

РЕГИОНАЛЬНЫЕ ПРОБЛЕМЫ

Н.Н. Михеева

АНАЛИЗ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО ПОЛОЖЕНИЯ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ¹

Исследованы проблемы дифференциации показателей социально-экономического положения регионов России в 1990-1996 гг. Обоснован тезис об усилении межрегиональной дифференции доходов населения и среднедушевого производства валового регионального продукта за период реформ. Даны количественная оценка влияния ряда факторов на динамику межрегиональных отклонений. Отмечены ограниченные возможности воздействия на межрегиональную дифференцию мерами краткосрочной и среднесрочной региональной политики.

В период реформирования резко усилилась практически по всем статистическим показателям дифференциация социально-экономического положения российских регионов². Для России, огромной страны с объективно сильно дифференцированными условиями жизни населения и производства по различным территориям, проблема региональных различий не нова. Межрегиональное выравнивание уровней жизни населения в ней традиционно рассматривалось как одна из целей планового формирования территориальных пропорций. Социально-экономическое положение отдельных регионов в условиях реформы оказалось под влиянием множества новых факторов, связанных со скоростью и особенностями ее проведения на разных территориях страны. Поляризация регионов на небольшое число так называемых богатых с высоким уровнем экономической активности и доходов и основную массу бедных и беднеющих, вероятнее всего, будет углубляться. Поэтому усиление дифференциации социально-экономического положения регионов, обуславливающее обострение социальных противоречий между ними, требует активного государственного вмешательства в регулирование этой проблемы.

Проблема регионального неравенства не является чем-то особым, характерным только для российской реформы. Она актуальна для всех стран с федеративным устройством либо обширной территорией, в силу которых дифференциация экономического положения населения разных регионов ведет к усилению социально-экономической напряженности, является почвой для межрегиональных конфликтов. Поддержание регионального паритета путем использования различных мер государственной региональной политики, в частности поддержания национальных социальных стандартов, является существенной статьей государственных расходов во многих странах, поэтому процессы дивергенции или конвергенции регионального развития служат объектом пристального внимания исследователей и политиков.

Теоретические исследования динамики межстрановых или межрегиональных различий основываются преимущественно на неоклассических моделях регионального роста, включающих в рассмотрение человеческий капитал, а также ряд других факторов, определяющих региональную динамику. К таким факторам,

¹ Статья подготовлена при финансовой поддержке Российской программы экономических исследований (проект № 97-0621).

² В дальнейшем будет использоваться термин "регион" для обозначения административно-территориальных образований, являющихся субъектами РФ.

прежде всего, относятся структура производства в регионах; миграция населения; инвестиции, включая государственные, частные и иностранные; различия в государственных расходах по регионам; условия функционирования рынка (влияние черного рынка, условия торговли и т.д.); условия, определяющие политическую стабильность в стране или регионе (смена политических режимов, правила регулирования, гарантии собственности и т.д.) [1–4].

Подавляющее большинство исследований по региональной дифференциации подготовлено для стран с рыночной экономикой. Литература по проблемам региональной дифференциации в российской экономике немногочисленна. И хотя в последнее время появился ряд работ, посвященных проблемам дифференциации уровней развития российских регионов, эти работы связаны преимущественно с их типологизацией [5–7].

Цель статьи – рассмотреть процессы региональной дифференциации социально-экономического положения российских регионов в условиях переходной экономики, оценив количественно параметры процесса межрегионального расслоения и определив основные факторы, формирующие его динамику.

Измерение межрегиональной дифференциации. Наиболее распространенным измерителем величины региональной дифференциации является коэффициент вариации, характеризующий размах колебания региональных значений показателя относительно среднего. При оценке дифференциации доходов в регионах распространен коэффициент Джини; менее популярен класс индексов генерализованной энтропии; близким по характеру к энтропийным коэффициентам является коэффициент Тейла, также использующийся для межрегиональных сопоставлений [8].

Сравнение результатов оценок на основе различных измерителей [4] показало, что они одинаково улавливают тенденцию процесса, а различия между ними касаются разной степени учета изменения характера распределения. Поскольку нас больше интересует именно тенденция процесса, то для оценки межрегиональной дифференциации среднедушевых показателей использовался самый простой показатель, измеряющий рассеяние региональных показателей относительно среднего, – среднеквадратичное отклонение логарифмов:

$$\sigma_t = [(1/n) \sum_i [\ln(y_{it}) - \mu_t]^2]^{1/2}, \quad (1)$$

где y_{it} – среднедушевые значения показателя в регионе i в году t , μ_t – среднее значение $\ln(y_{it})$.

Исследование динамики среднедушевых показателей традиционно предполагает проверку ряда гипотез, наиболее очевидными среди которых являются идентификация процесса конвергенции либо дивергенции и зависимость между темпами спада показателя и его начальным уровнем. Для анализа тенденций развития процессов межрегиональной дифференциации российских регионов использован «классический подход» к анализу конвергенции [9, 10].

В целях измерения скорости конвергенции (или дивергенции) применен показатель абсолютной конвергенции β , который определяется следующим образом [10].

Пусть y_{it} – валовой внутренний продукт экономики i на душу населения в году t , соответствующий начальному уровню определяемого показателя; $\gamma_{it,t+T} = \ln(y_{it+T}/y_{it})/T$ – среднегодовой темп роста среднедушевого ВВП за период от года t до T . Если при оценке следующего уравнения регрессии:

$$\gamma_{it,t+T} = \alpha - \beta \ln(y_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

окажется, что $\beta > 0$, то это будет соответствовать наличию β -конвергенции, согласно которой бедные экономики имеют тенденцию расти более быстрыми темпами, чем экономики богатые, и чем больше эта величина, тем быстрее бедные экономики будут приближаться к уровню

богатых. И наоборот, $\beta < 0$ соответствует процессу дивергенции, когда разрыв между регионами бедными и богатыми увеличивается.

Распространенным инструментарием количественной оценки факторов, определяющих различия в региональной динамике, является аппарат моделей роста [1–3, 10]. Эта методология использовалась для исследования динамики дифференциации большого количества стран как с положительной, так и отрицательной динамикой производства. В основе ее – расширенная неоклассическая модель Солоу с учетом человеческого капитала, включающая в анализ межстрановые различия условий, существовавших в стране на начало рассматриваемого периода, особенностей структуры производства, а также ряд контролируемых и экзогенных переменных. Отличие моделей такого типа от классических производственных функций состоит в том, что вместо параметров труда и капитала в модели фигурируют характеристики начальных условий развития экономики, человеческого капитала, их взаимодействия, а также дополнительные переменные.

В литературе, посвященной проблемам трансформационного спада в переходных экономиках, использование аппарата моделей роста для анализа динамики производства рассматривается как весьма проблематичное. Тем не менее нами предпринималась попытка оценить параметры расширенной модели Солоу на основе информации о 76 российских регионах за 1990–1996 гг., но статистически значимых оценок модели получить не удалось. В этой связи количественная оценка факторов, определяющих процесс межрегиональной дифференциации, проводилась на основе регрессионной модели.

При формировании исходных гипотез исследования мы базировались на следующем. Усиление межрегиональной дифференциации обусловлено различными темпами сокращения производства в регионах, которые определяются начальными условиями, существовавшими в них, а также изменениями, произошедшими за время реформы. Набор факторов, рассматриваемых в литературе в качестве причин усиления или сокращения межрегиональных различий, чрезвычайно обширен и включает в себя, как уже упоминалось, факторы экономического, социального, политического характера. При этом возможности выбора факторов, включаемых в исследование, оказались весьма ограниченными доступной статистической базой. Региональная статистика в России намного беднее национальной. Поэтому количество используемых статистических показателей и их набор были в значительной мере определены помимо содержательных посылок исследования наличием исходной информации.

К числу переменных начальных условий отнесены среднедушевые объемы показателей валового регионального продукта (ВРП) или реальных доходов населения в 1990 г. Для оценки структурных факторов использовались следующие характеристики особенностей структуры регионального хозяйства: преимущественно индустриальная или аграрная направленность развития региона, доля транспорта и строительства в региональном производстве, а также степень развития отраслей сектора услуг, которая задавалась как доля соответствующей отрасли в ВРП.

В число факторов, определяющих результаты реформы, был включен ряд переменных, которые, согласно нашим предположениям, оказывали влияние на динамику производства. При этом в качестве переменных рассматривались экспортная ориентация региона, динамика потребительских цен и индексы цен в промышленности, характеризующие инфляционные процессы в производстве. Влияние региональной политики на динамику дифференциации осуществляется через множество параметров. К их числу относятся все виды государственных расходов, осуществляемых в регионе по различным каналам и прежде всего социальные трансферты населению региона, межбюджетные трансферты, инвестиции из федерального и местного бюджетов, фонда поддержки регионов. (В региональной статистике возможности для измерения этого фактора весьма

ограничены.) Наиболее подходящими из числа статистически доступных представляются среднедушевые доходы и расходы региональных бюджетов и трансферты, поступающие в регион из федерального бюджета.

В общем виде модель оценки влияния факторов на динамику межрегиональной дифференциации записывается следующим образом:

$$Y_{rt} = a_0 + \sum n a_{nrt} X_{nrt} + c_{rt} Z_{rt} + \varepsilon_{rt}, \quad (3)$$

где r – регион; t – год; n – номер объясняющей переменной ($0, \dots, N$); Y_{rt} – отклонение регионального показателя от среднего; X_{nrt} – объясняющие переменные; Z_{rt} – индикатор специфических особенностей региона (неидентифицируемые региональные переменные); ε_{rt} – остаточный член.

Массив $\{Y_{rt}, X_{nrt}\}$ рассматривается как панельные данные³, что дает возможность оценить влияние на результирующий показатель временных и пространственных изменений объясняющих переменных. Результирующие показатели межрегиональных различий измерялись как $Y_n = \ln(Y'_{rt}/Y'_t)$, где Y'_{rt} – значение регионального показателя, Y'_t – соответствующий среднероссийский показатель. Переменные неидентифицируемых региональных особенностей в наших расчетах определялись через принадлежность субъекта Российской Федерации к тому или иному экономическому району. Тем самым они отражают географическое положение регионов и те их особенности, которые являются общими для всего района.

Исследование процессов межрегиональной дифференциации регионов в пореформенный период проводилось в сферах производства и доходов населения, поэтому были сформированы два массива данных: среднедушевые показатели ВРП в постоянных ценах и реальные доходы населения по регионам – субъектам РФ.

В российской статистике расчеты валового регионального продукта по методологии СНС в текущих ценах по регионам – субъектам Федерации ведутся с 1994 г. В настоящее время опубликованы показатели ВРП за 1994-1996 гг. Расчеты в сопоставимых ценах пока не осуществляются, однако имеется ряд методик, позволяющих произвести переоценку показателей в сопоставимые цены. В частности, методика оценки показателей ВРП в сопоставимых ценах была предложена Госкомстатаом России [12], подобный подход используется Всемирным Банком для экспертизы результатов расчетов ВВП по отдельным странам, а также применялся в ряде исследований по оценке динамики макроэкономических показателей [13]. Поэтому для оценки дифференциации в сфере производства объемы валового регионального продукта в сопоставимых ценах были оценены нами на основе официально опубликованных данных о динамике отдельных натуральных показателей.

Суть расчетов состоит в следующем [14]. Если имеются независимо оцененные индексы динамики производства некоторых секторов, то с их помощью может быть оценен совокупный индекс, характеризующий динамику ВРП. Динамика валового регионального продукта определялась на основе следующих факторов, отражающих темпы изменения физических объемов производства: в промышленности – индексов физического объема производства в отрасли; в сельском хозяйстве – темпов производства сельскохозяйственной продукции в сопоставимых ценах; строительстве – динамики ввода в действие жилья в квадратных метрах; на транспорте и в связи – темпов сокращения грузооборота; в отраслях сферы обращения – динамики розничного товарооборота в сопоставимых ценах; в сфере услуг – динамики численности занятых в этой сфере. Прочие отрасли материального производства в расчет не принимались.

Региональные данные по счетам производства (отраслевой разрез валового регионального продукта) имеются за 1994 г. Поэтому последний был выбран в качестве базового, расчеты от которого велись по индексам натуральных показа-

³ В статье используются термины "панельные данные" (panel data) и "пространственные данные" (cross-sectional data), а также техника их анализа в интерпретации, данной в [11].

телей от 1994 к 1990 г. и от 1994 к 1996 г.; таким образом, полученные оценки отражают динамику ВРП в ценах 1994 г.⁴

Источником данных для анализа межрегиональной дифференциации доходов населения являлись официальные данные Госкомстата, реальные доходы населения оценены нами за 1990-1996 гг. на основе информации о среднедушевых денежных доходах и индексах потребительских цен по 72 субъектам РФ.

Межрегиональная дифференциация в сфере производства. Согласно нашим оценкам валовой региональный продукт Российской Федерации составил в 1996 г. 52,1% от уровня 1990 г. (с ежегодным снижением на 10,3%). Производство валового регионального продукта в 1996 г. по сравнению с уровнем 1990 г. уменьшилось до 69,5% в Москве (минимальный спад) и до 24% в Магаданской области (максимальный спад). Сокращение среднедушевых объемов ВРП было меньшим. Оно в наибольшей мере упало в республиках Северо-Кавказского района (27,7% в Дагестане), в наибольшей – в Москве (71,2%) и Вологодской области (68,0%).

Стандартное отклонение логарифмов среднедушевого производства увеличивалось в течение всего периода: оно составляло 0,499 в 1990 г. и 0,550 в 1996 г. В 1990-1992 гг. вариация среднедушевых показателей мало изменялась. С 1993 г. наблюдался быстрый ее рост. Он происходил без резких скачков, однако был достаточно интенсивным в течение всего рассматриваемого периода. Изменился и характер распределения. В нем увеличилась концентрация основной массы регионов относительно среднего, количество же регионов в диапазоне с минимальными и максимальными значениями сократилось. Тем самым усиление дифференциации регионов произошло за счет отрыва от основной массы небольшого количества регионов самых бедных и самых богатых.

Нами оценивалась зависимость темпов снижения валового регионального продукта от начального уровня соответствующих показателей в 1990 г., где обнаруживается слабая положительная корреляция. Чем выше исходный уровень ВРП в регионах, тем меньшим оказывается спад производства в них, что подтверждает дивергенцию межрегиональных показателей.

При оценке коэффициента β на основе уравнения (2) для показателей среднедушевого ВРП за 1996-1990 гг. значение β оказалось равным -0,020. Отрицательный его знак свидетельствует о наличии процесса дивергенции, однако скорость расхождения региональных параметров является невысокой.

Увеличение показателей межрегиональной дифференциации в период реформирования означает, что разрыв между богатыми и бедными регионами растет. В этой связи представляет интерес группировка регионов по соотношению среднедушевого и среднероссийского ВРП, которая позволяет выделить регионы, где данное соотношение за этот период улучшилось либо ухудшилось.

По уровню среднедушевого производства валового регионального продукта в 1990 г. все рассматриваемые регионы были разделены на две группы: первая – регионы с уровнем производства выше среднего по России и вторая – регионы с уровнем доходов ниже среднероссийского. К 1996 г. каждая из групп также распалась на две: 1.1 – регионы из первой группы, в которых производство в 1996 г. превышало среднероссийский уровень в начале и в конце рассматриваемого периода (богатые регионы); 1.2 – регионы из первой группы, которые за годы реформы утратили лидирующее положение, среднедушевое производство в них к концу периода оказалось ниже среднероссийского уровня (беднеющие регионы); 2.1 –

⁴ Мы использовали результаты расчетов по 76 регионам – субъектам РФ, по которым имеется сопоставимая информация за весь период.

регионы из второй группы, в которых среднедушевое производство превзошло среднероссийский уровень (богатеющие регионы): 2.2 – регионы из второй группы – (бедные регионы), производство в которых продолжало оставаться ниже среднероссийского уровня.

В 1990 г. из 76 рассмотренных регионов в 29 реальное среднедушевое производство превышало среднероссийский уровень. Группу высокодоходных регионов формировали преимущественно северные и восточные районы, а также регионы с мощным промышленным потенциалом, такие как Свердловская, Самарская области и ряд других. За время реформы это распределение изменилось: шесть регионов из первой группы переместились во вторую, в их числе кроме двух дальневосточных регионов (Хабаровский и Приморский края) оказались Санкт-Петербург, Волгоградская, Нижегородская, Новосибирская области. Это регионы с мощным промышленным потенциалом и значительным удельным весом оборонных отраслей. Сокращение среднедушевого производства ВРП в них было обусловлено значительным спадом производства в промышленности, прежде всего за счет оборонных отраслей. Группа 2.1 оказалась пустой, т.е. ни один из регионов с уровнем среднедушевого производства, меньшим среднероссийского, свое положение не улучшил. Расширилась группа регионов с доходами ниже среднероссийских, количество бедных регионов увеличилось до 53 (около 70% от общего числа регионов).

Оценка коэффициента β из уравнения (2) по группам регионов за 1990-1996 гг. приведена в табл. 1.

Таблица 1

Оценка коэффициента β для среднедушевого ВРП по группам регионов

	Все регионы	Группа 1.1	Группа 1.2	Группа 2.2	Группы 1.2+2.2
β (se)	-0,020 (0,010)	0,018 (0,023)	0,182 0,069)	0,018 (0,024)	0,011 (0,183)
t-статистика	-2,009	0,786	2,638	0,741	0,593
R^2	0,052	0,029	0,635	0,012	0,007
F-статистика	4,038	0,621	6,963	0,549	0,351
Число регионов	76	23	6	47	53

Несмотря на общую дивергенцию, для отдельных групп регионов коэффициент $\beta > 0$. Это соответствует процессу сближения уровней среднедушевого производства внутри групп. Различия объемов среднедушевого производства внутри группы наиболее богатых регионов за время реформы снизились. То же можно сказать и в отношении бедных и беднеющих регионов, различия между которыми также уменьшились. Это подтверждается и отмеченным изменением характера распределения: дифференциация растет за счет увеличения разрыва между самыми богатыми и самыми бедными регионами.

Для количественной оценки факторов, определяющих процесс межрегиональной дифференциации показателей валового регионального продукта, мы располагали разными наборами статистических данных для двух временных интервалов. Так, для 1990-1996 гг. имелись начальный уровень среднедушевого производства ВРП, структурные переменные, среднедушевой экспорт, данные о инвестициях, индексы цен. Данные региональных бюджетов имелись только за 1992-1995 гг. Поэтому оценивались две модели: ВРП1 с первым набором данных и ВРП2 с набором данных для 1992-1995 гг. (соответственно для показателей реальных доходов РД1 и РД2).

Выбор регрессионной модели на основе формальных критериев показал, что для случая панельных данных более приемлем вариант модели с фиксированными эффектами [11]. Результаты оценок моделей с пространственными и панельными данными приведены в табл. 2.

Таблица 2

Параметры регрессионного уравнения оценки дифференциации ВРП

	Модель ВРП1				Модель ВРП2			
	Пространственные данные		Панельные данные		Пространственные данные		Панельные данные	
	b (se)	t	b (se)	z	b (se)	t	b (se)	z
Константа	-7,947 (0,207)	-38,461	-1,076 (0,060)	-18,004	-6,595 (0,301)	-21,908	-0,411 (0,193)	-2,123
ВРП 1990 г.	0,860 (0,028)	32,105			0,799 (0,034)	23,549		
Сельское хозяйство	-0,067 (0,014)	-4,902	-0,344 (0,023)	-15,203	-0,064 (0,017)	-3,713	-0,227 (0,045)	-4,994
Сервисный сектор	-0,222 (0,023)	-9,884			-0,328 (0,032)	-	-0,251 (0,039)	-6,457
Инвестиции	0,046 (0,006)	7,525			0,063 (0,015)	10,226 4,216	0,058 (0,021)	2,767
Расходы бюджета					0,108 (0,019)	5,804	0,059 (0,021)	2,797
Индекс цен в промышленности					9,324			
dum3	-0,056 (0,015)	-3,646	0,035 (0,004)		-0,052 (0,020)	-2,617		
dum6	-0,054 (0,018)	-2,985			-0,062 (0,023)	-2,738		
dum7	-0,173 (0,020)	-8,856			-0,212 (0,025)	-8,355		
dum11	-0,052 (0,025)	-2,044			-0,075 (0,032)	-2,239		
R^2 (overall)			0,528				0,644	
R^2 (within)			0,364				0,322	
R^2 (between)			0,544				0,665	

Статистически значимыми в модели ВРП1 оказались следующие регрессоры: исходный уровень развития региона, доля сельского хозяйства и сервисного сектора в ВРП; из числа переменных, связанных с результатами реформы, – среднедушевой объем инвестиций, а также регрессоры, задающие неидентифицируемую специфику, для регионов, относящимся к четырем экономическим районам: Центрально-Черноземному (dum3), Поволжскому (dum6), Северо-Кавказскому (dum7) и Дальневосточному (dum11).

К особенностям трех первых районов, вероятно, относятся их географическое положение в центре страны и более высокая по сравнению с другими регионами плотность экономической деятельности. Для Дальнего Востока – окраинное положение, действие удорожающих факторов, ориентация внешних связей на страны АТР.

Все региональные факторы получили отрицательные оценки, что свидетельствует о их стабилизирующем влиянии на величину региональных отклонений. Результаты оценок подтвердили гипотезу относительно существенного влияния на динамику региональных отклонений дореформенного положения регионов. Переменная начальных условий имеет положительный знак и самую высокую эластичность (0,860), т.е. чем выше был среднедушевой уровень ВРП в регионе до реформы, тем более существенным оказывается его вклад в межрегиональную дифференциацию.

Достаточно высокой эластичностью отличается сектор услуг. Это подтверждает высказанное ранее предположение относительно стабилизирующей роли сервисного сектора в условиях реформы, поскольку при значительном сокращении производства в других секторах увеличение его доли способствует сглаживанию межрегиональных различий.

В регрессионном уравнении с фиксированными эффектами влияние переменных неидентифицируемых региональных особенностей, как и начальных условий, поскольку они одинаковы для всех периодов, упомянуто. Из результатов оценки регрессионного уравнения следует, что влиянием двух основных факторов – доли сельского хозяйства и динамики цен в промышленности может быть объяснено более 50% межрегиональной вариации среднедушевых показателей ВРП. При этом доля сельского хозяйства получила отрицательный знак, т.е. рост значения этого фактора обуславливает сокращение межрегиональной дифференциации. Положительная связь наблюдается между дифференциацией ВРП и индексами цен в промышленности, коэффициент эластичности составляет 0,035, т.е. увеличение индексов промышленных цен на 1% ведет к росту коэффициента вариации на 0,035%.

Общая величина стандартного отклонения в модели с панельными данными определяется преимущественно межгрупповыми различиями, т.е. увеличивающимся пространственным рассеянием показателей. Временные (внутригрупповые) отклонения менее существенны, величина межгрупповой дисперсии составляет 0,544, внутригрупповой – 0,364.

При переходе к модели ВРП2 для регрессии с пространственными данными параметр расходов регионального бюджета вошел в число значимых с коэффициентом 0,108. Менее существенным стало влияние начальных условий развития, но увеличилась эластичность фактора сервисного сектора. Более значительные изменения происходят при переходе к панельным данным: статистически значимы оказались две структурные переменные – доли сельского хозяйства и сервисного сектора и параметры, связанные с региональной политикой – расходы бюджета и инвестиции. Причем структурные переменные имеют отрицательные знаки, т.е. оказывают стабилизирующую влияние на величину дисперсии. Положительную оценку получил фактор расходов из регионального бюджета. В контексте данной модели это означает, что чем выше величина среднедушевых расходов региональных бюджетов, тем большей оказывается вариация показателя ВРП.

Показателем, косвенно характеризующим результаты региональной политики, можно считать величину среднедушевых инвестиций, поскольку они включают в себя инвестиции из федерального, регионального бюджетов, фондов региональной поддержки, а также частные инвестиции, объем которых в регионе связан со сложившимся там инвестиционным климатом. Оценка данного показателя положительна, хотя эластичность его также невелика.

Межрегиональная дифференциация доходов населения. Дифференциация показателей среднедушевых денежных доходов населения России в 1970-1990 гг. имела тенденцию к уменьшению. Вариация денежных доходов сократилась с 0,283 в 1970 г. до 0,207 в 1990 г. В начале 90-х годов дифференциация денежных доходов продолжала уменьшаться вплоть до 1994 г., достигнув 0,2. Для 1995-1996 гг. характерно увеличение межрегиональной дифференциации, которое, вероятно, было обусловлено увеличением разрыва между уровнями денежных доходов в наиболее благополучных с точки зрения экономического положения регионах и в регионах с менее сложной экономической ситуацией.

Иное положение наблюдается в сфере реальных доходов населения, дифференциация которых с началом реформы существенно усилилась. Скачкообразный рост

коэффициента вариации приходится на 1992 г., в дальнейшем он оставался на достаточно высоком уровне, более быстро увеличиваясь в 1994-1995 гг.

По нашим оценкам, среднедушевые реальные доходы населения России в целом уменьшились к 1996 г. до 62,8% от уровня 1990 г., среднегодовое их снижение составляло 7,5%. Реальные доходы населения 1996 г. превысили уровень 1990 г. только в одном регионе – Москве, во всех остальных регионах уровень доходов 1990 г. достигнут не был. Вторым по рангу регионом после Москвы является Тюменская область, в которой в 1996 г. реальные доходы населения составили 98,7% от уровня 1990 г.; максимальным было их снижение в Калмыкии (17,4%).

Стандартное отклонение логарифмов среднедушевых реальных доходов составляло 0,202 в 1990 г. и 0,520 в 1996 г. При его увеличении более чем в 2 раза изменился и характер распределения. Для 1990 г. была типична ситуация, когда среднедушевые доходы для основной части регионов различались незначительно, более 60% общего числа регионов формировали одну доходную группу. В 1996 г. при расширении диапазона значений и увеличении разрыва между максимальным и минимальным значениями произошло смещение распределения в сторону групп с минимальными доходами. В состав трех групп с наиболее низкими доходами (из пяти рассматриваемых доходных групп) вошло более 80% от общего числа регионов. Численность групп с самыми высокими доходами уменьшилась.

Мы оценивали величину коэффициентов β -конвергенции для доходов населения за три временных периода: 1970-1980, 1980-1990, 1990-1996 гг. Статистические данные по реальным доходам населения имеются только за 1990-1996 гг., для 1970-1990 гг. в статистике представлены лишь денежные доходы населения. Результаты оценки параметров уравнения (2) для 72 регионов приведены в табл. 3.

Величина коэффициента β была положительной для 1970-1990 гг., когда происходило межрегиональное сближение доходов населения; в 1990-1996 гг. наблюдался процесс дивергенции. Гипотеза относительно зависимости среднегодового темпа сокращения среднедушевых доходов от их начального уровня для 1990-1996 гг. статистического подтверждения не получила (для 95-процентного уровня значимости).

Таблица 3

Коэффициенты конвергенции (дивергенции) доходов населения

	1970-1980 гг.	1980-1990 гг.	1970-1990 гг.	1990-1996 гг.
	Денежные доходы			Реальные доходы
b (se)	0,020 (0,003)	0,013 (0,003)	0,015 (0,002)	-0,035 (0,031)
t -статистика	7,525	4,558	8,784	-1,123
R^2	0,447	0,229	0,524	0,018

Группировка регионов по отношению реальных среднедушевых доходов к среднероссийскому уровню аналогична представленной выше группировке по среднедушевым объемам ВРП. В 1990 г. из 72 рассмотренных регионов реальные среднедушевые доходы населения превышали среднероссийский уровень в 22 регионах, в 50 они были ниже среднего.

Группу высокодоходных регионов формировали столичные, а также северные регионы, производство в которых отличалось особо важным народнохозяйственным значением, такие как Кемеровская, Томская области, и ряд других. За время реформы 14 регионов из первой группы переместились во вторую. В их числе оказались преимущественно северные и дальневосточные субъекты Федерации,

высокий дореформенный уровень доходов населения в которых был обусловлен наличием северных надбавок и коэффициентов. Пять регионов переместились из второй группы в первую. Эти регионы, расположенные на северо-западе страны, отличаются относительно невысокими индексами цен, экспортной направленностью развития, меньшим, чем в других регионах, спадом производства. Расширилась группа регионов с доходами ниже среднероссийских.

При расчете коэффициентов дивергенции доходов населения статистически значимые оценки регрессионного уравнения (2) при 95-процентном уровне значимости получены только для группы 2.2 (табл. 4).

Таблица 4

Оценка коэффициента β для среднедушевых доходов по группам регионов

	Группа 1.1	Группа 1.2	Группа 2.1	Группа 2.2	Группы 1.1+2.1	Группы 1.2+2.2
b (se)	0,193 (0,129)	0,177 (0,183)	-0,113 (0,188)	-0,120 (0,057)	0,096 (0,049)	0,052 (0,043)
t -статистика	1,501	0,965	-0,599	-2,112	1,157	1,199
R^2	0,273	0,072	0,107	0,094	0,256	0,025
F -статистика	2,252	0,931	0,359	4,461	3,794	1,438
Число регионов	8	14	5	45	13	59

Для регионов, в которых в 1990 г. доходы населения были выше среднего уровня (группы 1.1 и 1.2), коэффициент $\beta > 0$, что соответствует процессу сближения среднедушевых доходов в группах. Для регионов с доходами в начале периода ниже среднего уровня ситуация обратная, внутри этих групп происходит дальнейшее расслоение населения. Характерно, что если рассмотреть группы регионов по их состоянию в 1996 г., то внутри групп 1.1+2.1 (богатые и богатеющие) и групп 2.2+1.2 (бедные и беднеющие) происходит конвергенция доходов. Однако статистически эти утверждения достоверны только для самой многочисленной группы регионов с наиболее низкими доходами, для которых наблюдается уменьшение межрегиональных различий.

Регрессионные уравнения для оценки факторов межрегиональной дифференциации реальных доходов оценивались для 72 регионов по моделям РД1 и РД2 (табл. 5).

Статистически значимыми в модели РД1 оказались следующие регрессоры: исходный уровень развития региона, доля промышленности и сельского хозяйства в ВРП, из числа переменных, связанных с результатами реформы, – среднедушевой объем инвестиций и среднедушевой размер экспорта. Кроме того, в числе объясняющих переменных оказались регрессоры, задающие региональную специфику, для регионов, входящих в состав трех экономических районов: Северо-Западного (dum2), Поволжского (dum6) и Дальневосточного (dum11). Причем для второго и третьего районов региональный фактор получил отрицательную оценку, что свидетельствует о его стабилизирующем влиянии на величину региональных отклонений. Фактор специфических особенностей регионов Северо-Западного экономического района имеет достаточно высокую эластичность (0,326), которая объясняет отклонения среднедушевых показателей в регионах, расположенных на северо-западе, от среднероссийских.

Как и в случае дифференциации показателей валового регионального продукта, результаты оценок среднедушевых доходов подтвердили гипотезу относительно существенного влияния на динамику региональных отклонений исходных условий, переменная реальных доходов 1990 г. имеет положительный знак и самую высокую эластичность (0,870).

При переходе к панельным данным в число статистически значимых оценок регрессионного уравнения вошли пять основных факторов: доля сельского хозяйства, сервисного сектора, среднедушевой экспорт, среднедушевые инвестиции и индексы потребительских цен. При этом отрицательные знаки получили только доля сельского хозяйства в ВРП и среднедушевой экспорт. Они оказывают стабилизирующее влияние на результирующий показатель, их увеличение приводит к сокращению межрегиональной дифференциации. Наиболее высокой эластичностью отличается сервисный сектор. Однако знак этого фактора положителен, т.е. чем выше степень развития сектора, тем больше дифференциация

ция доходов. Это согласуется с начальными гипотезами относительно того, что неравномерное увеличение доли сервисного сектора по разным регионам служит росту дифференциации доходов населения.

Таблица 5

Коэффициенты регрессии пространственной дифференциации
среднедушевых доходов населения

	Модель РД1				Модель РД2			
	Пространственные данные		Панельные данные		Пространственные данные		Панельные данные	
	<i>b</i> (se)	<i>t</i>	<i>b</i> (se)	<i>z</i>	<i>b</i> (se)	<i>t</i>	<i>b</i> (se)	<i>z</i>
Константа	-7,158 (0,555)	-12,906	-0,585 (0,141)	-4,143	-3,497 (0,835)	-4,187	0,841 (0,297)	2,828
Начальный <i>log РД</i>	0,870 (0,075)	11,615			0,714 (0,096)	7,430		
Промышлен- ность	0,145 (0,035)	4,171						
Сельское хозяйство	-0,159 (0,022)	-7,099	-0,416 (0,048)	-8,59	-0,139 (0,027)	-5,244	-0,173 (0,069)	2,503
Экспорт	-0,041 (0,009)	-4,427	-0,052 (0,011)	-4,774	0,347 (0,034)			
Расходы бюджета					0,347 (0,034)	10,118	0,142 (0,032)	4,434
Сервисный сектор			0,841 (0,080)	10,542			0,667 (0,116)	5,750
Инвестиции	0,112 (0,011)	10,065	0,131 (0,012)	11,161	0,146 (0,018)		0,231 (0,025)	
Потребитель- ские цены			0,202 (0,017)	11,738	0,313 (0,057)	7,926		9,003
dum2	0,326 (0,046)	7,004			-0,075 (0,035)	5,477		
dum6	-0,060 (0,030)	-2,026			-0,277 (0,051)	-2,130		
dum11	-0,191 (0,043)	-4,421			90,41	-5,493		
<i>R</i> ² (overall)			0,241					
<i>R</i> ² (within)			0,544					
<i>R</i> ² (between)			0,167					

Состав значимых факторов при анализе панельных данных изменился за счет того, что вместо факторов экспортной направленности и среднедушевых инвестиций значимым стал фактор бюджетных расходов, который вошел с положительным знаком и эластичностью 0,142. При учете пространственно-временной структуры данных и фактора бюджетных расходов стабилизирующее влияние на величину межрегиональной дифференциации доходов населения оказывает только доля сельского хозяйства, все остальные факторы имеют положительные знаки, наибольшей эластичностью во всех случаях отличается фактор сервисных отраслей.

Общая величина стандартного отклонения в модели с панельными данными, как и в случае валового регионального продукта, определяется преимущественно межгрупповыми различиями, т.е. увеличивающимся пространственным рассеянием показателей, временные (внутригрупповые) отклонения менее существенны.

Итак, из анализа процессов межрегиональной дифференциации российских регионов за 1990-1996 гг. следует, что процессы углубления межрегиональных различий более интенсивно происходят в сфере формирования доходов, чем производства. Показатель вариации среднедушевых доходов увеличился в 1996 г. по сравнению с 1990 г. более чем в 1,8 раза. Вариация среднедушевых ВРП

возросла за 6 лет в 1,12 раза. Однако начально она была существенно больше, чем соответствующий показатель для доходов (0,499 и 0,207 соответственно).

Оценки зависимости темпов снижения региональных показателей от начальных условий подтвердили исходную гипотезу о наличии процесса межрегиональной дивергенции. Увеличение показателей межрегиональной дифференциации означает, что растет разрыв между бедными и богатыми регионами. В зависимости от изменения соотношения регионального и среднероссийского показателя нами выделены две группы регионов: богатые и богающие и бедные и беднеющие. При общем усилении дифференциации различия между группами регионов растут, однако внутри групп наблюдается относительное сближение показателей. Развитие процесса дифференциации обусловлено увеличивающимся отрывом группы наиболее благополучных регионов от их основной массы.

Подтверждена гипотеза относительно зависимости спада региональных показателей от их исходного уровня. К числу факторов, связанных с изменениями региональной структуры производства и оказывающих наиболее существенное влияние на динамику межрегиональных отклонений, относятся доля сельского хозяйства в ВРП, которая оказывает стабилизирующее влияние на величину отклонений, и развитие сервисного сектора, увеличение доли которого ведет к усилению межрегиональных различий.

Оценка факторов, связанных с региональной политикой (среднедушевые расходы из региональных бюджетов, темпы инфляции, среднедушевые инвестиции) статистически подтвердила их влияние на региональную дифференциацию. Указанные факторы получили положительные оценки, т.е. с их увеличением растут также межрегиональные отклонения, однако эластичность их невелика. Это свидетельствует о весьма ограниченных возможностях воздействия на результатирующие показатели дифференциации мер краткосрочной и среднесрочной региональной политики, к числу которых могут быть отнесены включенные в анализ переменные. Вероятно, проблема сглаживания межрегиональных различий должна решаться в долгосрочном аспекте на основе мер долгосрочной региональной политики, структурной и инвестиционной прежде всего.

Литература

1. Barro R.J., Sala-i-Martin X. *Economic Growth*. McGraw-Hill Inc, 1995.
2. Lee Frank G. *Convergence in Canada?* // *Canadian Journal of Economics*. 1996. V. XXIX, Special Issue.
3. Chen J., Fleisher B. *Regional Income Inequality and Economic Growth in China* // *Journal of Comparative Economics*. 1996. № 22.
4. Tsui Kai-yuen. *Economic reform and interprovincial inequalities in China* // *Journal of Development Economics*. 1996. V. 50.
5. Трейевши А.И., Нефедова Т.Г. Экономическое пространство России: проблемы регионального расслоения. М.: Институт географии РАН; Центр изучения российских земель журнала "Ваш выбор", 1994.
6. Чистяков Е., Теплухина Т. Валовой внутренний продукт регионов – субъектов РФ // Экономист. 1996. № 4.
7. Анализ тенденций развития регионов России в 1992–1995 гг. Программа Европейского Союза Tacis. Контракт BIS/95/321/057. М., 1996.
8. Sandip Kumar Das, Alokesha Barua. *Regional Inequalities, Economic Growth and Liberalisation: A Study of the Indian Economy* // *Journal of Development Studies*. 1996. V. 32. № 3.
9. Barro R.J., Sala-i-Martin X. *Convergence* // *Journal of Political Economy*. 1992. V. 100. № 21.
10. Sala-i-Martin X.X. *The classical approach to convergence analysis* // *The Economic Journal*. 1996. № 106.
11. Green William H. *Econometric Analysis*. 3 ed. Macmillan Publishing Company, 1996.
12. Методологические положения по статистике. Вып.1. М.: Логос, 1996.
13. Kuboniwa M. *National Income in Post-War Central Asia*. Institute of Economic Research of Hitotsubashi University. Discussion Paper No. D96-6. 1996. June.
14. Михеева Н.Н. *Макроэкономический анализ на основе региональных счетов*. Владивосток: Дальнаука, 1998.