita в качестве главного индикатора экономического развития на макроэкономическом и региональном уровне, то можно констатировать, что в последние годы происходил процесс дивергенции экономического пространства в мире и в России.

В России впервые за многие десятилетия основой ее промышленного комплекса стали регионы, специализирующиеся на производстве топлива, сырья и полуфабрикатов. Соответственно произошло перераспределение производства промышленной продукции в северные и восточные районы страны, а также в районы юго-востока Европейской части России.

Территориальные пропорции производства сельскохозяйственной продукции претерпели значительно меньшие изменения, но на первое место здесь вышел Урал, который ранее не входил даже в первую тройку сельскохозяйственных районов страны.

Последнее десятилетие характеризовалось усилением тенденции поляризации регионов по степени сокращения инвестиционной активности.

Происходило постепенное перераспределение инвестиций с запада страны (за исключением Центрального района) на восток (в Уральский и Западную Сибирь).

Следует отметить, что распределение по группам регионов России объемов ВРП и ВРП per capita приобретает все более неравномерный характер. Аномальная дифференциация социально-экономического пространства, исключая унифицированный подход к выработке тактики и стратегии развития различных типов регионов, предъявляет новые требования к особенностям проведения региональной политики с точки зрения согласованности и диверсификации путей выхода из кризиса.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Acemoglu, D., Aghion, P. and Zilibotti, F.* Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth. NBER Working Paper №9066, July 2002 (<http://nber.org/papers/w9066>).
2. *Osborne E.* The Sources of Growth at Different Levels of Development. October 2003 (<http://www.ssrn.com/ssrn-id462200>);
3. *G.C. Loury*, Market Structure and Innovation, *Quarterly Journal of Economics*, 93, (1979), pp.395-410.
4. *Дементьев В.Е.* Неравномерность экономического развития и его приоритеты / В.Е. Дементьев // Системное моделирование социально-экономических процессов : сб. докл. междунар. науч. шк.-семинаре им. С.С. Шаталина (6-10 октября 2005 г.). – Н. Новгород, 2005.