
人民币汇率变动对浙江农产品出口的影响:实证检验与政策含义

陈龙江 黄祖辉

内容提要:本文构建了农产品出口需求自回归分布滞后模型,从汇率水平和汇率风险两个维度考察了汇率变动对出口的影响,讨论了汇率影响出口的净效应。以浙江农产品出口月度数据进行实证估计,结果表明,当前的人民币升值对浙江农产品实际出口带来负面效应,而升值过程中汇率波动所带来的汇率风险则反而有刺激农产品出口的正效应。人民币汇率变动最终的净效应为负,而且在过去的一年里,这种负效应呈不断加强的趋势。其政策含义在于短期内通过政府农业支持政策降低农产品出口成本,长期则通过加强科研和质量管理将价格竞争力提升为质量竞争力。

关键词:人民币汇率 汇率风险 农产品出口 浙江

作者陈龙江,浙江大学中国农村发展研究院博士研究生;

黄祖辉,浙江大学中国农村发展研究院院长、教授,博士生导师。(杭州 310029)

一、引言

汇率作为一种重要的经济杠杆,是影响一个国家和地区对外贸易发展的重要因素之一,1997年亚洲金融危机的后果突出揭示了汇率对我国出口的影响。^①我国自1994年起建立起了以市场供求为基础、单一的、有管理的浮动汇率制度,但人民币1998年后基本钉住美元不变,相对日元等主要货币贬值,客观上导致了中国商品的出口更具价格优势,美、日、欧的产品竞争力下降。因此自2003年起,日本等国家提出要求“人民币升值”。尽管中国政府多次声明保持人民币汇率稳定对于各国的重要意义,却突然于2005年7月21日宣布调整钉住美元的汇率形成机制,改为钉住包括美元、欧元等在内的一篮子货币,同时宣布人民币升值2%,开始实行以市场供求为基础、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度。汇率形成机制改革后,人民币在波动中保持升值趋势,汇率有升有降,实现小幅双向波动,摆脱了对美元的固定钉住关系,汇率波动显著增加。^②在此背景下,研究人民币汇率对出口贸易的影响,显得日益重要。

理论上,汇率对出口贸易的影响有两方面:一方面,汇率水平的升降经由价格机制作用而促进或阻碍出口;另一方面,汇率波动所带来的汇率风险通过影响出口厂商决策而影响出口,这种影响依厂商对待风险态度不同而不同。风险厌恶的出口厂商认为,高汇率风险引发高利润风险,因此会减少出口,避免未来收益的不确定性(Ethier, 1973)。风险偏好的厂商则视高汇率风险为获取高利润的机会,所以反而会增加贸易量(DeGrauwe, 1988)。国外对汇率贸易效应的实证研究则表明,汇率水平变动与贸易量之间的相关程度非常弱(麦金农和大野健一, 1999等),汇率风险则可能刺激国际贸易(Sauer和Bohara, 2001等)、或者减少出口贸易(Taufiq和Choudhry, 2005等)、也可能影响不显著(SilvanaFenreyro, 2004等)。国内研究者对于人民币汇率与贸易的关系也进行了讨论,如厉以宁等(1991)、戴祖祥(1997)等、李建伟和余明(2003)、余珊珊和韩剑(2005)等的研究。尽管已有实证研究结论存在差异,但总体上证实了汇率对出口贸易的影响。

以上研究均采用出口加总数据,考察汇率水平或其波动风险对一国总体出口贸易的影响。然而,汇率变动对不同产业具有不同的影响,因为每个产业都有自己的特性。Klein(1990)因此指出,对于实际汇率波动对出口贸易的影响,必须在商品层面上进一步展开。总体而言,相对于制成品,农产品具有更加特殊的产业性质,如产品均是可贸易的,几乎完全可替代、不耐久、进入的初始投资成本较低等。正是基于这些特性,一般认为,汇率波动对农产品贸易的影响与对制成品产业的影响不同。GueDaeCho等(2002)的研究证实,相比其它部门而言,实际汇率的不确定性对农产品贸易具有更加显著的负效应。国内相关研究如蔡昉(1994)、顾焕

章等(1994),以及近年李小云和李鹤(2005)、宋海英(2005)等也揭示了人民币汇率变动对我国农产品贸易的影响,特别是近年人民币升值的负面影响。

浙江省是农产品出口大省,已连续七年成为全国第三大农产品出口省份。2006年浙江省农产品(WTO谈判口径+水产品)进出口贸易总额44.61亿美元,同比增长12.7%。其中出口26.86亿美元,同比增长9.6%,占全国农产品出口总额的8.66%,在各省(市)中继续排名第三;进口17.75亿美元,同比增长17.9%;农产品进出口贸易顺差9.11亿美元。^③农产品是浙江出口中仅次于纺织服装、机电产品的第三类出口主导产品,农产品出口好坏不但影响浙江省外贸出口的发展,更重要的是会直接影响浙江省农业、农村和农民的利益。^④因此,实证探讨人民币汇率变动对浙江农产品出口的效应具有重要的现实意义。基于此,本文研究人民币汇率水平及其风险对浙江农产品出口的影响。

本文结构安排如下:第二部分构建出口需求自回归分布滞后模型,分析汇率变动及其风险影响出口的净效应;第三部分说明数据来源,进行数据平稳性检验,衡量汇率风险,估计出口需求方程参数,分析估计结果;第四部分归纳结论并解读出其中的政策含义。

二、出口需求自回归分布滞后模型与汇率影响的净效应

(一)出口需求自回归分布滞后模型

理论上,汇率水平和汇率风险均影响出口,故我们将二者同时引入出口需求方程。依Klaassen(2002)、Fang等(2006)、陈龙江(2007)等实证文献,实际出口(rex)受外国实际收入(ry),实际有效汇率^⑤(reer)和汇率风险(roer)的影响。构建出口需求方程基本形式如下:

$$rex_t = f(ry_t, reer_t, roer_t) \quad (1)$$

$$\text{其中, } \frac{\partial rex_t}{\partial ry_t} > 0, \frac{\partial rex_t}{\partial reer_t} < 0, \frac{\partial rex_t}{\partial roer_t} > 0 \text{ 或者}$$
$$\frac{\partial rex_t}{\partial roer_t} < 0.$$

式(1)中,外国实际收入增加,对本国(省)出口商品需求提高,因而正向影响出口需求。实际有效汇率的下降^⑥(贬值)则表明出口商品更加便宜,因此改善实际出口。汇率风险的效应在理论上不明确,可能为正,也可能为负。

由于出口的变动具有累积的持续性,当期出口应该会受到前几期出口影响。而面对汇率升值或贬值,出口厂商的调整行为将涉及价格调整、生产调整再到出口调整等过程,因而当期汇率上升或下跌的贸易影响将会存在一个时滞,当期的影响在几个月后才能得以完全显现。同样,面对汇率波动带来的风险,出口厂商不论是基于风险厌恶,以国内市场替代国外市场,减少出口贸易,还是基于风险偏好,增加出口贸易,都要评估其中的成本,不能立即完成调整,因此出口需经过一段时间后,才会出现显著变动。这说明,当期出口不仅受到当期,而且也受到前几期各变量的影响。基于此,并结合方文硕、赖奕豪(2001)、陈龙江(2007)的研究方法,本文采用自回归分布滞后模型(ADL)来设定出口需求方程的具体形式。采用衡量汇率风险的GARCH(1,1)模型^⑦(Bollerslev, 1986),本文建立如下评估汇率变动及其风险对出口影响的分析框架。

$$\ln \text{rex}_t = a_0 + \sum_{i=1}^j a_i \cdot \ln \text{rex}_{t-i} + \sum_{i=0}^k b_i \cdot \ln \text{ry}_{t-i} + \sum_{i=1}^l c_i \cdot \ln \text{reer}_{t-i} + \sum_{i=0}^m d_i \cdot \text{roer}_{t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (2)$$

$$\ln \text{reer}_t = a_e \cdot \ln \text{reer}_{t-1} + \varepsilon_{e,t} \quad (3)$$

$$\text{roer}_t = \sigma_{e,t}^2 = \beta_0 + \beta_1 \cdot \varepsilon_{e,t-1}^2 + \beta_2 \cdot \sigma_{e,t-1}^2 \quad (4)$$

式(2)中 j, k, l, m 分别代表各变量的滞后期数, ⑧除汇率风险变量外, 其余变量均为对数形式。式(2)至式(4)所构建的自回归分布滞后模型为两阶段估计。我们先利用式(3)-(4)的 GARCH(1, 1)模型, 估计代表汇率风险的条件异方差 $\sigma_{e,t}^2$, 再代入式(2)的出口需求方程中, 观察其对出口的影响。我们可从方程(2)中系数 c_i 和 d_i 的统计显著性和符号来判别实际出口和汇率变动及其风险之间的关系。如果 $\sum_{i=1}^l c_i < 0$, 那么可以认为汇率贬值改善了出口。如果 $\sum_{i=0}^m d_i < 0$, 则可认为, 在其它条件不变的情况下, 汇率风险减少了实际出口; 如果 $\sum_{i=0}^m d_i > 0$, 那么可以认为, 汇率风险暗含的高利润机会刺激了出口。

(二) 汇率影响的净效应

由于汇率变动及其风险均会影响出口, 因而汇率对出口的最终影响依赖于二者影响的净效应。为评估净效应, 我们从考察方程中汇率及其风险系数估计值的符号开始。表 1 列出了各种可能情况下的净效应。

表 1 汇率对出口影响的净效应

变量 (系数符号)	实际有效汇率指数变动方向	汇率水平变动影响 (1)	汇率风险影响 (2)	判别条件	净效应
汇率水平 (-); 汇率风险 (-)	下降 (贬值)	+	-	$(1) > (2)$	+
	上升 (升值)	-	-	$(1) < (2)$	-
汇率水平 (-); 汇率风险 (+)	上升 (升值)	-	+	$(1) > (2)$	-
	下降 (贬值)	+	+	$(1) < (2)$	+

注: 符号“+”、“-”分别表示正和负的效应。

如果估计出的实际有效汇率系数估计值符号为负 ($\sum_{i=1}^l c_i < 0$), 汇率风险系数估计值的符号也为负 ($\sum_{i=0}^m d_i < 0$), 那么将有两种可能: 一是当实际有效汇率指数下降 (贬值) 时, 净效应将取决于二者力量的对比。尽管汇率贬值会增加实际出口, 但如果汇率贬值过程波动性太大, 那么贬值对出口的促进作用将会被汇率风险所致的负作用所抵消, 如果汇率风险的负效应超过汇率贬值的正效应, 那么净效应为负, 反之净效应为正; 二是当实际有效汇率上升 (升值) 时, 其对出口的影响为负, 最终的净效应为负。

当然, 如果估计出的实际有效汇率系数估计值的符号为负 ($\sum_{i=1}^l c_i < 0$), 汇率风险系数估计值的符号为正 ($\sum_{i=0}^m d_i > 0$), 那么净效应同样存在两种可能: 一是当实际有效汇率下降 (贬值) 时, 其对出口的影响为正, 因而净效应为正; 二是当实际有效汇率上升 (升值) 时, 其对出口的影响为负, 净效应将取决于其与汇率风险正效应力量的对比。当正的汇率风险效应占主导时, 净效应显

然将为正,反之则为负。

三、数据与实证结果

(一)数据来源与平稳性检验

本文采用浙江省 2002 年 1 月-2006 年 12 月的月度数据进行方程估计,共计 60 个样本量。其中,实际出口用以美元表示的名义农产品出口额(图 1)经美国 CPI 数据平减计算所得,名义出口额数据来源于中华人民共和国商务部对外贸易司公布的《中国农产品进出口月度统计报告》(2002.1-2006.12)。美国 CPI 数据(以 2000 年为基期)来源于美国劳工统计局网站。外国收入变量⑨采用日本、美国、欧盟三个地区⑩的月度工业产值指数,并按各自在浙江 2005 年农产品出口中所占比重加权计算获得综合指数,月度工业产值指数数据均来源于欧盟统计局网站,日本、美国、欧盟三个地区在浙江 2005 年农产品出口中所占的比重数据 11 来源于浙江省农业厅。人民币实际有效汇率指数(图 2)数据来源于 IMF。汇率风险采用方程(3)-(4)组成的 GARCH(1,1)模型计算。

考虑到回归分析中对时间序列数据平稳性的要求,先对所涉及变量进行平稳性检验。采用 ADF 方法进行检验,结果如表 2 所示。

表 2 变量平稳性检验结果

变量	截距项 C 滞后期,趋势 T	(A)DF值 (临界值)	是否平稳
LREX	C 0 T	-5.930431*** (-4.121303)	平稳
IRY	C 9 T	-4.351058*** (-4.152511)	平稳
LREER	C 0 0	-2.703173* (-2.593551)	平稳

注:***、*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

(二)汇率风险衡量

根据模型分析框架,我们采用 GARCH(1,1)模型估计出汇率风险变量。对式(3)-(4)组成的 GARCH(1,1)模型进行估计,估计值如表 3 所示。

表 3 GARCH(1,1)模型估计值

参数	α_1	β_0	β_1	β_2	
系数值	0.999576	1.74E-06	-0.093563	1.077624	
z-统计量	2498.614	1.039688	-3.027965	27.12347	
相伴概率	0.0000	0.2985	0.0025	0.0000	
调整的 R ²	0.890889	AK值	-5.850944	SC值	-5.710094

由估计的 GARCH(1,1)模型参数值,我们可以计算得到衡量汇率风险的汇率波动性序列,即条件方差序列。图 3 描述了随时间而变的汇率风险。

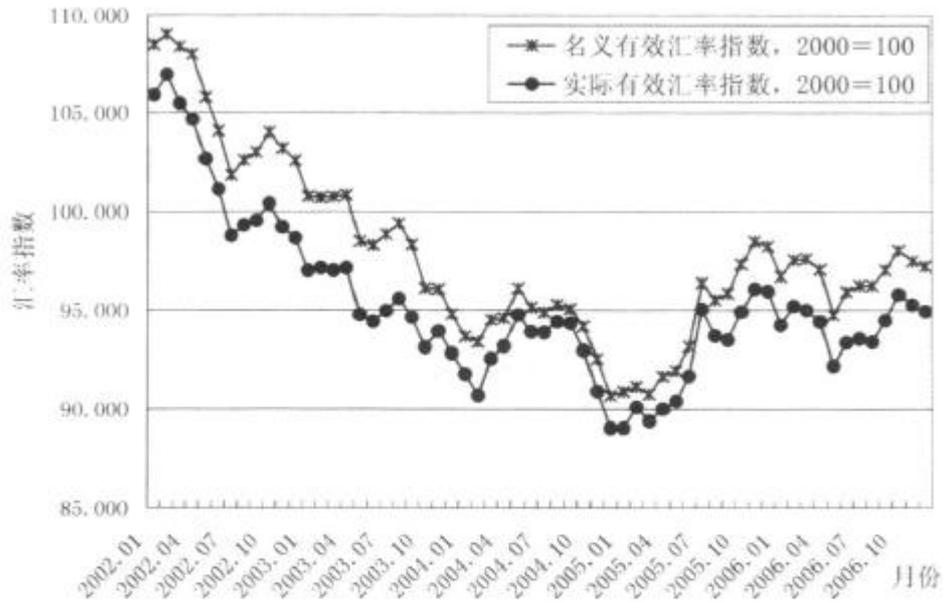


图 2 人民币名义和实际有效汇率变动
(2002 01—2006 12)

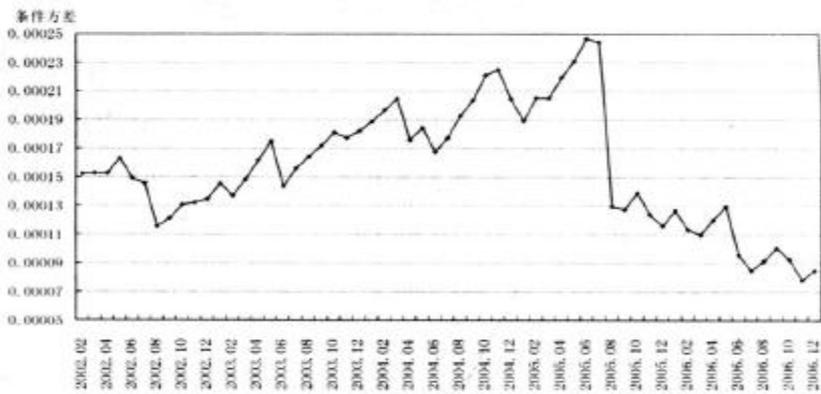


图 3 人民币实际有效汇率风险变动

(三) 出口方程参数估计

在估计出汇率风险时间序列后, 我们便可以估计出口需求方程式 (2)。显然, 在估计参数前, 必须先决定模型的滞后阶数, 滞后阶数太少, 模型残差值可能存在自相关; 滞后阶数过多, 则降低模型的自由度与估计效率 (方文硕、赖奕豪, 2001)。我们根据 AIC 与 SC 值最小的准则, 结合收入、汇率影响出口滞后期的经验判定, 经反复试验, 最终得到最合适的模型滞后阶数 (见表 4)。

按照自回归分布滞后模型“从一般到简单”的建模过程, 逐步剔除不显著变量, 综合考量后得最终的简化方程估计结果如表 5 所示。从表 5 所示结果来看, 农产品实际出口回归方程拟合较好, 绝大多数变量均在 5% 的水平上显著, 方程的 AIC 和 SC 值均较低, 总体而言, 估计结果可以作为进一步分析的依据。

表 4 模型最适滞后阶数

	实际 出口	外国 收入	实际 汇率	汇率 风险
滞后阶数	$j=6$	$k=6$	$l=6$	$m=5$

表 5 出口需求方程回归估计结果

变量	系数值	统计值
I _{REX} (-1)	-0.234861 ^{***}	-2.664031
I _{REX} (-4)	-0.524840 ^{***}	-6.451638
I _{REX} (-6)	-0.263539 ^{***}	-3.395941
I _{RY}	1.446982 ^{***}	5.068186
I _{RY} (-1)	2.851026 ^{***}	11.42920
I _{RY} (-2)	1.617666 ^{***}	6.157561
I _{RY} (-4)	0.672327 ^{**}	2.257566
I _{RY} (-6)	2.181608 ^{***}	7.265828
I _{REER}	-4.122008 ^{***}	-5.937286
I _{REER} (-1)	2.589020 ^{***}	3.740176
I _{REER} (-4)	1.294426 [*]	1.767812
I _{REER} (-5)	-3.038834 ^{***}	-3.302653
I _{REER} (-6)	1.204195 [*]	1.878163
$\sum_{i=0}^j \varphi_i$	-2.073201	
ROER	1099.457 ^{***}	3.639412
ROER(-5)	1283.891 ^{***}	4.315524
$\sum_{i=0}^m d_i$	2383.348	
C	-17.69806 ^{***}	-4.260629
调整的 R ²	0.934141	
AIC值	-2.819110	
SC值	-2.229782	

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

(四) 实证结果分析

表 5 说明, 本文着重考察的实际有效汇率及其风险均是影响浙江省农产品出口的重要变量。实际有效汇率变动与实际出口间存在显著的负向关系, 意味着人民币的贬值将增加浙江农产品的实际出口, 而升值则将减少实际出口, 这与传统的理论预期一致。实际有效汇率变动的最长滞后 6 个月, 这与农产品生产周期长、出口交货期较长的特征相一致。当前人民币处于升值趋势中, 在其他条件不变情况下, 平均来说, 人民币升值 1% 将减少对浙江农产品实际出口约 2%, 应该说, 影响还是比较大的。

代表汇率风险的汇率波动性与实际出口间存在显著的正向关系,表明汇率风险并没有像通常预期的那样负面冲击实际出口,反而刺激了出口。这一证据表明浙江农产品出口商总体可能是风险偏好的,因而当汇率风险增加,预期出口利润不确定时,反而增加出口。最长滞后期为 5 期表明,出口商对汇率风险的察觉、判断和采取行动之间存在最长 5 个月的时滞。汇率形成机制改革前,人民币钉住美元,改革后,人民币对美元汇率波动越来越大,因而,我们相信人民币汇率总体波动将比以前明显和剧烈,汇率风险将显著增加。而对浙江农产品出口而言,显著增加的汇率风险并不会阻碍农产品出口的增长。但是,由于采用的是加总的出口数据,因而无法排除大多数的中小型农产品出口企业是风险厌恶或中性,只是因为所占出口份额较小而被掩盖的事实,因而,也不能由此排除为风险厌恶的出口商提供相关指导和金融工具以规避汇率风险的政策。

汇率对出口的影响依赖于汇率变动及其风险各自对出口影响的净效应。前文分析表明,实际有效汇率变动和汇率风险变量的系数符号分别为负和正时,如果汇率处于升值中,那么净效应将依赖于二者力量的对比。图 4 反应了 2002 年 7 月至 2006 年 12 月间人民币实际有效汇率和汇率风险变动对浙江农产品出口的影响效应及其净效应变动情况。

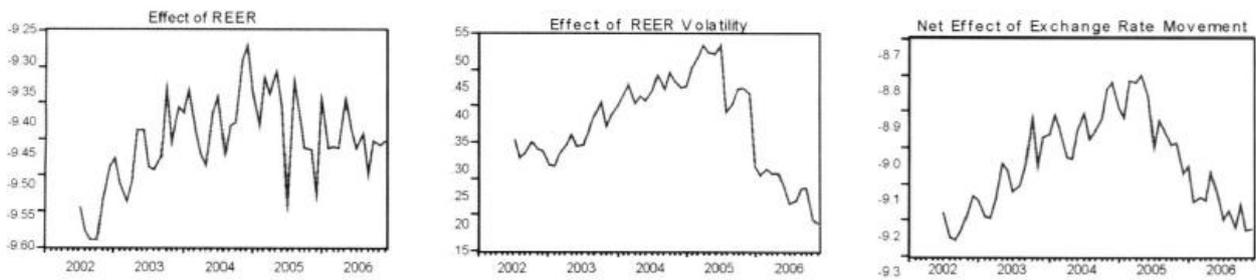


图 4 人民币实际有效汇率 (左图) 和汇率风险 (中图) 变动的效应及其净效应 (右图)

从图 4 中可以看出,实际有效汇率的效应波动比较大,但是均为负效应,而汇率风险效应尽管为正效应,但是这种正效应在 2005 年 7 月左右达到最高点便显著呈快速减弱趋势,在 2006 年 12 月达到最低点,表明尽管汇率波动风险对农产品出口可能有刺激作用,但是这种作用目前在大幅减弱。因此,我们从净效应图中就可以发现,由于汇率风险的正效应极其微小,因而最终的净效应由处于升值趋势中的实际有效汇率主导,为负效应,而且这种负效应自 2005 年 7 月至 2006 年年底一直在大幅增强,这与 2005 年 7 月人民币汇率形成机制改革后人民币名义汇率一直升值的趋势相一致。

进一步的,我们计算出各时间段人民币汇率变动影响浙江农产品出口的净效应(见表 6)。2005 年 7 月汇改之前,净效应为-9.0170,而汇率之后,净效应为-9.1088,显然,负效应在加大。进一步细分来看,2006 年下半年负的净效应比上半年大,而下半年中,第四季度的比第三季度的负效应大。总体上,反映出人民币汇率变动对浙江省农产品出口的负面影响在加大。

表 6 汇率变动对浙江农产品出口的净效应

时间段	汇率水平变动效应	汇率风险效应	净效应
2002. 07—2005. 07	-9. 4293	0. 4122	-9. 0170
2005. 08—2006. 12	-9. 4227	0. 3138	-9. 1088
2006. 01—06	-9. 4073	0. 2903	-9. 1170
07—12	-9. 4382	0. 2372	-9. 2010
2006. 07—09	-9. 4461	0. 2482	-9. 1980
10—12	-9. 4303	0. 2262	-9. 2040

注:各时间段的效应均按简单平均计算所得。

四、结论与政策含义

本文构建了农产品出口需求的自回归分布滞后模型,特别同时引入了实际有效汇率和 GARCH(1,1)模型计算的汇率风险变量,实证估计了人民币汇率变动对浙江农产品出口的影响。

估计结果表明,当前的人民币升值对浙江农产品实际出口带来负面效应,而升值过程中汇率波动所带来的汇率风险则反而有刺激农产品出口的正效应。但人民币汇率变动最终的净效应为负效应,而且在过去的一年里,这种负效应呈不断加强的趋势。鉴于农产品出口在浙江农业、农村和农民发展中扮演的重要角色,因此,不可低估人民币升值对浙江农产品出口的负面影响。

面对人民币升值的不断趋增的负面影响,为稳定和扩大农产品出口,政府的政策调整应对非常必要。由于汇率相关政策调整由中央政府决定,因而对于地方政府来说,只能从缓解或降低汇率负面效应的角度来考虑政策调整,亦即从农业政策入手。

本文的实证估计表明,人民币汇率变动的负效应由升值主导,而人民币升值主要是影响出口商品价格竞争力,在这情况下,如何通过降低成本来扩大利润空间,弥补人民币升值所吞食的利润,是短期内政府和企业调整应对汇率升值的目标。短期内,政府的政策调整在于通过进一步完善出口农业支持体系来降低出口企业单位农产品成本,具体政策如减免出口农产品检验检疫费用、农产品出口“零税率”政策和进口加工设备关税减免政策以及支持农产品出口宣传和促销等。

从较长期来看,人民币继续升值将仍不可避免,因此长期内将仍然面对汇率升值的负面影响。由于长期内,企业有足够的时间作出调整,因而应对的关键在于提高农产品的质量和技术含量,由价格竞争力提升为质量竞争力。由此,政府应加大对优势农产品科研、推广方面的投入,积极引进、推广国际上通用的危害分析与关键点控制技术(HACCP)、良好农业规范(GAP)等质量控制规范,实行从田间到餐桌的全过程管理,建立可追溯的农产品质量管理体系,主动接轨进口国的市场准入体系,强化农产品出口认证。

注释:

①亚洲金融危机使得泰国等国家和地区货币都出现了大幅度的贬值,而人民币汇率始终保持稳定,人民币的相对升值造成我国出口贸易在 1998、1999 年连续两年滑坡,出现了数年来的负增长,1998 年全年出口额仅比上年增长 0.58%,为十余年来的最低增幅。

② 2006 年以来,人民币汇率双向波动频繁,浮动弹性明显增强。上半年,118 个交易日中,66 个交易日升值,52 个交易日贬值。其中,8 月 14 日人民币汇率暴跌 203 个基点。资料来源:人民币兑美元汇率波幅可能扩大,世华财讯,<http://finance.sina.com.cn/money/forex/20060818/1436868651.shtml>。

③中华人民共和国商务部对外贸易司,中国农产品进出口月度统计报告,2006 年 12 月。

④目前,浙江农副产品出口额已相当于全省农林牧渔业总产值的 30.3%,农民来自农副产品出口的收入已占农民全部收入的 10%强。农副产品出口有力地促进了农业结构调整,增加了农民收入。来源:浙江省农业厅。

⑤实际有效汇率为贸易加权的实际汇率,具体含义及计算公式参见张斌(2005)。

⑥本文采用 IMF 计算的中国实际有效汇率指数(基期 2000=100),该指数采用间接标价法计算的汇率计算,因此指数上升表示人民币升值,而指数下降则表示人民币贬值。

⑦汇率风险无法观测,因而只能寻求可以计量的变量作为其代理变量。实证检验中有多种方法用于衡量汇率风险,近年来由于发现汇率等金融时间序列具有随时间变动(time-varying)的波动特征,因而主要采用 Bollerslev(1986)的 GARCH 模型估计出条件方差,以条件方差或其标准差衡量汇率波动性,以此作为汇率风险的代理变量。GARCH 模型允许条件方差随时间变动,适于观察汇率波动在时间过程中的动态行为,因而得到广泛应用。

⑧需要指出的是,式(2)是自回归分布滞后方程,因此 $\ln \text{ext}_t - i$ 中滞后期 i 起始于 1,表明当期出口受到上期及前几期出口影响。而其他解释变量中的 i 均起始于 0,表明当期出口不仅受到当期,而且受到前几期该变量的影响。

⑨本变量理论上应采用除中国以外的其他国家加权的 GDP 数据,但因无法获取月度 GDP 数据,因此参照其他实证文献采用加权的月度工业产值指数替代。

⑩只采用此三个地区月度工业产值指数进行加权,是因为此三个地区进口浙江省农产品总额占浙江省农产品出口总额约 70% 份额,应该足以反映外国收入变动趋势。