

劳动力转移对粮食总产影响的一种量化分析

戴 鹏

(湖南农业大学 经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘 要: 对劳动力转移量进行衡量是困难的,甚至几乎是不可能的,但在分析劳动力转移对粮食总产的影响时,可绕过对劳动力转移量进行估算,将分析重点放在劳动力转移对粮食总产产生影响的可能路径选择——种粮面积和粮食单产上。而劳动力转移对粮食生产产生影响又主要是通过影响种植面积而非粮食单产来实现,随后的实证检验证实了这一观点。但同时发现,1978—2006年间,粮食总产变动无论是从绝对量构成分析还是从影响因素的贡献度分析,主要因素并非劳动力转移,而是源于粮食单产方面的变化,且几乎完全成同方向变动。

关 键 词: 劳动力转移; 种粮面积; 粮食总产

中图分类号: F323.6

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2009)05-0022-05

The Quantitative Analysis on the Impact of Labor Migration on Grain Output

DAI Peng

(College of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: This paper focuses on the possible paths—grain size and grain yield per unit area by which labor migration influences grain output, rather than the amount of labor migration, holds the view that if labor migration has an impact on food production, mainly by influencing the grain size rather than yield per unit area. Subsequent empirical test has not come to refute this view. And this paper indicates that, during the period from 1978 to 2006, in terms of the absolute change in quantity or degree of contribution, changes in grain output mainly doesn't come from labor migration, but from the changes in yield per unit area.

Key words: labor migration; grain size; grain output

一、问题及假说提出

劳动力转移是否影响农业生产?若产生影响,则该影响是负面的还是正面的,影响路径是什么?影响有多大,其变化趋势又怎样?这一系列问题均是考察农村劳动力转移与农业生产的关系时所应予以回答的问题。通过查阅已有研究资料及相关文献,笔者发现,对于农村劳动力转移与农业生产关系,自刘易斯(1954)提出“无限剩余劳动供给的经济发展”模式^[1]以来,已有研究多集中在“劳动力转移是否影响农业生产”这一问题上,且意见不一,如杜鹰等(1997)利用农村劳动力外出就业较多的四川和安徽两省的调查资料,通过对外出户和非外出户的比较,证明农村劳动力外

出就业并不必然导致农业生产水平的下降^[2],而舒尔茨(1999)对印度1918—1919年全国性流感的影响分析后指出“一般说来,印度流行性感死亡率最高的各邦谷物播种面积下降比例也最大。很难在这些资料中找到支持在流行性感冒时印度农业中的部分劳动力边际生产率为零的假说”^[3]; Scott Rozelle等(1999)对中国的研究也发现,迁移对农作物产出的影响是负面的,而且显著。当一名家庭成员迁移出去不再从事农业生产时,产出急剧下降。他进一步研究发现,转移对农业生产的影响是双重的,即虽然转移减少了家庭从事农业的劳动力,但外出劳动力给家中的汇款,却增加了家庭从事农业生产的资金^[4]。除此之外,对于“影响有多大,影响路径是什么”等问题的讨论,未见有更为深入、具体的论述。为此,本研究的目的主要有二:一为确认转移是否影响粮食生产;二为识别转移影响粮食生产的主要路径及影响程度。

鉴于量化分析对数据质量的要求及为读者更好地

收稿日期: 2009-09-09

基金项目: 国家社会科学基金项目(08BJY111)

作者简介: 戴 鹏(1984-),男,湖南新化人,硕士。研究方向: 农业经济理论与政策。

理解本文所表述的内容,在正式讨论劳动力转移对粮食生产的影响之前,笔者认为有必要对“劳动力转移”及分析思路作一简要说明。转移的是“劳动者”还是“劳动”,转移的是“剩余部分”还是“非剩余部分”,争论由来已久,笔者认为,对劳动力转移量进行衡量是困难的,甚至几乎是不可能的。理由如下:1) 劳动力转移,无论转移的该部分劳动力是剩余的还是非剩余的,转移的是劳动者还是劳动,转移的都是劳动量。因个人身上所包含的劳动量是有限的,只要转移的劳动量达到某一值(记为 M),无论达到这一数值的劳动量来源于一个人还是多个人,均可视为完全转移出了一个人,反之也成立,即若完全转移出了一个人,则可视作转移出了数值为 M 的劳动量。尽管在排除劳动投入的异质性后,常用工时来进行分析,但对劳动量进行衡量是困难的,几乎是不可能的。2) 转移分为部分转移(只在农业生产空闲时间外出工作)和完全转移(完全放弃农业生产外出工作),前者转移的是空闲时间所能提供的劳动量,而后者则转移的是劳动者。且由于本文分析的是劳动力转移对粮食生产总量的影响,在农业生产内部亦有部分转移(如伴随土地的兼业化所发生的劳动量转移)和完全转移(如在原来种植粮食作物的土地上不再种植粮食作物,而由此发生的劳动力转移)之分。

考虑到粮食总产(Q)为种粮面积(S)与粮食单产(q)之积,公式表示为: $Q=S \times q$,任何因素若对粮食总产产生影响,都必须通过改变种粮面积或粮食单产或两者来实现。因此,笔者在分析劳动力转移对粮食总产的影响时,并不打算对转移量进行准确估算,而是试图绕过这一点,将分析重点放在转移对粮食总产产生影响的可能路径选择——种粮面积和粮食单产上。基于此,笔者先提出以下两假说:

假说 1: 劳动力转移对粮食单产影响不大或不显著。

假说 2: 劳动力转移对种粮面积影响显著。

因转移若产生影响,影响是双重的,只要假说 1 和假说 2 成立,则在量化分析劳动力转移对粮食总产的影响时,可近似用种粮面积变化所导致的总产变化来代替转移对粮食总产的影响。

二、假说检验

若无特别说明,笔者的分析是建立在农户是理性的,有诸如可调整种植结构、可流转土地等方面的自由选择权,且农产品市场为或近似为完全竞争市场的

假设基础之上的。

1. 模型构建

农产品市场为或近似为完全竞争市场,对单个农户来说,农产品价格是给定的。基于此种假定,此时产量的最大化即是该农户此时可能得到的预期收益最大化。当农户做出选择种粮的决策时,预期种粮期间化肥、农药等价格对粮食生产影响不大,因化肥价格上涨时,农户可用农家肥来代替,且对于“理性经济人”假设下的农户而言,其合乎理性的选择是农药价格上涨时,农户不会过少使用农药;而在农药价格下降时,农户也不会过多地使用农药,但当期化肥、农药等价格的波动会影响农户下期是否种粮的决策,就如农户当前的种粮决策受上期化肥、农药等价格的波动影响一样。为此可预期,当农户已做出选择种粮的决策时,其单位面积上的生产要素投入量不会因其价格因素变动而发生变化(或变化不大),从而粮食单产亦不会发生很大的变化。

农户种粮与否,取决于种粮的预期收益和不种粮的预期收益之间的比较,如给定粮食产量,则种粮收益由价格因素来决定。考虑到粮食单产主要与农户的生产习作为有关,价格因素对粮食单产影响不大或不显著,但显著影响农户的种粮决策,影响种粮面积,影响粮食生产投入劳动量的转移,为此,在实证检验假说 1 和假说 2 时,可用价格因素来近似代替劳动转移量这一变量。对假说 1 和假说 2 的检验也随之变为对以下这一观点的检验: 价格因素对粮食单产影响不大或不显著,但对种粮面积产生显著影响。

为便于比较分析,试初步构建以下两个计量经济模型:

$$\ln S = a_0 + a_1 * \ln(P^e / P_c^e) + a_2 * \ln S_{-1} + a_3 * q_{-1} + a_4 * D_1 + a_5 * D_2 + \zeta_1$$

$$\ln q = b_0 + b_1 * \ln(P^e / P_c^e) + b_2 * \ln q_{-1} + b_3 * NS + b_4 * D_1 + b_5 * D_2 + \zeta_2$$

其中, S 表示当期的种粮面积, q 表示当期的粮食单产, P^e 表粮食预期价格, P_c^e 表化肥、农药等投入要素的预期价格, S_{-1} , q_{-1} 分表滞后一期的种粮面积和粮食单产,用以反映农户的种植习惯, NS 表成灾面积占受灾面积的比例,用以反映自然灾害对粮食单产的影响, D_1 , D_2 为政策虚拟变量,分别反映 1978—1986 年的政策变化和 2004—2006 年的政策变化, ζ_1 , ζ_2 为随机变量。

如果假说 1 和假说 2 成立,则以下结果预期应成立: 粮食单产方程式中,价格系数 b_1 检验不显著;而

种粮面积方程式中, 价格系数 a_1 检验显著, 即价格因素对粮食单产影响不大, 而对种粮面积产生显著影响。

2. 数据与结果

笔者所引数据均来自中国国家统计局数据库。在这里 P_c^e 指农业生产资料价格指数, P^e 指农产品生产价格指数, 时间为1978—2006年, 因假说1和假说2

是建立在农户有诸如调整种植结构、可流转土地等决策权基础之上的, 而1978年以前农户的决策权受到严格限制, 几乎由国家控制。限于预期价格的不可得性, 此处对 P_c^e 和 P^e , 都分别简单地用滞后一期的农业生产资料价格指数和农产品生产价格指数来替代。回归分析结果见表1。

表1 模型系数估计结果表

| 解释变量 | Ln(种粮面积) _t | | | Ln(粮食单产) _t | | |
|--------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 方程1 | 方程2 | 方程3 | 方程1 | 方程2 | 方程3 |
| 常数项 | 0.507 8 (0.750 3) | 0.365 7 (0.819 0) | -1.451 5 (0.268 1) | 0.614 5 (0.318 4) | 0.386 9 (0.263 8) | 0.568 4* (0.047 3) |
| Ln(生产价格/生产资料价格) _{t-1} | 0.088 3** (0.003 9) | 0.090 1** (0.003 3) | 0.067 2** (0.014 9) | -0.036 0 (0.535 6) | -0.048 3 (0.370 9) | — |
| Ln(粮食单产) _{t-1} | -0.075 9* (0.045 9) | -0.049 2 (0.082 1) | — | 0.958 4** (0.000 0) | 0.988 6** (0.000 0) | 0.961 8** (0.000 0) |
| (成灾面积/受灾面积) _t | — | — | — | -0.452 0** (0.001 5) | 0.481 2** (0.000 3) | -0.481 2** (0.000 3) |
| Ln(种粮面积) _{t-1} | 1.103 9** (0.000 0) | 0.999 1** (0.000 0) | 1.121 5** (0.000 0) | — | — | — |
| D_1 | -0.012 5 (0.272 8) | — | — | -0.004 5 (0.841 3) | — | — |
| D_2 | 0.037 474** (0.0117) | 0.035 4* (0.015 8) | 0.037 8** (0.013 4) | 0.015 5 (0.467 2) | — | — |
| R^2 | 0.893 1 | 0.886 9 | 0.870 6 | 0.972 0 | 0.971 3 | 0.970 3 |
| 调整的 R^2 | 0.868 7 | 0.867 2 | 0.854 5 | 0.965 6 | 0.967 7 | 0.967 9 |
| F-StatStic | 36.741 1** (0.000 0) | 45.089 9** (0.000 0) | 53.844 7** (0.000 0) | 152.580 5** (0.000 0) | 270.441 8** (0.000 0) | 407.994 1** (0.000 0) |

注: a 括号内的数字是P值。*和**分别表示变量系数通过了5%和1%的显著性检验。b 农产品生产价格指数2000年以前为农副产品收购价格指数

为便于发现解释变量对被解释变量的影响程度, 表1列出了方程的调整过程。根据表1中的系数估计值和相应的P值可发现: 价格因素对粮食单产的影响是不显著的(见粮食单产方程式1、2和3), 而对种粮面积产生显著影响(见种粮面积方程式1、2和3), 实证检验结果与假说1和假说2相吻合。

检验结果还表明, 上期粮食单产对当期种粮面积影响不大, 仅在8.21%的显著性水平上才对种粮面积产生影响, 种粮面积除主要与价格因素和上期种粮面积有关外, 还受政策变量的影响, 不同的政策影响不同, 与 D_1 对种粮面积变动影响不大不同, D_2 对种粮面积产生显著影响, 原因在于与 D_1 相对应的政策变化是1978—1986年的家庭联产承包责任制改革与完善, 提高了农户的生产自主权; D_2 相对应的则的政策则是2004—2006年的一系列惠农政策, 如取消农业税等, 提高了农户的种粮收入。粮食单产则除与当期自然灾害有关外, 主要与上期粮食单产有关, 单产方程式1、

2和3中上期粮食单产的检验系数均在0.95以上, 且检验显著, 体现农户种粮行为的强延续性, 而政策变量对粮食单产的影响不大。

三、量化分析——假说应用

由于粮食总产量 $Q=S \times q$, S 表种粮面积, q 表粮食单产。记下标为0表上期, 下标为1表当期, Δ 表变化量。

$$Q_0 = S_0 \times q_0$$

$$Q_1 = S_1 \times q_1 = (S_0 + \Delta S)(q_0 + \Delta q)$$

$$\Delta Q = Q_1 - Q_0 = \Delta S \times q_0 + \Delta q \times S_0 + \Delta S \times \Delta q$$

进一步变化可得:

$$1 = (\Delta S \times q_0) / \Delta Q + (\Delta q \times S_0) / \Delta Q + (\Delta S \times \Delta q) / \Delta Q$$

ΔQ 表上期到当期粮食总产量的变化量, 可看出该变化量由 $\Delta S \times q_0$, $\Delta q \times S_0$ 和 $\Delta S \times \Delta q$ 三部分构成, 其中: $\Delta S \times q_0$ 反映种粮面积变化带来的粮食总产量变化情况, $\Delta q \times S_0$ 反映粮食单产变化引致的总产变化情况, 而 $\Delta S \times \Delta q$ 则反映种粮面积变化与粮食单产变化

的交互影响所带来的产量变化。

与之相对应, $(\Delta S \times q_0) / \Delta Q$ 反映粮食种植面积变动对粮食总产量变动的贡献; $(\Delta q \times S_0) / \Delta Q$ 反映单位面积产量变动对粮食总产量变动的贡献; $(\Delta S \times \Delta q) / \Delta Q$ 反映种粮面积变动与粮食单产变动的交互影响对粮食总产量变动的贡献。如果假说 1 和假说 2 成立, 则 $\Delta S \times q_0$ 即为劳动力转移对粮食生产总量的影响, 与之对应的 $(\Delta S \times q_0) / \Delta Q$ 即为劳动力转移对粮食生产总量变动的贡献。而假说 1 和假说 2 已为实证检验所证明(表 1)。为此, 本文可绕开对劳动转移总量的估算, 直接从种粮面积上着手, 用种粮面积变化来近似替代粮食生产劳动力转移对粮食生产总量的影响进行量化分析, 并得出以下两个结论。图 1、表 2 分别给出了这种影响的量化分析结论及趋势图, 图 1 根据表 2 绘出。

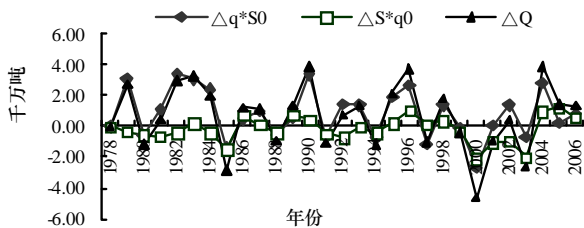


图 1 粮食总产量变动及分解图

(1) 粮食总产变动的绝对量构成分析: 如表 2 所示, 在 1978—2006 年间, 劳动力转移对粮食生产总量产生显著影响, 但其所引致的粮食生产总量变化的趋势是不规则的, 影响的方向可正可负, 这也可从图 1 中得到说明, 就平均而言, 劳动力转移对粮食总产的影响是负面的, 粮食总产因此共减少 5.29 千万吨, 平均每年减少 0.18 千万吨。而来自于粮食单产方面的变化则部分抵消了劳动力转移对粮食生产总量的影响, 分析期间, 粮食单产变动使得粮食总产共增加 24.29 千万吨, 平均每年增加 0.84 千万吨。由于劳动力转移和粮食单产两方面对粮食生产的综合影响, 1978—2006 年间, 粮食生产总量因此共净增加 19.27 千万吨, 平均每年净增加 0.66 千万吨。

(2) 粮食总产变动影响因素的贡献度分析: 粮食总产量变化在每一年都几乎完全与粮食单产所引致的粮食总产变化的方向一致(表 2 第 5 列), 这亦可从图 1 得到说明。这表明, 1978—2006 年间, 影响粮食生产总量变动的主要因素并不是劳动力转移, 而是源于粮食单产方面的变化。具体而言是, 粮食生产总量变动平均有 13% 来自劳动力转移方面, 有 84% 来自于粮食单产变化方面。

表 2 粮食总产变动的绝对量及贡献度分解表

| 年份 | (1) $\Delta S \times q_0$ | (2) $S_0 \times \Delta q$ | (3) ΔQ | (4) $\Delta S \times q_0 / \Delta Q$ | (5) $S_0 \times \Delta q / \Delta Q$ |
|------|---------------------------|---------------------------|----------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| 1979 | -0.33 | 3.10 | 2.74 | -0.12 | 1.13 |
| 1980 | -0.56 | -0.60 | -1.16 | 0.49 | 0.52 |
| 1981 | -0.62 | 1.09 | 0.45 | -1.39 | 2.44 |
| 1982 | -0.42 | 3.42 | 2.95 | -0.14 | 1.16 |
| 1983 | 0.18 | 3.08 | 3.28 | 0.06 | 0.94 |
| 1984 | -0.40 | 2.42 | 2.00 | -0.20 | 1.21 |
| 1985 | -1.46 | -1.41 | -2.82 | 0.52 | 0.50 |
| 1986 | 0.73 | 0.50 | 1.24 | 0.59 | 0.41 |
| 1987 | 0.12 | 1.03 | 1.15 | 0.10 | 0.89 |
| 1988 | -0.41 | -0.48 | -0.89 | 0.47 | 0.54 |
| 1989 | 0.75 | 0.59 | 1.35 | 0.55 | 0.44 |
| 1990 | 0.46 | 3.37 | 3.87 | 0.12 | 0.87 |
| 1991 | -0.45 | -0.65 | -1.10 | 0.41 | 0.59 |
| 1992 | -0.68 | 1.44 | 0.74 | -0.92 | 1.95 |
| 1993 | -0.02 | 1.40 | 1.38 | -0.01 | 1.02 |
| 1994 | -0.40 | -0.75 | -1.14 | 0.35 | 0.66 |
| 1995 | 0.21 | 1.93 | 2.15 | 0.10 | 0.90 |
| 1996 | 1.05 | 2.68 | 3.79 | 0.28 | 0.71 |
| 1997 | 0.16 | -1.20 | -1.04 | -0.16 | 1.15 |
| 1998 | 0.38 | 1.42 | 1.81 | 0.21 | 0.78 |
| 1999 | -0.28 | -0.11 | -0.39 | 0.72 | 0.28 |
| 2000 | -2.11 | -2.62 | -4.62 | 0.46 | 0.57 |
| 2001 | -1.02 | 0.06 | -0.95 | 1.06 | -0.07 |
| 2002 | -0.93 | 1.41 | 0.44 | -2.11 | 3.18 |
| 2003 | -1.97 | -0.70 | -2.64 | 0.75 | 0.26 |
| 2004 | 0.95 | 2.86 | 3.88 | 0.25 | 0.74 |
| 2005 | 1.23 | 0.21 | 1.46 | 0.85 | 0.15 |
| 2006 | 0.56 | 0.77 | 1.35 | 0.42 | 0.58 |
| 历年总和 | -5.29 | 24.29 | 19.27 | 3.68 | 24.50 |
| 历年均值 | -0.18 | 0.84 | 0.66 | 0.13 | 0.84 |

注: (1), (2), (3) 栏的单位为“千万吨”

四、结论及政策涵义

归结上述分析, 在“农户是理性的, 有较大的自由决策权(如: 可调整种植结构, 可流转土地等), 且农产品市场为或近似为完全竞争市场”的假设前提下, 得出如下结论:

(1) 劳动力转移对粮食生产总量的影响主要通过改变种粮面积, 而非粮食单产来实现。

(2) 价格因素及 2004 年以来出台的一系列惠农政策显著地影响种粮面积, 但几乎不影响粮食单产或影响不显著。粮食单产仅在 8.21% 的显著性水平上才对种粮面积产生显著地负面影响。

(3) 粮食生产总量变动的主要影响因素并非劳动力转移, 而是源于粮食单产方面的变动。具体而言是,

1978—2006年间,在绝对量上,劳动力转移使粮食总产年均下降0.18千万吨,而粮食单产的变化则使粮食总产年均增加0.84千万吨;在贡献度上,粮食总产变动平均有13%来于劳动力转移,平均有84%来自于粮食单产的变动。

上述结论表明,若想维持粮食总产在某一水平,努力维持种粮面积不变,不如努力增加单位面积上的产出来得明显;而若想维持种粮面积在某一水平,则努力增加单位面积上的产出不如努力提高产品和投入要素的价格比(即指提高农产品价格指数和农业生产资料价格指数的比)来得实在,这即为笔者从分析中得出的政策性启示。因此,笔者的政策建议具体如下:

(1) 对维持种粮面积在某一水平的政府政策选择,应将重心放在价格等货币因素上。如可提高粮食价格和投入要素价格之比;对种粮进行补贴以增加种粮所得收益。由于预期种粮收益和非种粮收益的比较分析决定农户的种粮决策,尽管农户对当期的预期并不像笔者分析所采取的预期一样完全以上期的实际相关资料为准,但预期具有很大的滞后性,使得政府有责任、也有必要使用各种经济政策和工具保持粮食价格和投入要素价格的平稳,以保持种粮农户预期的稳定性,防止因预期变动而带来种粮面积变动的大起大落。

(2) 对维持粮食总产在某一水平的政府政策选择,应着力关注粮食单产的提高。具体可从以下几方面着手:改造中低产田,加强粮食生产基础设施建设,

改善粮食生产的物质条件;加大科技投入,培育优质品种,提高粮食作物的抗灾、抗病虫害能力;完善技术推广体系,对种粮农户进行培训,降低人们采用新品种、新技术、新方法的风险。

(3) 劳动力转移,转移的是投入到粮食生产上的劳动量,尽管文中分析表明劳动力转移使得粮食总产年均减少0.18千万吨,但转移的劳动量对种粮面积的影响是可用机械生产技术进行部分弥补的。且目前农村劳动力转移是一种趋势,是单个农户在种粮比较收益低下的情况下所做的理性选择,是提高农民收入的需要,也是发展现代农业的要求。因此,在转移农村劳动力的同时,政府应鼓励土地流转、集中,实现粮食生产适度规模经营,以减少劳动力转移对粮食总产的负面影响。

参考文献:

- [1] Lewis W. Arthur. Economic Development with Unlimited Supplies of Labor[J]. The Manchester School of Economic and Social Studies, 1954(22): 139-191.
- [2] 杜鹰,白南生.走出乡村:中国农村劳动力流动实证研究[M].北京:经济科学出版社,1997:54-58.
- [3] 西奥多·W·舒尔茨.改造传统农业[M].梁小民,译.北京:商务印书馆,2006:59.
- [4] Scott Rozelle, J. Edward Taylor, Alan deBrauw. Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China [J]. American Economic Review, 1999, 89(2): 287-291.

责任编辑:李东辉

(上接第16页)

- [7] Cho Dong-Sung. A Dynamic Approach to International Competitiveness: The case of Korea[J]. Journal of Far Eastern Business, 1994, 1(1): 17-36.
- [8] Adam Smith(1776). An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations[M]. 西安:陕西人民出版社,2005:408.
- [9] 大卫·李嘉图.政治经济学及赋税原理[M].周洁译.北京:华夏出版社,2005.
- [10] Heckscher, Eli F. The Effect of Foreign Trade on the Distribution of Income (in Swedish)[J]. Ekonomisk Tidskrift, 1919, 21(2): 1-32.
- [11] Ohlin, Bertil G. Interregional and international trade [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1933.
- [12] Leontief, Wassily W. Domestic Production and Foreign Trade: The American Capital Position Re-Examined [J]. Proceedings of the American Philosophical Society, 1953, 97(4): 332-349.
- [13] P. Krugman. Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade[J]. Journal of International Economics, 1979(9): 61-64.
- [14] David Leishman, et al. Revealed Comparative Advantage and the Measurement of International Competitiveness for Agricultural Commodities: An Empirical of Wool Exporters [C]. Presented at Western Agricultural Economics Association Annual Meeting, Fargo, ND. 1999(7): 11-13.
- [15] Wencong Lu. WTO and Chinese Agriculture: Competitiveness and Policy Reform[J]. Quarterly Journal of International Agriculture, 2001(3).
- [16] Cheng Fang, et al. Dose the U.S. Midwest Have a Cost Advantage Over China in Producing Corn, Soybeans, and Hogs?[R]. MATRIC Research Paper 02-MRP 4, August 2002.
- [17] Jill E. Hobbs. Dimension of Competitiveness: lessons of the Danish Pork Industry[J]. Current Agriculture, Food and Resource Issue, 2001(2): 1-11.
- [18] 柯炳生.提高农产品竞争力:理论与政策建议[J].农业经济问题,2003(2): 34-39.
- [19] 帅传敏,程国强,张金隆.中国农产品国际竞争力的估计[J].管理世界,2003(1): 97-103.
- [20] 闫国庆,陈丽静,刘春香.我国农产品比较优势和竞争力的实证分析[J].国际贸易问题,2004(4): 11-22.
- [21] 乔娟,李秉龙.中国农产品国际竞争力研究[M].北京:中国人民大学出版社,2006.

责任编辑:李东辉