

УДК 332.142.2 : 330.46 (045)

Новые методики и результаты исследования межрегиональной дифференциации на основе метода главных компонент

С.В. Баранов, Т.П. Скуфьина

*Кольский филиал Географической службы РАН, Апатиты
Институт экономических проблем КНЦ РАН, Апатиты*

Аннотация. В работе предлагаются методики применения метода главных компонент к исследованию экономического неравенства и построению рейтингов регионального развития. Предлагаемый подход позволяет исследовать структуру и определить главное направление экономического неравенства изучаемых систем. В качестве иллюстрации применения методик приводится пример исследования структуры межрегиональной дифференциации и построения рейтингов социально-экономического развития субъектов РФ по данным за 1998-2005 гг.

Abstract. In the paper the techniques of the principal components method application to research of economic inequality and constructing of the regional development ratings have been proposed. This approach allows to research the structure and to determine the main direction of economic inequality of the studied systems. As an example the research of the inter-regional differentiation structure as well as construction of ratings of social and economic development of the Russian Federation subjects in 1998-2005 has been given.

1. Введение

При изучении экономических процессов часто возникают задачи исследования экономического неравенства как между различными системами, так и между однотипными элементами (подсистемами) одной системы. При этом проявляется объективная трудность, заключающаяся в точном определении термина "экономическое неравенство". Например, если анализируемые экономические объекты однотипны (назовем их подсистемами) и характеризуются одним показателем, то экономическое неравенство можно определить как среднеквадратичное отклонение, или как индекс Джини и т.д.

В случае, если подсистемы характеризуются набором показателей, то возможность формального определения экономического неравенства как среднеквадратичного отклонения или индекса Джини по-прежнему сохраняется. Только в этом случае экономическое неравенство будет векторной величиной с числом компонент, равным числу характеризующих систему показателей. Однако такое определение с прикладной точки зрения будет неконструктивным по двум причинам.

Во-первых, часть показателей, характеризующих экономическую систему, может обнаруживать значимую корреляцию, т.е. являться зависимыми. Фактически это равносильно тому, что один и тот же показатель будет использован как минимум дважды и каждый раз с разным весом. Для преодоления этого препятствия исходные показатели нужно предварительно раскоррелировать.

Вторая причина заключается в том, что определение экономического неравенства как вектора малоприспособлено для прикладных задач. Действительно, смысл исследования экономического неравенства заключается в том, что требуется количественно определить, какая подсистема развита лучше, а какая хуже. Для этой цели более подходящими являются скалярные величины, а не векторные. Примером реализации этого подхода могут служить работы авторов (Баранов, Скуфьина, 2005а; 2005б). Таким образом, при исследовании экономического неравенства нужно от набора показателей, характеризующих подсистему, перейти к одной числовой характеристике – рейтингу. Осуществить такой переход возможно как минимум двумя способами.

Первый способ заключается в замене исходного набора показателей местами (рангами), которые занимает подсистема, с последующим усреднением этих рангов. Такой подход был реализован в официальной "Методике расчета комплексной оценки социально-экономического развития регионов", используемой в Федеральной целевой программе "Сокращение различий в социально-экономическом развитии регионов Российской Федерации (2002-2010 годы и до 2015 года)" (*Сокращение различий...*, 2001). Основным недостатком рангового подхода является лишь упорядочивание подсистем. Судить же о степени неравенства между подсистемами в рамках этой схемы нельзя, поскольку большие и малые различия в показателях могут приводить к одному и тому же значению комплексной оценки. Действительно, пусть система A состоит из 3-х подсистем A_1, A_2, A_3 ; система B состоит подсистем $B_1, B_2,$

B_3 . Для наглядности охарактеризуем каждую подсистему одним показателем. Значения показателя для подсистем, входящих в A равны соответственно 2, 3, 5, а для подсистем входящих в B – 2, 30, 500. Согласно первому подходу, рейтинги для подсистем из A и B совпадают и соответственно равны: -2, -1, 1. Однако значения показателей подсистем из системы B различаются на порядок.

Второй способ состоит в предварительном сведении показателей к одной размерности (например, разделить на максимальное значение) с последующим взвешенным суммированием. Однако в этом случае также необходимо раскоррелировать показатели. Подходящим инструментом для реализации этой схемы является метод главных компонент (МГК) и статистика T^2 -Хоттелинга. Примером реализации этого подхода является работа авторов (Баранов, Скуфьина, 2005в), в которой были рассчитаны рейтинги и исследована структура экономического неравенства всех субъектов РФ с выделением регионов зоны Севера за период 1998-2005 гг.

Настоящая работа представляет собой описание применения МГК, широко используемого в естественных науках (обработка сигналов, изображений, распознавание образов и т.д.), к исследованию экономического неравенства подсистем. Предлагаемый авторами подход к решению подобных задач позволяет не только построить рейтинги уровней экономического развития подсистем, но и исследовать структуру экономического неравенства, количественно охарактеризовать однородность экономических процессов, протекающих в подсистемах, определить главное направление неравенства в системе и оценить вклад каждого показателя в это направление.

2. Схема метода главных компонент

Идея МГК состоит в переходе от исходных переменных (показателей) к новому набору переменных, называемых главными компонентами. Каждая главная компонента является линейной комбинацией исходных переменных. Все главные компоненты взаимно ортогональны, следовательно, избыточная информация, которая, возможно, имела в исходных переменных по причине коррелированности, отсутствует. Кроме того, главные компоненты являются ортогональным базисом пространства данных (Jackson, 1991).

Первая главная компонента (первый вектор базиса) соответствует направлению, вдоль которого дисперсия исходных переменных максимальна. Направление второй главной компоненты (второго вектора базиса) выбрано таким образом, чтобы дисперсия исходных переменных вдоль него была максимальной при условии ортогональности первому вектору базиса. Аналогично определяются остальные векторы базиса. Т.е., каждая последующая компонента перпендикулярна всем предыдущим и объясняет большую часть оставшейся дисперсии (последний вектор базиса определяется однозначно как направление перпендикулярное к предыдущим) (Jackson, 1991; Lindsay).

Рассмотрим экономическую систему, состоящую из m подсистем, характеризующихся n показателями.

Сформируем матрицу исходных данных, $P(t)$ размерности $m \times n$, так чтобы ее строки соответствовали подсистемам, а в столбцах содержались значения показателей, характеризующих подсистему за год t . Поскольку эти показатели, как правило, имеют разные единицы измерения, разделив каждый столбец матрицы $P(t)$ на соответствующее стандартное отклонение, приведем показатели к одному масштабу.

Переход к системе главных компонент осуществляется следующим образом. Пусть $C(t)$ ковариационная матрица (размерности $n \times n$) исходных показателей за год t , $\lambda_1 > \lambda_2, \dots, > \lambda_n > 0$ – ее собственные числа (упорядоченные по убыванию), u_1, u_2, \dots, u_n – соответствующие им единичные собственные векторы. Согласно теории, эти собственные векторы взаимно ортогональны и образуют базис пространства исходных показателей. Поскольку единичные собственные векторы определены с точностью до знака (направления), докажем следующее утверждение.

Утверждение. Если векторы u_1, \dots, u_n обнаруживают положительную корреляцию, то ненулевые координаты собственного вектора u_1 ковариационной матрицы $C = \text{cov}(u_1, \dots, u_n)$, соответствующего наибольшему собственному числу λ_1 , имеют один знак.

Доказательство. Поскольку C является матрицей Грама, то ее наибольшее собственное число $\lambda_1 > 0$ (все собственные числа матрицы Грама неотрицательны, и наибольшее не равно нулю, поскольку иначе все равны нулю, а по условию матрица C – ненулевая).

Наибольшее значение квадратичной формы $v' C v$ (v – n -мерный вектор, норма которого равна 1) равно λ_1 , причем, максимум достигается при $v = u_1$.

Предположим, что ненулевые координаты вектора u_1 имеют разные знаки. Выпишем квадратичную форму $u_1' C u_1$ в явном виде и сгруппируем слагаемые так, чтобы в одну часть входили только неотрицательные произведения $[u_{1i} C_{ij} u_{1j}]_+ \geq 0$, а в другую – отрицательные $[u_{1i} C_{ij} u_{1j}]_- \leq 0$ (элементы ковариационной матрицы $C_{ij} > 0$ и поэтому на знак не влияют):

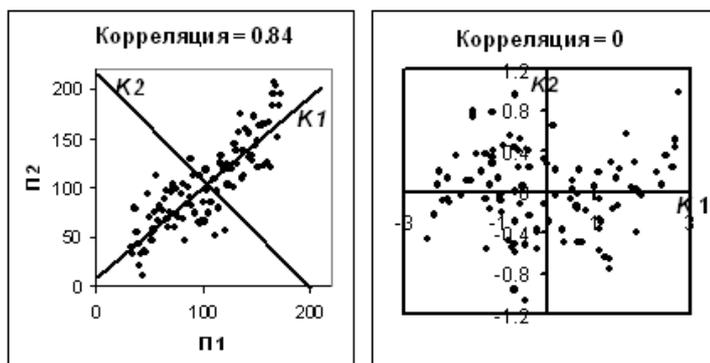


Рис. 1. Переход от исходных переменных P_1 и P_2 к главным компонентам K_1 и K_2

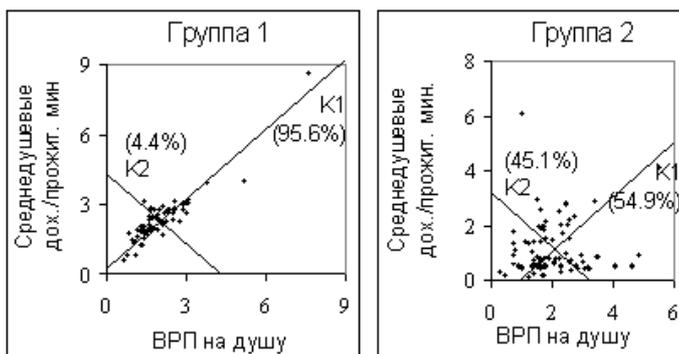


Рис. 2. Региональные группы 1, 2. (в скобках указан процент дисперсии вдоль соответствующей главной компоненты)

$$u_1'Cu_1 = \sum_{ij} u_{1i}C_{ij}u_{1j} = \sum_{ij} [u_{1i}C_{ij}u_{1j}]_+ + \sum_{ij} [u_{1i}C_{ij}u_{1j}]_- < \sum_{ij} [u_{1i}C_{ij}u_{1j}]_+$$

Рассмотрим вектор w такой, что $w_i = |u_{1i}|$:

$$w'Cw = \sum_{ij} w_iC_{ij}w_j = \sum_{ij} [w_iC_{ij}w_j]_+ > \sum_{ij} [u_{1i}C_{ij}u_{1j}]_+ > u_1'Cu_1.$$

Т.е., вектор u_1 не максимизирует квадратичную форму $v'Cv$ и, значит, не является собственным вектором матрицы C , что противоречит условию утверждения.

Далее будем считать, что координаты собственного вектора u_1 неотрицательны (это возможно в силу доказанного утверждения).

Переход от исходных показателей P_1, \dots, P_n к главным компонентам K_1, \dots, K_n осуществляется с помощью матрицы S , строки которой являются собственными векторами матрицы C :

$$[K_1, \dots, K_n](t)' = S \cdot P(t)', \tag{1}$$

где t – год; K_1, \dots, K_n – векторы-столбцы; ' означает транспонирование. В результате такого перехода происходит раскорреляция исходных показателей; соответствующая иллюстрация приведена на рис. 1.

Собственные векторы ковариационной матрицы C определяют направления, которые, по аналогии с механикой деформируемого тела, назовем *главными осями (направлениями) экономического неравенства рассматриваемой системы*.

3. Методика анализа экономического неравенства с помощью метода главных компонент

Компонента K_1 имеет наибольшую дисперсию, равную λ_1 , соответствующий собственный вектор (u_1) мы назвали *главным направлением (или главным вектором) экономического неравенства рассматриваемой системы*; дисперсия K_2 равна λ_2 и т.д. Процент дисперсии, объясненный главной компонентой, определяется как отношение соответствующего собственного числа матрицы C к сумме всех собственных чисел, умноженное на 100 %. Например, для 1-й главной компоненты получаем:

$$\{K_1\} = 100 \% \cdot \lambda_1 / (\lambda_1 + \dots + \lambda_n). \tag{2}$$

Соотношение (2) определяет процент дисперсии вдоль главного направления экономического неравенства. Эта величина является индикатором однородности (простоты) экономики. Более однородную экономику имеет та система (она же является и более управляемой), у которой процент дисперсии вдоль главного направления межрегиональной дифференциации больше.

Для иллюстрации рассмотрим систему, состоящую из 2-х региональных групп, для наглядности социально-экономическое положение входящих в них регионов (подсистем) будем характеризовать

двумя показателями – ВРП на душу и отношение среднедушевых доходов к прожиточному минимуму. Пусть процент дисперсии вдоль главного направления межрегиональной дифференциации (K_1) регионов группы 1 больше, чем группы 2. На рис. 2 показаны такие региональные группы (группа 1 – РФ без зоны Севера в 2001 г., группа 2 – РФ без зоны Севера в 2003 г.). Очевидно, что управлять социально-экономическим положением регионов группы 1 проще, чем регионов группы 2. Действительно, рост ВРП на душу в регионах группы 1 приведет к росту отношения среднедушевых доходов к прожиточному минимуму; однако для группы 2 это не так. Т.е. для характеристики группы 2 нужен как минимум еще один показатель, что приводит к необходимости учета большего количества факторов и усложнению управления.

Изменения главного направления экономического неравенства и доли дисперсии по нему являются индикаторами изменений, происходящих в исследуемой системе. Например, при реформировании межбюджетных отношений или изменении налоговой политики значения региональных показателей будут меняться, следовательно, будет меняться и направление главного вектора межрегиональной дифференциации, а вместе с ним и дисперсия 1-й главной компоненты. Охарактеризовать изменения главного направления экономического неравенства можно с помощью угла между направлениями за анализируемый и 1998 годы. Угол между векторами в многомерном пространстве будем определять с помощью их скалярного произведения (косинус угла равен отношению скалярного произведения к произведению длин векторов). Соответствующие расчеты и анализ для всей РФ, зоны Севера и несевверных регионов приводятся в работе авторов (Баранов, Скуфьина, 2005в).

Согласно (1), первая главная компонента показателей i -й подсистемы вычисляется по формуле:

$$K_1(i) = u_1 \cdot P(t, i),$$

где u_1 – собственный вектор матрицы C , соответствующий наибольшему собственному числу; $P(t, i)$ – i -я строка (содержит значения показателей i -й подсистемы) матрицы исходных данных $P(t)$.

Таким образом, u_1 можно считать вектором весов (его координаты, согласно доказанному утверждению, можно сделать неотрицательными), которые определяют вклад каждого показателя в главное направление экономического неравенства. Процент вклада каждого показателя в это направление определяется как отношение соответствующей компоненты вектора u_1 к сумме всех компонент вектора u_1 , умноженное на 100 %. Например, вклад k -го показателя определяется как

$$\{P_k\} = 100 \% \cdot u_1(k) / [u_1(1) + \dots + u_1(n)].$$

Анализ динамики вклада показателей позволяет сделать вывод о наличии или отсутствии группы показателей, определяющих главное направление неравенства исследуемой системы.

4. Сравнение динамик вкладов показателей в главное направление межрегиональной дифференциации

Сравнение динамик вкладов используемых показателей за 1998-2003 гг. в ГНМД региональных групп можно осуществить, задав меру согласованности. Трудность заключается в том, что интервал наблюдений всего 6 лет и поэтому применение стандартных техник, основанных на вычислении различных коэффициентов корреляции, сомнительно. Эти статистики измеряют не просто согласованность, а согласованность в смысле линейной связи, а для этого 6-ти значений не достаточно.

Количественное сравнение динамик изменений вкладов каждого показателя в ГНМД в региональных группах будем проводить следующим образом. Если на интервале, например, 1998-1999 гг., значения одного и того же индикатора для двух региональных групп одновременно возрастают, то интервалу припишем значение 1; если по одной группе убывают, а по другой возрастают, то -1, если хотя бы по одной значения не изменяются, то интервалу приписываем 0. Сложим значения, приписанные всем интервалам. Полученную сумму разделим на корень квадратный из произведения количества интервалов, на которых менялся вклад по первой группе на аналогичное число для второй группы. Эту меру авторы предлагают назвать согласованностью. Согласованность характеризует соответствие промежутков возрастания (или убывания) анализируемого индикатора, рассчитанного для разных региональных групп.

5. Построение рейтингов подсистем с помощью метода главных компонент

Идея построения любых рейтинговых оценок заключается в уменьшении количества информации с целью упрощения последующего анализа. Фактически выполняется переход от набора показателей, характеризующих экономическую систему, к меньшему количеству упорядоченных характеристик – рейтингу.

Необходимость построения рейтингов при исследовании экономического неравенства обусловлена тем, что независимые сравнения подсистем по отдельным показателям, как правило, дают разнонаправленные упорядочения этих объектов (Суслицын, 2005).

Часто построение рейтингов осуществляется с помощью введения весов используемых показателей – чем больше значимость показателя, по мнению исследователя, тем больший вес ему

приписывается. Аналогичный подход используется при решении задач многокритериальной оптимизации и часто является обоснованным. Например, при построении кредитного рейтинга компании зачастую разумнее больший вес придать стабильности доходов, чем проценту чистой прибыли.

При построении рейтинга социально-экономического развития подсистем сложно решить, какой показатель более значимый, а какой менее, поэтому все показатели считаются равнозначными, т.е. имеют одинаковый вес. Этот же принцип положен и в основу официальной "Методики расчета комплексной оценки социально-экономического развития регионов" (*Сокращение различий...*, 2005), в которой комплексная оценка социально-экономического развития региона определяется как среднее мест, занимаемых его показателями относительно среднероссийского уровня.

Для устранения недостатков рангового подхода предлагается определять рейтинг подсистемы как расстояние до центра данных – начала координат в системе главных компонент – с нормировкой на дисперсии по соответствующим главным компонентам (статистика T^2 -Хоттелинга):

$$R(i) = K_1(i)^2 / \lambda_1 + \dots + K_n(i)^2 / \lambda_n. \quad (3)$$

Нормировка на дисперсии ($\lambda_1, \dots, \lambda_n$) требуется для приведения главных компонент к одному масштабу.

Чем больше значение этого рейтинга, тем сильнее выделяется соответствующая подсистема (наиболее удалена от "центра масс").

6. Пример применения методики исследования экономического неравенства к исследованию структуры межрегиональной дифференциации

Рассмотрим пример применения изложенной в предыдущих разделах методики к реальной задаче – исследованию структуры межрегиональной дифференциации регионов зоны Севера и всей РФ. При этом под экономическими системами понимаются следующие региональные группы: зона Севера, состоящая из 17 регионов (подробнее о выделении регионов зоны Севера см. *Баранов, Скуфьина, 2005б; 2005в*), РФ – 88 регионов и РФ без зоны Севера – 71 регион. Однотипными подсистемами естественно считать сами регионы. Результаты наших расчетов представлены полностью (рис. 3-7), однако охарактеризуем мы только некоторые наиболее интересные показатели ввиду ограниченности места.

Положение региона будем характеризовать такими же показателями, как и в официальной методике (*Сокращение различий...*, 2001) (табл. 1). Значения этих показателей за 1998-2000 гг. взяты там же, за 2001 и 2002 гг. – из газеты "Экономика и жизнь" (*Комплексная оценка...*, 2002; *Комплексная оценка...*, 2004а), за 2003 г. – на сайте "Инвестиционные возможности в России" (*Комплексная оценка...*, 2004б). Также были использованы прогнозные значения базовых показателей за 2004 г. (*Комплексная оценка...*, 2004в) и 2005 г. (*Комплексная оценка...*, 2004г), рассчитанные Минэкономразвития РФ.

Таблица 1. Используемые показатели регионального развития

№	Название показателя
1	Валовой региональный продукт (с учетом паритета покупательной способности) на душу населения (тыс. руб.)
2	Объем инвестиций в основной капитал на душу населения (тыс. руб.)
3	Объем внешнеторгового оборота (суммарного объема экспорта и импорта) на душу населения (долл.)
4	Финансовая обеспеченность региона (с учетом покупательной способности) на душу населения (тыс. руб.)*
5	Процентная доля занятых на малых предприятиях в общей численности занятых в экономике
6	Процентное соотношение среднедушевых доходов и среднедушевого прожиточного минимума
7	Процентная доля населения с доходами выше прожиточного минимума**
8	Общий объем розничного товарооборота и платных услуг (с учетом паритета покупательной способности) на душу населения (тыс. руб.)
9	Основные фонды отраслей экономики (по полной балансовой стоимости и с учетом степени удорожания капитальных затрат) на душу населения (тыс. руб.)***

* Доходы региона на базе взаиморасчетов с федеральным бюджетом и государственными внебюджетными фондами региона, деленные на численность населения и на коэффициент уровня покупательной способности (отношение прожиточного минимума в регионе к среднему по РФ).

** В официальной методике используется показатель доли населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума (процентов) в общей численности населения. В статье этот показатель заменен на долю населения с доходами выше прожиточного минимума для единообразия в представлении данных (чем больше значение показателя, тем лучше).

*** Отношение основных фондов отраслей экономики в ценовом выражении к численности населения, деленное на районный коэффициент степени удорожания капитальных затрат.

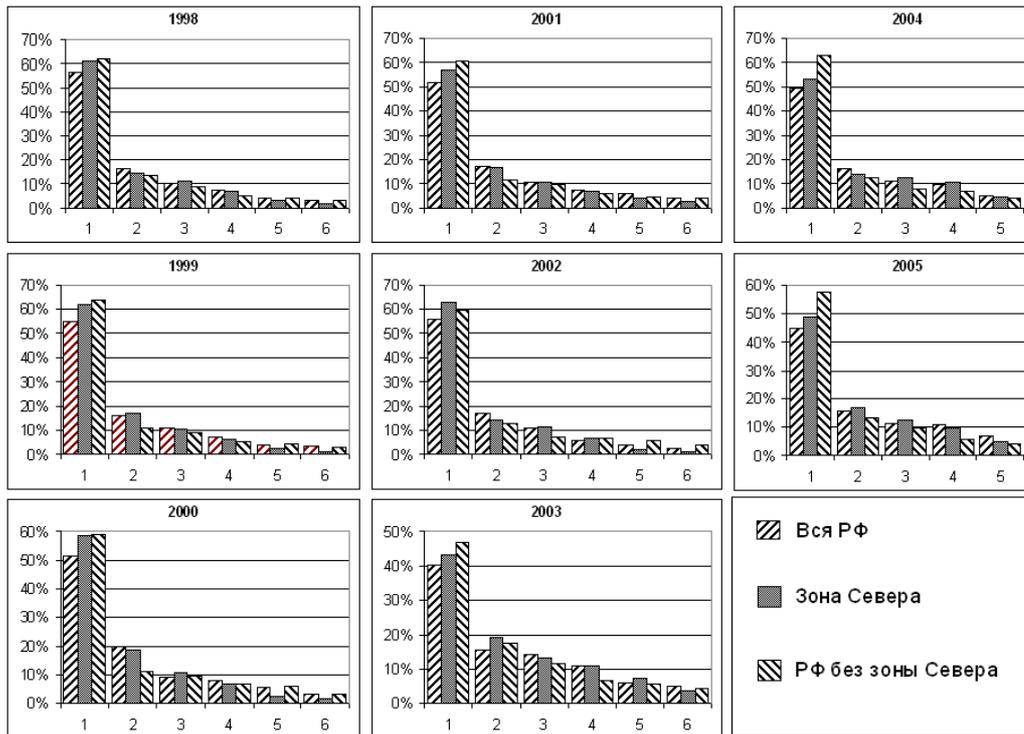
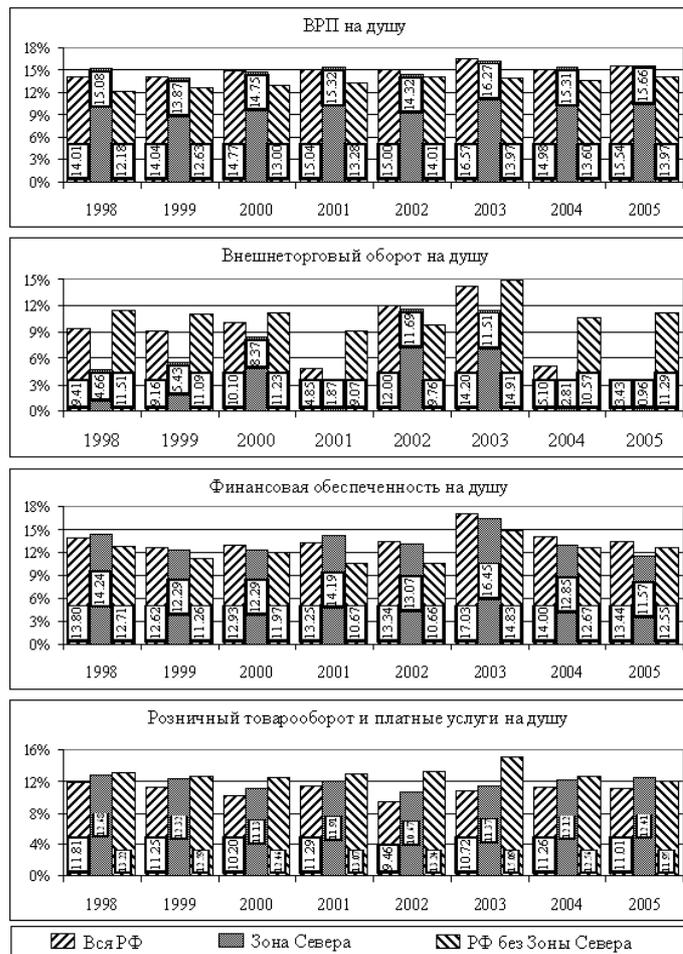


Рис. 3. Процент дисперсии (вертикальная ось), объясненной шестью первыми главными компонентами (горизонтальная ось) за 1998-2005 гг. по региональным группам

Рис. 4. Динамика вклада показателей производственного блока в главное направление межрегиональной дифференциации для РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера за 1998-2005 гг.



Рассмотрим динамику доли дисперсии, объясненной шестью первыми главными компонентами, по всей РФ, по зоне Севера и по несевверным регионам (рис. 3). Компоненты K_7-K_9 , не показаны ввиду малости объясненного ими процента дисперсии. В базисном периоде с 1998 по 2003 гг. первая главная компонента объясняет более 50 %, а в некоторых случаях более 60 % дисперсии. Исключением является 2003 г., в который процент дисперсии, объясненный компонентой K_1 , стал меньше 50 %. Это свидетельствует об изменениях в экономике, т.е. в 2002-2003 гг. экономическая ситуация стала меняться, однако изменения еще не вошли в силу. Прогнозировалось, что в 2004-2005 гг. ситуация стабилизируется.

За исключением 2002 г. доля дисперсии, объясненная K_1 , для РФ без зоны Севера больше, чем для зоны Севера, а последняя больше, чем для всей РФ (рис. 3). Этот факт обусловлен тем, что структура экономики несевверной части РФ более однородна, чем структура экономики зоны Севера; разумеется, экономика всей РФ менее однородна, чем экономика этих региональных групп, рассматриваемых совместно. Этот фактор снижает эффективность централизованного управления в РФ, поскольку по отдельности зона Севера и несевверная часть РФ более управляемы, чем вся РФ.

Анализ динамики вклада показателей производственного блока в главное направление межрегиональной дифференциации РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера (рис. 4) показал, что максимальные значения приходятся на 2003 г. Это указывает на существенные изменения государственного воздействия на региональное развитие всех групп субъектов РФ. Обращает внимание слабая согласованность динамики вкладов ВРП, внешнеторгового оборота и финансовой обеспеченности на душу населения по зоне Севера и несевверной части РФ (согласованность равна -0.2). В 2002 г. наблюдалось снижение влияния вклада розничного товарооборота и платных услуг на душу населения на главное направление межрегиональной дифференциации РФ и зоне Севера до минимального значения, в то же время для РФ без зоны Севера влияние этого показателя устойчиво росло с 2002 по 2003 гг., достигнув максимума. Причиной этого, на наш взгляд, является быстрый рост розничного товарооборота и платных услуг на душу в северных регионах, а также Москве, Самаре, Санкт-Петербурге, в сравнении с остальными регионами.

Анализ динамик вклада показателей ресурсно-инфраструктурного блока в главное направление межрегиональной дифференциации рассматриваемых региональных групп (рис. 5) показал, что, максимальное влияние показателя инвестиций в основной капитал на душу по всем трем региональным группам приходится на 2003 г. (как и показателя ВРП на душу). Характеры изменения вкладов этого показателя для зоны Севера и несевверной части РФ не связаны (согласованность отрицательна -0.2). Причины этого в том, что большая часть инвестиций в основной капитал на душу приходится на добывающие регионы зоны Севера. Каждый год влияние процента занятых на малых предприятиях для зоны Севера меньше, чем для всей РФ, а влияние для всей РФ меньше, чем для несевверных регионов (рис. 5). Подчеркнем, что меньшая величина вклада не означает меньшую дифференциацию по этому показателю для зоны Севера, чем для 2-х других региональных групп.

Динамика вклада показателей социального блока в главное направление межрегиональной дифференциации для РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера представлена на рис. 6. Обращает внимание, что наименьшее влияние показателя процента населения с доходами выше прожиточного минимума по всем трем региональным группам приходится на 2003 г., а с 2001 г. по всем группам наблюдалось уменьшение этого влияния. Однако если в 2002 г. по сравнению с 2001 г. изменения по всей РФ составляли 0.92 %, по зоне Севера – 1.44 %, по РФ без зоны Севера – 0.28 %, то в 2003 г. изменения составили, соответственно, 10.53 %, 7.64 %, 12.15 %.

Характеры изменений влияний данного показателя на главные направления межрегиональной дифференциации (рис. 6) всей РФ и зоны Севера совпадают (согласованность равна 1), всей РФ и РФ без зоны Севера, как и зоны Севера, РФ без зоны Севера практически не связаны (согласованность 0.2). Это свидетельствует о том, что дифференциация по бедности в РФ определяется больше зоной Севера, чем несевверной частью РФ.

Анализ динамики отклонений главного направления межрегиональной дифференциации по рассматриваемым региональным группам за 1998-2005 гг. (рис. 7) показал, что после кризиса в августе 1998 г., в 1999 г. главное направление межрегиональной дифференциации отклонилось от направления 1998 г. по всей РФ и ее несевверной части не более чем на 6.5 градусов, а по зоне Севера – почти на 11 градусов. Затем с 1998 по 2002 гг. главные направления для этих региональных групп колебались около направления 1999 г. Однако в 2003 г. по всей РФ и РФ без зоны Севера отклонение делает более чем 2-кратный скачок, а по зоне Севера – в 1.8 раза. В последующем периоде главная компонента возвращается к направлению, наблюдаемому до 2003 г. Обращает внимание отсутствие сходства изменений по зоне Севера и всей РФ, а также с РФ без зоны Севера. За 1998-2003 гг. согласованность по всей РФ и зоне Севера составляла 0.2, по зоне Севера и РФ без зоны Севера согласованность отрицательная (-0.2). А для всей РФ и РФ без зоны Севера изменения похожи (согласованность равна 0.6).

Рис. 5. Динамика вклада показателей ресурсно-инфраструктурного блока в главное направление межрегиональной дифференциации для РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера за 1998-2005 гг.

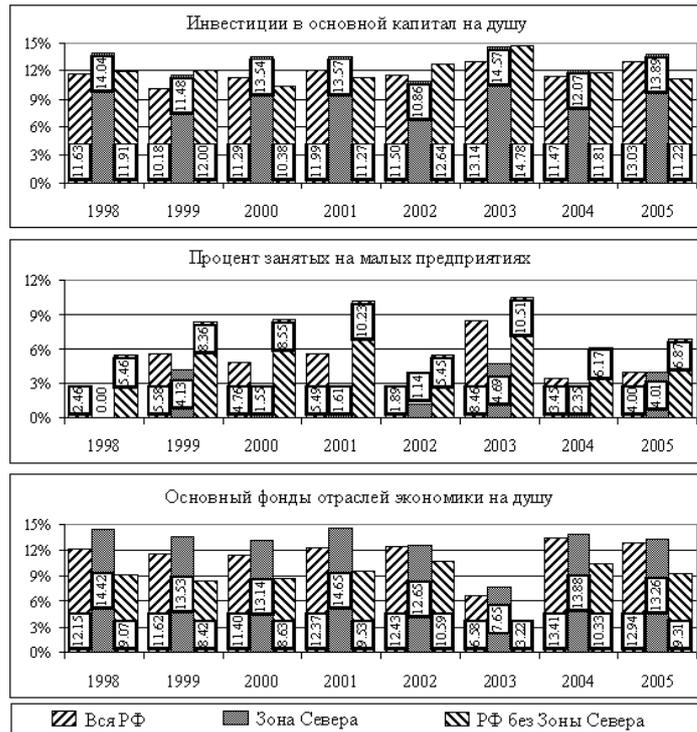
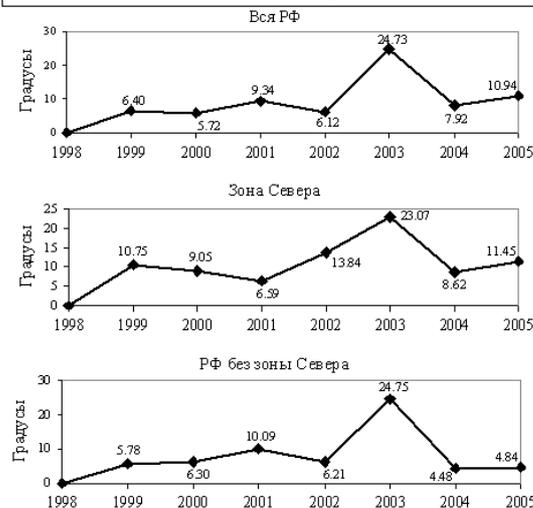


Рис. 6. Динамика вклада показателей социального блока в главное направление межрегиональной дифференциации для РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера за 1998-2005 гг.



Рис. 7. Динамика отклонений главного направления межрегиональной дифференциации от направления 1998 г. для РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера за 1999-2005 гг.



Таким образом, можно утверждать, что, во-первых, 2003 г. был переломным, с точки зрения региональной политики РФ, и, во-вторых, при реформировании регионального устройства РФ следует учитывать слабую согласованность в изменениях главных направлений межрегиональной дифференциации по рассматриваемым региональным группам. Т.е. желаемые изменения по несеверной части РФ, скорее всего, не будут таковыми для зоны Севера, и наоборот.

7. Пример построения рейтингов социально-экономического развития субъектов РФ

В этом разделе приводятся рейтинги социально-экономического развития некоторых субъектов РФ, рассчитанные по методике, описанной в разделе 4.

Определение рейтинга региона согласно (3) позволяет судить лишь об экономическом неравенстве субъектов РФ. Для того, чтобы понять в худшую или в лучшую сторону отклоняется регион по уровню с социально-экономического развития, снабдим рейтинг знаком официальной комплексной оценки. В результате получим рейтинг социально-экономического развития региона.

В табл. 2 приведены рейтинги десяти первых и десяти последних субъектов РФ. Рейтинги всех субъектов РФ с выделением регионов зоны Севера приведены в работе (Баранов, Скуфына, 2005в). Напомним, чем больше абсолютное значение рейтинга, тем сильнее регион выделяется из соответствующей региональной группы; положительное значение рейтинга указывает, что среднее мест региональных показателей больше среднего мест среднероссийских значений, и меньше – если рейтинг отрицателен.

Обращает внимание, что наиболее сильно выделяются Москва, добывающие регионы зоны Севера и несеверной части РФ, Самарская область и Санкт-Петербург.

Таблица 2. Рейтинги социально-экономического развития 10 первых и 10 последних субъектов РФ за 1999-2005 гг. (регионы упорядочены по убыванию рейтингов за 2003 г.; в скобках указаны места, которые занимали субъекты РФ согласно рейтингу за соответствующий год)

	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.	2004 г.	2005 г.
Первая десятка								
г. Москва	70.28 (1)	78.62 (1)	69.87 (2)	63.40 (2)	72.78 (1)	76.16 (1)	62.05 (3)	49.97 (4)
Ямало-Ненецкий АО	68.14 (2)	73.84 (2)	80.01 (1)	67.07 (1)	59.43 (4)	72.30 (2)	69.19 (2)	66.03 (1)
Ненецкий АО	34.90 (4)	-65.83 (88)	67.05 (3)	55.85 (4)	70.01 (2)	56.79 (3)	71.46 (1)	63.62 (2)
Ханты-Мансийский АО	44.42 (3)	63.34 (3)	46.34 (4)	63.31 (3)	66.54 (3)	51.96 (4)	58.64 (4)	45.19 (5)
Самарская обл.	13.82 (7)	17.67 (6)	10.37 (12)	8.50 (13)	9.31 (10)	22.99 (5)	5.42 (9)	4.16 (14)
г. Санкт-Петербург	26.34 (5)	26.65 (4)	25.43 (5)	18.59 (7)	15.71 (5)	16.60 (6)	17.08 (6)	12.21 (6)
Сахалинская обл.	-34.23 (88)	17.95 (5)	9.17 (14)	49.25 (5)	9.82 (9)	15.93 (7)	4.44 (13)	-17.34 (83)
Мурманская обл.	4.10 (25)	4.36 (26)	4.64 (23)	3.05 (24)	-4.03 (63)	14.71 (8)	2.19 (20)	1.42 (24)
Тюменская обл.	18.60 (6)	10.72 (10)	6.08 (17)	11.35 (10)	7.02 (11)	9.94 (9)	20.40 (5)	57.66 (3)
Липецкая обл.	5.31 (17)	4.86 (24)	3.90 (25)	3.07 (23)	5.06 (15)	9.06 (10)	4.54 (12)	6.45 (9)
Последняя десятка								
Респ. Северная Осетия-Алания	-4.81 (60)	-7.94 (76)	-5.88 (71)	-11.12 (84)	-9.75 (82)	-7.86 (79)	-1.17 (30)	-4.59 (74)
Таймырский (Долгано-Ненецкий) АО	-11.04 (77)	-5.97 (70)	-45.27 (88)	-74.92 (88)	-40.37 (87)	-7.91 (80)	-80.57 (88)	-83.88 (88)
Камчатская обл.	9.61 (9)	7.12 (11)	-4.23 (65)	-1.42 (37)	-2.23 (43)	-8.26 (81)	-2.29 (48)	-3.85 (69)
Эвенкийский АО	-18.86 (86)	-11.73 (84)	-8.30 (81)	-7.06 (80)	-18.68 (85)	-9.28 (82)	-7.75 (83)	-19.14 (84)
Респ. Ингушетия	-13.00 (80)	-9.40 (79)	-7.03 (77)	-8.97 (82)	-49.50 (88)	-12.62 (83)	-49.14 (86)	-46.38 (86)
Агинский Бурятский АО	-13.54 (81)	-11.07 (82)	-12.51 (84)	-12.36 (85)	-15.31 (84)	-14.57 (84)	-5.65 (76)	-7.01 (79)
Респ. Дагестан	-15.58 (84)	-3.40 (61)	-3.40 (60)	-1.40 (36)	-2.00 (41)	-19.03 (85)	-4.83 (74)	-5.18 (77)
Чукотский АО	-11.87 (78)	-10.43 (81)	-7.53 (79)	-5.21 (73)	-9.51 (81)	-36.12 (86)	-49.83 (87)	-58.53 (87)
Респ. Калмыкия	-13.68 (83)	-11.69 (83)	-21.39 (87)	-2.45 (53)	-6.34 (70)	-45.61 (87)	-5.67 (77)	-5.51 (78)
Респ. Алтай	-5.52 (64)	-9.35 (78)	-6.81 (76)	-2.56 (56)	-9.37 (80)	-60.77 (88)	-3.50 (55)	-3.15 (64)

8. Заключение

Разработанная методика анализа экономического неравенства с помощью МГК позволяет определить главное направление экономического неравенства в исследуемой системе, вдоль которого характеризующие систему показатели имеют наибольшую дисперсию и процент дисперсии вдоль этого

направления; рассчитать вклад каждого показателя в главное направление экономического неравенства; исследовать динамику отклонений главного направления экономического неравенства; построить рейтинги подсистем, которые являются количественной характеристикой экономического неравенства в системе.

Предложенный подход был применен к анализу структуры межрегиональных различий субъектов РФ с выделением регионов зоны Севера по данным за 1998-2003 гг. и прогнозным значениям за 2004-2005 гг. В результате были сделаны следующие выводы.

Анализ дисперсии вдоль ГНМД всей РФ, зоны Севера и РФ без зоны Севера показал, что экономика всей РФ менее однородна, чем экономика северной и несеве́рной частей РФ, рассматриваемых по отдельности. Этот фактор снижает эффективность централизованного управления в РФ, поскольку по отдельности зона Севера и несеве́рная часть РФ более управляемы, чем вся РФ. В прогнозном периоде действие этого фактора усиливается.

Анализ вклада показателей в ГНМД показал, что дифференциация рассматриваемых региональных групп имеет сложную структуру, т.е. вклад какого-то одного или нескольких показателей не является определяющим.

Чрезвычайно значимым, с точки зрения регулирования межрегиональной дифференциации, является вывод, полученный при анализе ГНМД, – слабая согласованность в изменениях ГНМД по рассматриваемым региональным группам свидетельствует, что одно и то же управляющее воздействие приведет к разным результатам для несеве́рной части РФ и зоне Севера.

Наибольшая дифференциация в положительную сторону среди регионов всей РФ характерна для городов федерального значения, "нефтегазовых" регионов, таких как Ямало-Ненецкий, Ханты-Мансийский АО и "автомобильного" региона РФ – Самарской области. В отрицательную сторону больше всего отклоняются промышленно неразвитые регионы как европейской, так и азиатской части России – Респ. Алтай и Калмыкия, Агинский Бурятский и Чукотский АО, регионы Кавказа – Дагестан и Ингушетия. Эти результаты являются для авторов ожидаемыми и хорошо согласуются как с количественными, так и качественными исследованиями процессов регионального развития.

Литература

- Jackson J.E.** A user's guide to principal components. *John Wiley and Sons, Inc.*, 592 p., 1991.
- Lindsay I.S.** A tutorial on principal components analysis.
URL: http://www.cs.otago.ac.nz/cosc453/student_tutorials/principal_components.pdf.
- Баранов С.В., Скуфьина Т.П.** Анализ межрегиональной дифференциации и построение рейтингов субъектов Российской Федерации. *Вопросы экономики*, № 8, с.54-75, 2005в.
- Баранов С.В., Скуфьина Т.П.** Динамика межрегиональной дифференциации 1998-2005 гг. *Федерализм*, № 3, с.51-74, 2005б.
- Баранов С.В., Скуфьина Т.П.** Новые подходы к оценке межрегиональной дифференциации. *Федерализм*, № 1, с.51-70, 2005а.
- Баранов С.В., Скуфьина Т.П.** Статистический анализ дифференциации регионов Севера в общероссийском контексте. *Вопросы статистики*, № 11, с.35-46, 2005г.
- Комплексная оценка уровня социально-экономического развития субъектов РФ в 2001 году. *Экономика и жизнь*, № 51, 2002.
- Комплексная оценка уровня социально-экономического развития субъектов РФ в 2002 году. *Экономика и жизнь*, № 2, 2004а.
- Комплексная оценка уровня социально-экономического развития субъектов РФ в 2003 году.
URL: <http://www.ivr.ru/regions/index.php?a=view&title=298>, 2004б.
- Комплексная оценка уровня социально-экономического развития субъектов РФ в 2002/2004 годах.
URL: <http://www.akdi.ru/econom/program/4.htm>, 2004в.
- Комплексная оценка уровня социально-экономического развития субъектов РФ в 2003/2005 годах. *Экономика и жизнь*, № 42, 2004г.
- Сокращение различий в социально-экономическом развитии регионов РФ (2002-2010 годы и до 2015 года). Приложение № 6 к Федеральной целевой программе. *Собрание законодательства РФ*, № 43, с.9036-9060, 2001.
- Суспицын С.А.** Барометры общего регионального положения. *Проблемы прогнозирования*, № 2, с.97-110, 2005.