

文章编号:1002-980X(2007)07-0102-05

小麦期货市场价格波动与到期效应的实证研究

张启文, 邢圆圆

(东北农业大学, 哈尔滨 150030)

摘要:通过对小麦期货市场期货品种收益率的分布与波动性进行实证分析,论证其时间序列存在 ARCH 效应;运用 ARMA - GARCH 模型对小麦期货品种进行了拟合分析和统计检验,结果表明小麦期货品种的波动性具有很高的持续性。通过添加到期时间的哑变量,可以证明大多数小麦期货合约存在到期效应。

关键词:波动性;ARCH 模型;到期效应

中图分类号: F830 **文献标志码:** A

1 引言

从 Samuelson 在其论文中首次提出了到期时间与期货市场价格波动相关性的假设以来,国外的许多学者都对这种现象进行了研究。Rutledge、Dusak - Miller、Castelino 和 Francis、Milonas、Galloway 和 Kolb、Allen 和 Cruickshank 等都对他们所研究的项目中发现了到期效应的存在。虽然大部分研究认为商品期货存在比较明显的到期效应,但也有部分研究提出相反的观点,例如 Grauer 在所研究的 10 个商品期货品种中均未发现支持到期效应的证据;Leistikow 发现国债期货存在到期效应,而商品期货反而不明显。

中国是世界上小麦产量最大的国家,小麦期货也是最早上市的期货品种之一,经过多年的发展,郑州商品交易所小麦期货市场运行机制已经初步形成,许多学者也对小麦期货市场进行了很多研究。例如王赛德、潘瑞娇对中国小麦期货市场效率进行了协整检验;华仁海、仲伟俊对我国期货市场期货价格波动与成交量和空盘量动态关系进行了实证分析;唐衍伟、陈刚和张晨宏对期货市场的波动性与有效性进行了分析;宋波对大豆期货的到期效应进行了实证研究,认为大豆期货市场存在到期效应。但对小麦期货市场到期效应的研究还不够丰富。本文研究以期货市场完整的期货合约为基础,对期货合约每日价格波动序列进行了进一步的研究,并通过

添加到期时间的哑变量 t ,验证了小麦期货市场到期效应的存在。

2 模型概述

1) Samuelson 假设现货价格符合一阶自回归过程,即:

$$S_t = \alpha S_{t-1} + u_t \quad (1)$$

其中 $E(u_t) = 0$, $E(u_t^2) = \sigma^2$ 且期货价格是到期日现货价格的无偏估计量,首次证明了当 $\alpha < 1$ 时,期货价格的波动性应随着到期日的临近而上升,这一假设被称为 Samuelson 假设或到期效应。^[1]理论上可以用可获得信息的数量来解释,即:相对于近期合约,交易者可以获得的对远期合约价格有影响的信息是比较少的,随着到期日的临近,影响期货标的商品的价格的信息量增加,导致了期货价格更频繁的波动。

2) ARCH 模型一个重要特征就是对波动丛集性的描述。波动丛集性是指金融市场的波动往往表现出一簇簇的倾向。较大的收益的出现往往预期随后也会出现大的收益,较小的收益随后会出现小得收益。即波动的当期水平往往与它的最近的前些时期水平有正相关关系。

ARCH 模型的主要贡献在于发现了经济时间序列中比较明显的变化是可以预测的,并且说明了这种变化是来自某一特定类型的非线性依赖性,而不是方差的外生结构变化。1986 年, Bollerslev 在 ARCH (q) 模型的基础上提出了一阶扩展模型^[2]

收稿日期:2007-03-11

作者简介:张启文(1967—),男,辽宁岫岩人,东北农业大学副教授,研究方向:农村金融和保险;邢圆圆(1980—),女,黑龙江安达人,东北农业大学在读研究生,研究方向:农村金融和保险。

$$y_t = x_t'\beta + \varepsilon_t \tag{2}$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t}v_t \tag{3}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_i^q \alpha_i \varepsilon_{t-i} + \sum_j^p \beta_j h_{t-j} \tag{4}$$

称序列服从 GARCH (p , q) 过程。其中 $h_t = \text{var}(\varepsilon_t | \phi_{t-1})$ ϕ_{t-1} 是时刻 t - 1 及 t - 1 之前的全部信息,其中, v_t 独立同分布,且参数满足条件: $E(v_t) = 0$, $D(v_t) = 1$ $E(v_t v_s) = 0(t \neq s)$, $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \sum_i^q \alpha_i + \sum_j^p \beta_j < 1$. 式(4) 中包括三项: α_0 为常数项, $\sum_i^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}$ 为 ARCH 项, $\sum_j^p \beta_j h_{t-j}$ 为 GARCH 项。模型的系数之和 $\sum_i^q \alpha_i + \sum_j^p \beta_j$ 的值的大小,反映了序列波动的持续性,即序列在过去时刻波动的大小特征在当前时刻被“继承”下来, $\sum_i^q \alpha_i + \sum_j^p \beta_j$ 越

接近于 1,整个序列的波动就越大^[3]。

3 数据说明与研究方法

1)为了验证小麦期货市场是否存在到期效应, 本文研究采用了郑州期货交易所的硬麦期货合约数据,由于 2006 年 5 月以后的硬麦期货空盘量和成交量十分小,价格波动不显著,不能反映出小麦期货市场的特点,所以本文研究选取的数据时间跨度为 2002 年 10 月 1 日到 2006 年 5 月。硬麦期货合约的交易月份为单月,本文选取了所选时间内的 15 个完整的期货交易合约。每个合约 230 个左右的数据。对期货价格波动序本文采用每日收盘价的对数一价差分并放大 100 倍以克服期货价格波动较小给数据处理带来的困难: $R_t = 100 \times [\ln P_t - \ln P_{t-1}]$ ^[4],由此计算得到的合约的每日价格波动的基本统计特征见表一。

表 1 郑州硬麦期货合约每日价格波动数据的基本统计特征

合约	样本数	均值	标准差	偏度	峰度	JB	伴随概率
wt401	278	0.292 77	1.134 648	- 0.367 699	5.714 570	91.620 71	0
wt403	304	0.042 050	1.146 600	- 0.306 422	6.06 759	123.421 8	0
wt405	295	- 0.006 890	1.114 543	0.080 741	5.018 288	50.390 48	0
wt407	283	- 0.004 414	1.126 530	- 0.023 973	4.432 229	24.215 11	0.000 006
wt409	232	0.080 620	1.133 856	0.104 281	4.652 848	26.828 90	0.000 001
wt411	234	- 0.050 883	0.828 111	- 0.236 307	6.186 206	101.158 9	0
wt501	240	- 0.089 465	0.756 109	- 0.273 875	7.867 162	239.892 9	0
wt503	224	- 0.131 465	0.710 366	- 0.341 521	6.862 026	143.563 1	0
wt505	227	- 0.090 819	0.702 180	- 0.195 731	6.887 691	1 443 987	0
wt507	207	- 0.129 628	0.823 152	0.438 151	9.516 724	372.907 0	0
wt509	220	- 0.082 336	0.700 434	0.131 506	5.689 759	66.953 13	0
wt511	221	- 0.083 853	0.661 103	0.241 068	8.950 372	328.163 4	0
wt601	212	- 0.063 020	0.747 326	0.993 783	14.318 36	1 166.491	0
wt603	177	- 0.059 684	1.202 168	0.348 217	7.845 413	176.727 5	0
wt605	210	- 0.067 911	0.655 924	- 0.871 960	7.253 100	184.888 6	0

注:合约代码中 wt 代表期货合约的种类为硬麦,紧接字母后面的第一个数字代表的合约到期交割的年份,后面两位数字代表交割月份,如 wt401 代表硬麦合约的交割日为 04 年的 1 月,以下均省略 wt;数据选取了每个合约交易日的一个数据到交割日的最后一个数据;JB 正态检验统计量为: $JB = T/6[S^2 + 1/4(K - 3)^2]$,其中,S 为偏度,K 为峰度,T 为样本的个数。

2)研究方法。首先对期货价格波动序列进行平稳性和单位根的检验,结果 15 个合约的每日收盘价的对数一价差分在 1 %的水平上是显著的,可以认为期货价格波动序列是平稳的。由于期货价格收益不服从正态分布,具有尖峰厚尾的特征,并具有异方差的特点。在 ARMA (1,1) 和 ARMA (2,2) 建立后,借助 GARCH 模型拟合了主模型的残差,针对每日价格波动时间序列和不同合约的特点建立起了

完整的 ARMA (1,1) - GARCH (1,1) 模型和 ARMA (2,2) - GARCH (1,1) 模型。然后为了验证到期效应的存在,在这个模型中加入表示“到期时间”的哑变量,通过对该哑变量参数的符号确认,证明郑州小麦期货价格确实存在到期效应。

4 实证结果

1)ARMA 模型的建立。通过对郑州硬麦期货

价格样本数据的自相关分析以及平稳性检验,我们发现小麦每日价格波动序列具有一定的自相关性,同时存在显著的偏自相关系数,而通过表 2 的 ADF

检验可以看出,所选的期货合约在 1 %的水平上都是稳定的,可以进行 ARMA 建模工作。通过实验,最后的建模结果如表 3 和表 4 所示。

表 2 郑州硬麦期货价格每日波动数据 ADF 检验结果

合约	t 值	1 %临界值	prob	合约	t 值	1 %临界值	prob
401	- 10. 969 95	- 3. 457 7	0	503	- 8. 085 371	- 3. 461 3	0
403	- 9. 886 640	- 3. 453 9	0	505	- 9. 283 955	- 3. 461 0	0
405	- 8. 370 014	- 3. 455 2	0	507	- 9. 671 606	- 3. 464 6	0
407	- 8. 542 242	- 3. 455 4	0	509	- 9. 054 145	- 3. 461 9	0
409	- 8. 566 381	- 3. 460 4	0	511	- 9. 456 494	- 3. 461 7	0
411	- 8. 241 098	- 3. 460 1	0	601	- 9. 302 528	- 3. 463 4	0
501	- 9. 233 812	- 3. 459 4	0	603	- 9. 276 953	- 3. 469 0	0

表 3 郑州硬麦期货价格每日波动 ARMA(1,1) 模型参数估计

合约	AR(1)	MA(1)	AIC	SC
401	- 0. 289 490(0. 672 6)	0. 238 676(0. 806 6)	3. 108 341	3. 147 596
407	0. 938 00(0. 000 00)	- 0. 906 6(0. 000 00)	3. 086 360	3. 125 104
409	0. 956 578(0. 000 00)	- 0. 962 834(0. 000 00)	3. 022 629	3. 052 434
411	- 0. 584 752(0. 201 8)	0. 554 38(0. 241 7)	2. 466 852	2. 496 474
503	- 0. 791 005(0. 000 00)	0. 763 896 (0. 000 00)	2. 138 330	2. 184 167
505	0. 360 772(0. 155 9)	- 0. 509 496(0. 034 5)	2. 099 831	2. 145 237
509	0. 377 431(0. 088 9)	- 0. 502 356(0. 019 4)	2. 076 216	2. 122 642
511	0. 531 209(0. 040 7)	- 0. 675 168(0. 003 1)	2. 007 603	2. 053 88
601	- 0. 207 414(0. 205 5)	- 0. 221 002(0. 188 3)	2. 131 100	2. 178 598
603	0. 090 643(0. 618 0)	- 0. 529 274(0. 000 5)	3. 077 113	3. 131 155
605	0. 424 057(0. 062 1)	- 0. 591 341(0. 004 5)	2. 014 217	2. 014 217

注:括号内为伴随概率,以下均同

表 4 郑州硬麦期货价格每日波动 ARMA(2,2) 模型参数估计

合约	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	AIC	SC
403	- 1. 105 475 (0. 000 00)	- 0. 875 647 (0. 000 00)	1. 102 776 (0. 000 00)	0. 947 676 (0. 000 00)	3. 084 290	3. 133 435
405	- 0. 648 000 (0. 000 00)	- 0. 744 892 (0. 000 00)	0. 594 806 (0. 000 00)	0. 843 999 (0. 000 00)	3. 040 720	3. 103 058
501	0. 458 828 (0. 000 00)	- 0. 875 435 (0. 000 00)	- 0. 506 870 (0. 000 00)	0. 994 992 (0. 000 00)	2. 206 039	2. 278 986
507	- 0. 530 616 (0. 001 1)	0. 140 141 (0. 362 8)	0. 379 851 (0. 011 1)	- 0. 455 307 (0. 002 0)	2. 318 100	2. 398 600

从表 3 和表 4 可以看出,有 6 个合约在 1 %置信度下是显著的,有 1 个合约在 5 %置信度下是显著的,有 2 个合约在 10 %置信度下是显著的,wt505、wt507 和 wt603 中分别有一个系数是不显著的,但从总体上来说 ARMA(1,1) 和 ARMA(2,2) 模型可以很好的模拟郑州硬麦期货价格每日波动序列。

2) ARCH 模型的建立。在 ARMA(1,1) 和 ARMA(2,2) 建立后,对该模型的残差项进行了

104

ARCH-LM 检验,检验结果:有 14 个合约的二阶和八节 ARCH-LM 检验结果的伴随概率在 1 %的水平上都是显著的,wt505 的二阶和八节 ARCH-LM 检验结果在 5 %的水平上也是显著的。只有 wt507 的统计结果是不显著的。从总体上看郑州硬麦期货合约价格每日波动序列的残差项确实存在 ARCH 效应,并且有显著的高阶 ARCH 效应存在。

3) GRACH(1,1) 建模,并加入表示到期时间的虚拟变量。对残差项的 ARCH-LM 检验,显示了

高阶 ARCH 效应的存在,所以建立 ARMA(1,1) - GARCH(1,1) 和 ARMA(2,2) - GARCH(1,1) 模型来完整的描述郑州硬麦期货合约每日价格波动。模型参数估计结果见表 5 和表 6。从表中可以看出 GARCH(1,1) 模型能够非常好的描述郑州小麦期货价格波动的过程。15 个样本合约所有的 GARCH 模型参数均在 5 %水平下显著,其中有 12 个合约在 1 %的水平下显著。满足参数约束条件,

即系数 $\alpha + \beta < 1$ 的合约个数为 13 个。但加入 GRACH 模型后,ARMA 模型的参数的显著性水平与原来的比变差了,有 7 个合约在 5 %的水平下显著,而 401 和 505 原来模型的系数不显著的,但添加 GARCH(1,1) 模型之后,ARMA 模型的系数反而变得显著了,而另外 405、407、503、509、511 合约则发生了相反的变化。

表 5 ARMA(1,1) - GARCH(1,1)和 ARMA(2,2) - GARCH(1,1)参数估计结果

合约	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	α	β
401	- 0. 988 96 (0. 000 0)		0. 959 31 (0. 000 0)		0. 375 78 (0. 000 1)	0. 576 919 (0. 000 0)
403	- 1. 079 032 (0. 000 0)	- 0. 926 945 (0. 000 0)	1. 094 404 (0. 000 0)	0. 986 985 (0. 000 0)	0. 347 242 (0. 000 01)	0. 590 640 (0. 000 0)
405	- 0. 028 534 (0. 966 7)	0. 080 34 (0. 849 0)	- 0. 013 491 (0. 984 3)	0. 015 81 (0. 997 2)	0. 184 790 (0. 004 2)	0. 750 489 (0. 000 0)
407	0. 099 61 (0. 878 1)		- 0. 187 34 (0. 768 3)		0. 226 692 (0. 014 7)	0. 593 295 (0. 000 0)
409	0. 414 078 (0. 038 5)		- 0. 529 77 (0. 008 8)		0. 245 272 (0. 000 1)	0. 789 336 (0. 000 0)
411	- 0. 480 504 (0. 187 2)		0. 441 301 (0. 247 0)		0. 217 819 (0. 000 1)	0. 764 403 (0. 000 0)
501	0. 973 457 (0. 000 0)	- 0. 748 430 (0. 000 0)	- 0. 994 517 (0. 000 0)	0. 752 128 (0. 000 0)	0. 180 259 (0. 000 0)	0. 774 851 (0. 000 1)
503	0. 083 495 (0. 008 6)		- 0. 199 657 (0. 837 7)		0. 239 137 (0. 000 1)	0. 760 283 (0. 000 0)
505	0. 545 064 (0. 046 5)		- 0. 648 276 (0. 004 3)		0. 346 755 (0. 000 3)	0. 506 476 (0. 000 0)
507	0. 454 924 (0. 034 3)	0. 774 851 (0. 000 1)	0. 409 193 (0. 040 9)	- 0. 396 826 (0. 036 4)	0. 368 861 (0. 003 2)	0. 419 917 (0. 010 9)
509	0. 261 729 (0. 462 3)		- 0. 377 167 (0. 275 3)		0. 096 044 (0. 014 6)	0. 868 167 (0. 000 0)
511	0. 420 028 (0. 008 7)		- 0. 486 834 (0. 278 6)		0. 133 233 (0. 000 4)	0. 852 725 (0. 000 0)
601	- 0. 191 935 (0. 529 8)		- 0. 078 909 (0. 793 8)		0. 207 339 (0. 000 0)	0. 845 158 (0. 000 0)
603	- 0. 016 131 (0. 941 4)		- 0. 517 375 (0. 002 7)		0. 336 677 (0. 008 3)	0. 626 305 (0. 000 0)
605	0. 426 089 (0. 019 0)		- 0. 637 477 (0. 000 1)		0. 346 216 (0. 000 0)	0. 600 532 (0. 000 0)

确定了模型的结构之后,为了验证到期效应是否存在,应用 D. E. Allen 和 S. N. Cruichshank^[5]使用的方法,我们在模型中加入了代表“距离到期的时间 t”的虚拟变量, t 的取值规则为:某合约距离最后交易日的的时间小于 n 个交易日时,取值为 1;某合约距离最后交易日的的时间大于 n 个交易日时,取值为

0。其中 n 是我们预先设定的数值,以确定到期效应的长短。如果存在到期效应,那么哑变量 t 的参数应该显著大于零。在本次研究中,我们通过对 n 的不同值的设定,发现很多 n 值得 t 统计量的系数都是不显著的,表 6 中列出了加入虚拟变量 t 后的 ARMA(1,1) - GARCH(1,1) 和 ARMA(1,1) -

GARCH(1,1) 模型参数估计结果和 t 统计量显著 近交易日 20 日左右,到期效应存在。
时 n 的取值。有 10 个合约 n 的取值小于 20。在临

表 6 ARMA(1,1) - GARCH(1,1)和 ARMA(2,2) - GARCH(1,1) 参数估计结果(续)

合约	$\alpha + \beta$	T	n	AIC	SC
401	0.952 691	- 0.527 84(0.0154)	16	2.730 322	2.821 904
403	0.937 882	0.756 417(0.008 0)	11	2.751 512	2.862 087
405	0.939 779	- 0.551 21(0.002 7)	10	2.804 034	2.916 241
407	0.819 987	- 0.288 383(0.034 4)	52	2.972 627	3.063 029
409	1.034 608	0.183 655(0.006 0)	9	2.648 529	2.752 845
411	0.982 222	- 0.258 102(0.024 5)	33	2.222 386	2.326 065
501	0.955 110	- 0.177 238(0.072 2)	29	1.981 051	2.112 356
503	0.999 42	- 0.206 330(0.626 3)	24	1.771 142	1.878 094
505	0.853 231	- 0.139 023(0.101 0)	35	1.927 631	2.033 577
507	0.788 878	0.246 063(0.031 9)	18	2.249 634	2.394 534
509	0.964 211	- 0.228 445(0.035 7)	18	1.980 081	2.088 407
511	0.985 957	0.462 498(0.192 8)	12	1.886 808	1.994 787
601	1.052 497	0.212 983(0.024 0)	16	1.749 640	1.860 470
603	0.962 982	0.357 532(0.090 4)	12	2.821 077	2.947 176
605	0.946 748	- 0.310 019(0.000 1)	15	1.792 799	1.904 744

5 结 论

1) 通过对郑州硬麦期货品种收益率波动性的实证分析可以发现:其存在明显的高阶 ARCH 效应, ARMA(1,1) - GARCH(1,1) 和 ARMA(2,2) - GARCH(1,1) 模型能很好的拟合小麦期货日收益率的时间序列。但不同时期模型的结构之间存在差异,需要将模型不断的进行调整。

2) 在建模过程中,13 个硬麦期货合约中有 10 个期货收益率的 α 与 β 的和分别非常接近于 1,表明这个期货品种的市场波动性具有很高的持续性,当期货收益率一旦受到冲击出现异常波动,则在短期内很难得以消除。

3) 不同硬麦期货合约的期货价格波动性上升的趋势不同,存在到期效应的 n 值也不同,但大部分合约的 n 值小于 30,在距离交割更远的时候则不能观察到到期效应的存在。

到期效应的存在对期货市场的套期保值者和投机者具有重要意义,因为套期保值者和投机者投资成功的关键在于对未来期货价格走势的正确把握,到期效应的存在对预测期货价格波动具有很大的帮助。对于套期保值者而言,为了避免频繁的调整头寸,应该尽量选择远期合约进行保值;对于投机者而

言,交易交割月前一个月的合约有可能获得更多的获利机会,因此套期保值者和投机者在对期货价格走势分析预测时,不仅仅要考虑期货价格的变动,同时要考虑到期效应的存在,以提高对期货行情的把握能力^[3]。

参考文献

[1]宋波.大连大豆期货价格到期效应的实证研究[EB/OL]. 5 - 8,11 - 12.
[2]BOLLERSLEV T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31: 307 - 327.
[3]张世英,柯可. ARCH 模型体系[J]. 系统工程学报,2002 (6):236 - 239.
[4]华仁海,仲伟俊. 我国期货市场期货价格波动与成交量和空盘量动态关系的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2004 (7):125 - 126.
[5]ALLEN D E,CRUICKSHANK S N. Empirical Testing of the Samuelson hypothesis: An Application to Futures Markets in Australia[D]. Singapore and the U.K. School of Finance and Business Economics, 2000:9 - 12,19 - 25.
[6]WALTER ENDERS. 应用计量经济学[M]. 北京:高等教育出版社,2006.
[7]易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京:中国统计出版社,2002.
[8]塞勒. 金融研究必备[M]. 北京:清华大学出版社,2005.

(下转第 128 页)



社,2002.

[2]夏博辉. 金融机构财务分析[M]. 北京:中国金融出版社, 2002.

[3]李光辉. 商业银行经营管理[M]. 北京:中国金融出版社, 2004.

[4]车迎新. 商业银行内部控制评价办法实施指南[M]. 北京:中国金融出版社,2006.

Research on Chinese Commercial Banks Strategic Cost Management

J I N G Fan

(China Construction Bank Dalian Branch ,Dalian Liaoning 116001 ,China)

Abstract : With the accelerated development paces of share ownership reforms in Chinese commercial banks. , in order to maintain their competitive advantages , all banks start to compete in all dimensions such as products ,service ,price and human resourse etc. According to the view of cost , it has become one of the key points of core competency weather or not commercial banks can change the limit of traditional cost management and approach the strategic effective cost management so build up their own lower cost competitive advantage. This article not only compares the difference between traditional cost management and strategic cost management and analysts advantage of strategic cost management and necessity of the commercial banks approach strategic cost management , but also builds up current best model how commercial banks facilitate the strategic cost management in specific situations.

Key words : commercial banks ;strategic cost management ;core competency

(上接第 73 页)

[9]赵芝俊,张社梅. 近 20 年中国农业技术进步贡献率的变动趋势[J]. 中国农村经济,2006(3) :4 - 12 ,22.

[10]黄先海,刘毅群. 物化性技术进步与我国工业生产率增长[J]. 数量经济与技术经济研究,2006(4) :52 - 60.

An Empirical Research of the Change of Agricultural Production Factors on Chinese Agriculture Growth

ZHAO Jian-xin^{1,2} , ZHANG Zhong-gen¹

(1. School of Management ,Zhejiang University , Hangzhou 310029 ,China ;

2. School of Business Management , Hebei University of Economics and Business , Shijiazhuang 050061 ,China)

Abstract : Based on the analysis of composition for agricultural production factors , this paper compares the difference between proportions for agricultural production factor input of 29 provinces of China in 1985 and 2004 , and then examines the difference of output elasticity for every factor over two periods by econometric models . The results show that with the development of market , the proportion of input for land and labor is decreasing , while that of capital is increasing . As for as the output elasticity is concerned , the highest is that of capital , followed by those of labor and land in turn in 2004 . Compared with those of 1985 , the output elasticity for capital , land and labor changed differentially , during which the first two declined in different scales , while the last increased . The findings also show that Chinese agriculture is experiencing the period of increasing margin for factor inputs , and it is of great importance to increase the input of capital in the near future.

Key words : composition of production factors ; output elasticity ; chinese agricultural growth

(上接第 106 页)

Research on the Price Volatility of the Wheat Future Market and the Samuelson Hypothesis

ZHANG Qi-wen , XING Yuan-yuan

(College of Economic & Management ,Northeast Agriculture University ,Harbin 150030 ,China)

Abstract : The ARCH effect of the return time series of Chinese wheat futures is argued by analyzing their distribution of the earnings yield and volatility. The ARMA - GARCH models show that the futures markets are with strong clustering and persistence characteristics. The article proves that the Samuelson Hypothesis dose exist in a majority of the contracts analyzed through adding the dummy variable.

Key words : volatility ; ARCH model ;samuelson hypothesis