

### ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЗАВИСИМОСТЕЙ МЕЖДУ ДИФФЕРЕНЦИАЦИЕЙ И УРОВНЕМ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ В РЕГИОНАХ РОССИИ

**А.Я. Кирута**, канд. физ.-мат. наук,

**А.Ю. Шемяков**, д-р экон. наук,

*Центр социально-экономических измерений РАН и Госкомстата России*

Принято считать, что такие показатели, как ВВП и доход на душу населения, детерминируются в основном макроэкономическими факторами и проблемы их повышения - это в первую очередь проблемы эффективного выбора инструментов макроэкономического регулирования, тогда как значение факторов дифференциации доходов населения и прочих характеристик уровня жизни ограничивается проблемами устойчивости социально-экономического положения и регулирования системы социальных отношений. Основная цель этой статьи - показать, что вопреки этим широко распространенным мнениям, экономическая дифференциация населения оказывает поразительно сильное влияние на уровень и динамику общих характеристик положения в экономике, в особенности «нормальная» дифференциация, то есть та часть общей дифференциации, которая остается после исключения дифференциации, обусловленной бедностью. Тем самым мы подтвердим высказанный в [1] тезис о зависимости между экономическим неравенством и эффективностью экономики.

В нашем анализе использованы данные по 76 регионам России (исключая Чечню, Ингушетию и автономные округа, по которым статистические данные недостаточно регулярны) за период с 1994 по 1997 г. При включении в регрессионные уравнения переменных с запаздыванием в один год мы получаем тем самым 228 наблюдений для каждого из рассматриваемых уравнений. В качестве основных объясняющих переменных рассматривается набор индексов, рассчитанных в наших предыдущих работах [1, 2, 3]:

**F** - коэффициент дифференциации: превышение доходов 10% наиболее обеспеченного населения над доходами 10% наименее обеспеченного населения, в разах;

**FN** - коэффициент нормальной дифференциации в случае, если бы доходы всех бедных были повышены до величины прожиточного минимума; поскольку во всех рассматриваемых региональных данных среднедушевые доходы 10% наименее обеспеченного населения ниже прожиточного минимума, то он совпадает с отношением среднедушевых доходов 10% наиболее обеспеченного населения к величине прожиточного минимума;

**G** - полусумма индексов Джини дифференциации по доходам и по расходам;

**GN** - полусумма тех же индексов в случае, если бы доходы и расходы всех бедных повысились до величины прожиточного минимума;

**P** - полусумма индексов бедности по доходам и расходам - отношение прироста реального уровня жизни в результате повышения доходов и расходов бедных до прожиточного минимума к величине прожиточного минимума;

**shpv** - численность населения с доходами на душу ниже прожиточного минимума в процентном отношении к общей численности населения региона;

**sc shpv** - численность населения с эквивалентными доходами на душу ниже прожиточного минимума, рассчитанная с использованием шкалы эквивалентности Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения, в процентном отношении к общей численности населения региона.

Для каждой из этих переменных **V** через **V[-1]** обозначается эта переменная, взятая с запаздыванием в один год, а через **rt V** - годовой темп ее изменения, то есть переменная со значениями  $rt V(i, t) = V(i, t)/V(i, t-1)$ , где *i* - номер региона, а *t* - год (*t* = 1995, 1996, 1997).

При построении регрессионных уравнений использована модификация метода OLS, применяемая в причинном анализе, в которой объясняющие переменные последовательно ортогонализуются и на каждом шаге выбирается та переменная из общего списка, которая вносит максимальный вклад в объяснение вариации зависимой переменной. Это дает два преимущества по сравнению со стандартным методом OLS. Во-первых, для каждой из входящих в регрессионное уравнение переменной вычисляется доля вариации зависимой переменной, которую она объясняет. Во-вторых, отбор объясняющих переменных производится автоматически - это не очень важно в случае регрессий, рассмотренных в данной статье, но становится исключительно важным при дальнейшем анализе социальной напряженности, при котором нам приходилось использовать массивы потенциально возможных объясняющих переменных, объемом до 200 переменных (количество исходных переменных при использовании этого метода ограничивается только скоростью работы компьютера).

Для того чтобы была понятной сила рассматриваемых далее результатов, приведем таблицы нижних доверительных границ для объясняемой вариации зависимой переменной при 228 наблюдениях:

**Нижние доверительные границы для доли вариации (в процентах), объясняемой каждой из переменных в регрессионном уравнении**

Уровень доверия	Место объясняющей переменной в регрессионном уравнении							
	1	2	3	4	5	6	7	8
90%	1,19	1,02	0,93	0,88	0,84	0,81	0,79	0,77
95%	1,69	1,33	1,17	1,07	1,01	0,96	0,48	0,90
99%	2,90	2,05	1,70	1,51	1,38	1,29	1,23	1,17
99,95%	5,25	3,39	2,68	2,29	2,07	1,88	1,75	1,65

**Нижние доверительные границы вариации зависимой переменной (в процентах), объясняемой регрессионным уравнением с заданным количеством объясняющих переменных**

Уровень доверия	Количество объясняющих переменных							
	1	2	3	4	5	6	7	8
90%	2,36	3,01	3,63	4,23	4,84	5,39	5,98	6,53
95%	3,33	3,90	4,52	5,15	5,76	6,35	6,91	7,54
99%	5,64	5,91	6,48	7,10	7,75	8,39	9,03	9,65
99,95%	9,98	9,53	9,92	10,50	11,24	11,80	12,47	13,14

Начнем с анализа региональных различий величин денежных доходов на душу населения и стоимости жизни в регионах России, а также годовых темпов изменения этих показателей в период с 1995 по 1997 г.

Таблица 1

<i>Зависимая переменная: номинальный среднедушевой денежный доход</i>			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
FN[-1]	147,759	0,666	44,40
rt FN	1385,856	0,377	25,79
rt GN	-780,775	0,330	0,82
F[-1]	12,965	0,385	0,51
G[-1]	-1860,060	0,273	1,62
rt P	139,909	-0,175	0,55
rt G	-374,092	0,108	0,22
Константа	-20,600		
Объясняемая дисперсия, %			<b>73,90</b>

Данные таблицы 1 показывают, что уровень доходов населения региона в номинальном исчислении тем выше, чем выше нормальная дифференциация доходов в предыдущем году и годовой темп ее роста, причем эти две переменные объясняют региональный разброс среднедушевых доходов на 70%. Это поразительно сильный результат, если принять во внимание, что все объясняющие переменные в таблице 1 не зависят от уровня цен. Для анализа региональной вариации потребительских цен мы используем величины региональных прожиточных минимумов. В применении к ним наша система объясняющих переменных, как это показано в таблице 2, дает существенно более слабый результат, который тем не менее значим с вероятно-

стью 0,995. Переменные **rt FN**, **F[-1]** и **rt F** значимым образом действуют в сторону повышения стоимости жизни в регионах: чем выше коэффициент дифференциации доходов в предшествующем году, темп его роста и темп роста нормальной дифференциации, тем выше величина прожиточного минимума, что представляется вполне естественным. Если исключить из регрессии в таблице 2 переменные, связанные с процентами и темпами роста процентов бедных в общей численности населения, заменив их на **rt G**, **G[-1]** и **rt GN**, то объясненная вариация величин прожиточного минимума снизится до 45,7%. Тем не менее и этот результат выглядит весьма сильным.

Таблица 2

<i>Зависимая переменная: величина прожиточного минимума</i>			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt FN	255,392	0,434	18,88
F[-1]	10,660	0,434	10,90
rt F	84,848	0,307	9,25
P[-1]	-3422,513	0,117	4,43
sc shpv[-1]	22,223	0,152	6,43
rt G	-409,133	0,241	1,43
rt shpv	94,862	-0,144	0,71
shpv[-1]	4,856	0,093	0,81
Константа	164,205		
Объясняемая дисперсия, %			<b>52,83</b>

Как и следовало ожидать, наиболее сильное объяснение наблюдаемой вариации мы получаем для дефлированных доходов на душу населения, приведенных к сопо-

ставимому выражению по их покупательной способности, равному покупательной способности денежных доходов населения России по отношению к средним потребительским ценам в 1994 г.

Таблица 3

Зависимая переменная: дефлированный среднедушевой денежный доход			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
FN[-1]	0,279	0,873	76,17
rt FN	0,894	0,151	10,00
F[-1]	-0,015	0,154	4,23
rt F	-0,096	-0,170	2,76
shpv[-1]	-0,024	-0,621	0,27
rt shpv	-0,345	-0,210	0,32
GN[-1]	-4,412	0,673	0,40
G[-1]	3,310	0,202	0,41
Константа	1,081		
Объясняемая дисперсия, %			94,57

Как и в таблице 1, основную роль в объяснении региональных вариаций среднедушевого дохода в сопоставимом исчислении (независимом от относительной величины и динамики региональных цен) играет коэффициент нормальной дифференциации в предыдущем году и темп его роста, причем в этом случае эти две переменные объясняют наблюдаемую вариацию на 86%, а вместе с коэффициентом фактической дифференциации в предыдущем году и темпом его роста - на 93%. При этом фактическая дифференциация, как и переменные, характеризующие бедность, действует в направлении снижения реального уровня доходов, а нормальная дифференциация - в сторону его повышения.

Возвращаясь к объяснению вариации величин прожиточного минимума, мы обнаруживаем, что можем значительно улучшить результат, приведенный в таблице 2, введя лишь одну дополнительную переменную, зависящую от масштаба цен с лагом в один год, **inc 10 [-1]** - среднедушевой доход в верхней децильной группе распределения населения региона по доходам на душу населения в предыдущем году. Эта переменная высоко коррелирована с величиной прожиточного минимума и, естественно, действует в сторону его повышения. При этом, за счет корреляций с этой переменной, знаки при **rt FN** и **FN [-1]** становятся отрицательными и тем самым нормальное неравенство оказывает в конечном итоге снижающее воздействие на стоимость жизни (далее мы увидим, что оно оказывает снижающее воздействие и на темпы роста стоимости жизни).

Таблица 4

Зависимая переменная: величина прожиточного минимума			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt FN	-105,624	0,434	18,88
F[-1]	5,189	0,434	10,90
rt F	76,759	0,307	9,25

Окончание таблицы 4

Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
P[-1]	-1583,107	0,117	4,43
sc shpv[-1]	12,223	0,152	6,43
rt G	-227,708	0,241	1,43
inc 10 [-1]	0,120	0,775	19,87
FN[-1]	-29,521	0,142	6,70
Константа	566,625		
Объясняемая дисперсия, %			77,89

Естественно, что включение этой дополнительной переменной существенно улучшает и результат, приведенный в таблице 1.

Таблица 5

Зависимая переменная: номинальный среднедушевой денежный доход			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
FN[-1]	46,126	0,666	44,40
rt FN	195,700	0,377	25,79
rt GN	-78,506	0,330	0,82
rt shpv	-28,766	-0,233	0,59
F[-1]	-5,194	0,385	0,74
G[-1]	-72,921	0,273	1,39
inc 10 [-1]	0,349	0,932	20,13
rt inc 10	143,108	-0,226	1,72
Константа	-270,850		
Объясняемая дисперсия, %			95,58

Две переменные, связанные с доходом на душу населения в верхней децильной группе, намеренно поставленные в этой регрессии после переменных, связанных с дифференциацией и бедностью, добавляют в объясняемую вариацию номинальных среднедушевых денежных доходов только 21,85% - существенно меньше, чем объясняют предшествующие им переменные.

Перейдем теперь к анализу темпов роста номинальных денежных доходов, величин прожиточного минимума и денежных доходов в сопоставимом выражении. Как показывают следующие три таблицы (6-я, 7-я и 8-я), факторы дифференциации и бедности на темпы роста влияют иначе, нежели на абсолютные значения зависимых переменных, но и в этом случае основную роль играет темп роста нормальной дифференциации. Он оказывает снижающее воздействие как на темп роста номинальных среднедушевых денежных доходов, так и на темп роста величин прожиточного минимума, но на последний это снижающее воздействие существенно более сильное, чем на первый, и поэтому он действует в сторону повышения темпа роста дефлированного среднедушевого денежного дохода.

Таблица 6

<i>Зависимая переменная: темпы роста номинального среднедушевого денежного дохода</i>			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt FN	-1,819	-0,641	41,03
GN[-1]	2,926	0,386	3,64
rt F	-0,234	-0,380	2,00
F[-1]	-0,022	-0,207	1,77
rt GN	0,992	-0,483	1,32
G[-1]	2,806	0,086	1,12
rt G	1,335	-0,334	0,94
FN[-1]	-0,052	0,210	1,05
rt P	-0,103	0,250	0,14
Константа	0,298		
Объясняемая дисперсия, %			53,00

Таблица 7

<i>Зависимая переменная: темпы роста величины прожиточного минимума</i>			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt FN	-2,646	-0,820	67,29
GN[-1]	3,510	0,404	2,22
rt G	1,688	-0,336	0,96
FN[-1]	-0,060	0,218	0,86
rt F	-0,220	-0,309	0,77
F[-1]	-0,014	-0,253	0,19
G[-1]	2,022	0,081	0,21
rt P	0,108	0,470	0,08
rt GN	0,287	-0,683	0,05
Константа	1,436		
Объясняемая дисперсия, %			72,64

Таблица 8

<i>Зависимая переменная: темпы изменения величины дефлированного среднедушевого денежного дохода</i>			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt FN	0,441	0,829	68,70
rt F	-0,058	-0,074	15,17
rt P	-0,062	-0,726	1,14
rt GN	0,299	0,817	1,25
rt G	-0,132	0,161	0,18
P[-1]	0,024	0,268	0,09
G[-1]	0,163	0,047	0,02
F [-1]	-0,001	0,397	0,02
FN[-1]	-0,001	-0,094	0,01
Константа	0,441		
Объясняемая дисперсия, %			86,56

Темп роста нормальной дифференциации определяет 68,7% вариации темпа роста дефлированного среднедушевого денежного дохода, а также 67,3% темпа роста величины прожиточного минимума. В этом случае наиболее слабую, но значимую с вероятностью 0,9995 регрессию мы получаем для темпов роста номинального денежного дохода. Темп роста фактической дифференциации понижает темп роста дефлированного дохода по той причине, что он в значительной степени обусловлен ростом бедности. Как показывают данные, приведенные в таблице 9, темп роста удельной численности бедных «передавливают» эффект темпа роста FN за счет высокой отрицательной коррелированности с ним, но компенсируется темпом роста нормального значения индекса Джини.

Таблица 9

<i>Зависимая переменная: темпы изменения величины дефлированного среднедушевого денежного дохода</i>			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt shpv	-0,305	-0,861	74,16
rt GN	0,270	0,817	11,71
rt FN	0,335	0,829	0,88
rt F	-0,044	-0,074	1,36
rt G	-0,227	0,161	0,23
rt P	0,092	-0,726	0,39
sc shpv[-1]	0,003	0,266	0,18
shpv [-1]	-0,002	0,276	0,18
Константа	0,883		
Объясняемая дисперсия, %			89,11

Обратимся теперь к анализу влияния дифференциации на вариации величин валового регионального продукта (ВРП) на душу населения в текущих ценах и темпы его роста. Регрессии, показанные в таблицах 10 и 11, не менее неожиданны, чем предыдущие, поскольку на ВРП в принципе должно воздействовать много факторов, никак не связанных с социальными ситуациями в регионах. В частности, доли конечного потребления домашних хозяйств в ВРП значительно варьируются в разных регионах. Как и в ситуации с доходами, темп роста нормальной дифференциации положительно воздействует на уровень ВРП на душу населения и отрицательно - на темп его роста.

Таблица 10

<i>Зависимая переменная: валовой региональный продукт на душу населения</i>			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt FN	20,583	0,492	24,22
GN [-1]	28,957	0,211	20,70
rt F	1,504	0,443	5,85
rt GN	-12,834	0,440	2,22
P [-1]	-56,326	-0,231	2,57

Окончание таблицы 10

Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
sc shpv[-1]	0,450	-0,212	2,26
FN[-1]	0,335	0,254	0,65
rt G	-9,844	0,232	0,55
rt sc shpv	1,601	-0,011	0,51
Константа	-5,682		
Объясняемая дисперсия, %			59,55

Таблица 11

Зависимая переменная: темп изменения ВРП на душу населения			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt F	-0,382	-0,640	41,01
rt G	2,046	-0,314	5,90
rt FN	-2,854	-0,580	6,03
rt GN	2,954	-0,238	7,63
rt P	-0,295	0,009	0,66
F[-1]	-0,027	0,135	0,14
G[-1]	2,672	0,120	0,59
rt sc shpv[-1]	0,260	0,029	0,07
rt shpv[-1]	-0,248	0,115	0,12
Константа	0,134		
Объясняемая дисперсия, %			62,17

Регрессия в таблице 11 в принципе похожа на регрессию в таблице 6 с той лишь разницей, что темпы роста **F** и **FN** в последней поменялись местами: основное понижающее воздействие на темп роста ВРП на душу населения в номинальном исчислении оказывает темп роста фактической дифференциации, объясняя его вариацию на 41%. При использовании надлежащих дефляторов, которыми мы не располагали, вероятно, можно было бы получить более сильные регрессионные зависимости, чем те, которые приведены в таблицах 10 и 11. Тем не менее приведенные результаты в совокупности показывают, что влияние экономической дифференциации населения регионов на макроэкономические показатели является поразительно сильным и поэтому при разработке экономических программ социальным факторам следовало бы уделять больше внимания, чем это обычно делается.

Мы можем дополнить проведенный анализ исследованием влияния показателей дифференциации на индексы реального уровня жизни **W** и реального уровня жизни после исключения бедности **WN**, а также на темпы их изменения. Соответствующие весьма сильные результаты приведены в серии следующих далее таблиц. В свете проведенного выше обсуждения они уже не выглядят такими неожиданными и, по сути дела, не требуют дополнительных комментариев, кроме одного. Нормальное экономическое неравенство, после исключения неравенства, обусловленного бедностью, является позитивным факто-

ром, действующим в сторону повышения реального уровня жизни и снижения инфляционных эффектов. Тем самым оно, скорее, улучшает и стабилизирует социальную ситуацию, нежели повышает социальную напряженность.

Таблица 12

Зависимая переменная: индекс <b>W</b> реального уровня жизни населения региона			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
FN[-1]	10,044	0,828	68,58
rt FN	31,413	0,165	10,39
shpv[-1]	-1,323	-0,685	9,75
rt shpv	-32,269	-0,224	3,09
GN[-1]	-224,16	0,656	2,84
F[-1]	-0,516	0,053	0,63
Rt G	-38,857	-0,098	0,60
G[-1]	120,608	0,087	0,31
rt P	9,581	-0,189	0,27
Константа	124,013		
Объясняемая дисперсия, %			96,45

Таблица 13

Зависимая переменная: индекс <b>WN</b> нормального уровня жизни в случае устранения бедности			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
FN[-1]	9,876	0,850	72,17
rt FN	31,608	0,185	12,04
F[-1]	-0,546	0,141	4,99
GN [-1]	-300,97	0,587	1,04
rt shpv	-25,612	-0,203	0,94
shpv[-1]	-1,205	-0,544	0,48
G[-1]	223,204	0,208	2,00
rt GN	-21,359	0,173	0,42
rt P	7,666	-0,162	0,35
Константа	94,294		
Объясняемая дисперсия, %			94,44

Таблица 14

Зависимая переменная: темп изменения индекса <b>W</b> реального уровня жизни			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt shpv	-0,382	-0,872	76,04
rt FN	0,319	0,709	1,91
rt G	-0,805	-0,121	7,42
rt P	0,058	-0,792	1,14
shpv [-1]	-0,001	0,150	0,63
F [-1]	-0,003	0,251	0,22
G [-1]	0,446	0,073	0,36

Окончание таблицы 14

Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt GN	0,177	0,619	0,42
rt sc shpv	0,069	-0,815	0,16
Константа	1,465		
Объясняемая дисперсия, %			88,30

Таблица 15

Зависимая переменная: темпы изменения индекса WN			
Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
rt shpv	-0,290	-0,702	49,30
rt F	0,014	0,162	10,09
rt GN	-0,263	0,353	6,99
rt FN	0,205	0,610	2,67

Окончание таблицы 15

Объясняющие переменные	Коэффициент регрессии	Коэффициент корреляции	Объясняемая дисперсия, %
F [-1]	-0,004	-0,018	1,90
G [-1]	0,512	-0,013	2,04
rt sc shpv	0,036	-0,590	0,71
rt P	0,020	-0,583	0,05
shpv [-1]	-0,000	0,171	0,04
Константа	1,151		
Объясняемая дисперсия, %			73,80

### Литература

1. Шевяков А.Ю., Кирута А.Я. Измерение экономического неравенства. - М.: Лето, 2002. - 320 с.
2. Динамика индикаторов уровня жизни населения России в период реформ (региональный разрез). Экономико-статистический анализ дифференциации регионов России на основе социальных индикаторов. Научный отчет. - М.: ИСЭПН РАН, 1997.
3. Разработка системы индексов для межрегиональных сопоставлений стоимости жизни, реального уровня жизни и социально-экономической дифференциации населения. Научный отчет. - М.: ИСЭПН РАН, 1997.

## ДИНАМИКА РАСПРЕДЕЛЕНИЙ ВАЛОВОГО РЕГИОНАЛЬНОГО ПРОДУКТА И ДЕНЕЖНЫХ ДОХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ ПО РЕГИОНАМ РОССИИ В 1995-2001 ГОДАХ (пространственный подход)\*

И.А. Герасимова, канд. экон. наук,  
ЦЭМИ РАН

Данные о среднелюшевых денежных доходах (СДД) населения, опубликованные в «Российском статистическом ежегоднике» за 2003 г., еще раз подтверждают наличие зна-

чительных различий не только в уровне, но и в динамике их изменения за период 1995-2002 гг. (таблица 1).

Таблица 1

Динамика среднелюшевого денежного дохода (в месяц) в среднем для РФ и по федеральным округам\*  
(рублей; до 1998 г. - тыс. рублей)

	СДД		В % к 1995							
	1995	2002	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Российская Федерация	515,5	3950	100	149,4	182,8	196,5	322,6	443,8	596,5	766,2
Федеральные округа:										
Центральный	698,3	5314	100	152,5	188,1	214,3	355,4	477,2	637,8	761,0
Северо-Западный	560,3	3849	100	140,3	162,1	180,4	284,1	399,4	540,4	687,0
Южный	313,0	2641	100	156,4	192,8	203,3	341,2	469,6	631,0	843,8
Приволжский	366,8	2971	100	150,0	187,4	201,1	337,5	465,9	625,4	810,0
Уральский	602,8	4665	100	149,7	187,5	185,2	303,1	451,9	628,7	773,9
Сибирский	488,9	3233	100	144,9	177,6	172,7	278,4	386,6	513,8	661,3
Дальневосточный	638,5	4150	100	147,4	172,1	180,0	285,0	377,1	497,3	650,0

\* Далее в таблицах и по тексту федеральный округ - сокращенно ФО.

Источник: Рассчитано на основе данных статистического сборника «Российский статистический ежегодник, 2003», табл. 7,7.

\* Работа выполнена при поддержке РГНФ; грант № 04-02-00091а «Эконометрический анализ взаимосвязи институционального и социально-экономического развития субъектов Российской Федерации».

Сопоставление максимальных и минимальных значений среднедушевого денежного дохода по всем субъектам Российской Федерации показывает, что разрыв между ними хотя и снизился, особенно за последние годы, но остается еще весьма значительным и превышает 10 раз. Обращает на себя внимание тот факт, что усредненные

по федеральным округам данные о СДД нивелируют эти различия. Значительно больше разрыв между среднедушевыми денежными доходами населения в субъектах РФ, принадлежащих к одному федеральному округу. Эти тенденции отражают данные, приведенные в таблице 2.

Таблица 2

Соотношение максимальных и минимальных значений среднедушевого денежного дохода в 1995-2002 гг. (раз)

	Максимальный СДД / Минимальный СДД							
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
РФ*	15,56	14,01	12,12	12,90	18,89	19,10	13,76	11,65
ФО**	2,23	2,18	2,18	2,35	2,32	2,27	2,26	2,01
Субъекты федеральных округов***:								
Центрального	5,90	6,27	6,60	7,98	9,27	9,17	9,60	8,41
Северо-Западного	2,17	2,23	2,33	2,53	2,46	2,49	2,58	2,43
Южного	3,09	2,84	2,33	2,27	3,41	3,62	2,64	2,62
Приволжского	1,85	2,06	2,18	2,84	2,53	2,49	2,40	2,38
Уральского	3,95	4,23	4,24	4,04	3,56	3,81	4,14	3,67
Сибирского	2,23	2,13	2,27	2,30	2,48	2,42	2,25	2,00
Дальневосточного	2,61	2,78	2,81	2,70	2,94	2,74	3,32	2,87

\* Сопоставление СДД проводится по всем субъектам РФ.

\*\* Сопоставляются усредненные по каждому федеральному округу значения СДД.

\*\*\* Сопоставляются значения СДД для субъектов РФ, входящих в один федеральный округ.

Источник: Рассчитано на основе данных статистического сборника «Российский статистический ежегодник, 2003», табл. 7,7.

Наиболее значителен разрыв между максимальным и минимальным уровнями СДД в Центральном ФО, доминирующем как по численности населения, так и по другим рассматриваемым в работе показателям. Композиция показателей дифференциации между ФО и между субъектами РФ в пределах каждого из ФО и обуславливает более чем десятикратный разрыв в значениях СДД в 2002 г. Факторы и тенденции этого социально-экономического феномена, а также их влияние на изменение уровня бедности и неравенства в регионах России требуют разностороннего исследования.

В период реформирования экономики, начавшийся в начале 90-х годов XX века, регионы России вступили с разными «стартовыми условиями», сложившимися в результате длительного периода их исторического развития, в том числе и под влиянием стратегий экономического освоения территорий быв. Союза ССР. В то же время отмеченная выше дифференциация населения по величине среднедушевых денежных доходов является одним из проявлений неравномерности экономического роста субъектов РФ и особенностей структуры доходов населения в различных регионах страны в современный период. Необходимость ее изучения и поиска решений сформулирована в Федеральной целевой программе «Сокращение различий в социально-экономическом развитии регионов РФ» [1]. Причины и последствия неравномерности экономического развития регионов России, входящих в состав единого федеративного государственного образования, обсуждаются и с позиций государства и права, и с

позиций общего экономического роста, и с позиций расслоения населения по уровню доходов [2, 3, 4, 5]. Именно *неравномерность* социально-экономического развития, углубляющая ранее сложившееся неравенство, и обуславливает остроту проблем бедности и социального расслоения, актуальных как для отдельных стран, так и для мирового сообщества в целом. Об этом свидетельствует «Декларация тысячелетия», принятая Организацией Объединенных Наций на саммите тысячелетия в сентябре 2000 г. [6]. Исследуя проблему неравномерности экономического развития регионов России и его социально-экономические последствия, естественно поставить следующие вопросы:

1. Происходит ли экономический рост в субъектах РФ равномерно и одновременно или он влечет за собой увеличение различий, измеряемых вкладом региона в суммарный ВРП?

2. Как экономический рост отражается на распределении по субъектам РФ совокупного объема денежных доходов населения (СОДН)?

3. Какие из пяти статистически оцениваемых компонент дохода:

- (1) оплата труда,
- (2) доходы от предпринимательской деятельности,
- (3) социальные выплаты,
- (4) доходы от собственности,
- (5) другие доходы

оказывают наибольшее влияние на эволюцию распределения СОДН по регионам России?

Именно эти вопросы исследуются в настоящей работе<sup>1</sup>. Ответы на них позволят перейти к дальнейшему анализу взаимосвязи экономического роста и динамики среднедушевого денежного дохода, уровней бедности и неравенства.

Один из подходов к измерению неравенства в темпах экономического развития субъектов РФ на фоне общего экономического роста, отмеченного в последние годы, а также нарастающего несоответствия между территориальным распределением суммарного ВРП и общего объема денежных доходов предлагается в настоящей работе. Он является логическим продолжением ранее проведенных нами исследований динамики и межрегиональной дифференциации среднедушевых денежных доходов населения субъектов РФ [7, 8].

Методика исследования основана на «пространственном подходе» (spatial approach), получающем все большее распространение в научных публикациях в связи с изучением последствий глобализации и разнонаправленным влиянием экономического развития на уровень бедности и неравенства в мировом сообществе [9].

Его основу составляют расчет и сравнительный анализ распределений по тем или иным территориям (регионам), образующим экономическую (административную) целостность, объемных показателей, характеризующих результаты экономической деятельности государства или созданных мобильных ресурсов. Этот подход используется в демографии, в анализе распределения трудовых ресурсов, наконец, при распределении субвенций федерального центра, направляемых в субъекты РФ.

Ниже дается краткое описание математического аппарата пространственного подхода.

Пусть  $X(t_j), Y(t_j)$  - значения объемных показателей в моменты времени  $t_j, j = 1, \dots, l$ ;

$x_i(t_j), y_i(t_j)$  - их значения (доли) в регионе с номером  $i, i = 1, \dots, n, n$  - общее число субъектов РФ в исследовании;

$X(t_j) = \{x_1(t_j), \dots, x_n(t_j)\}, Y(t_j) = \{y_1(t_j), \dots, y_n(t_j)\}$  - векторы распределений этих объемных показателей по регионам страны.

Для сопоставления этих распределений и оценки равномерности или неравномерности их динамики оценивается «расстояние» между ними, которое рассчитывается по следующим формулам:

$$d(Y(t_0), Y(t_j)) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k |y_i(t_0) - y_i(t_j)|; \quad (1)$$

$$d(X(t_j), Y(t_j)) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k |y_i(t_j) - x_i(t_j)|. \quad (2)$$

Формула (1) используется в случае, когда сопоставляются распределения одного и того же объемного показателя по регионам страны; формула (2) - в случае, когда сравниваются распределения одного и того же показателя

в разные моменты времени  $t_0$  и  $t_j$ .

Очевидно, что расстояние  $d$  между распределениями принимает значения в интервале (0, 1), если вклад региона измеряется в долях единицы, или (0, 100), если он измеряется в процентных пунктах. Расстояние равно 0, если изменений в распределениях не происходит (например, значения объемных показателей растут/убывают во всех регионах одинаково и одинаковыми темпами).

В соответствии с поставленными выше вопросами рассматривается динамика распределений:

- Численности населения;
- Суммарного<sup>2</sup> валового регионального продукта (СВРП);

- Совокупного объема денежных доходов населения;
- Совокупного объема денежных поступлений из пяти перечисленных выше источников средств существования.

Сопоставления проводятся в трех вариантах: 1) по всем субъектам РФ; 2) между федеральными округами, рассматриваемыми как административная целостность; 3) между субъектами РФ, относящимися к одному ФО.

Проведенный анализ охватывает период 1994-2000 гг. для суммарного ВРП и период 1995-2001 гг. - для совокупного объема денежных доходов населения и его пяти компонент. В официальных статистических сборниках не публикуются объемные показатели денежных доходов населения в региональном разрезе. Их расчет был выполнен нами на основе опубликованных Госкомстатом России данных о численности населения, среднедушевом денежном доходе и структуре денежных доходов населения в 79 субъектах РФ<sup>3</sup>. Далее для этих показателей, которые ранее названы «объемными», были рассчитаны три варианта их распределения по регионам России за рассматриваемый период.

Прежде всего естественно предположить, что на трансформацию распределений суммарного ВРП и СОДН может оказывать влияние как рост/убыль численности населения на той или иной территории, так и миграционное перераспределение населения по территории России. Для проверки этой гипотезы исследовались:

- соотношения численности населения в 79 субъектах РФ и общей численности населения РФ;

- распределения численности населения РФ по субъектам РФ в период 1990-2002 гг.;

- вычислялись расстояния  $d$  между этими распределениями в 1994 г., который был принят за базовый момент времени, и в каждом из последующих лет рассматриваемого временного периода.

Этот анализ позволил сделать следующие выводы:

1. Суммарная численность населения в 79 исследуемых субъектах РФ менее чем на 1% отличается от численности всего населения России. В 2002 г. это отличие составило менее 0,5%;

2. Фактор межтерриториального перераспределения населения в указанный период не оказывает влияния на

<sup>1</sup> Формирование, распределение и динамика денежных доходов населения имеют давнюю и богатую историю своего изучения, отраженную в работах А.К. Карапетяна, Н.М. Римашевской, Н.М. Рабкиной, М.А. Можинной, А.С. Айвазяна, В.Ф. Майера, А.Ю. Шевякова, А.Я. Кируты, А.Е. Суринова, А.В. Суворова, В.Н. Бобкова, В.М. Жеребина и многих других авторов.

<sup>2</sup> Термины «суммарный», «совокупный», «общий» в данном тексте являются синонимами.

<sup>3</sup> В работе использованы статистические сборники: Российский статистический ежегодник, 2002; Регионы России, 2002; Социальное положение и уровень жизни населения России, 2002. - М.: Госкомстат России, 2002, 2003.

В исследование не вошли девять автономных округов и Чеченская Республика, данные по которым неполны.



тенденции территориального распределения других объемных показателей, рассматриваемых в работе.

Для ответа на первый из поставленных выше вопросов о взаимосвязи между распределениями СВРП и СОДДН по субъектам РФ, следуя традиции статистиче-

ского анализа, были рассчитаны коэффициенты корреляции между ними. Если ориентироваться только на значения коэффициентов корреляции, то они указывают на наличие тесной взаимосвязи между рассматриваемыми распределениями (см. таблицу 3).

Таблица 3

**Коэффициент корреляции между ВРП и СОДДН в субъектах РФ за период 1994-2000 гг.**

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Коэффициент корреляции	0,900	0,874	0,887	0,930	0,941	0,968	0,968

В то же время анализ динамики рангов субъектов РФ указывает на интенсивный процесс их перемещения по шкале рангов. Ранги регионов определялись по их доле в суммарном ВРП и в общем объеме денежных доходов населения в 1995 и 2000 гг. Ранг «1» имеет регион, вносящий наибольший вклад в формирование рассматриваемого объемного показателя. Первое место устойчиво занимает г. Москва. Последнее, 79-е место, также устойчиво занимает Чукотский автономный округ. На рис. 1 регионы упорядочены в порядке увеличения их ранга по доле ВРП в 1995 г. Номера регионов соответствуют их месту в официальном списке субъектов РФ.

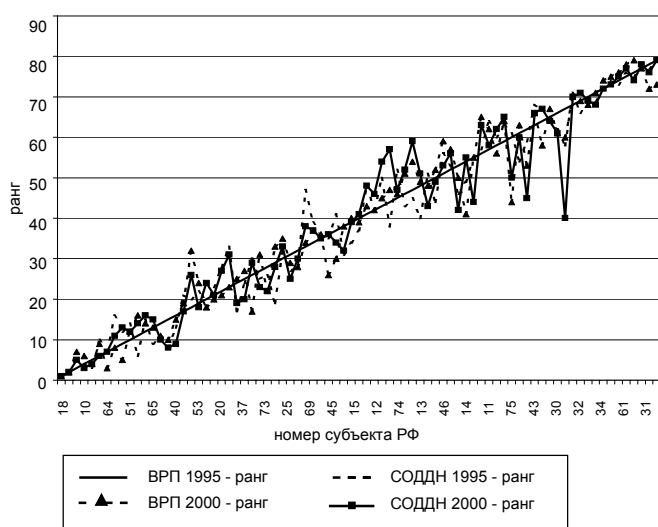


Рис. 1. Упорядочение субъектов РФ по рангу ВРП в 1995 г.

Более точно оценить неравномерность экономического роста регионов России и представить характер распределения СОДДН по субъектам РФ позволяют расстояния  $d$ , рассчитанные для этих распределений по отношению к 1994 г., принятому за базовый (см. таблицу 4 и рис. 2).

Таблица 4

**Расстояния между распределениями СВРП и СОДДН по всем субъектам РФ в 1994 г. и в каждом из последующих лет**

Расстояние $d$	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
СВРП	0,0	4,3	7,1	8,8	9,7	12,8	17,0
СОДДН	0,0	3,3	4,8	5,2	6,5	7,0	7,5

Анализ расстояний позволяет сделать следующие выводы:

1. Рассматриваемый период характеризуется нарастанием различий в темпах экономического роста субъектов РФ, а следовательно, и во вкладе, который они вносят в формирование суммарного ВРП;

2. Распределение общего объема денежных доходов по субъектам РФ не является аналогом распределения СВРП, и причины этой деформации нуждаются в специальном исследовании, поскольку именно они могут определять (в той или иной мере) нарастающее расслоение населения страны по уровню среднедушевых денежных доходов;

3. Темпы трансформации распределения СОДДН по регионам страны ниже темпов трансформации распределения СВРП.

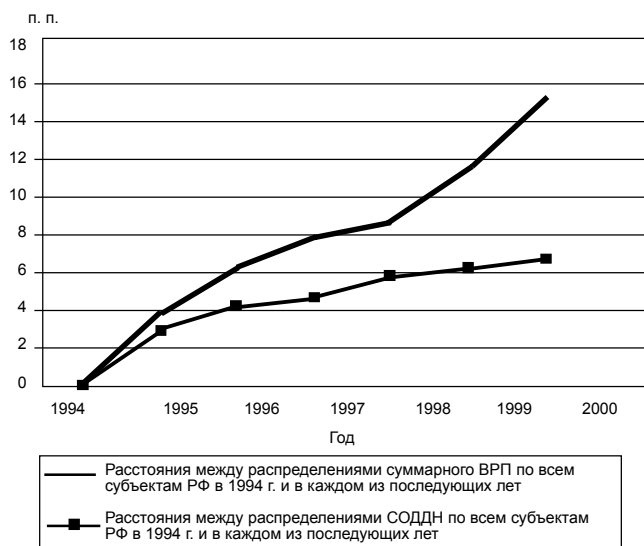


Рис. 2. Динамика расстояний между СВРП и СОДДН в 1994 г. и в каждом из последующих лет (в процентных пунктах)

Причины таких тенденций становятся более понятными, если рассмотреть динамику долей федеральных округов в суммарном ВРП и в общем объеме денежных доходов населения (см. таблицы 5 и 6).

Если говорить о СВРП, то пять федеральных округов, за исключением Центрального, и в меньшей степени Уральского, теряют свои позиции в формировании СВРП. Отметим также, что сопоставление долей населения в ФО

и долей создаваемого в них ВРП также говорит о значительных различиях в эффективности экономической деятельности административно-территориальных образований. Основной вклад в нарастание дистанции между распределениями рассматриваемых объемных показателей в

1994-1995 гг. и 2000-2001 гг. формирует Центральный федеральный округ, на долю которого, согласно опубликованным данным, приходится 25% населения России, 33% суммарного ВРП и 36,9% общего объема денежных доходов населения.

Таблица 5

**Динамика долей ВРП, созданного в федеральных округах, в суммарном ВРП**  
(в процентах)

	Доля населения ФО в общей численности населения РФ в среднем за период 1994-2002	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
РФ	100	100	100	100	100	100	100	100
Федеральные округа:								
Центральный	25,4	25,6	25,1	26,0	27,5	29,4	32,1	33,1
Северо-Западный	10,0	10,6	10,6	9,7	9,5	10,3	10,3	9,8
Южный	14,7	8,2	8,2	8,1	7,7	8,1	7,9	7,8
Приволжский	21,9	21,0	20,7	20,1	20,4	19,2	18,6	17,8
Уральский	8,6	13,2	14,7	15,8	15,1	14,0	13,6	15,0
Сибирский	14,3	14,9	15,0	14,4	13,8	13,1	11,8	11,4
Дальневосточный	5,0	6,7	5,8	5,9	6,0	6,0	5,7	5,1
«Центральный – Дальневосточный»*, процентных пунктов	20,4	18,9	19,3	20,0	21,4	23,4	26,4	28,0

\* Здесь и в таблице 6 это есть разность между максимальными и минимальными значениями по всем федеральным округам.

Таблица 6

**Динамика долей СОДН, созданного в федеральных округах, в суммарном денежном доходе населения РФ**  
(в процентах)

	Доля населения ФО в общей численности населения РФ в среднем за период 1994-2002	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
РФ	100	100	100	100	100	100	100	100
Федеральные округа:								
Центральный	25,4	34,6	35,3	35,5	37,7	38,0	37,1	36,9
Северо-Западный	10,0	11,1	10,3	9,8	10,0	9,7	9,9	9,8
Южный	14,7	8,5	9,0	9,1	8,9	9,1	9,2	9,2
Приволжский	21,9	15,6	15,7	16,1	16,1	16,4	16,5	16,5
Уральский	8,6	10,1	10,1	10,4	9,6	9,6	10,4	10,8
Сибирский	14,3	13,6	13,2	13,2	12,0	11,8	11,9	11,8
Дальневосточный	5,0	6,5	6,3	5,9	5,7	5,4	5,1	5,1
«Центральный – Дальневосточный»*, процентных пунктов	20,4	28,2	29,0	29,6	31,9	32,6	31,9	31,8

Как уже упоминалось выше, анализ проводился по трем вариантам группировки субъектов РФ. Объем публикации не позволяет привести данные об изменении расстояний между распределениями суммарного ВРП и общего объема денежных доходов, рассматриваемых в пределах каждого из федеральных округов. Сформулируем следующие общие выводы:

1. Дифференциация субъектов РФ в рамках федеральных округов выше, чем дифференциация между федеральными округами;

2. В каждом из ФО есть «лидер», создающий относительно все большую часть создаваемого в ФО валового регионального продукта и отвлекающий на себя все боль-

шую долю денежных доходов, получаемых населением данной территории;

3. Экономический рост региональных лидеров не создает эффекта «синергетики», иначе, условий для выравнивания темпов роста регионов, входящих в одно административно-территориальное образование.

В заключение кратко рассмотрим динамику расстояний между распределениями общего объема денежных доходов населения по всем субъектам РФ и распределениями объемов денежных средств, получаемых из статистически учитываемых пяти названных выше источников доходов.

Данные таблицы 7 и иллюстрирующий их рис. 3 позволяют констатировать следующее:

1. Характер различий в территориальном распределении СОДН и денежных средств, получаемых в форме оплаты труда, за рассматриваемый период 1995-2001 гг. не изменился;

2. Аналогичный вывод можно сделать и о стабильности различий в распределении СОДН и доходов от предпринимательской деятельности;

3. Сильно трансформировались территориальные распределения денежных средств, получаемых в форме социальных трансфертов, других доходов и, наиболее заметно, доходов от собственности. Эти факторы относятся к числу институциональных. Возможно, не только отраслевая структура экономики, но и не в последнюю очередь особенность хозяйственной деятельности в различных регионах страны влияют, через структуру доходов, на уровень этих доходов;

4. Пространственный подход к анализу неравномерности развития социально-экономических процессов и оценка расстояний между территориальными распределениями объемных показателей более гибко, чем некоторые традиционные статистические приемы, реагируют на происходящие изменения.

Таблица 7

Расстояния между распределением СОДН и распределениями его компонент по всем субъектам РФ

Год	Оплата труда	Доходы от предпринимательской деятельности	Социальные трансферты	Доходы от собственности	Другие доходы
1995	13,71	11,31	17,02	12,07	25,65
1996	14,85	9,46	16,59	18,11	24,88
1997	14,12	10,40	19,27	27,30	18,93
1998	14,32	10,76	15,88	28,73	16,82
1999	14,67	10,38	16,13	31,84	13,29
2000	14,68	10,76	10,21	28,47	15,30
2001	13,10	11,33	10,03	30,45	13,12

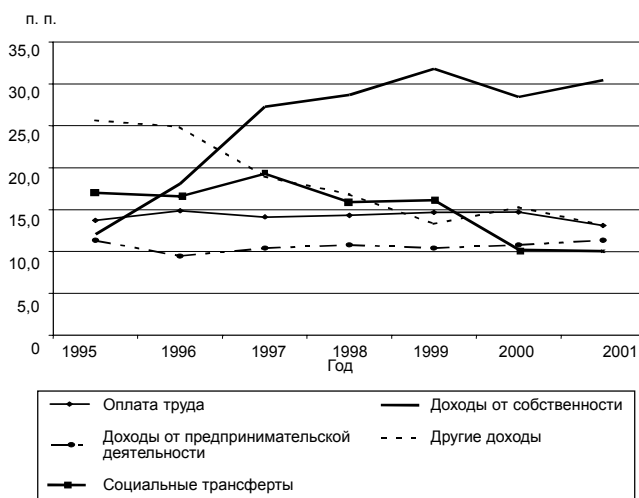


Рис. 3. Динамика расстояний между распределениями СОДН и распределениями его компонент (процентных пунктов)

Выводы, полученные на основании динамики такой обобщающей характеристики, как «расстояние», ставят ряд вопросов, определяющих направление дальнейшего исследования. В их числе можно сформулировать следующие:

- Какие регионы страны вносят наибольший вклад в изменение расстояний между рассматриваемыми распределениями?

- Где происходит концентрация доходов от тех или иных источников?

- Влияют ли отмеченные изменения, и если «да», то как, на распределение населения по доходным группам, а следовательно, и на динамику бедности и неравенства населения по доходам в субъектах РФ?

Поиск ответов на эти вопросы составляет содержание нашего дальнейшего исследования.

Отметим также, что в свете предстоящего в 2005-2006 гг. существенного законодательного перераспределения полномочий и обеспечивающих их выполнение денежных ресурсов между тремя уровнями управления (федеральным, субъектов Федерации и муниципальным), предложенный аналитический подход может оказаться полезным при оценке относительного положения социально-экономических объектов не только на федеральном, но и на муниципальном уровнях.

## Литература

1. Федеральная целевая программа «Сокращение различий в социально-экономическом развитии регионов Российской Федерации»// Собрание законодательства Российской Федерации. 2001. № 43. Октябрь. С. 9012-9056.
2. Федерализм: Российское и Швейцарское измерения./ Материалы конференции. Под ред. Т. Фляйнера и Р. Хакимова (Казань, 22-23 июня 2001 г.) - М., 2001.
3. Гранберг А.Г., Зайцева Ю.С. Валовой региональный продукт: межрегиональные сравнения и динамика. М.: СОПС, 2003.
4. Полынев А.О. Межрегиональная экономическая дифференциация. М.: Едиториал УРСС, 2003.
5. Шевяков А.Ю., Кирута А.Я. Измерение экономического неравенства. М.: Лето, 2002.
6. «Декларация тысячелетия»/Саммит тысячелетия, Нью-Йорк, 6-8 сентября 2000 г.
7. Герасимова И.А., Коваленко А.П. Статистический анализ среднедушевого денежного дохода в регионах России. / WP/ /2001/129. - М.: ЦЭМИ РАН, 2001.
8. Герасимова И.А. Тенденции и факторы неравенства доходов населения в субъектах Российской Федерации // Концепции. 2002. № 2 (10).
9. Inequality, Poverty and Human Well-being. WIDER Conference 30-31 May 2003. Helsinki, Finland. / The World Institute for Development Economics Research (WIDER) : <http://www.wider.unu.edu>