

汇率变动对农产品出口企业的影响

——来自山东省胶东地区的证据

曾寅初 彭超*

内容提要: 人民币汇率变动后, 中国农产品出口企业受到了一定程度的冲击。汇率变动造成的这种影响可以分为直接效应和间接效应: 首先, 由于农产品出口货款收付方式较为特殊, 汇率变动对企业出口应收账款造成了贬值损失, 这是对企业财务最直接的影响。其次, 人民币升值降低了企业出口的预期利润, 从而导致企业减少出口量, 这种效应有一定的滞后性。来自山东省胶东地区企业层面的证据表明, 人民币汇率变动对企业出口影响的直接效应和间接效应都比较显著。而且, 两者作用的发挥都会受到企业内部组织制度、产品属性等因素的影响。针对汇率变动风险, 企业需要对货款收付方式、市场开发、内部组织制度等做出灵活调整, 政府可以在汇率制度、市场引导、产业扶持等方面给予企业一定的帮助。

关键词: 人民币升值 农产品加工企业 国际结算风险 农产品出口

The Effects of Vary of Exchange Rate on the Exports of Agribusiness: the Evidence from Jiaodong Area of Shandong Province

Abstract: The appreciation of the RMB impacted Agribusiness exports in a sense. The appreciation had two effects—a direct effect and an indirect effect. To begin with, international agricultural trade payments are quite special for causing depreciation losses in enterprises' accounts receivable. The author named this kind of loss the direct effect of RMB appreciation. Moreover, RMB appreciation lowered expected profit from exports; so, exports diminished. This indirect effect occurs with a lag. The evidence from the Jiaodong Area of Shandong Province demonstrates both the direct and the indirect effects of RMB appreciation. Last but not least, both kinds of effects are subject to factors such as the internal organization and management of firms and the nature of the products. To deal with exchange risk firms need to adjust payment and marketing strategies, internal organization and management, and so on. The government should adjust the exchange rate mechanism and help firms to develop markets.

Key words: the appreciation of RMB, agribusiness, international settlement risk, export of agro-food

*作者简介: 曾寅初, 中国人民大学农业与农村发展学院, 副院长, 教授, 博士生导师。彭超, 中国人民大学农业与农村发展学院, 博士研究生。本文系在中国人民大学“985工程”校级重大攻关项目(编号: 2006XNZD010)的系列研究成果之一。作者感谢有关县市府工作人员和企业工作人员对调查工作的大力支持和配合。作者在调查过程中严格遵守调查伦理, 并在写作中对有关企业商业秘密的内容做了特别处理。

一、引言

经国务院批准,自2005年7月21日起,中国实行以市场供求为基础的、参考一篮子货币进行调节、有管理的浮动汇率制度,同日,人民币对美元上浮2%。自此,人民币汇率一路上扬。就汇率改革对企业的影响而言,最直接的就是那些与进出口业务密切相关的企业,在今后将要更多地面临汇率风险。近年来随着农业产业结构的调整,中国农产品出口额每年都在增加(吕立才、黄祖辉,2006)。2005年,中国农产品出口的63.5%是由外资、集体和私营企业完成的^①。而且,人民币升值对整个农业的影响也是从其对农产品出口企业作用开始的。汇率调整对农产品出口企业究竟产生了哪些影响?或者换句话说,人民币升值给农产品出口企业带来了哪些风险?农产品出口企业应该如何应对汇率带来的这些风险?这些问题的解决,不仅对农产品出口企业意义重大,而且关系到我国数千万生产出口农产品的农民的利益。

最近,国内对人民币汇率变动对农产品贸易的影响,多是从人民币汇率对农产品进出口影响的角度出发探讨其机理(如李岳云、宋海英,2004;孔祥智、李圣军,2006等),而且多数偏重宏观角度。固然,古典经济学讨论汇率变动都是从这个角度出发的,后来的J曲线效应等理论都只是对宏观框架下理论的补充。但是,宏观经济结果的基础——企业或个人的微观动机在这一过程中究竟起了怎样的作用?本文将对此作一探索。

山东省是中国农副产品出口第一大省,2005年农产品出口额达到68.98亿美元,占中国农产品出口总额的25.38%。胶东地区是山东重要的农副产品出口基地,山东省农产品出口的绝大部分由这一地区的农产品出口企业完成。同时,该地区又是企业云集的重要经济板块。研究这一地区汇率变动对农产品出口企业的影响具有典型研究的意义。

二、理论框架

本节将先从公司财务的角度入手,阐述人民币升值对农产品出口企业外汇收支状况的影响;之后再论述人民币升值对企业出口的具有滞后性的影响。

(一) 人民币升值对农产品出口企业的直接影响:对企业财务状况的直接影响

目前,中国农产品出口以生鲜食品为主。而常年供应的鲜活商品,支付方式主要为货到付款汇付方式(黎孝先,2000)^②。而自2005年7月份以来人民币汇率不断攀升。这就造成了产品出口合同签订时,企业按照当时的汇率衡量出口成本收益并商定价格,价格单位一般采用美元。或者更多数的情况是,企业与客户根据常年的供应价格签订出口合同。而履行合同交货则是在一段时间之后,期间人民币汇率发生了变动,以美元为单位的货款此时还没有收到,但是这项应收账款已经产生了,而且企业以前做出的预计收益也已经减少了。而客户付款会再滞后一段时间,期间人民币继续升值,那么企业的应收账款又会发生损失。可以从以下企业的视角来分析这一过程:

合同订立时:人民币对美元直接汇率为 e_0 ,企业根据自身成本衡量企业出口成本收益,制定美元价格为 p ,并订立合同,约定交货数量为 q ,支付方式为货到付款汇付方式。此时企业预计可得收益 e_0pq 。

交货时:人民币汇率升值,意味着其对美元直接汇率下降为 e_1 ,企业产生应收账款 e_1pq ,但是这时,这笔应收账款已经小于期初的预计收益。

付款时:人民币汇率继续升值,其对美元直接汇率下降为 e_2 ,企业收到账款 pq ,但是作为工资或者其他成本开支时必须兑换成人民币,这时这笔资产又变成了 e_2pq 。企业因为应

^① 根据2005年12月份中国农产品进出口月度统计报告整理计算得到。

^② 笔者在对胶东地区60多家农产品出口企业的实地访谈的过程中也发现,其中生产鲜活食品的企业出口,货款的收付方式一般为电汇(TT)付款方式,而如酒类、果汁等产品则多采用信用证的方式。

收账款损失 $e_1pq - e_2pq$, 而从企业机会成本管理的角度看, 企业损失了 $e_0pq - e_2pq$ 。^③

此外, 有迹象表明, 中外合资的农产品出口企业的外国投资方往往也同时是企业的重要客户, 其客户关系往往比较稳定, 这种企业面对汇率变动是否有不同的表现, 很值得研究。

如果我们分析的人民币升值对农产品出口企业的影响是正确的, 那么在农产品出口企业因汇率变动造成的损失和企业的经营之间会存在如下几种关系:

假说 F1 如果一个企业以出口生鲜产品为主, 往往在出口合同中订立采用电汇的支付方式, 从而汇率变动影响较大。

假说 F2 如果一个企业出口额增加, 其现金流量中应收账款也增加, 从而汇率变动带来的损失较大。

假说 F3 一个企业的制度性质与汇率变动损失有相关关系, 但是这种影响的方向需要进一步探讨。

(二) 人民币升值对农产品出口企业的间接影响和企业出口决定因素——基于竞争市场条件的理论框架

假设代表性农产品出口企业只有一个单一市场——外国。同时假设该企业出口产品生产函数符合 CES 函数的概念形式:

$$Y = F(K, L, \gamma, \delta, \rho, v, t) \quad (1)$$

其中, Y 为产出量, 在这里就是出口量, K 为资本投入, L 为劳动力投入, γ 为技术效率参数, δ 为投入生产要素所占的份额, ρ 是要素替代效率, v 是规模报酬参数, t 为时间 (Kenneth, K J, Chenery, H B, Solow, R M, 1961; 孙中才, 2005)。

与典型的企业生产决策不同, 农产品出口企业的决策还要受到汇率的影响。由于农产品出口企业面对的是国际市场, 可以假设国际市场为完全竞争市场, 或者放松一下假设条件——中国农产品出口的国际市场至少不是卖方市场^④。因此代表性企业对国际价格没有影响^⑤, 可以视为一个国际市场价格或者买方价格的接收者。

有研究者基于绝对购买力平价成立, 研究了汇率对价格的非完全传递 (Ohno, 1988; 罗忠洲、廖发达, 2005)。但是在本文中讨论汇率问题时, 我们假设汇率对价格是完全传递。这是因为, 我们的研究对象是单个的企业。处于完全竞争市场环境中的企业, 买方市场力量很小。人民币升值造成的国内货币计算的价格下降后, 企业无法抬高出口价格。并且汇率相对于企业出口决策而言, 是一个外生变量, 汇率的变动对企业产品价格的传导可以假定有下面这种关系:

$$p = ep^* \quad (2)$$

其中, e 为直接标价法表示的汇率, p 表示以本国货币单位计价的产品价格, p^* 表示以外国货币单位计价的产品价格。

如果汇率发生改变, 实际上是改变了以本币计算的产品价格, 因此会对企业的出口决策产生影响, 如果汇率升值, 也就是说, 直接汇率减小, 企业会在一段时间内调整产量, 将产

^③ 关于汇率变化对现金的影响详见中华人民共和国财政部, 企业会计准则 2002, 北京: 2002, 第 73 页~第 74 页。

^④ 根据粗略统计, 中国农产品出口企业众多, 仅对日农产品出口企业就达到 1600 多家, 因此中国农产品出口市场是符合生产者大量存在这一特征的。实际上, 完全竞争本质上与厂商数量没有必然的联系。最重要的是, 相对于市场而言, 企业的决策几乎不能影响市场的价格。如果市场是可竞争的, 即使市场上只有一个厂商, 也可以得到完全竞争的结果 (Baumol 等人, 1986)。

^⑤ 有的企业对某一特定产品出口价格是有影响的, 例如山东省某龙头企业生产的粉丝在日本市场占有率有 10% 的份额, 因此在日本粉丝市场上应该具有一定的市场力量。但是, 对于整个农产品来讲, 这家公司出口的粉丝只是很小一部分。因此, 为了清楚地讨论代表性企业的行为, 可以做这种假设最大限度地使模型接近现实。

量减少到以本币计的价格足以弥补以本币计价的边际成本，或者退出市场。这一调整过程如图 1 所示。

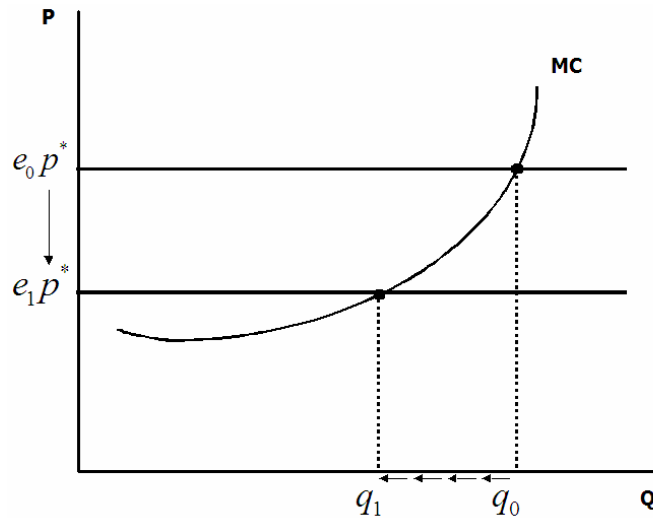


图 1 本币升值对农产品出口企业的影响

如图，本币升值会在两个方面对农产品出口企业的出口额产生影响：

- (1) 最直接的影响是价格降低，减少了以本币计价的出口额；
- (2) 后续的影响是减少了企业的利润，从而导致企业调整出口数量，这个过程存在滞后性。

(3) 这种因汇率变动引起的出口额调整，最终的结果是企业出口市场上利润为零。

概括地说，我们预期人民币升值对农产品企业出口会产生减少的作用，这种影响效果随着时间的推移会慢慢显现出来。

根据竞争厂商理论，农产品出口企业出口供给曲线是由边际成本等于价格这个条件来确定的。也就是说在均衡状态某一价格下，企业出口的数量是由这个价格对应的边际成本决定的。根据上文的讨论，以外国货币单位计价的产品价格 p^* 短期内不发生改变，从而对企业出口的数量作用的是发生变动的汇率。这其中的关键就是，企业以国内货币计算成本，出口收益以外国货币计算。这样，企业出口数量会受到汇率的影响。假设出口对汇率的弹性的函数为 $\eta(e)$ 。因此单个企业在竞争市场中，出口生产函数应当做出适当的更改：

$$Y = F(\eta(e), K, L, \gamma, \delta, \rho, \nu, t) \quad (3)$$

两边同乘以出口产品国际价格 p^* ，并将出口额将以外币计价的出口额 $EX = p^* Y$ 代入(3)，可以得到考虑汇率因素出口额的决定因素：

$$EX = p^* F(\eta(e), K, L, \gamma, \delta, \rho, \nu, t) \quad (4)$$

需要特别说明的是， $\eta(e)$ 作为出口数量对直接汇率的弹性，从符号上看是正的，而且通过上文分析与式(4)中可以得出结论，也是本文的重要假说：

假说 E1 人民币升值使得农产品出口企业出口额减少。人民币汇率变动对企业出口额的影响会滞后一段时间，但是滞后的时间长度需要进一步研究。

笔者在实地调查过程还发现，内资与外商独资企业及中外合资企业在出口客户方面有很大不同。尤其是中外合资企业，其外国投资方多为企业较稳定的客户。买方投资 (Chen & Feentra, 2005) 对出口的影响值得注意。而且，管理者的决策会显著影响企业出口决策 (Reid, 1981)。这样，出口额决定因素的函数可以进一步写为：

$$EX = p^* F(\eta(e), m, K, L, \gamma, \delta, \rho, \nu, t) \quad (5)$$

假说 E2 企业出口额与企业的内部组织制度也存在一定的关系，但是这种关系究竟是正相关的，还是负相关的，则需要进一步探索。

三、数据来源、样本特征与滞后效应的处理

研究中采用的数据是 2005 年 7 月份从山东省胶东地区的数个县级市农产品出口企业调查中得来的。其中外资企业的出口额等基本情况来自 2005 年度由中华人民共和国商务部外资司组织并由地方外经贸部门具体实施的“外资企业联合年检”。在我们考察的地区中有 21 家企业在“外资企业联合年检”期间提交了提供了较为详细的包括汇率变动损失额的外资企业现金流量表，这些数据我们用来检验汇率变动的直接效应。内资企业的基本情况来自这些地区的外经贸部门统计资料，农产品出口企业月度出口数据由研究地区从属的海关提供并且由当地对外经贸合作部门整理的月度进出口情况，以上数据连同外资企业联合年检数据中，剔除非正常经营^⑥的企业，即仅考察从 2003 年 1 月起开始经营出口业务，到 2006 年 5 月份仍然正常出口的企业。这些数据用来检验汇率变动对农产品出口企业作用的间接效应。

本文在研究汇率变动直接影响时考察的外资农产品出口企业中，外商独资企业 16 家，中外合资企业 5 家，2005 年完成出口额达到 0.68 亿美元^⑦。一方面，从平均的意义上看，中外合资企业完成出口额更大一些，平均为 5651.34 万人民币，大大超过外商独资企业的 1700.84 万人民币。另一方面，中外合资企业由于汇率变动带来的现金损失较小平均为 9.97 万人民币，而外商独资企业却达到了 11.94 万人民币。而同时根据统计的结果，两种类型的企业出口产品都以鲜活农产品为主。表 1 给出了所考察的外商独资企业和中外合资企业的出口、投资以及主要出口产品结构。

表 1 外商独资企业和中外合资企业的出口、投资以及主要出口产品结构

	外商独资企业	中外合资企业
汇率变动对现金的影响额 (单位: 人民币 万元)	11.94 (18.69)	9.97 (11.76)
出口额 (单位: 人民币 万元)	1700.84 (3072.25)	5651.34 (4275.30)
出口鲜活农产品企业所占的比例	81%	80%
企业的投资总额	313.40 (461.57)	864.60 (1420.37)

注: 括号内为标准差。

根据我们前面的分析，理论上，企业出口额越大，汇率变动带来的损失越大。根据表 1 我们可以发现的一个重要迹象是，两种类型企业农产品出口均是以鲜活产品为主，而中外合作企业尽管出口额大于外商独资企业，但是其汇率变动带来的损失却要比外商独资企业小。这其中有可能是企业制度因素作用的结果。因此，假说 F3 可以进一步阐述如下：

假说 F3a 一个企业的制度性质与汇率变动损失有相关关系，对于外资企业而言，中外

⑥ 在企业存量的基础上，除去倒闭、停业、未开工的企业数量。

⑦ 根据外资企业联合年检数据中销售额等采用的单位均为人民币（元），根据 2005 年各月份平均汇率计算出 2005 年年度平均汇率，然后将出口额折算为美元。

合资企业的损失可能要小于外商独资企业。

汇率在造成损失之后，会降低企业对未来利润的预期，于是就会减少出口，转为内销，甚至停产。而汇率的作用往往有一个时滞，这是因为：（1）企业要对汇率变动带来损失的认识有时滞；（2）改变出口决策有时滞；（3）履行以往合同有时滞；（4）与客户就因汇率造成的出口合同价格变动谈判有时滞。

要研究企业对汇率变动的这种反应，就需要一段时间的数据。单个企业的时间序列是一个选择，然而分析的结果可能对单个企业有意义，但是对于整体的企业却没有太大的作用。而且企业的出口额波动并不一定完全取决于人民币对美元的名义汇率，还有各种各样的企业内部因素与外生冲击。本文在研究汇率变动间接影响时考察的农产品出口企业中，内资企业 4 家，外商独资企业 8 家，中外合资企业 12 家，在研究的时间段内完成出口额达到 4.2 亿美元。图 2 展示了本文考察的 24 家企业出口额总体波动的情况，图中无法得出企业是随着名义汇率变动而变动的结论。这可能是随着时间变动的其他因素引起的，包括汇率对其出口的影响都不单纯是由于人民币兑美元汇率作用的结果。例如，由于中国农产品出口的现状，考虑汇率的影响，日元汇率变动也是不得不考虑的因素。中国农产品出口的目的市场以日本为主，我们考察的地区是农产品出口的典型代表地区，绝大部分农产品出口企业都是以日本为主要市场，甚至产品全部出口到日本^⑧。因此，第三国效应（Cushman, 1986）在微观上究竟是如何作用的，对农产品出口企业的出口影响方向如何，也将是本研究关注的问题之一。

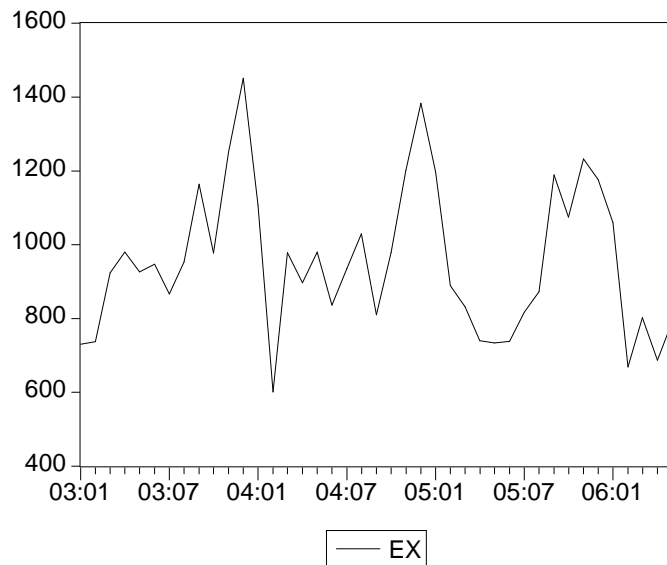


图 2 农产品出口企业出口额波动

注：纵轴为企业出口额（单位：万美元），横轴为时间（从 2003 年 1 月到 2006 年 5 月）

因此，我们采用上文提到的 24 家企业在 41 个月中的出口额等数据与这 41 个月汇率的名义汇率变动数据组成的面板数据进行研究^⑨。但是在研究之前我们应当先讨论汇率作用于样本企业出口额的滞后期数。需要特别说明的是，本文这里的滞后期数是指某个月的汇率对所研究的样本企业之后第几个月出口额产生的作用。例如，研究汇率滞后一期的影响就是研究从 2002 年 12 月开始至 2006 年 4 月份各月份汇率对 2003 年 1 月开始至 2006 年 5 月份样本

⑧ 这一结论来自笔者对当地企业进行的问卷调查。

⑨ 之所以采用名义汇率而不采用实际汇率，原因是我们考察的时间并不属于严格意义上的长期，而且考察对象是单个企业的经营决策。因此，名义汇率对企业作用更加明显一些。

中企业各月份出口额的影响，以此类推。其中人民币对美元的直接汇率数据来自国家外汇管理局公布的人民币对美元的月度平均汇价，日元对美元的直接汇率数据由伦敦外汇市场每日收盘价平均计算得到。我们考察分别每家企业出口额随时间变动的情况，发现数据不平稳，于是对每家企业出口额取差分，之后观察各个企业的时序图和自相关、偏自相关系数等平稳性指标，发现绝大部分企业出口额一阶差分平稳。于是先对 24 家企业每个企业分别取一阶差分，之后再混合到一起成为面板数据，对汇率的滞后影响进行检验，模型如下：

$$\Delta Ex_{it} = \delta \Delta e_{it} + \Delta u_{it} \quad (6)$$

其中， $i=1, 2, 3, \dots, 24$, $t=2, 3, 4, \dots, 41$

根据实际需要和试算检验，人民币影响的滞后的期数各讨论 10 期，即从汇率变动影响滞后一个月开始，最多滞后 10 个月，日元影响的滞后的期数各讨论 6 期，即从汇率变动影响滞后一个月开始，最多滞后 6 个月。表 2 和表 3^⑩分别展示了一阶差分法的效果。比较该模型参数估计以及 D.W.检验值，发现人民币对美元直接汇率滞后 6 个月是比较理想的选择，而日元对美元直接汇率滞后 5 个月是相对可以接受的。

表 2 采用一阶差分法对人民币汇率滞后的讨论

滞后期	1 期	2 期	3 期	4 期	5 期	6 期	7 期	8 期	9 期	10 期
系数	-14.50	29.59	-36.10	3.52	41.75	111.68	-90.47	-29.18	-8.25	38.63
t 统计量	-0.33	0.69	-0.83	0.08	0.95	2.56	-2.03	-0.65	-0.18	-0.24
调整后 R 方	-0.0002	0.0002	0.0004	-0.0003	0.0006	0.0065	0.0040	0.0001	-0.0003	-0.0003
D.W.检验	2.4296	2.4270	2.4272	2.4288	2.4339	2.4222	2.4199	2.4318	2.4291	2.4288

表 3 采用一阶差分法对日元汇率滞后的讨论

汇率滞后期	1 期	2 期	3 期	4 期	5 期	6 期
系数	-0.0426	0.0441	-0.0018	-0.0608	0.0841	0.0095
t 统计量	-0.97	1.01	-0.04	-1.39	1.93	0.22
调整后 R 方	0.0007	0.0008	-0.0003	0.0017	0.0035	-0.0003
D.W.检验	2.4267	2.4282	2.4289	2.4262	2.4298	2.4297

之后采用面板数据的处理的常用模型——截距不变、斜率不变；截距不变、斜率变化；固定效应模型和随机效应模型对我们的结论进行检验。经过比较，选择截距不变、斜率变化模型来检验滞后期数，得到的结果展示在表 4 和表 5 中。

表 4 采用面板数据截距不变、斜率变化模型对人民币汇率滞后的讨论

滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期	滞后 5 期	滞后 6 期
--------	--------	--------	--------	--------	--------

^⑩ 表 2、表 3 以及下文的表 4、表 5 得到的结果可能在统计学意义显著性显得很小，但是笔者的目的是为了获得最佳的滞后期数，而不是用于预测。而且在对面板数据的处理中，笔者反复采用固定效应模型和随机效应模型进行实验，得到的结果均不理想，因此，笔者采用了尚可接受的一阶差分模型，并且用截距不变模型处理面板数据对一阶差分法的结论进行检验，检验的结果发现两种方法得出的最佳滞后期数相同，因此接受这一结论。

第 1 家	3.18 (0.68)	4.61 (0.93)	4.65 (0.90)	5.88 (1.07)	6.67 (1.15)	9.17 (1.51)
第 2 家	6.37 (1.35)	7.80 (1.58)	7.84 (1.52)	9.06 (1.66)*	9.85 (1.71)*	12.35 (2.05)**
第 3 家	21.08 (4.14)***	22.49 (4.23)***	22.53 (4.08)***	23.75 (4.07)***	24.54 (3.9996)***	27.02 (4.22)***
第 4 家	10.90 (2.31)**	12.33 (2.49)**	12.37 (2.39)**	13.59 (2.48)**	14.38 (2.49)**	16.87 (2.79)***
第 5 家	4.32 (0.92)	5.75 (1.16)	5.79 (1.12)	7.02 (1.28)	7.81 (1.35)	10.31 (1.71)*
第 6 家	6.93 (1.47)	8.36 (1.69)*	8.41 (1.63)	9.63 (1.76)*	10.42 (1.80)*	12.93 (2.14)**
第 7 家	3.91 (0.83)	5.34 (1.08)	5.38 (1.04)	6.61 (1.21)	7.40 (1.28)	9.90 (1.64)*
第 8 家	7.04 (1.48)	8.47 (1.70)*	8.51 (1.64)*	9.73 (1.77)*	10.51 (1.809)*	13.01 (2.14)**
第 9 家	6.43 (1.36)	7.85 (1.58)	7.90 (1.53)	9.13 (1.66)*	9.92 (1.71)*	12.42 (2.05)**
第 10 家	3.67 (0.78)	5.10 (1.03)	5.15 (0.998)	6.37 (1.16)	7.16 (1.24)	9.67 (1.60)*
第 11 家	4.01 (0.85)	5.44 (1.10)	5.48 (1.06)	6.71 (1.23)	7.50 (1.30)	10.00 (1.66)*
第 12 家	113.26 (1.77)*	114.54 (1.76)*	114.45 (1.73)*	115.55 (1.71)*	116.23 (1.68)*	118.62 (1.66)*
第 13 家	9.26 (1.96)**	10.68 (2.15)**	10.72 (2.07)**	11.94 (2.17)**	12.73 (2.20)**	15.23 (2.52)**
第 14 家	13.65 (2.89)***	15.07 (3.04)***	15.11 (2.92)***	16.33 (2.98)***	17.12 (2.96)***	19.61 (3.24)***
第 15 家	8.41 (1.77)*	9.83 (1.98)**	9.87 (1.90)*	11.09 (2.02)**	11.88 (2.05)**	14.38 (2.37)**
第 16 家	3.42 (0.73)	4.85 (0.98)	4.89 (0.95)	6.12 (1.12)	6.91 (1.20)	9.41 (1.56)
第 17 家	3.64 (0.77)	5.06 (1.02)	5.11 (0.99)	6.33 (1.16)	7.13 (1.23)	9.63 (1.59)
第 18 家	3.98 (0.84)	5.40 (1.09)	5.45 (1.06)	6.67 (1.22)	7.46 (1.29)	9.97 (1.65)*
第 19 家	20.30 (4.27)***	21.72 (4.35)***	21.75 (4.18)***	22.96 (4.16)***	23.75 (4.08)***	26.24 (4.31)***
第 20 家	7.18 (1.52)	8.60 (1.73)*	8.65 (1.67)*	9.87 (1.798)*	10.66 (1.84)*	13.16 (2.17)**
第 21 家	15.04 (3.18)***	16.46 (3.32)***	16.50 (3.19)***	17.72 (3.23)***	18.50 (3.19)***	21.00 (3.47)***
第 22 家	3.97 (0.84)	5.39 (1.09)	5.44 (1.05)	6.67 (1.22)	7.46 (1.29)	9.96 (1.65)*

第 23 家	5.02 (1.07)	6.45 (1.30)	6.49 (1.26)	7.72 (1.41)	8.51 (1.47)	11.01 (1.82)*
第 24 家	3.12 (0.66)	4.54 (0.92)	4.59 (0.89)	5.82 (1.06)	6.61 (1.14)	9.11 (1.50)
常数项	-24.19 (-0.62)	-35.97 (-0.88)	-36.39 (-0.86)	-46.51 (-1.03)	-53.08 (-1.11)	-73.78 (-1.48)
调整后 R 平方	0.009558	0.009518	0.009478	0.009445	0.009412	0.009379
D-W 值	2.092069	2.091987	2.091905	2.091830	2.091759	2.091690
	滞后 7 期	滞后 8 期	滞后 9 期	滞后 10 期	滞后 11 期	滞后 12 期
第 1 家	5.15 (0.87)	2.87 (0.49)	-2.61 (-0.42)	-18.15 (-0.65)	965.37 (1.13)	1110.06 (0.59)
第 2 家	8.33 (1.40)	6.05 (1.03)	0.57 (0.09)	-14.98 (-0.53)	968.54 (1.14)	1113.23 (0.59)
第 3 家	22.99 (3.61)***	20.70 (3.27)***	15.22 (2.24)**	-0.297 (-0.01)	983.23 (1.15)	1127.92 (0.60)
第 4 家	12.84 (2.16)**	10.56 (1.80)	5.08 (0.81)	-10.47 (-0.37)	973.05 (1.14)	1117.74 (0.595)
第 5 家	6.29 (1.06)	4.01 (0.69)	-1.47 (-0.23)	-17.01 (-0.61)	966.51 (1.13)	1111.20 (0.59)
第 6 家	8.90 (1.49)	6.62 (1.13)	11.4 (0.18)	-14.40 (-0.51)	969.12 (1.14)	1113.81 (0.59)
第 7 家	5.87 (0.99)	3.59 (0.61)	-1.88 (-0.30)	-17.43 (-0.62)	966.09 (1.13)	1110.78 (0.59)
第 8 家	8.99 (1.50)	6.71 (1.14)	1.24 (0.196)	-14.30 (-0.51)	969.21 (1.14)	1113.90 (0.59)
第 9 家	8.40 (1.41)	6.12 (1.04)	0.64 (0.10)	-14.90 (-0.53)	968.61 (1.14)	1113.31 (0.59)
第 10 家	5.64 (0.95)	3.36 (0.58)	-2.11 (-0.34)	-17.66 (-0.63)	965.86 (1.13)	1110.55 (0.59)
第 11 家	5.98 (1.00)	3.70 (0.63)	-1.78 (-0.28)	-17.32 (-0.62)	966.19 (1.13)	1110.89 (0.59)
第 12 家	114.48 (1.51)	112.10 (1.37)	0.01 (1.195)	90.88 (0.98)	1074.37 (1.25)	1219.07 (0.65)
第 13 家	11.21 (1.88)*	8.92 (1.52)	3.44 (0.55)	-12.10 (-0.43)	971.41 (1.14)	1116.11 (0.59)
第 14 家	15.58 (2.61)***	13.30 (2.27)**	7.82 (1.24)	-7.73 (-0.28)	975.79 (1.14)	1120.48 (0.597)
第 15 家	10.35 (1.73)*	8.06 (1.37)	2.58 (0.41)	-12.96 (-0.46)	970.56 (1.14)	1115.25 (0.59)
第 16 家	5.39 (0.91)	3.11 (0.53)	-2.37 (-0.38)	-17.91 (-0.64)	965.61 (1.13)	1110.30 (0.59)
第 17 家	5.60 (0.94)	3.32 (0.57)	-2.15 (-0.34)	-17.70 (-0.63)	965.82 (1.13)	1110.52 (0.59)

第 18 家	5.94 (0.998)	3.66 (0.63)	-1.82 (-0.29)	-17.36 (-0.62)	966.16 (1.13)	1110.85 (0.59)
第 19 家	22.20 (3.696)***	19.91 (3.37)	14.42 (2.27)**	-1.13 (-0.04)	982.39 (1.15)	1127.08 (0.60)
第 20 家	9.13 (1.53)	6.85 (1.17)	1.37 (0.22)	-14.18 (-0.51)	969.34 (1.14)	1114.03 (0.59)
第 21 家	16.97 (2.84)***	14.68 (2.50)**	9.20 (1.46)	-6.35 (-0.23)	977.17 (1.15)	1121.86 (0.597)
第 22 家	5.94 (0.997)	3.66 (0.63)	-1.82 (-0.29)	-17.37 (-0.62)	966.15 (1.13)	1110.85 (0.59)
第 23 家	6.99 (1.17)	4.71 (0.80)	-0.77 (-0.12)	-16.32 (-0.58)	967.20 (1.13)	1111.90 (0.59)
第 24 家	5.09 (0.86)	2.81 (0.48)	-2.67 (-0.43)	-18.21 (-0.65)	965.31 (1.13)	1110.00 (0.59)
常数项	-40.57 (-0.83)	-21.75 (-0.45)	23.54 (0.45)	152.18 (0.66)	-7988.25 (-1.13)	-9185.86 (-0.59)
调整后 R 平方	0.009340	0.009306	0.009277	0.009252	0.009246	0.009255
D-W 值	2.091611	2.091541	2.091478	2.091422	2.091435	2.091413

注：括号内的数字为 t 统计量，*，**和***分别表示在 0.1，0.05 和 0.01 的显著性水平上拒绝估计量的原假设，调整后 R 平方和 Durbin-Watson (D-W) 统计量均为未加权情况下的检验结果，而且需要特别说明的是，模型解释变量中包括因变量滞后项，Durbin-Watson 检验并不严格（易丹辉，2002：213 页）。

表 5 采用面板数据截距不变、斜率变化模型对日元汇率滞后的讨论

	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期	滞后 5 期	滞后 6 期
第 1 家	-0.0213 (-5.34)***	-0.1320 (-4.65)***	-0.1110 (-4.10)***	-0.137 (-5.18)***	-0.131 (-4.86)***	-0.154 (-5.48)***
第 2 家	0.0024 (0.56)	0.10300 (3.18)***	0.1240 (3.95)***	0.0981 (3.15)***	0.105 (3.34)***	0.0804 (2.51)**
第 3 家	1.09 (7.56)***	1.1800 (7.59)***	1.20 (7.50)***	1.18 (7.41)***	1.20 (7.68)***	1.18 (7.55)***
第 4 家	0.350 (8.70)***	0.4330 (12.98)***	0.449 (13.77)***	0.421 (13.10)***	0.426 (13.29)***	0.399 (12.38)***
第 5 家	-0.128 (-3.18)***	-0.0497 (-1.73)	-0.0265 (-0.94)	-0.552 (-2.06)**	-0.0472 (-1.70)*	0.0722 (-2.56)**
第 6 家	0.06590 (1.51)	0.1470 (4.13)***	0.164 (4.79)***	0.138 (4.08)***	0.145 (4.25)***	0.122 (3.497)***
第 7 家	-0.1610 (-4.08)***	-0.789 (-2.73)***	-0.0607 (-2.28)**	-0.0830 (-3.01)***	-0.0780 (-2.86)***	-0.102 (-3.63)***
第 8 家	0.0589 (0.97)	0.1550 (2.51)**	0.175 (2.81)***	0.153 (2.46)**	1.62 (2.59)***	1.41 (2.22)**

第 9 家	0.0315 (0.71)	0.1120 (3.12)***	0.131 (3.76)***	0.105 (3.04)***	0.111 (3.21)***	0.0847 (2.44)**
第 10 家	-0.177 (-4.42)***	-0.0959 (-3.33)***	-0.0758 (-2.79)**	-0.103 (-3.95)***	-0.0970 (-3.68)***	-0.122 (-4.54)***
第 11 家	-0.152 (-3.81)***	-0.0695 (-2.39)**	-0.4990 (-1.83)*	-0.0762 (-2.85)***	-0.0690 (-2.53)**	-0.0937 (-3.34)***
第 12 家	7.52 (1.56)	7.82 (1.48)	7.89 (1.46)	7.85 (1.46)	7.80 (1.46)	7.78 (1.46)
第 13 家	0.222 (5.28)***	0.305 (8.27)***	0.3260 (8.85)***	0.306 (8.26)***	0.307 (8.41)***	0.289 (7.69)***
第 14 家	0.551 (13.75)***	0.631 (18.50)***	0.6510 (19.27)***	0.627 (18.84)***	0.633 (19.05)***	0.609 (18.08)***
第 15 家	0.180 (3.05)***	0.264 (4.74)***	0.286 (5.11)***	0.262 (4.69)	0.270 (4.84)***	0.247 (4.37)***
第 16 家	-0.195 (-4.90)***	-0.114 (-4.04)***	-0.0934 (-3.46)***	-0.119 (-4.48)***	-0.113 (-4.19)***	-0.137 (-4.92)***
第 17 家	-0.179 (-4.45)***	-0.0967 (-3.31)***	-0.0764 (-2.77)***	-0.102 (-3.71)***	-0.0960 (-3.50)***	-0.122 (-4.36)***
第 18 家	-0.156 (-3.98)***	-0.0736 (-2.58)***	-0.0540 (-2.03)**	-0.0797 (-3.02)***	-0.0751 (-2.90)***	-0.0979 (-3.58)***
第 19 家	1.03 (16.28)***	1.12 (17.33)***	1.13 (16.81)***	1.09 (15.99)***	1.12 (17.46)***	1.08 (16.30)***
第 20 家	0.0864 (1.63)	0.167 (3.50)***	0.1870 (3.94)***	0.162 (3.43)***	0.166 (3.54)***	0.144 (3.02)***
第 21 家	0.661 (14.69)***	0.749 (19.11)***	0.7570 (19.04)***	0.735 (18.79)	0.737 (18.796)***	0.716 (18.11)***
第 22 家	-0.154 (-3.80)***	-0.0723 (-2.42)**	-0.0526 (1.87)*	-0.0787 (-2.83)***	-0.0724 (2.59)***	-0.0965 (-3.34)***
第 23 家	-0.0766 (-1.92)**	0.0028 (0.0996)	0.0233 (0.86)	-0.0026 (-0.096)	0.0335 (0.12)	-0.0214 (-0.78)
第 24 家	-0.217 (-5.41)***	-0.136 (-4.70)***	-0.1160 (-4.28)***	-0.141 (-5.23)***	-0.135 (-5.04)***	-0.159 (-5.67)***
常数项	25.88 (6.79)***	16.75 (5.93)***	14.54 (5.42)***	17.38 (6.57)***	16.71 (6.29)***	19.397 (7.09)***
调整后 R 平方	0.005853	0.007772	0.008300	0.008233	0.007860	0.007777
D.W. 检 验	2.087299	2.088323	2.090255	2.090468	2.090110	2.091361

注：括号内的数字为 t 统计量，*，**和***分别表示在 0.1，0.05 和 0.01 的显著性水平上拒绝估计量的原假设，调整后 R 平方和 Durbin-Watson (D-W) 统计量均为未加权情况下的检验结果，而且需要特别说明的是，模型解释变量中包括因变量滞后项，Durbin-Watson 检验并不严格（易丹辉，2002：213 页）。

四、实证结论

本实证研究分为两步,首先采用采用方差分析对上文中提出人民币升值的直接影响进行验证,然后采用面板数据对人民币升值的间接影响进行验证。

(一) 验证直接效应

分析的方法采用方差分析,其中考虑了主效应、交互效应及协变量,其线性模型为:

$$y_{ijk} = \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \gamma sales + \varepsilon_{ijk}, i = 1, 2, j = 1, 2 \quad (8)$$

其中 i 代表企业是否以出口生鲜食品为主, j 代表企业是否是外省独资企业, k 表示每种 ij 组合的第 k 个观察值。表 6 给出了方程 (1) 左侧因变量和右侧解释变量的定义、期望和标准差。

表 6 变量定义、期望和标准差

符号	因变量	期望和标准差 (括号内为标准差)
y	汇率变动对企业造成的影响,用现金流量表中汇率变动对现金的影响额表示(单位:元)	114715.36 (170423.20)
符号	自变量	
α	企业是出口生鲜产品的, $\alpha = 1$; 企业不是出口生鲜产品的, $\alpha = 0$	0.81 (0.40)
β	企业是独资的, $\beta = 1$; 企业是合资企业, $\beta = 0$	0.76 (0.44)
$sales$	企业出口额,以人民币表示,实际上在外资企业年度调查数据库中,企业销售收入减去企业国内销售收入就可以得到这个数值,暂时不也没有必要考虑汇率变动对人民币表示的销售额的影响(单位:元)	26414358.13 (37023404.51)

表 7 展示了应用 SPSS13.0 对汇率变动造成损失影响的方差分析结果。

对于企业而言,其出口的产品性质,即是否出口生鲜产品,与它的支付方式有很大关系,因此,企业是否出口生鲜产品是企业因汇率变动而遭受损失以及损失大小的重要原因。上文已经提到中国农产品出口以生鲜产品为主。在方差分析中,线性模型对系数有约束的估计只有相对意义,而没有绝对意义。因此考查同一因子水平之间的差,也就是 $\alpha_2 - \alpha_1$, 这个值为 40432.154, 表明出口生鲜农产品的企业由于人民币升值造成的损失更大。本文考查的这 21 家外资企业中 80% 以上的企业出口鲜活农产品, 而只有 4 家企业出口浓缩果汁、饮料以及农产品的深加工品。企业出口额也与汇率变动造成的损失有显著关系, 这个也是由于支付方式原因或其他原因造成的应收账款贬值。显然, 假说 F1 和假说 F2 在一定程度上得到验证。

企业的制度性质与企业的汇率变动损失有密切关系, 是另一个重要发现, 根据参数估计的结果, 即 $\beta_2 - \beta_1$, 可以得出结论, 合资农产品出口企业损失较少。这一方面可能是由于合资企业的外国投资方一般同时是企业的重要客户, 客户投资对企业的最直接好处是客户被纳入了企业的利益共同体, 从而客户在付款方面比较积极。而且, 客户会根据汇率变动调整购买产品的价格, 以保证其稳定货源和质量。另一方面, 合资企业一般规模较大, 例如本研究中选取的企业中, 合资企业有 5 家, 平均投资总额为 864.6 万美元, 而另外 16 家独资企业的平均投资规模在 313.4 万美元。而且, 一般选择合资形式进入中国的企业多具有技术优势(尹盛焕, 2005), 这样出口的产品多数不是以价格优势争取市场。尤其是, 食品企业的出口市场优势集中于食品安全方面, 合资企业由于其规模优势和技术优势而在这方面更容易获得竞争优势。假说 F3a 也得到了一定程度上的验证。

两个定性变量的交互作用项对汇率变动损失也有显著影响。当然，从 F 统计量上看，显著性水平稍不及两个主效应影响明显。

表 7 汇率变动造成的损失影响因素方差分析结果

符号	自变量	只具有相对意义的系数		分析结论
<i>sales</i>	企业出口额	—		汇率变动对企业造成的损失与企业出口额有明显的关系
$\alpha = 0$	企业不出口生鲜产品	-9318.319		汇率变动对企业造成的损失与出口的产品有明显的关系
$\alpha = 1$	企业出口生鲜产品	31113.835		
$\beta = 0$	企业不是外商独资企业	-126011.338		汇率变动对企业造成的损失与企业是否为独资企业有明显关系
$\beta = 1$	企业是外商独资企业	0^a		
$\alpha * \beta$	出口产品性质与企业制度性质的交互作用	(0, 0)	-579472.399	汇率变动对企业造成的损失与出口产品性质与企业制度性质的交互效应有明显关系，但不及主效应影响明显
		(0, 1)	0^a	
		(1, 0)	0^a	
		(1, 1)	0^a	

注：调整后 R 平方为 0.912，各因子的 F 检验均在 0.001 的水平上显著。a 表示在有约束的估计下，固定 $\beta_2=0$ ，同时固定 $\alpha_1 * \beta_2 = \alpha_2 * \beta_1 = \alpha_2 * \beta_2 = 0$ 。

(二) 验证间接效应

关于汇率变动的间接影响，基本框架反映在式 (3) 当中，根据上文的讨论与实际需要验证的假说的需要，我们设定如下模型：

$$Ex_t = \theta_1 Ce_{t-6} + \theta_2 Je_{t-3} + \alpha K + \beta L + \lambda P + \theta m + \varphi t + u \quad (9)$$

1. Ce_{t-6} 为企业当期出口之前 6 个月的月度平均人民币直接汇率，即一美元能够兑换的人民币金额。本文的目的是考察人民币升值对企业出口的影响，人民币升值实际上是通过汇率的作用间接影响了出口价格，于是直接汇率 Ce_{t-6} 是模型的关键变量；

2. Je_{t-3} 为企业当期出口之前 3 个月的月度平均日元直接汇率，即一美元能够兑换的日元金额。该变量用于衡量所谓的第三国效应；

3. K 为企业的资本投入，本文中用投资总额代替，这是企业最重要的特征之一，对企业的产出有影响并且往往可能会对企业出口额有影响。

4. L 为企业的劳动要素投入，本文用企业雇用人数代替。对于农产品加工企业而言，尤其是农产品粗加工企业，雇用工人数量会随着季节而变化，但是限于数据，无法得到各个月份雇用劳动数量。因此，用年度数据粗略反映劳动要素的投入。

5. P 为企业的出口产品要素投入性质。尽管这个变量在我们的模型中没有直接的表现形式，但是中国农产品出口企业中，先进技术企业很少。而且，模型中影响企业出口的技术密集性（如 Kumar & Siddharthan, 1994）找不到替代变量，从而技术的衡量存在困难。资本密集程度可以一定程度上反映企业为生产产品对生产要素的组织和管理，其对企业产品出口有一定的影响（Kumar & Siddharthan, 1994；贺灿飞、魏后凯，2004）。从而， P 这里在一定意义上被赋予了上文模型中 γ 的部分意义，即衡量企业组织要素投入的技术的效率。而

且，直接衡量了 δ （投入生产要素所占的份额），对 ρ （要素替代效率）也有反映。实际上，中国在农产品生产国际分工中所处的地位与其整体国际分工地位相同，在生产劳动密集型产品上具有比较优势（鄯贺良，田志宏，1999；孙笑丹，2002；曾寅初，2005）。因此，中国的农产品加工企业倾向于出口劳动密集程度较高的农产品。本文用人均资本量表示产品的，劳动（或者资本）密集程度。

6. m 实际上是一个向量，包括企业内部组织制度因素、企业所处地区的制度环境因素、以及农业部门和其他部门的制度因素等影响企业出口的因素。然而限于数据的可得性，我们在这里只讨论企业的制度属性 I ，本研究考查的地区，农产品出口企业中基本已经没有专业外贸公司或者国有企业，与企业制度有关的因素可以用企业是外商独资企业、中外合资企业或者内资民营企业等企业性质作为替代变量。因此，需要设两个虚拟变量：（1）企业是外商独资企业，则 $I_1=1$ ，若企业是其他性质的企业，则取 $I_1=0$ ；（2）企业是中外合资企业，则 $I_2=1$ ，若企业是其他性质的企业，则取 $I_2=0$ 。

7. 时间趋势 t ，以讨论出口额受时间的长期趋势影响。当然，在此处，由于研究对象本身的性质， t 的加入可能无法剔除时间趋势的影响。但是，另一方面随着时间的增长，国外标准变化以及企业适度调整应对变化带来的贸易扩大或缩小效应。暂时没有找到合适的变量替代，因此取时间的期数代替，即以 2003 年 1 月作为 $t=1$ ，此后各月份依次加 1，最高为 $t=41$ ，也就是 2006 年 5 月份。

此外，还有很重要的一点是，我们的估计是从最小二乘法开始的。然而，由于很多企业在某个月份没有出口，也就说出口额为 0，可能会对最小二乘法估计的结果造成影响。而且对于那些有出口的企业而言，出口量的变化也很大，从 1 万美金到 390 万美金不等。所以，很适合采用 Tobit 模型，即

$$Ex_t^* = \theta_1 Ce_{t-6} + \theta_2 Je_{t-5} + \alpha K + \beta L + \gamma P + \delta m + \phi T_t + u, u | x \sim \text{Normal}(0, \sigma^2) \quad (9)$$

$$Ex_t = \max(0, Ex_t^*)$$

其中 $u | x \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$ 表示 u / σ 服从标准正态分布并独立于 x 。

分别应用普通最小二乘法和 Tobit 模型估计的结果展示在表 8 当中：

表 8 企业出口决定函数

	最小二乘法	Tobit 估计
Ce_{t-6}	66.645 (2.09) **	72.576 (2.13) **
Je_{t-5}	0.129 (1.44)	0.115 (1.22)
K	0.015 (11.36) ***	0.018 (12.05) ***
L	0.013 (8.51) ***	0.012 (7.32) ***
P	-3.030 (-7.61) ***	-3.998 (-8.66) ***
I_1	0.214 (0.04)	3.032 (0.55)
I_2	-24.160 (-5.11) ***	-21.228 (-4.21) ***

T	0.420 (2.79) **	0.380 (2.37) **
常数项	-528.015 (-1.97) **	-578.512 (-2.02) **
对数似然值	——	-4814.478
调整后 R 平方	0.406	0.419
$\hat{\sigma}$	44.425	46.790

注：括号内的数字为 t 统计量，*，**和***分别表示在 0.1，0.05 和 0.01 的显著性水平上拒绝估计量的原假设。需要特别说明的是 Tobit 估计的 R 平方是 EX_{it} 与 \widehat{EX}_{it} 之间相关系数的平方。

表 8 的第 2、3 列分别展示了关于农产品企业出口额的估计结果。由于人民币汇率升值，导致农产品出口企业出口换回的外汇相对于人民币实际上是贬值了，而且随着汇率升值对企业直接影响的作用，企业开始倾向于少出口，因此，农产品出口企业的出口额在一段时间后减少。本文考察的地区农产品出口企业的出口额在滞后 6 个月之后开始减少，滞后的原因上文已经分析过，主要是企业经营决策时滞问题以及对以往合同履行问题。根据我们分析的结果，估计量符号与假说 E1 预期的一致，而且系数十分理想。进一步考察拒绝估计量原假设的显著性水平，发现两种模型的显著性水平都比较理想，因此我们可以说假说 E1 在一定程度上得到了验证。我们已经讨论过农产品出口的特殊性就在于其国际市场为一完全竞争市场，从而农产品出口企业是国际价格的接受者，而汇率就是通过改变企业出口的人民币价格，进而影响企业收益来影响以美元为统计单位的企业出口额的。

此外，我们还对产生第三国效应的微观企业行为进行了探索。从表 8 分析的结果上看，日元汇率变动对中国的农产品出口企业的出口没有显著性影响。然而，在采用面板数据截距不变模型和简单一阶滞后模型的过程中发现，尽管大多数农产品出口企业都对日元汇率变动做出的反应很小，但是这种反应的显著性水平较高。尤其是在采用面板数据截距不变模型时，企业表现出了对日元汇率的反应有正有负。我们又对企业逐个考察其投资状况、经营状况以及外资来源等等得到分析结果，再结合我们的实地企业访谈，我们发现农产品出口企业是否受第三国汇率影响，影响大小等与该企业外资来源、目标市场以及企业在目标市场的市场力量有一定的关系。就本研究而言，中日合资的食品出口企业受汇率影响较小。甚至出现了这样的情况，在日元贬值，其他对日出口食品企业出口额减少时，一些规模较大的中日合资农产品企业出口额反而增加。这是因为，日元贬值，日本国内农产品进口企业进口成本上升，有些企业倾向于减少进口或者不进口，但是日本作为农产品净进口国的地位很难改变，因此国内就出现了需求缺口，一般就会出现国内农产品价格上升，日本综合商社以及大型跨国食品企业为了追求利润就会从稳定的供货渠道多进口一些农产品，而我们考察地区的中日合资农产品出口企业的日本投资方多为大型综合商社或大型跨国食品企业。然而，通过分析还发现了另外的情况，中国规模较大内资农产品出口企业受日元贬值影响也较小。有迹象表明，这些企业出口的目标市场倾向于多元化，因此受第三国效应影响也较小。根据面板数据截距不变模型估计的结果，我们考察地区的企业中，规模小、目标市场单一，而且投资方为中日以外的第三方的外资企业受日元贬值影响较大。也正是因为日元汇率对不同的企业的影响方向不一样，导致了我们用面板数据研究日元汇率对企业出口额影响时，估计量不显著。

假说 E2 的验证尽管不是本文的主要目的，但是却是十分有意义的。企业投资方影响了企业的出口额，根据上文汇率直接影响的研究，中外合资企业因人民币升值造成的损失较小。这就可能会有如下推论：中外合资企业不会因为出口有损失而减少出口。而我们对汇率间接影响的研究结论却是，相对于其他性质的企业，中外合资企业出口额较小，而且差额还很大。这看似矛盾，但也不难理解。首先，从企业经营的目的上看，中外合资企业很可能以利润最

大化作为其目标。尽管中外合资企业投资方往往是企业的重要客户，但是中方投资者还是要衡量出口成本和收益来决定是否出口。然而，投资方为跨国食品企业的外商独资企业，则可能会以实现全球战略为目标；投资方为小企业甚至个人的外商独资企业，一般主要谋求自身利益。尤其是在外商同时是企业重要客户或者外国投资方控制客户的条件下，外资食品企业更容易实现它的价格转移，导致中国国内的合资企业或者独资亏损。通过研究所考察地区的外资企业联合年检数据，我们发现大约 90.5% 的外商独资农产品企业是亏损或者不盈利的。中外合资企业中，50% 以上都实现了盈利。因此，外商独资企业往往倾向于多出口，而对其出口利润很少加以考虑。内资企业出口的决策与中外合资企业决策相似，而且需要依靠自己的力量寻找客户，并就价格与客户进行谈判，因此出口决策是围绕利润这一目标制定的。其次，从企业的目标市场看，很多独资企业带有农业开发的性质，一般是将其全部产品销售到一个市场。并且，这种产品往往具有特定化的特点，只适应目标市场检验检疫标准、消费者饮食习惯等等，价格和口味不适宜内销。很多中外合资企业有可能会在国内销售相当一部分产品。而内资民营农产品企业的情况更加有意思：一方面民营农产品出口企业在适应技术标准和出口市场特点上有劣势，因此国内市场销售额更大一些；另一方面，一些民营企业经营了数年之后，具备了较为雄厚的资本实力，控制了稳定的供货渠道，积累了一定国内外客户资源，它再与跨国食品企业共同出资兴办农产品企业，这种企业应对市场风险的能力较强，因此亏损的情况也比较少。最后，从企业的规模和范围上看，中外合资企业往往属于上文提到的由内资企业演变而来的某个大型食品集团公司的子公司，该大型农业集团公司经常将出口交给专营进出口和物流的集团子公司经营。而专营进出口的集团子公司和物流企业一般是集团已有的经营了多年的内资企业。当然，外商独资企业并非都是亏本出口，我们考察地区的惟一一家外资先进技术企业就是独资企业，其出资方为大型跨国企业，这家企业月度出口额保持 45 万美元左右，很多月份出口额超过了 100 万美元。在尽管已经渡过了“三免两减半”的税收优惠期，但是这类不仅没有亏损，而且还是外资农产品企业中盈利最多的企业。这可以用企业技术密集性对出口外销有显著正向影响来解释（Kumar 和 Siddharthan, 1994；官建成、马宁，2002），这家企业的案例补充了我们上文由于模型设定和替代变量选取造成的不足。

作为我们变量之一的时间趋势，用以衡量随着时间的变化而变化的一些外部冲击与内部适应性调整等。例如，企业出口目标市场检验检疫标准的变化以及企业适度调整应对变化，这造成了企业出口的扩大或缩小。从估计量的符号上看，扩大效应大于缩小效应，而且估计量较为显著。这说明，企业的出口额有可能随着时间的推移而增加，一方面可能是这种变化有一定的时间趋势，另一方面有可能是企业总是通过提高产品质量和食品安全水平突破各种技术性贸易壁垒增加出口。但是，系数的绝对值远小于汇率和产品性质以及制度因素，造成系数较小的原因可能是因为企业的出口额所受的外部冲击与内部适应性调整对出口的影响有正有负。

五、结论与建议

在长期实际上实施钉住汇率制度之后，人民币汇率制度又进行了变革，汇率的升值是制度变革的直接结果，那么人民币升值对农产品出口有哪些影响呢？本文首次从微观层面——农产品出口企业的角度上研究了这一问题。尽管问题还有待进一步探讨，但是测度计量和实际验证的结果比较有力地说明了人民币汇率升值对农产品出口企业的直接影响和间接影响，还附带说明了造成出口变动的其他影响因素。

农产品出口企业的现金流量表“汇率变动对现金的影响额”科目反映了企业外币现金流入发生时的人民币收益与实际收汇时的人民币收益的差值。对于单个企业而言，这个差值的大小与企业出口额、出口产品的性质及支付方式有很大关系。

由国际经济学家研究的“J曲线效应”理论认为，汇率变动对净出口会有滞后影响。根据这一理论，人民币升值后，净出口会沿着原来的趋势继续上升，在一定时间之后，净出口额会下降。本文采用面板数据截距不变模型和简单一阶差分模型，在出口的角度上，验证了这一理论的微观基础。同时，基于完全竞争市场的理论框架，构造了农产品出口企业出口决定模型，测度计量结果基本与模型吻合。

根据测度计量和实际验证的结果，笔者对企业经营者提出如下政策建议：

1. 在短期内，企业应当根据汇率变动选择灵活的货款支付条件或者选择远期外汇套期保值交易。在订立合同时，应当充分考虑汇率风险，选择合适的价格和有利的货款支付方式。企业财务部门可以选择做远期外汇套期保值。

2. 在长期内，企业经营者可以考虑产品出口目标市场多元化，避免单一市场的货币汇率对本企业出口的影响。而且在出口收益受汇率影响较大的情况下，注意对国内高端市场的开发，可以作为一个替代战略。实际上，高端农产品在国内是有一定的需求的，或者借用宏观经济学的术语国内对高端农产品有一定的“有效需求”。

3. 培养稳定的客户关系，将客户纳入到自己的利益共同体中。这样，客户一方面为了得到的稳定且高质量的产品，另一方面为了自己的投资分红和资本市场业绩，较为容易接受因汇率变动而调整价格。

对于政府决策者而言，笔者也提出以下建议：

1. 渐进地改革汇率制度，培育完善的外汇远期交易市场。

2. 协助企业开发新的农产品出口市场和国内高端市场。实际上，很多发达国家政府都在协助本国企业推销农产品，例如很多发达国家驻外大使馆均设有农业参赞，协助本国农产品营销等事务，发达国家的这些经验完全值得借鉴。促进高档农产品流通的新模式，高档农产品的销售可以实现“农改超”或者专卖店直营，很多有实力的农业龙头企业已经在实践这种农产品流通模式，政府需要将其规范化并协助企业完善这种销售方式。

3. 加强对外资食品企业投资项目的甄别与管理，转变过去的“资源引资”导向，注重“技术引资”，对先进技术企业给予一定的优惠政策。同时，加强相关领域的技术研发，促进技术进步，促进农副食品加工业向现代食品制造业转变。

主要参考文献：

1. Baumol R, Panza J, and Willing R. On the Theory of Perfectly Contestable Markets. In *New Developments in the Analysis of Market Structure*, ed. Stiglitz J and Mathewson F. Cambridge, Mass: MIT Press, 1986
2. Cushman D, The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade. *Journal of International Economics*, No.15, 1983, pp.45-63
3. Arrow, K. J., H. B. Chenery, Minhas B. S., and Solow, R. M.. 1961, Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency, *Review of Economics and Statistics*, 43 (3), 1961, pp. 225-250.
4. Kumar, N., Siddharthan, N.S. Technology, firm size and export behavior in developing countries: the case of Indian enterprise, *Journal of Development Studies*, 32(2), 1994, pp. 288~309
5. Ohno K. Export Pricing Behavior of Manufacturing: A U.S.-Japan Comparison. *IMF Staff Paper*, 1989,36, pp.550-579
6. Reid S D. The Decision-Maker and Export Entry and Expansion, *Journal of International Business Studies*, 12(2),1981, pp. 101-112
7. 官建成，马宁：《我国工业企业技术创新能力与出口行为研究》，《数量经济技术经济研究》2002年第2期。
8. 贺灿飞，魏后凯：《新贸易理论与外商在华制造企业的出口决定》，《管理世界》2004年第1期。
9. 黎孝先：《国际贸易实务》，北京：对外经济贸易大学出版社，2000。

9. 罗忠洲、廖发达：《汇率对出口价格传递率的经验研究：以 1971—2002 年的日本为例》，《世界经济》2005 年第 11 期。
10. 孙中才：《农业经济数理分析》，北京：中国农业出版社，2006。
11. 易丹辉：《数据分析与 Eviews 应用》，北京：中国统计出版社，2002。
12. 曾寅初：《国际化时代的产业竞争与合作——东亚农产品贸易与直接投资研究》，北京：中国经济出版社，2005。