

Статистический анализ инфляционных процессов в промышленных секторах американской экономики, 1959–1996 гг.¹

В статье изучается динамика ежегодного роста индексов цен в 459 промышленных секторах американской экономики в 1959–1996 гг. Установлено, что существует устойчивая, хотя и незначительная, отрицательная корреляция между секторальным ростом индекса цен и темпами роста производства. В то же время имеется весьма значительная положительная корреляция между средним уровнем инфляции и ее стандартным отклонением по годам.

1. Введение

Началом статистического анализа темпов роста производства промышленных секторов экономики можно считать появление статьи Касталди и Доси [Castaldi, Dosi (2004)], в которой, в частности, на примере 20 промышленно развитых стран показано, что в 1979–2002 гг. стандартное отклонение ежегодного секторального промышленного роста отрицательно коррелировано с размером сектора. Затем Сапио и Тома [Sapio, Thoma (2006)] пришли к аналогичному выводу, рассматривая промышленные сектора американской экономики за 1959–1996 гг.

Главный вывод, сделанный авторами, заключается в том, что рост промышленного производства, по образному выражению Харбергера [Harberger (1998)], более напоминает *созревание грибов*, когда одни сектора растут быстрее других, чем *дрожжевое брожение*, при котором происходит примерно одновременное увеличение всех секторов. В терминологии эконометрики это означает, что можно сделать статистические выводы о секторальном промышленном росте, основываясь на некоторых экзогенных предположениях.

Целью данной работы является изучение секторального роста индекса цен и его связи с темпами роста производства в американской экономике. То, что наш выбор пал именно на американскую экономику, не случайно. Для этого есть три основные причины:

- 1) данные представляют достаточно продолжительный для целей эконометрического исследования, период времени (1959–1996 гг.);
- 2) официальная статистика США имеет заслуженную репутацию достоверных и довольно полных данных;
- 3) список промышленных секторов США является также достаточно репрезентативным для мировой экономики в целом.

¹ Автор выражает глубокую благодарность академику В. И. Маевскому, который был первым, кто ввел его в круг вопросов, относящихся к инфляции в общем и к секторальному росту цен в частности, и чья помощь и совет он ощущал на протяжении всего времени написания статьи.

Автор надеется, что разработанная методология послужит базой для ее применения в других странах, включая и Россию.

2. Данные

Мы рассматриваем данные Национального бюро экономических исследований² (National Bureau of Economic Research, NBER) по американской промышленности за 1959–1996 гг. Они включают полный список четырехзначных 459 секторов экономики³. Данные включают для каждого сектора следующие ежегодные показатели⁴:

VSHIP (*value of shipment*) — чистая стоимость продаж, млн долл.

PISHIP (*price index of shipment*) — секторальный ценовой дефлятор по отношению к 1987 г.

Каждый сектор представлен четырехзначным целым числом SIC (Standard Industrial Classification — Стандартная индустриальная классификация). Полный список SIC с названиями соответствующих секторов представлен в виде приложения в статье Сапио и Тома [Sapio, Thoma (2006)].

Для американской экономики характерна слабо выраженная отрицательная корреляционная зависимость между ежегодным индексом потребительских цен — ИПЦ (CPI — *consumer price index*) и темпами роста валового внутреннего продукта — ВВП⁵ (GDP — *gross domestic product*) (рис. 1).

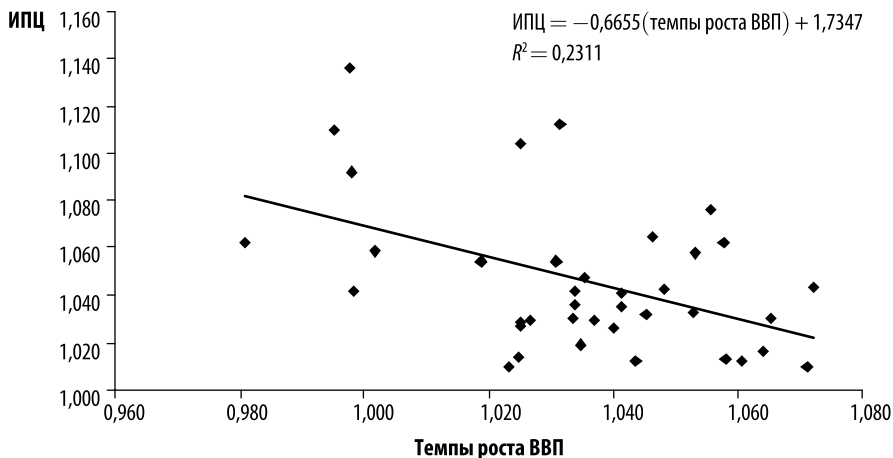


Рис. 1. Диаграмма рассеивания (темпы роста ВВП, ИПЦ)

Развитие этой темы на секторальном уровне является одной из основных задач данного исследования.

² www.nber.org

³ Сектор 3292 («Продукты из асбеста»), в связи с уменьшением размера не представлен за последние три года (1994–1996). Тем не менее в целях единообразия будем говорить о 459 секторах.

⁴ Сапио и Тома [Sapio, Thoma (2006)] рассматривают также показатель VADD (*value added*) — добавленную стоимость по каждому сектору.

⁵ При расчетах темпов роста ВВП соответствующие показатели брались в сопоставимых ценах.

3. Связь с макроэкономическими показателями

В дальнейшем для каждого сектора будем также рассматривать ежегодные показатели⁶. Чистая стоимость продаж в ценах 1987 г.:

$$RVSHIP = \frac{VSHIP}{PISHIP}.$$

Темпы роста сектора:

$$X = \frac{RVSHIP}{RVSHIP(-1)}.$$

Индекс цен (по отношению к предыдущему году):

$$Y = \frac{PISHIP}{PISHIP(-1)}.$$

Введем следующие обозначения для (арифметических) средних:

$\bar{X}_t$ — средние темпы роста по всем (459) секторам за год t ;

$\bar{Y}_t$ — средний индекс цен по всем секторам за год t ;

$t = 1959, \dots, 1996$.

Несмотря на то что имеется существенная разница⁷ между тем, как подсчитываются средние $\bar{X}_t$, $\bar{Y}_t$ и соответствующие макроэкономические показатели: темпы роста валового внутреннего продукта и ежегодный индекс потребительских цен, как и ожидалось, имеется значительная корреляция между парами этих показателей (табл. 1 и рис. 2). Тем самым показано, что средние секторальные показатели наряду с ВВП и ИПЦ достаточно хорошо отражают общий макроэкономический характер американской экономики в целом.

Таблица 1

Значения средних темпов роста по секторам ($\bar{X}_t$), темпов роста ВВП, средних индексов цен по секторам ($\bar{Y}_t$), выборочных стандартных отклонений (с. о.) X_t и Y_t и ИПЦ, 1959–1996 гг.

Год	$\bar{X}_t$	Стандартное отклонение (с. о.) X_t	Темпы роста ВВП	$\bar{Y}_t$	Стандартное отклонение (с. о.) Y_t	ИПЦ
1959	1,13	0,23	1,071	1,02	0,03	1,010
1960	1,00	0,10	1,025	1,01	0,03	1,015
1961	1,01	0,11	1,023	1,00	0,03	1,010
1962	1,08	0,08	1,061	1,00	0,03	1,012
1963	1,08	0,21	1,044	1,00	0,04	1,013

⁶ Число в скобках показывает значение лага для соответствующего показателя.

⁷ При расчетах $\bar{X}_t$ и $\bar{Y}_t$ все веса берутся равными; при расчете CPI учитываются только конечные продукты.

Окончание табл. 1

Год	$\bar{X}_t$	Стандартное отклонение (с. о.) X_t	Темпы роста ВВП	$\bar{Y}_t$	Стандартное отклонение (с. о.) Y_t	ИПЦ
1964	1,07	0,07	1,058	1,00	0,03	1,013
1965	1,08	0,09	1,064	1,01	0,03	1,016
1966	1,09	0,12	1,065	1,02	0,03	1,030
1967	1,04	0,14	1,025	1,02	0,03	1,027
1968	1,05	0,09	1,048	1,03	0,04	1,042
1969	1,05	0,09	1,031	1,03	0,04	1,054
1970	0,96	0,10	1,002	1,04	0,04	1,059
1971	1,01	0,10	1,034	1,03	0,04	1,042
1972	1,11	0,19	1,053	1,03	0,04	1,033
1973	1,07	0,10	1,058	1,07	0,11	1,062
1974	1,00	0,14	0,995	1,18	0,18	1,110
1975	0,92	0,12	0,998	1,10	0,10	1,092
1976	1,08	0,10	1,053	1,05	0,07	1,058
1977	1,09	0,17	1,046	1,06	0,06	1,065
1978	1,06	0,09	1,056	1,07	0,06	1,076
1979	1,01	0,11	1,032	1,10	0,07	1,112
1980	0,98	0,12	0,998	1,11	0,10	1,135
1981	1,01	0,13	1,025	1,08	0,07	1,104
1982	0,96	0,14	0,981	1,03	0,06	1,062
1983	1,04	0,13	1,045	1,02	0,05	1,032
1984	1,07	0,12	1,072	1,03	0,05	1,044
1985	1,00	0,09	1,041	1,01	0,04	1,035
1986	1,00	0,09	1,035	1,01	0,04	1,020
1987	1,08	0,20	1,034	1,02	0,04	1,036
1988	1,04	0,11	1,041	1,05	0,06	1,041
1989	1,00	0,09	1,035	1,04	0,04	1,048
1990	1,00	0,08	1,019	1,02	0,04	1,054
1991	0,98	0,10	0,998	1,01	0,04	1,042
1992	1,05	0,14	1,033	1,01	0,03	1,030
1993	1,04	0,09	1,027	1,02	0,04	1,030
1994	1,04	0,11	1,040	1,02	0,04	1,026
1995	1,03	0,10	1,025	1,04	0,06	1,028
1996	1,02	0,10	1,037	1,01	0,05	1,029

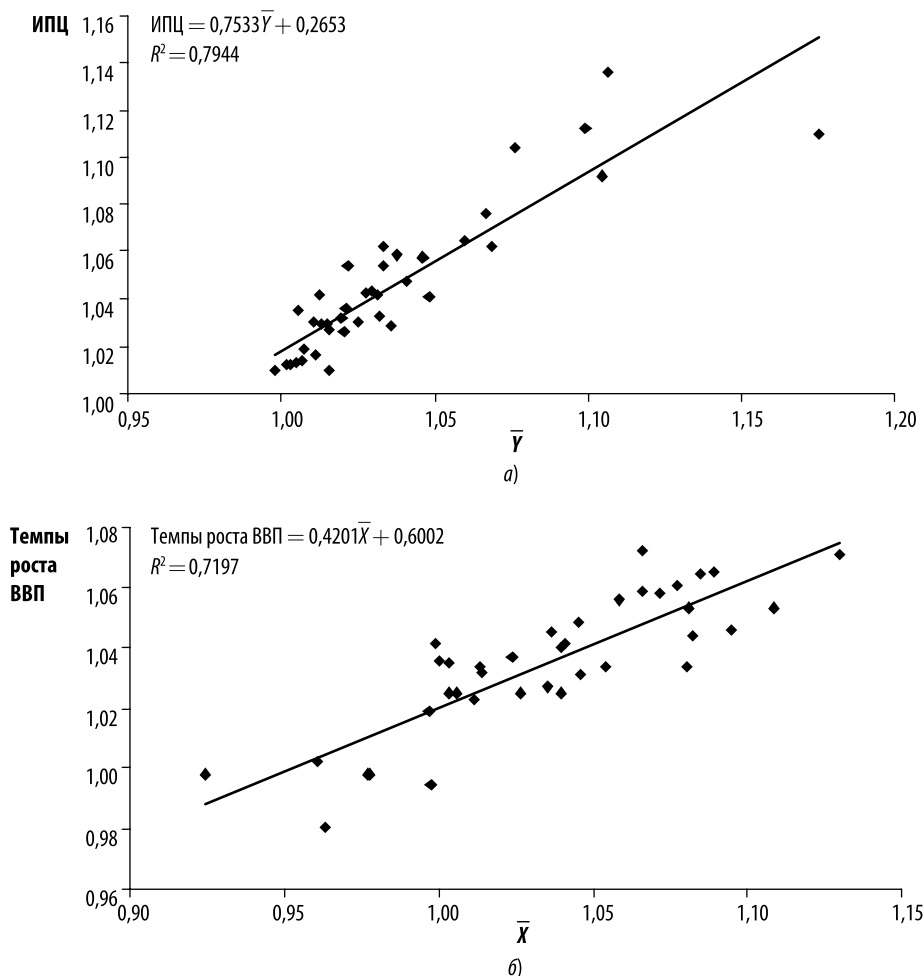


Рис. 2. Диаграммы рассеивания
а) $\bar{Y}_t$, ИПЦ; б) $\bar{X}_t$, темпы роста ВВП

Существует также довольно сильная корреляционная зависимость между $\bar{Y}_t$ и стандартным отклонением (s) секторального индекса цен Y_t за год t , которая представлена на рис. 3а.

Как видно из рис. 3а, высокий уровень корреляции ($r = 0,91$) не обусловлен резко выделяющимся значением ($t = 1974$) в правом верхнем углу диаграммы. Коэффициент ранговой корреляции Спирмена $r_s = 0,819$. Оба коэффициента корреляции отличны от нуля при уровне значимости 1%. Так как коэффициент корреляции Спирмена робастен как к резко выделяющимся значениям, так и к виду распределения, его большое значение лишний раз подтверждает наличие высокой степени взаимной зависимости между данными показателями.

Что же касается аналогичной зависимости между $\bar{X}_t$ и стандартным отклонением темпов роста X_t (рис. 3б), то она выражена гораздо слабее. Тем не менее следует отметить, что высокие значения s соответствуют именно большим значениям $\bar{X}_t$.

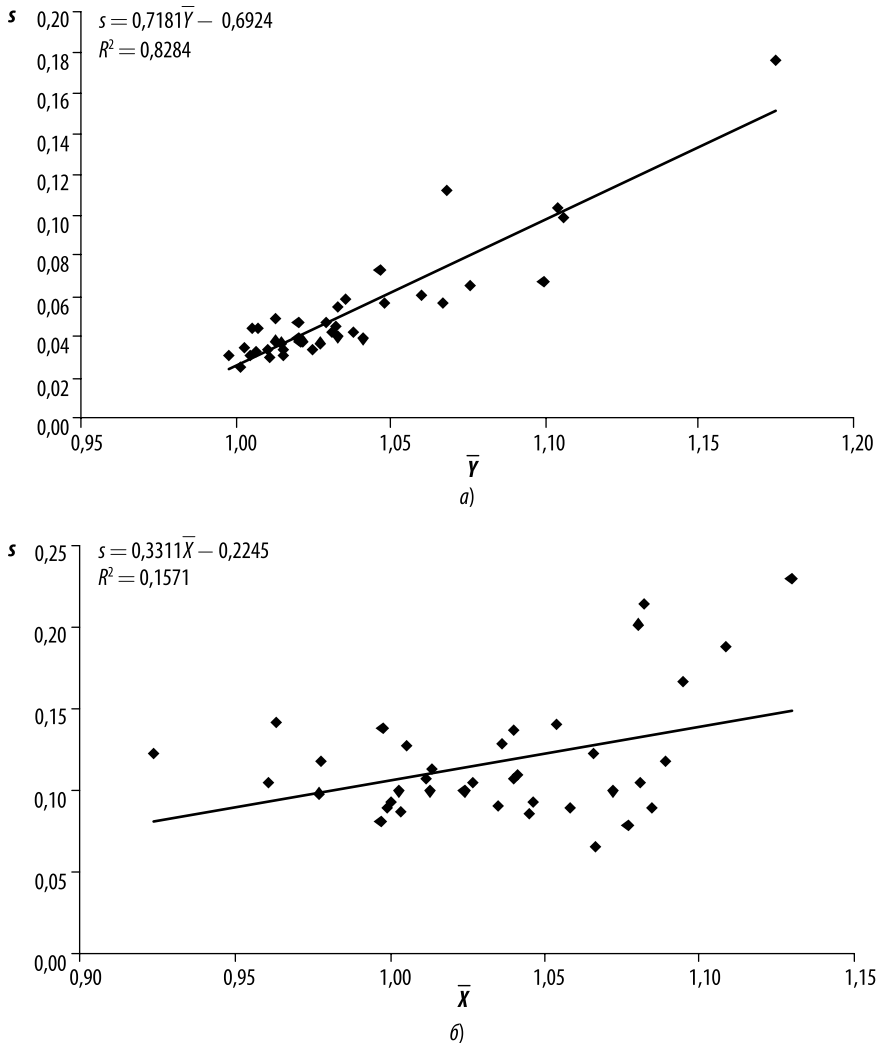


Рис. 3. Диаграммы рассеивания:
а) $\bar{Y}_t, s$; б) $\bar{X}_t, s$

4. Уравнения регрессии

Регрессия по годам

Будем исследовать линейную регрессионную зависимость индекса цен Y_{it} от темпов роста сектора X_{it} , где i — номер сектора, а t — год. Соответствующая модель для года t будет иметь вид:

$$Y_{it} = k_t X_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 459. \quad (1)$$

Случайные ошибки ε_{it} предполагаются взаимно независимыми по i . Вопрос гетероскедастичности будет исследован позже. Коэффициенты регрессии k_t будут оцениваться МНК из уравнения (1) отдельно для каждого года t . Результаты оценок представлены в табл. 2.

Результаты статистического анализа уравнения (1)

Год	k_t	Std. Error	t-statistic	Prob.	R-squared
1959	-0,021	0,006	-3,352	0,001	0,024
1960	-0,076	0,015	-5,004	0,000	0,052
1961	-0,083	0,013	-6,329	0,000	0,080
1962	-0,098	0,015	-6,700	0,000	0,089
1963	-0,015	0,008	-1,881	0,061	0,008
1964	-0,121	0,022	-5,560	0,000	0,063
1965	-0,132	0,015	-8,982	0,000	0,150
1966	-0,084	0,013	-6,565	0,000	0,086
1967	-0,059	0,011	-5,143	0,000	0,055
1968	-0,128	0,019	-6,781	0,000	0,091
1969	-0,146	0,019	-7,840	0,000	0,118
1970	-0,111	0,018	-6,063	0,000	0,074
1971	-0,103	0,019	-5,461	0,000	0,061
1972	-0,042	0,011	-3,843	0,000	0,031
1973	-0,588	0,045	-13,086	0,000	0,272
1974	-0,399	0,057	-7,057	0,000	0,098
1975	-0,396	0,035	-11,321	0,000	0,219
1976	-0,264	0,031	-8,634	0,000	0,140
1977	-0,101	0,016	-6,229	0,000	0,078
1978	-0,363	0,024	-15,078	0,000	0,332
1979	-0,237	0,026	-9,213	0,000	0,156
1980	-0,376	0,035	-10,815	0,000	0,203
1981	-0,212	0,022	-9,776	0,000	0,173
1982	-0,057	0,018	-3,182	0,002	0,022
1983	-0,123	0,016	-7,615	0,000	0,112
1984	-0,139	0,017	-8,363	0,000	0,132
1985	-0,150	0,022	-6,952	0,000	0,095
1986	-0,095	0,023	-4,152	0,000	0,036
1987	-0,013	0,009	-1,507	0,133	0,005
1988	-0,065	0,024	-2,721	0,007	0,016
1989	-0,062	0,019	-3,186	0,002	0,022
1990	-0,088	0,021	-4,156	0,000	0,036
1991	-0,094	0,018	-5,325	0,000	0,058
1992	-0,047	0,011	-4,218	0,000	0,037
1993	-0,062	0,019	-3,257	0,001	0,023

Окончание табл. 2

Год	k_t	Std. Error	t-statistic	Prob.	R-squared
1994	-0,080	0,017	-4,798	0,000	0,048
1995	-0,188	0,025	-7,630	0,000	0,113
1996	-0,173	0,021	-8,053	0,000	0,124
Абсолютное максимальное значение	-0,588				0,332
Абсолютное минимальное значение	-0,013				0,005

Примечание. Коэффициенты регрессии значимы при 1%-м уровне значимости за все годы, кроме $t = 1963$ (значим при 10%-м уровне значимости) и $t = 1987$ (P -значение = 0,133).

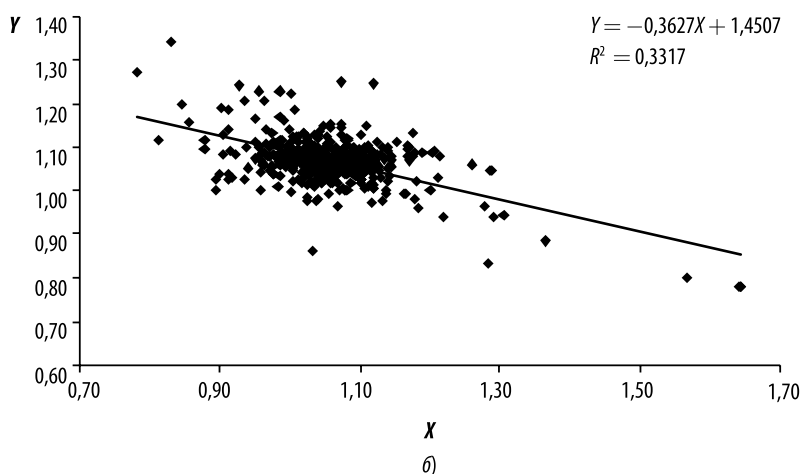
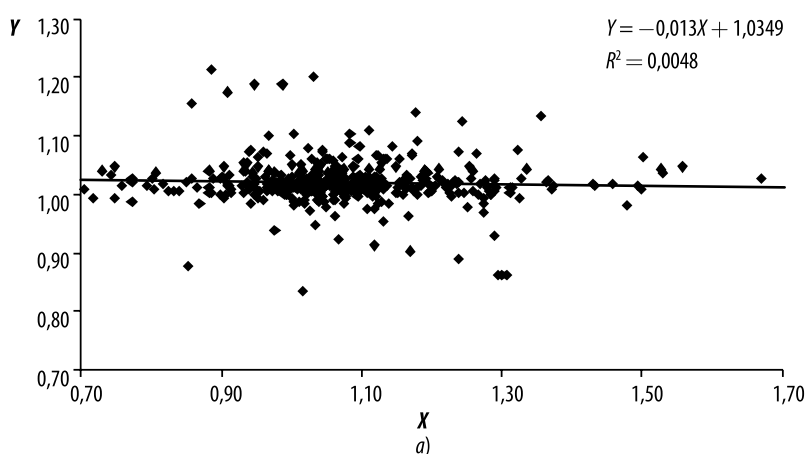


Рис. 4. Регрессия Y по X :
а) 1987 г.; б) 1978 г.

Несмотря на то что все коэффициенты регрессии отрицательны и, кроме 1987 г., выявляют высокую значимость, значения коэффициентов детерминации R^2 довольно малы и в редких

случаях превосходят 0,2. 1987 г. с точки зрения статистического анализа самый «плохой». У него самые низкие показатели (по абсолютной величине) коэффициента регрессии k_t и коэффициента детерминации R^2 , однако и самое высокое P -значение. Для наглядности приведем две диаграммы — за 1978 г. (самое большое значение R^2) и за 1987 г.

Здесь также следует отметить значительную корреляцию ($r = 0,73$) между $\bar{Y}_t$ и коэффициентом регрессии k_t .

Регрессия по секторам

Интересно сравнить полученные результаты с оценками регрессий по отдельным секторам по годам. Чтобы избавиться от возможных общих трендов, значения X_{it} и Y_{it} заменены на соответствующие отклонения от своих средних по годам:

$$x_{it} = X_{it} - \bar{X}_t,$$

$$y_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_t.$$

Таким образом, x_{it} , y_{it} представляют собой «шоки», которые испытывает сектор i в момент времени t . Уравнение регрессии при фиксированном номере сектора i будет следующим:

$$y_{it} = k_i x_{it} + e_{it}, \quad t = 1959, \dots, 1996. \quad (2)$$

Согласно экономической теории коэффициент регрессии k_i должен быть отрицательным. Однако ввиду смещения кривых спроса и предложения по годам значение коэффициента k_i может быть, вообще говоря, положительным. Действительно, у 83 секторов из 459 значение $k_i > 0$. Результаты, основанные на оценке МНК уравнения (2)⁸, приведены в табл. 3.

Таблица 3

Сравнительная таблица значений коэффициентов регрессии по годам (k_t) и по секторам (k_i)

	Уравнение (1) (по годам)	Уравнение (2) (по секторам)
Среднее	-0,147	-0,135
Медиана	-0,102	-0,067
Максимум	-0,013	0,346
Минимум	-0,588	-1,501
Стандартное отклонение, s	0,127	0,214

Как и ожидалось, значения коэффициентов регрессии по секторам подвержены гораздо большей волатильности, чем агрегированные — по годам. Об этом можно судить как по значениям размаха (0,575 — по годам против 1,847 — по секторам), так и по стандартным отклонениям.

⁸ Таким образом, мы не учитываем ни автокорреляцию остатков, ни эндогенность регрессора x . Однако в связи с тем что наша цель — получить качественную картину, дающую лишь примерное представление об отличии между значениями, принимаемыми коэффициентами k_i и k_t , использование МНК вполне оправданно.

На рис. 5 приведены два графика с наибольшим и с наименьшим значениями k_i .

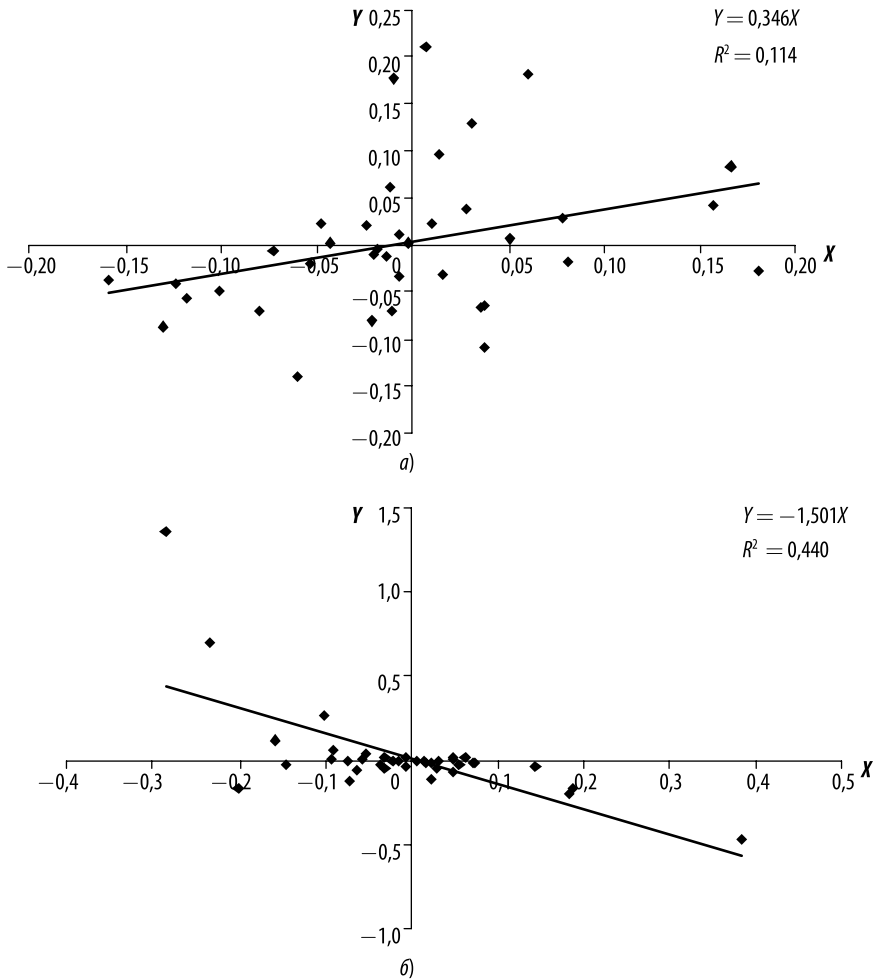


Рис. 5. Уравнение регрессии (2):

а) при максимальном значении $k_i = 0,346$ («Изделия из гипса», сектор 3275);

б) при минимальном значении $k_i = -1,501$ («Свекольный сахар», сектор 2063)

Панельные данные

Рассмотрим модель с фиксированными эффектами:

$$y_{it} = \alpha_i + kx_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 459; \quad t = 1959, \dots, 1996, \quad (3)$$

где α_i — фиксированный эффект для сектора i .

Случайные члены ε_{it} предполагаются взаимно независимыми по всем i и t и имеющими одинаковую дисперсию — σ_ε^2 . В отличие от уравнений (1) и (2) коэффициент k в модели (3) является константой. Уравнение (3) оценивалось МНК с фиктивными переменными соответствующими α_i .

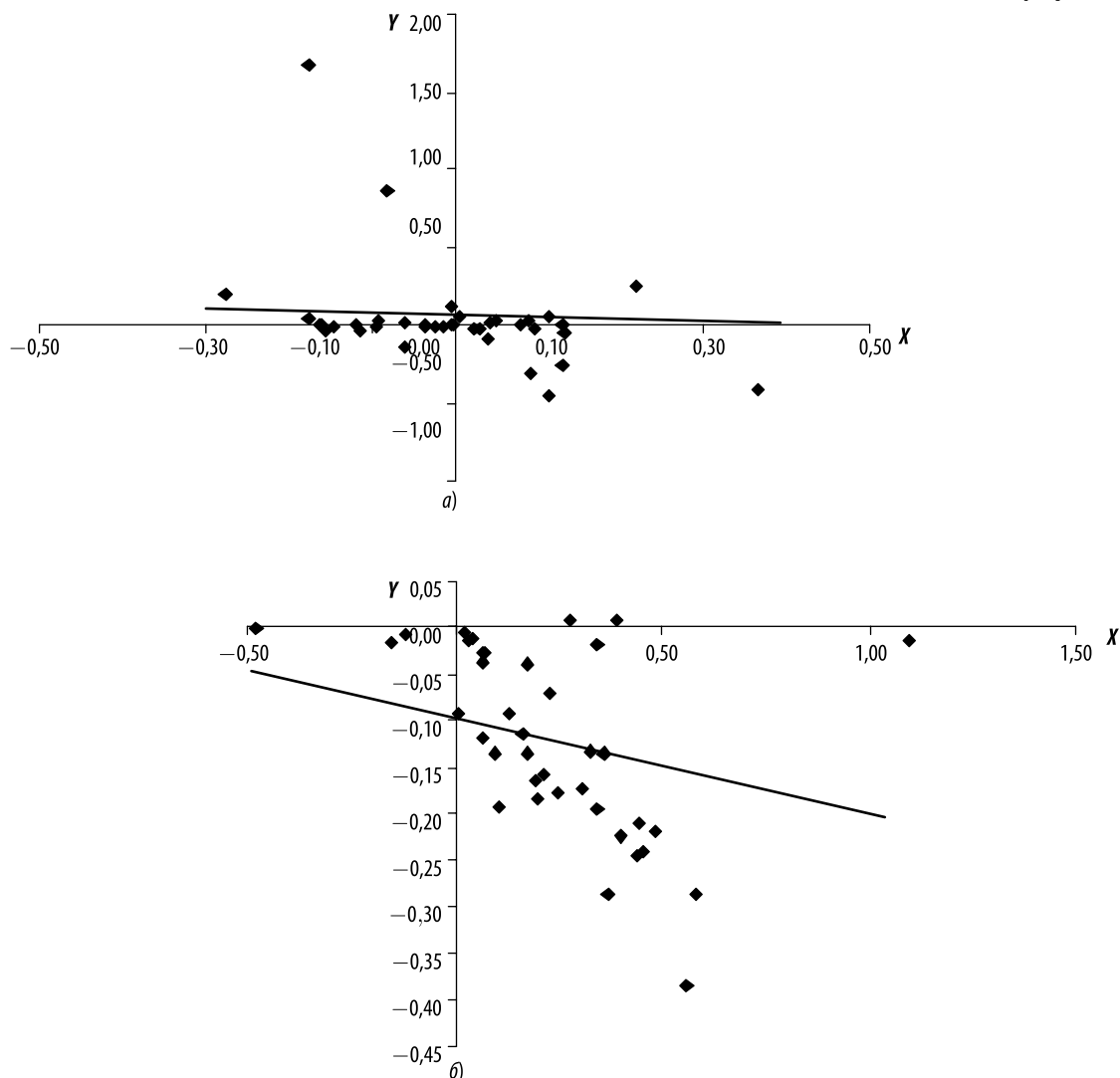


Рис. 6. Уравнение регрессии (3), $k = -0,104$:

а) при максимальном значении $\alpha_i = 0,04$ («Непереработанный тростниковый сахар», сектор 2061);

б) при минимальном значении $\alpha_i = -0,1$ («Электронные компьютеры», сектор 3571)

Применение модели с фиксированными эффектами предполагает экзогенность как регрессора x , так и фиктивных переменных соответствующих α_i , что, по всей видимости, в нашем случае неверно. Тем не менее полученные результаты представляют определенный интерес (табл. 4).

Сравнение проводится с уравнением (1) — по годам. Значение коэффициента k практически совпадает с медианой в табл. 3. В табл. 5 приведены значения четырех минимальных (максимальных по абсолютной величине) и четырех максимальных значений α_i . Абсолютное лидерство в первой группе — у всех четырех компьютерных секторов, в которых начиная с конца 1970-х годов происходил беспрецедентный рост производства с одновременным па-

дением цен. Во второй группе — сектора в порядке возрастания: 3339 — «Первичные цветные металлы», 2131 — «Жевательный табак», 3911 — «Ювелирные изделия», 2061 — «Непереработанный тростниковый сахар».

Таблица 4

Результаты анализа панельных данных

k	Стандартное отклонение, s	t -statistic	P -значение	R^2
-0,104	0,0036	-28,952	0,0000	0,116

Таблица 5

Выборочные значения фиксированных эффектов α_i

SIC	Фиксированные эффекты
3571	-0,10
3575	-0,09
3577	-0,09
3572	-0,08
3339	0,03
2131	0,03
3911	0,03
2061	0,04

Тестирование на гетероскедастичность

Протестируем уравнение (1) на гетероскедастичность случайных членов. Для этого воспользуемся тестом Уайта (White's heteroskedasticity test). Тест Уайта не предполагает, что заранее известен функциональный вид гетероскедастичности при справедливости альтернативной гипотезы (за нулевую гипотезу принимается отсутствие гетероскедастичности). В случае парной регрессии он имеет особенно простой вид [Вербик (2008)]. На первом шаге МНК находятся остатки в уравнение регрессии (1) за фиксированный год t . Затем строится регрессия квадратов остатков по свободному члену — X_{it} и X_{it}^2 . Коэффициент детерминации R^2 последней регрессии умножается на число наблюдений N (в нашем случае $N = 459$). Число NR^2 называется статистикой Уайта и имеет асимптотическое распределение χ^2 -квадрат с двумя степенями свободы.

Только в 7 (1961, 1963, 1971, 1987, 1988, 19989, 1993) из 38 лет гипотеза об отсутствии гетероскедастичности не отвергается при 10% уровне значимости.

На рис. 4 1978 г. соответствует случаю, когда гипотеза об отсутствии гетероскедастичность сильно отвергается ($P = 0$), а 1987 г. — когда она не отвергается ($P = 0,56$). При принятии решения о присутствии или об отсутствии гетероскедастичность надо учитывать, что тест Уайта имеет довольно широкий характер и крайне чувствителен к отклонениям модели (1) от линейного вида.

5. Агрегированные данные

Как видно из рис. 4, остатки уравнения регрессии (1) характеризуются значительными выбросами, соответствующими экстремальным значениям X . Такую же картину можно наблюдать и при других годах. Такие выдающиеся значения легко объяснить при малых значениях X : дефицит продукта вызывает значительный рост цен. К этим секторам, как правило, относятся добыча полезных ископаемых, продукты питания и т. д. Например, в левом верхнем углу, на рис. 4б, находятся сектора: 2061 («Непереработанный тростниковый сахар») и 3911 («Ювелирные украшения, драгоценности») имеющие самые высокие показатели ИПЦ за 1978 г. Соответствующие пары значений X, Y : (0,78; 1,27) и (0,83; 1,34).

Выбросы оказывают сильное влияние как на значение коэффициента регрессии k , так и на величину R^2 . Один из способов решения проблемы состоит в применении методов робастных оценок (см., например [Хьюбер (1984)]). Другой способ заключается в агрегировании данных по годам.

Рассмотрим три набора агрегированных данных, десять лет каждый, покрывающие в целом 30-летний период: а) 1961–1971, б) 1972–1982, в) 1986–1996. В то время как первый период скорее характерен для американской экономики, два последних отражают информационную революцию, которая изменила практически все области человеческой деятельности за последние 30–40 лет.

Таким образом, для каждого из трех случаев имеется соответствующее уравнение регрессии:

$$Y_i = kX_i + \varepsilon_i, i = 1, \dots, 459, \quad (4)$$

где для каждого сектора i :

- темпы роста производства за 10 лет:

$$X = \frac{RVSHIP}{RVSHIP(-10)};$$

- индекс цен за 10 лет:

$$Y = \frac{PISHIP}{PISHIP(-10)}.$$

Случайные ошибки ε_i предполагаются как взаимно независимыми, так и независимыми от значений X . Уравнение (4) оценивается МНК.

Все три уравнения регрессии характеризуются малыми значениями коэффициентов регрессии и детерминации, хотя все они значимы на 1%-м уровне значимости. Тест Уайта отвергает гипотезу об отсутствии гетероскедастичности в случаях а) и с) при уровнях значимости

5% и 1%, соответственно. В случае же б) нулевая гипотеза не отвергается с P -значением, равным 0,926.

Интересно отметить, что на рис. 7а и 7с отсутствуют выбросы в левых верхних углах. Наиболее выдающееся значение на рис. 7б в этом углу соответствует сектору 2911 («Переработка нефти»). Действительно, 1973–1981 гг. характеризовались беспрецедентным ростом цен на нефтяные продукты. Что касается правых частей диаграмм на рис. 7, то данные о них представлены в табл. 6–8.

Таблица 6

Сектора с наибольшими значениями темпов роста производства, 1961–1971 гг.

Сектор производства	SIC	X	Y
«Электронные конденсаторы»	3675	7,49	0,85
«Электронные схемы»	3672	7,10	0,89
«Электронные компоненты»	3679	6,99	0,89
«Мобильные дома»	2451	6,74	1,08
«Трейлеры»	3792	6,53	1,09

Первые три сектора уже возвещают приход новой компьютерной эры, хотя не отличаются стремительным падением цен (табл. 7).

Таблица 7

Сектора с наибольшими значениями темпов роста производства, 1972–1982 гг.

SIC	X	Y
3572	24,20	0,23
3577	24,20	0,23
3571	24,02	0,24
3575	18,06	0,28
3695	8,15	0,63
3674	5,72	0,80

Первые 4 места в табл. 8 с большим опережением от других секторов, занимают все 4 компьютерных сектора. Поражает также беспрецедентное падение цен — более чем в 4 раза. За компьютерными секторами на значительном расстоянии следуют сектор 3695 («Магнитные и оптические записывающие устройства») и 3674 («Полупроводники»).

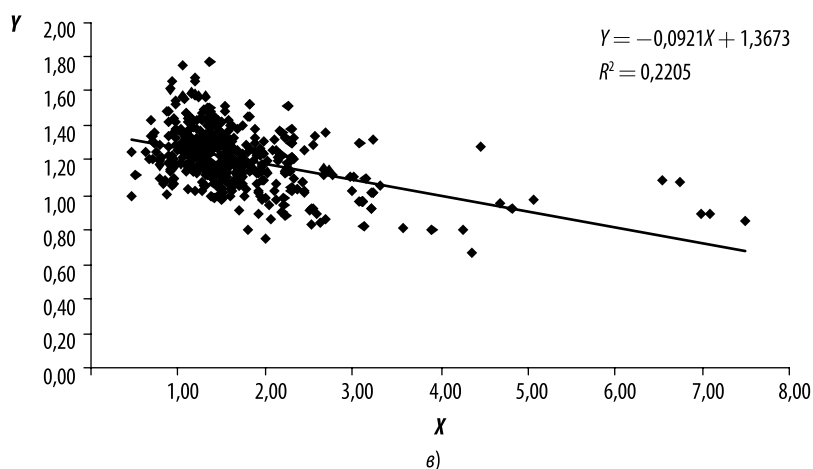
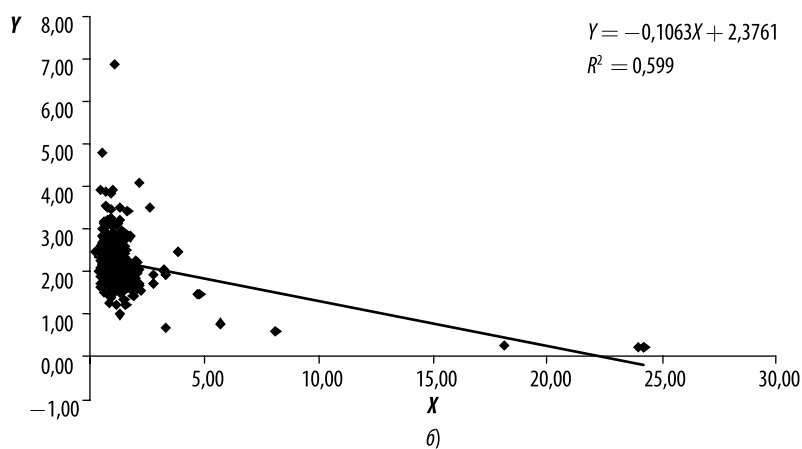
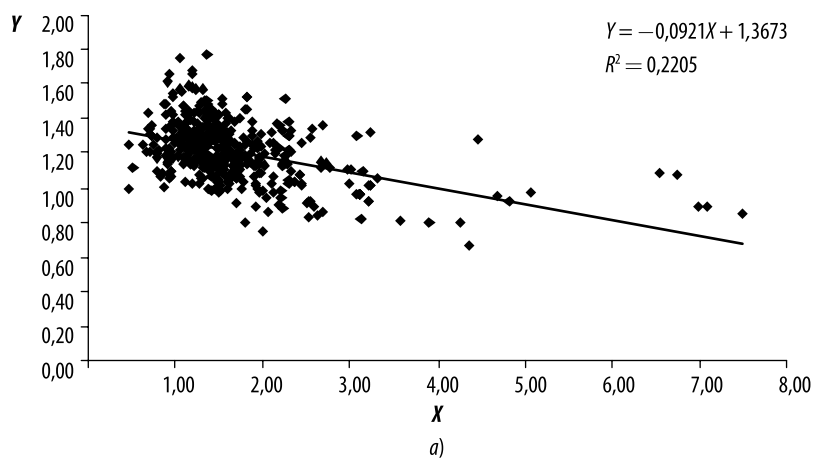


Рис. 7. Зависимость между Y и X для агрегированных данных:
а) 1961–1971 гг.; б) 1972–1982 гг.; в) 1986–1996 гг.

Сектора с наибольшими значениями темпов роста производства, 1986–1996 гг.

SIC	X	Y
3674	20,89	0,22
3571	8,32	0,24
3577	6,25	0,32
3572	4,52	0,48

В табл. 8 на первом месте уже находится сектор 3674 («Полупроводники»), намного опережая своих преследователей. За ним идут три компьютерных сектора. По-прежнему наблюдается беспрецедентное падение цен у всех четырех секторов. Здесь также надо отметить четвертый компьютерный сектор — 3575, который тоже является выбросом, со значениями $X = 1,27$ и $Y = 0,31$.

Заключение

Установлено, что существует устойчивая, хотя и незначительная, отрицательная корреляция между секторальным ростом индекса цен и темпами роста производства. Этот вывод подтверждается при анализе панельных данных.

Отмечена также значительная корреляция, существующая между $\bar{Y}_t$, коэффициентом регрессии k_t ($r = 0,73$) и стандартным отклонением Y_t ($r = 0,91$). Другими словами, при возрастании среднего уровня инфляции $\bar{Y}_t$ увеличивается как наклон линии регрессии Y_i по X_i , так и разброс самих Y_i в год t .

Гетероскедастичность остатков в одни годы проявляется, а в другие — нет.

Все уравнения регрессии характеризуются наличием выдающихся значений, заметно влияющих как на величину коэффициента регрессии k , так и на R^2 . Более глубокий анализ должен быть произведен методами робастных оценок. Частичное решение проблемы, которое было предпринято в данной статье, состояло в том, чтобы рассмотреть агрегированные данные. Как результат, нам удалось в основном избавиться от выбросов, соответствующих малым значениям темпов роста X . Тем не менее сектора, отвечающие за компьютерную и информационную революцию, произошедшую в последние 30–40 лет, продолжали оказывать значительное влияние на полученные результаты.

Список литературы

- Вербик М. Путеводитель по современной эконометрике. М.: Научная книга, 2008.
- Хьюбер П. Робастность в статистике. М.: Мир, 1984.
- Castaldi C., Dosi G. Income Levels and Income Growth. Some New Cross-Country Evidence and Some Interpretative Puzzles // LEM Working Paper 2004–18, Sant'Anna School of Advanced Studies. Pisa, 2004.
- Harberger A. C. A Vision of the Growth Process // *American Economic Review*. 1998. № 88.
- Sapio S., Thoma G. The Growth of Industrial Sectors: Theoretical Insights and Empirical Evidence from U. S. Manufacturing // LEM Working Paper 2006–09, Sant'Anna School of Advanced Studies. Pisa, 2006.