

我国水果产品产销价格连通性的实证分析

张丹 (柳州职业技术学院贸易与旅游系,广西柳州 545006)

摘要 针对目前的水果价格现状进行分析,提出产销价格之间相互作用,互为影响,但是两者的相互作用力并不平衡的假设。然后以1996~2013年的年度水果产品数据为样本,使用阿尔蒙多项式法、VAR模型的脉冲响应函数与方差分解的方法对我国水果产品生产和销售价格的传导连通性进行实证分析。最后得出两者作用力不均衡,价格传导机制不顺畅的结论。

关键词 水果产品;生产价格;销售价格;传导连通性;实证分析

中图分类号 S-9 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2015)24-319-04

随着市场经济的推进,水果产品市场形成了巨大的买方市场,生产环节和零售环节的对接构成了水果产业国内价格形成机制的基础。如何帮助水果产品顺利地流入到消费者手中,减少中间的各个环节的利润分割,切实提高农户的收入问题,是当今水果产业需要亟待解决的问题。尤其面临生产资料上涨的趋势下,提高农户的议价能力和权力是本行业三农问题的重中之重。在计划经济的沿革下,政府依靠农业局等地方机构重视水果产品的良性育种、减灾防害,但是却忽略了在流通领域为广大果农创利创收。随着水果产量的上升,农民收入却没有同比上升或者上升不如预期,我们有理由相信在流通环节上出现了不畅的情况。构建新型的价格连通机制,便成为政府和学术界关心的问题。

学术界对于价格方面的研究,近年来也主要集中于大农业产品的生产价格和消费价格之间。如文喜峰等认为水产品产销价格之间具有很高的相关性,运用1994~2010年年度面板数据,对我国水产品产销价格之间的影响机制进行研究,在长期来说,两者之间的相互影响是均衡稳定的。又通过Granger检验,发现生产价格的波动主导零售价格的波动,符合成本附加理论。曹晓青等以无锡市大白菜、西红柿的批发价格和零售价格为研究对象,分别从农产品价格传导关系、传导路径、传导效率、传导强度和调整路径等方面,运用VAR模型方法对蔬菜批发市场与零售市场间价格传导机制进行了探究。许世卫等运用链合模型(简称MCM)揭示农产品价格体系变动的内在机制,研究考虑农产品价格传导的短期性和滞后性等特点。从所掌握的文献来看,目前研究水果产品的价格连通性的较少,对于各种价格联动性问题主要集中在汇率与价格,或者产业价格的联动(如工农业产品),而专门针对水果产品的研究文献很少。笔者以我国水果产品的产销价格的连通性进行分析,找出水果产品内在的联系,为政府制定稳定的农产品价格政策措施提供参考,为农民增收谋福祉。

针对以上情况分析,水果产品的生产价格与零售价格相互影响相互制约。生产价格作为源头,在生产资料、运费、不可抗力等因素的作用下会发生一定的波动,但是订单的预定

价格、品质浮动价格等对水果生产价格产生一定的限制作用,所以生产价格从实际来分析基本波动不会太大。但是零售价格对生产价格的影响就不再具有稳定性影响的特点,零售价格的定价机制除了受到供给的影响(生产价格和产量),还会受到市场需求、总体经济状况、食品检测能力等多种因素的共同作用,具有相对的独立性。所以笔者假设生产价格和零售价格之间是相互作用,互为影响,但是两者的相互作用力并不平衡,两者的作用力到达终点时被中间环节缓冲了大半,根据此分析笔者会在该研究做出实证研究。

1 数据来源与变量阐释

1.1 数据来源 对我国水果产品生产和销售价格连通性的数据来源选择,笔者选择了价格指数来展开研究,好处是指数是在基期数值的基础上做了对比,这样可以减少数据的异方差性,也有利于增加序列的平稳性。笔者采用了1996~2013年的年度价格指数数据,相关变量分别用水果产品生产价格指数 ps 和水果产品零售价格指数 pl 来表示,数据来自《中国统计年鉴》。

1.2 基本分析

1.2.1 数据基本分析。从表1可知,针对水果产品价格指数的均值,1996~2013年间 ps 和 pl 分别为103.2和104.9,两者相差不大,说明水果产品的利润中间环节也是很少的,农零对接效果显著。 ps 和 pl 的偏度分别出现左拖尾和右拖尾,说明分布不对称。关于峰度, pl 和 ps 都小于但接近3,序列分布相对于是平坦的,但已经很接近正态分布。 ps 的波动性大于 pl 的波动性,极差达到30.8,标准差也有7.78,而 pl 的极差为26.95,标准差为7.38。水果产品的生产价格波动较剧烈的原因,可能是近年来政府对居民消费物价进行调控尤其是农副产品^[1]。

表1 序列基本数据分析

项目	ps	pl
均值	103.208 9	104.945 8
中位数	103.900 0	102.550 0
最大值	118.900 0	122.400 0
最小值	88.100 00	95.450 00
标准差	7.787 716	7.386 335
偏度	-0.192 910	0.852 339
峰度	2.906 360	2.991 615
正态检验	0.124 787	2.300 582
伴随概率	0.939 513	0.316 545

基金项目 广西高等学校人文社会科学研究一般项目(SK13YB151)。
作者简介 张丹(1982-),女,黑龙江鹤岗人,讲师,硕士,从事农产品贸易、国际贸易、转轨经济及全球化研究。
收稿日期 2015-06-29

从图 1 可知, ps 和 pl 的波动幅度较大,两者同步性较强,波动趋势具有一致性。这也符合笔者基本假设,两者相互影响制约。只是 pl 波动较柔和,说明中间环节已经把源头产生的波动性分解消化掉大部分。笔者进一步用 *eviews* 软件进行相关性分析,两者的相关系数也较高,达到 0.639 96。

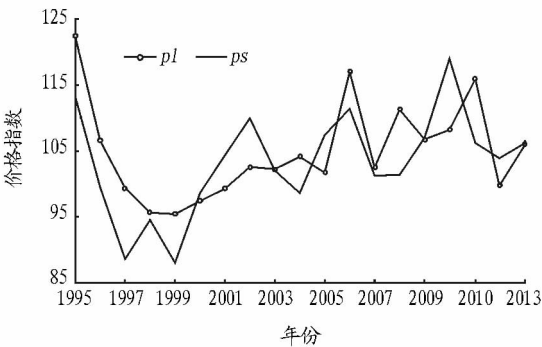


图 1 水果产品生产价格指数 ps 和零售价格指数 pl 波动趋势

1.2.2 平稳性检验。在判断变量间的因果关系之前,必须先进行平稳性检验^[2],否则容易造成伪回归。笔者采用 ADF (单位根)检验方式。序列 ps 检验结果显示,ADF 检验的 t 值为 $-3.971\ 018$,小于 5% 的显著性水平下的临界值 $-3.690\ 814$,大于 1% 显著性水平下的临界值 $-4.571\ 559$ 。因此, ps 序列在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,序列不存在单位根。序列 pl 检验结果显示,ADF 检验的 t 值为 $-4.873\ 919$,小于 1% 的显著性水平下的临界值 $-4.571\ 559$ 。因此, pl 序列在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,序列不存在单位根。

1.2.3 因果关系检验。格兰杰因果关系检验可以分析水果产品生产价格与零售价格在先不考量经济意义的情况下判断一个变量是否是另一个变量变化的原因。检验结果表明, pl 可以格兰杰引起 ps 的 χ^2 统计量检验的值是 0.073 006,大于 2.5% 显著性水平的值, ps 统计值也大于检验值,而且伴随概率很小,可以认为 ps 可以格兰杰引起 pl ,由此可以看出两序列存在引导关系。虽然格兰杰检验只是理论意义上的检验,但是这种同起同落的趋势是确定存在的。

从图 2 可知,序列 ps 和序列 pl_t, pl_{t-1}, pl_{t-2} 显著相关,这里为了计算方便,可取滞后 3 期;序列 pl 和序列 ps_t, ps_{t-1}, ps_{t-2} 显著相关,这里为了计算方便,可取滞后 3 期。

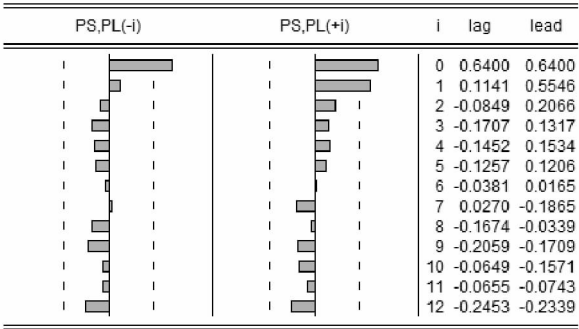


图 2 pl 和 ps 序列相关性

2 实证分析

2.1 分布滞后模型的参数估计(阿尔蒙多项式法) 通过以

上计算可知,各指数序列都是平稳序列,接下来可以采用分布滞后模型进行估计和分析。笔者采用 *eviews6.0* 统计软件,采用关于时间的幂数较低的 m 次多项式去逼近,对水果产品生产价格指数和水果产品零售价格指数进行分布滞后动态模型估计,结果显示如表 2~3。由表 2 可知,在模拟过程中,输入权数是分别是 2,3,4,因为输入 4 是产生奇异矩阵无法估计,而输入 3 时 R^2 为 0.583 601,大于权数为 2 时的 0.537 632,于是选定权数为 3。 F 值为 3.854 249,大于 5% 的显著性水平下的值 3.29,D. W. 值显示不存在序列相关,模型线性关系基本成立。模型拟合效果较好,估计结果可以接受。从估计结果可知, ps 对 pl 存在深远影响。 ps 增加 1%,会引起当年的 pl 也攀升 0.308 07%。此种统计现象表明,水果产品生产价格会通过供给的影响推动零售价格随之变动,这是符合流通经济的价格基础原理的。同时滞后 1 期的 ps 对 pl 仍存在同向关系向影响,系数为 0.450 36,远远超过同期的影响系数,这说明上期的水果产品的成本,以及产生的收益会对本期农民的种植意愿产生影响,影响供给,进而影响本期零售价格。

表 2 权数为 3 的分布滞后模型回归结果(pl 为因变量)

<i>i</i>	系数	Std. Error	<i>t</i> -statistic
0	0.308 07	0.208 31	1.478 91
1	0.450 36	0.218 34	2.062 62
2	-0.077 72	0.211 33	-0.367 78
3	0.162 45	0.173 90	0.934 17
滞后和	0.843 17	0.247 84	3.402 02
<i>R</i> -squared	0.583 601		
varDurbin-Watson stat	2.872 723		
<i>F</i> -statistic	3.854 249		
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.034 007		

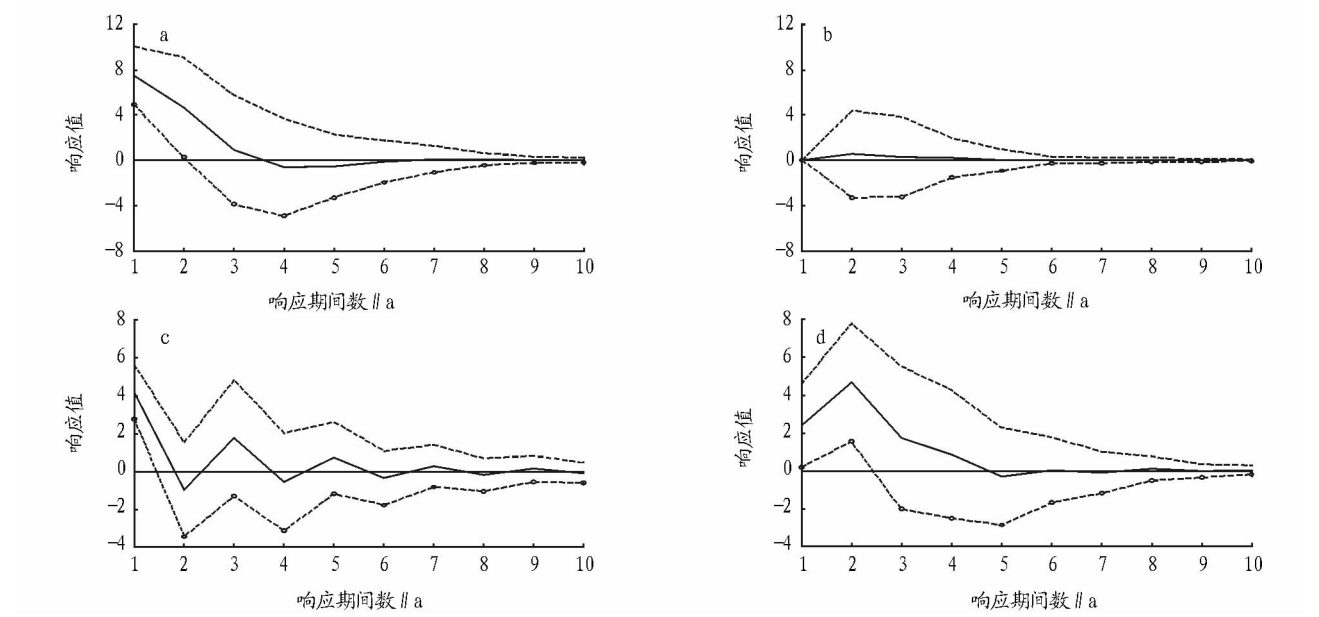
表 3 权数为 2 的分布滞后模型回归结果(ps 为因变量)

<i>i</i>	系数	Std. Error	<i>t</i> -statistic
0	0.808 03	0.262 24	3.081 28
1	0.180 40	0.261 28	0.690 46
2	-0.315 99	0.219 22	-1.441 45
滞后和	0.672 44	0.331 43	2.028 88
<i>R</i> -squared	0.463 921		
Durbin-Watson stat	2.206 542		
<i>F</i> -statistic	3.750 052		
Prob(<i>F</i> -statistic)	0.038 582		

从表 3 可见,模型的拟合优度检验值达到 0.463 921, F 值也达到了 5% 下的显著性水平,D. W. 值显示不存在序列相关,模型拟合较好。从统计结果来看, pl 与 ps 同向变动,也就是 pl 增加 1% 会引起 ps 增加 0.808 03%,说明水果产品零售市场的供求情况,对本期的水果产品的收购价产生巨大的引导作用,特别是对于处于观望状态的农民的卖果价格给予了一定的压力,改变其观望态度;同时可以看到, pl 影响存在滞后效应,上期的 pl 对本期的 ps 的影响系数为 0.180 40,远远 $<0.808\ 03$,说明水果的零售价格的波动顺利地传递到本期,滞后的影响较小。同时说明我国的生产价格指数存在蛛网

模型效应,也就是在对本期存在影响,并把部分影响结果分散在后期。根据蛛网理论,产生的原因在于水果产品这种生产周期较长的商品的产量和价格会存在波动,进而就会影响生产价格和零售价格的变动。生产者总是根据上一期的价格来决定下一期的产量(供给会影响生产价格),这样,上一

期的价格同时也就是生产者对下一期的预期价格,而实际上,在每一期,生产者只能按照本期的零售价格或者批发价格来出手,这种实际价格与预期不符,就会造成不同年份产量价格波动,就会出现笔者所描述的部分情况。



注:实线表示脉冲响应函数,代表了水果销售价格和生产价格的互相冲击的反应,虚线表示正负两倍标准差偏离带。a. ps 对 ps 的影响;b. ps 对 pl 的影响;c. pl 对 pl 的影响;d. pl 对 ps 的影响。

图3 序列 pl 与 ps 脉冲响应

2.2 基于脉冲响应函数的研究 ps 对于自身的影响系数从第2年起回落,在第3~6年产生负影响(图3a)。 ps 对 pl 的一个标准差的影响第1期为0,但随着时间的推移,其反应在不断增加,但增加幅度较弱,影响系数在0.5以内,在4年内保持正向影响,在第5、7、9年都出现负向影响(图3b)。这说明价格传导机制不顺畅,可能是由于水果生产还是小农经济居多,大多数的果农没有加入农村合作社经济,没能提高自身的议价权利。另一方面,产业流转的不经济,物流仓储、批发、零售等多环节存在,导致生产价格对零售价格产生不了撬动作用,或者影响的力量在各个环节中分散掉了^[3]。

而 pl 对自身的一个标准差的冲击在初期就有很强烈的反应,但是第2年呈现负影响,第3年又出现回调,第4年又出现负影响。随后各期也都出现这种起伏波浪的趋势,只不过影响幅度越来越小,最后趋于稳定(图3c)。而 pl 对 ps 一个标准差的影响,第1年就上升为2.379 835,第2年更上升到顶峰4.675 391,第3年则回落,第5年出现负影响,其后的影响则趋于0(图3d)。这说明零售价格对水果产品的生产价格存在的影响,存在明显的滞后效应(第2年系数到达峰值),而且价格传递机制通畅。这是因为零售行业的规模经济的扩展,销售终端的信息能够迅速传达到果农这一环节,特别是互联网网站的使用,手机终端信息的收发平台建立,使得零售对生产的价格指导作用不断增强。由上述分析可见,水果产品的生产价格和农产品零售价格的波动的相互影响存在力量不均衡态势。

2.3 基于方差分解的分析 在方差分解的基础上,笔者继续研究对 ps 和 pl 波动影响因素。随着预测周期的增加,生产价格对其自身的影响很大,从第2期保持在99.51%的影响力。水果产品零售价格对生产价格的影响力几乎为零,从第4期后一直保持在0.48%。而生产价格对零售价格的影响较稳定,当期影响稍显弱势,为24.34%的影响力,从第2期一直稳定在58%以上,这符合之前的论证。零售价格对自身的解释力度也呈现逐年下降趋势,从第1期的75%到第3期后一直稳定在41%(表4)。从方差分析结果可知,从自身解释来看,生产价格对过去的价格有较大依赖,而零售价格则较独立,过去时段的影响力不占主导。从两个市场相互的影响来看,生产价格对零售价格波动的影响更为显著,而零

表4 方差分解结果 %

预测期	ps 方差分解		pl 方差分解	
	ps	pl	ps	pl
1	100.000 00	0.000 000	24.339 59	75.660 41
2	99.656 22	0.343 784	59.771 11	40.228 89
3	99.558 71	0.441 292	58.570 76	41.429 24
4	99.514 67	0.485 327	58.835 15	41.164 85
5	99.516 31	0.483 691	58.339 95	41.660 05
6	99.516 27	0.483 726	58.207 60	41.792 40
7	99.515 89	0.484 111	58.123 82	41.876 18
8	99.515 71	0.484 288	58.100 46	41.899 54
9	99.515 72	0.484 2 85	58.080 95	41.919 05
10	99.515 65	0.484 350	58.074 80	41.925 20

售价格对生产价格的波动影响很弱,这表明水果产品价格存在价格传动效率低下。

3 结论

(1)水果产品生产价格和零售价格为平稳序列,并且从趋势图中看出没有明显的趋势性,这与水果产品的生产周期有关,呈现周期波动。从波动趋势来看,两者的趋势图大致相符,两者的相关系数达到 0.639 96。

(2)分布滞后动态模型分析结果表明,水果产品价格间的双向传递是通畅的,水果产品生产价格会对同期的零售价格产生正的影响。从影响系数大小来看,同期 pl 对 ps 的影响大于 ps 对 pl 的影响,上期对本期的影响则生产价格对零售价格影响较为深远,而且超过了同期的表现。说明双方的影响通道出现了不均衡现象。

(3)脉冲响应函数和方差分解分析针对 ps 和 pl 之间相互作用的强度没有达成一致分析意见。脉冲响应函数认为零售价格对生产价格的作用强度更大,而方差分解认为生产函数的影响力更大一些。其实两种分析并无实质矛盾,因为

(上接第 264 页)

量减少了约 19.05×10^3 t,期间芜湖县陆地生态系统中的植被储藏能力持续减弱,其中林地面积的减少是植被储藏能力下降的主要原因。由此说明固碳能力相对较低的草地、耕地、建设用地及水域变化为固碳能力较高的林地时,对生态系统中的植被碳储量变化起着正向影响效果,即土地利用的变化带动了生态系统中植被碳储量的增加;反之当固碳能力较高的林地变化为其他土地利用类型或者耕地转变为固碳能力低的草地、建设用地、水域或者草地转变为建设用地或者水域时,土地的利用变化对于植被碳储量起着负面影响,即土地利用变化导致了植被碳储量下降。2000 年以后,林地面积持续减少,10 年间大约减少了 34.9 km^2 ,导致碳储量减少约 10.56×10^3 t,占了 10 年植被碳储量变化中的 50% 左右,因此可以说林地面积变化是影响芜湖县植被碳储量变化的重要因素。

4 结论

该文利用前人对植被净初级生产力的研究结论,结合 2000~2010 年芜湖县遥感影像资料,综合对芜湖县植被碳储量进行估算和分析,总结出 2000~2010 年芜湖县土地利用变化对其植被碳储量的影响,研究结果如下。

(1) 芜湖县 2000~2005 年耕地、林地分别减少了 33.60 、 19.50 km^2 ,草地增加了 24.70 km^2 。其中耕地与林地主要转出为建设用地、水域以及草地。2005~2010 年期间耕地面积变化不大,林地略微减少 15.40 km^2 ,草地大幅度减少 39.40 km^2 ,建设用地面积增加了 46.50 km^2 。其中林地与草地大多转化为建设用地,少部分转化为水域。

(2) 芜湖县 2000~2005 年植被碳储量表现为减少,在此期间植被碳储量减少了 9.54×10^3 t,其中固碳能力较强的耕地、林地大量转变为固碳能力比较弱的草地及水域是植被碳储量减少的主要原因。2005~2010 年期间植被碳储量持续

我们知道零售价格对生产价格的影响是通过中间批发价格逐步的有层次的回压回去,不会对生产价格产生直接的影响,所以在数据中较难体现。从方差分解中得知,我国的水果产品仍然没有改变传统种植的误区,没有按照市场需求来改善种植的方向和品种(pl 对 ps 影响力仅有 0.48%)。总之以上两种分析均表明,我国水果产品的价格传导机制无论是顺向还是逆向都存在不顺畅的情况。

该研究结果表明,现代水果产业的流通体系应该建立起来,可以兴建适宜的农村合作社组织,尽力减少中间环节的消耗;广泛地普及电子商务的运作,实现“线上线下对接”;并不断扩展手机 APP 的应用方式,实现双向传导机制的无障碍。

参考文献

- [1] 李玫瑰,台述金. 烟台市农产品出口对农业经济增长的实证分析[J]. 贵州农业科学,2013,41(10):247-250.
- [2] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京:清华大学出版社,2006.
- [3] 陈军. 中国水果产品的出口竞争力分析及对策研究[J]. 价格月刊,2014(11):66-69.

下降,植被碳储量约减少了 9.51×10^3 t,原因是芜湖县经济发展迅速以及人口增加,导致了城镇周边地区农田、林地被大量占用转化为建设用地,还有就是人们片面追求经济效益,对林地进行乱砍滥伐或者种植固碳能力比较低的植被类型。总体上表明,芜湖县植被储碳能力持续减弱。

(3) 芜湖县不同土地覆盖类型与林地变化呈现出双向变化机制,植被覆盖变化比较大。2000~2010 年期间草地与林地受到人类活动干扰比较大,从而影响芜湖县植被碳储量变化。

参考文献

- [1] 葛全胜,戴君虎,何凡能,等. 过去 300 年中国土地利用、土地覆被变化与碳循环研究[J]. 中国科学,2008,38(2):197-210.
- [2] 陈四清. 基于遥感和 GIS 的内蒙古锡林河流域土地利用/土地覆盖变化和碳循环研究[D]. 北京:中国科学院地理科学与资源研究所,2002:1-4.
- [3] SCHINEL D S. Terrestrial ecosystems and the carbon cycle[J]. Global Change Biology,1995,1(1):77-91.
- [4] 刘英,赵荣钦,焦世兴. 河南省土地利用碳源/汇及其变化分析[J]. 水土保持研究,2010,17(5):154-162.
- [5] 李博. 现代生态学讲座[M]. 北京:科学出版社,1995:129-142.
- [6] HOUGHTON R A,SKOLE D L,NOBRE C A,et al. Annual fluxes of carbon from deforestation and regrowth in the Brazilian Amazon[J]. Nature,2000,403:301-304.
- [7] DERFRIES R S. Past and future sensitivity of primary production to human modification of landscape[J]. Geophysical Research Letters,2002,29(7):361-364.
- [8] 吴建国,张小全,徐德应. 土地利用变化对生态系统碳汇功能影响的综合评价[J]. 中国工程科学,2003,5(9):65-71.
- [9] 李克让,王绍强,曹明奎. 中国植被和土壤碳储量[J]. 中国科学(D 辑),2013,33(1):72-80.
- [10] 李文华,邓坤枚,李飞. 长白山主要森林生态系统生物量研究[J]. 森林生态系统研究,1981(2):34-50.
- [11] 马长欣,刘建军,康博文,等. 1999-2003 年陕西省森林生态系统固碳释氧服务功能价值评估[J]. 生态学报,2010,30(6):1412-1422.
- [12] 刘海英,包安明,陈曦,等. 近 30 年来玛纳斯河流域土地利用/覆被变化对植被碳储量的影响[J]. 自然资源学报,2010,25(6):926-938.
- [13] 何勇,姜允迪,丹利,等. 中国气候、陆地生态系统碳循环研究[M]. 北京:气象出版社,2006.