

人民币汇率对我国产业结构影响的实证研究^{*}

卢万青, 袁申国

(广东外语外贸大学, 广州 510006)

摘要: 当前关于人民币汇率对我国产业结构影响的研究属于定性研究, 尚未有实证方面的研究。本文通过构建人民币汇率对我国产业结构影响的计量模型, 并运用模型进行实证研究, 结果表明: 人民币贬值, 会使我国第二产业占 GDP 的比重上升, 高科技产业的比重下降和非高科技产业的比重上升, 东部第二产业在全国第二产业中所占的份额增加。人民币长期低估使得我国的产业结构具有过度工业化、产业层次偏低和地域分布不平衡的特点, 因此, 人民币汇率长期失衡是造就当前我国产业结构的一个重要原因。

关键词: 人民币汇率; 产业结构; 实证研究

一、引言

关于汇率升值对产业结构的影响, 国内在这方面深入研究的文献资料不多。李天栋、姜波克 (2006) 认为, 当本币贬值时, 要素更多地流向贸易品部门, 从而使贸易品部门相对于非贸易品部门以更快的速度发展。本币升值的作用恰好相反, 它会促进非贸易品部门的发展。莫涛 (2007) 认为, 人民币升值 (六个正面效应、两个负面效应) 有利于提高我国出口产品的附加值、促进我国内涵经济增长、推动我国出口产业升级、保证我国经济长期可持续增长。孙咏梅、祝金甫 (2005) 认为回归有管理的浮动汇率制度, 使低估的人民币升值有利于产业结构调整。由于幅员辽阔、产业结构多样化, 中国可以在国内形成“雁行模式”, 即东部地区作为领头雁, 需要将已经成熟的产业转移到中西部地区进行生产, 而集中东部资源进行高端产业的开发。李铁男、祝金甫 (2005) 认为, 长期实行固定汇率制度导致的汇率低估, 加剧了我国经济结构的畸形发展, 破坏了产业结构的协调性, 抑制了国内消费需求的增长, 最终影响到国民收入水平的提高。要完成整个国民经济结构的有序调整, 必须使汇率水平向均衡汇率水平靠拢, 逐步形成有管理的浮动汇率制度, 使汇率制度适应国内经济结构调整的需要。

但是, 目前国内这方面的研究不多, 而且属于定性分析, 欠缺一些说服力, 本文从定量和实证的角度来研究人民币汇率对我国经济结构的影响, 内容包括:

第二部分建立人民币汇率对我国经济结构影响的计量模型, 第三部分运用以上建立的计量模型进行实证研究, 第四部分是结论和政策建议。

二、模型构建

下面从厂商利润最大化 (或成本最小化) 的微观研究角度出发, 以及对现有模型进行修改, 推导得到人民币汇率对我国经济结构影响的计量模型。

(一) 人民币汇率对三大产业之间结构的影响

钱纳里指出, 随着人均收入的增长, 初级产品的附加值比重不断下降, 制造业的附加值比重不断上升, 非交易部门的附加值比重也基本呈上升趋势。在此基础上, 他将制造业的发展分三个发展时期: 经济发展初期、中期和后期; 将制造业也按三种不同的时期分为三种不同类型的产业: 初期产业、中期产业和后期产业。他的这些在不同经济发展阶段的不同产业具有不同特点的理论总结称为钱纳里工业化理论。在钱纳里和赛尔奎因的《发展型式, 1950 - 1970》一书中, 钱纳里和赛尔奎因设计了一个国民生产总值的市场占有率模型 (见公式 (1)), 在模型中, 钱纳里和赛尔奎因以人均国民生产总值和人口数量作外生变量, 用回归方程对样本国家的数据进行计算, 得到产业结构演进的“标准结构”。

$$X_i = \ln_0 + \ln_1 Y + \ln_2 (\ln Y)^2 + \ln_3 \ln N \quad (1)$$

其中, X_i 是第 i 产业的相附加价值的市场占有率, Y 是人均国内生产总值, N 是样本国家的人口数量。

作者简介: 卢万青 (1975.1 -), 男, 广东省韶关人, 中山大学博士, 广东外语外贸大学国际经贸学院金融系副教授、硕士生导师, 中山大学金融投资研究中心特约研究员, 广东外语外贸大学经济贸易研究中心兼职研究员, 长期从事国际金融和国际贸易领域的研究工作; 袁申国, 男, 广东外语外贸大学国际工商管理学院电子商务系副教授。

*** 基金项目:** 本文为国家社科基金项目 (08BJY116)、国家社科基金项目 (07BJY009) 和广东省自然科学基金博士启动项目 (8451042001001878) 的阶段性成果, 感谢广州市哲学社会科学“十一五”规划项目 (07B2) 和广东外语外贸大学 211 工程项目《开放经济下中国经济失衡并增长的演变路径及可持续性测度》的资助。

一国货币汇率会使该国的产业结构对应于“标准结构”产生偏差。当该国货币汇率存在较大幅度低估时,贸易品在世界市场上的价格变得低廉,从而有利于贸易品的生产,不利于非贸易品的生产;反之则相反。考虑了汇率因素之后,我们对钱纳里和赛尔奎因的模型(公式(1))进行修改,修改后的模型为:

$$X_i = \ln_0 + {}_1 \ln Y + {}_2 (\ln Y)^2 + {}_3 \ln N + {}_4 \ln E \quad (2)$$

(二) 人民币汇率对第二产业内部结构的影响

第二产业内部结构,是指高科技产业(或非高科技产业)增加值在第二产业增加值中所占的比重,下面推导人民币汇率对其影响的计量模型。

1. 人民币汇率对不同技术水平企业的非对称冲击。

企业的产品分成两类:第一类是同质性产品,第二类是异质性产品。

对于无自主品牌的劳动密集型企业而言,由于技术水平低,产品同质化现象严重,该产品属于同质性产品,这类企业的产品市场属于完全竞争市场,该企业利润最大化的产量为:

$$eP = MC \quad (3)$$

其中, P 以单位产品价格(以外币标价), e 为直接标价法表示的外汇汇率,即一单位外币折合的本国货币数量, MC 为边际成本(以本币标价)。当本币升值(即 e 下跌)时,该类商品的本币价格 eP 的同比例下降,从而企业只有通过压缩成本 MC 来维持生存;当成本 MC 无法再压缩而 eP 又低于 MC 时,企业只有停产或者破产,因此,生产同质性产品的企业的产量对人民币汇率的弹性是相当大的。

对于资本与技术密集型企业和有自主品牌的劳动密集型企业而言,由于它们具有自身的品牌与技术,属于异质性产品,因此可以把它们归属于垄断竞争市场。

生产异质性产品的企业的利润函数:

$$= e(a - bQ)Q - TC \quad (4)$$

其中, $(a - bQ)Q$ 为垄断竞争企业的收益函数(以外币标价), Q 为企业的产量, $P = a - bQ$ 以外币表示的价格水平, a 和 b 为大于零的常数, TC 为垄断竞争企业的总成本(以本币标价),它的一阶导数 $\frac{dTC}{dQ} = MC$, MC 为企业的边际成本。

(4)式的利润函数对 Q 求偏导数并令其等于零,得到生产异质性产品的企业利润最大化产量为:

$$Q = \frac{a}{2b} - \frac{MC}{2eb} \quad (5)$$

根据(3)式,当本国货币升值(即 e 下跌)时, eP 同比例下跌,完全竞争企业只有通过压缩成本 MC 的方式来应对本国货币升值;根据(5)式,当本国货币升值(即 e 下跌)时,垄断竞争企业的主要应对办法是降低产量 Q 。

本国货币升值对劳动密集型企业的冲击明显大于

资本与技术密集型企业,具体原因包括两个方面:第一,比较(3)式和(5)式可知,本国货币升值对生产同质性产品企业的影响要大于生产异质性产品企业,即对无自主品牌的劳动密集型企业影响较大,对资本与技术密集型企业和有自主品牌的劳动密集型企业影响较小。第二,根据(4)式,垄断程度越高,则 b 越大,由于资本与技术密集型产品的垄断性一般会强于有自主品牌的劳动密集型企业的产品,由(5)式可知,本国货币升值对前者的影响要小于后者。

2. 人民币汇率对高科技产业结构影响的计量模型构建。

1931年,德国经济学家霍夫曼根据20多个国家的资料,通过计算制造业中消费资料工业与生产资料工业的比例,提出了工业化4阶段理论。这个比例,后人称为霍夫曼比例。霍夫曼认为,在工业化进程中霍夫曼比例不断下降,由此他把工业化分为四个阶段:第一阶段,消费资料工业一统天下,霍夫曼比例约为5;第二阶段,生产资料工业发展提速,但相对消费资料工业,仍显不足,霍夫曼比例约为2.5;第三阶段,生产资料工业与消费资料工业旗鼓相当,霍夫曼比例约为1;第四阶段,生产资料工业领先增长,霍夫曼比例小于1,标志着进入重工业化阶段。霍夫曼理论揭示了工业化过程中工业部门内部结构演变的一般趋势。

考虑人民币汇率对不同技术水平企业的非对称冲击之后,我们对霍夫曼理论进行修改,得到人民币汇率对高科技产业结构的计量模型。首先,借鉴霍夫曼理论,我们以高科技产业增加值在第二产业增加值所占的比重作为霍夫曼比例的替代变量,随着经济发展程度的提高(即人均实际GDP的提高),工业化程度会随之发展,该比重随之上升。其次,根据(3)式和(5)式,本国货币升值对高科技企业的影响较小,对非高科技企业的影响较大,因此,本国货币汇率也成为高科技产业增加值在第二产业增加值所占的比重影响因素。综合以上两个影响因素,我们用人民币汇率对高科技产业结构的计量模型:

$$ST_i = {}_0 + {}_1 GDPPA + {}_2 E_i \quad (6)$$

其中, ST_i 为高科技产业增加值在第二产业增加值中所占的比重, $GDPPA$ 为人均实际国内生产总值,用来反映该国的经济发展水平, E_i 为本国货币汇率,根据以上数理分析可知,如果本国货币升值,则高科技产业的比重上升。 ${}_0$ 、 ${}_1$ 和 ${}_2$ 为参数, ${}_1 > 0$, ${}_2 > 0$ 。

(三) 人民币汇率对第二产业空间分布结构的影响

由于我国第二产业以劳动密集型产业为主,假定劳动密集型产业以成本最小化作为投资区域选择的标准,因此我们通过单位产品成本的比较来分析人民币汇率对我国第二产业空间分布结构的影响。东部企业的单位产品成本为 $c_E = (r_E k_E + w_E l_E) / e$,中西部企业的单位产品成本为 $c_M = (r_M k_M + w_M l_M + t_M) / e$,中国周边发展中国家企业的单位产品成本为 $c_F = r_F k_F + w_F l_F + t_F$,其中, c 表示单位产品成本, r 表示利率, w 表示工资, k 表示

单位产品的资本投入, l 表示单位产品的工资,下标 E, M 和 F 分别表示东部、中西部和周边发展中国家, t_{GM} 和 t_{CF} 分别表示中西部、周边发展中国家相对于我国东部的单位产品额外交易成本(具体包括运输成本、产业链不完备和制度不健全等的成本差距), e 为直接标价法表示的外汇汇率。一般而言,发展程度更低的周边发展中国家和中西部地区的单位产品生产成本低于东部地区,因此,当人民币升值时,东部地区因为成本较高首当其冲受到影响。当人民币升值使得东部企业生产无法维持时,如果 $c_M < c_F$,则东部劳动密集型产业会向中西部迁移;如果 $c_M > c_F$,则东部劳动密集型产业会向周边发展中国家迁移。

通过对不同地区成本的比较分析,我们可以得到影响我国第二产业分布结构的因素,具体包括:第一,人民币汇率,当人民币汇率升值时,会使东部第二产业所占的比重下降。第二,东部地区与中西部地区的生产成本差距,当两者的差距越大(即东部第二产业的生产成本相对越高)时,东部第二产业所占的比重就会越小。第三,东部地区与中西部地区交易成本的差距,当前我国东部地区的交易成本低于中西部地区,当两者的差距越大(即东部的交易成本相对越小)时,东部第二产业所占的比重越高。综上所述,我们可得到第二产业空间分布结构的计量模型为:

$$SPST_t = \alpha_0 + \alpha_1 W_t + \alpha_2 SPST_{t-1} + \alpha_3 E_t \quad (7)$$

其中, $SPST$ 表示第二产业的空间分布结构,用东部第二产业增加值占全国第二产业增加值的比重来表示; W_t 表示东部与中西部的工资差距,反映我国不同地区生产成本差异; $SPST_{t-1}$ 表示上一年的第二产业空间分布结构,根据产业集聚理论,产业集聚可以降低交易成本,也就是说, $SPST_{t-1}$ 越大,则东部产业集聚水平越高,东部的交易成本也就越低,因此,这里以 $SPST_{t-1}$ 作为交易成本的代理变量,反映东部与中西部的交易成本差异; E_t 表示人民币汇率(用间接标价法表示, E_t 上升表示人民币升值)。 α_0 、 α_1 、 α_2 和 α_3 为参数, $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$, $\alpha_3 < 0$ 。

三、实证研究

基于以上所建的计量经济模型,下面我们运用面板数据和时间序列数据进行实证研究。

(一) 面板数据模型及其估计方法的选择

面板数据的估计有齐次性参数模型、变截距模型和变系数模型三类,而变截距模型估计又可分为固定效应模型和随机效应模型。由于通常很少采用变系数模型(Greene, 1994),因此本文面板数据估计主要考虑混合数据模型和变截距模型,即根据 Hausman 检验来在固定效应模型和随机效应模型中进行选择,同时根据 F -test

$$X_2 = -2.0113 + 0.4099 \log(Y) - 0.0187 (\log(Y))^2 + 0.0899 \log(N) - 0.1052 \log(REER) \quad (8)$$

$$\begin{pmatrix} (-2.5859^{**}) & (2.9106^{**}) & (-2.4389^{**}) & (-3.0803^{***}) & (-1.7693^*) \end{pmatrix}$$

$$R^2 = 0.4248 \quad Adjusted_R^2 = 0.3995 \quad F_stat = 16.8011 \quad S.E. = 0.0223$$

来判断究竟选用混合数据模型还是变截距模型,两类检验统计量分别构造如下:

Hausman 检验:

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' [var(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \sim \chi^2(k)$$

其中, $\hat{\beta}_{RE}$ 、 $\hat{\beta}_{FE}$ 分别代表固定效应、随机效应模型的估计系数, $var(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})$ 是系数向量 $(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})$ 的方差-协方差矩阵。在随机效应的原假设下, H 检验量服从 $\chi^2(k)$ 分布,其中 k 为回归方程的解释变量个数。如果 H 统计值大于临界值,则拒绝原假设。

F -test 统计量构造如下:

$$F = \frac{(S_2 - S_1)/(n-1)}{S_1/(nT-n-k)} \sim F(n-1, nT-n-k)$$

其中 S_1 、 S_2 分别为变截距模型、混合回归模型的回归残差平方和, n 表示面板数据的个体总数, T 表示面板数据的时期总数, k 为不包括截距项在内的解释变量个数。

一般而言面板数据的残差异方差包括截面异方差、时序异方差与混合异方差 3 类,残差相关包括同期相关、组内相关与混合相关 3 类,考虑到本文所选用的样本数据截面数远远大于时期数的特点,因此主要对残差的截面异方差和同期相关进行修正。为了修正残差的截面异方差和同期相关,下面的实证研究都使用 White Cross-section method 来估计面板数据模型。

(二) 人民币对三大产业之间结构影响的面板数据分析

本文使用 Eviews5.0 进行实证研究,采用 2000 年至 2007 年的年度面板数据,数据来源于中国科技统计网 (<http://www.sts.org.cn/>)、MF 出版的《International Financial Statistics》。

我们对实证变量进行说明。 X_2 为第二产业的比重,用第二产业的生产总值与地区生产总值之比表示, Y 为地区人均生产总值,经 2000 年为 1 的消费者价格指数调整之后变为实际值, N 为地区年底总人口, $REER$ 为人民币实际有效汇率, $OPEN$ 为开放度,用进出口总额与地区生产总值之比来表示。

1. 东部地区的实证检验。

首先根据 Hausman 检验来看选择的面板数据模型是固定效应模型还是随机效应模型, H 统计值为 0.6692,在 95% 的显著水平下 $\chi^2(2)$ 为 5.991, H 统计值小于临界值,选择随机效应模型。根据 (2) 式,得到面板数据的回归结果:

(小括号内的数值为 t 检验值, * * * 表示 1% 水平上显著, * * 表示 5% 水平上显著, * 表示 10% 水平上显著, 以下同)

2. 中西部地区的实证检验。

我们首先使用 Hausman 检验来判定该面板数据是选择随机效应模型还是选择固定效应模型, H 统计值为 26.2866, 在 95% 的显著水平下 $\chi^2(2)$ 为 5.991, 统计量的值大于临界值, 因此固定效应模型要优于随机效应模型。

$$X_2 = -3.4475 + 0.536 \log(Y) + 0.42811 \log(N) \quad (9)$$

$$(-4.1805^{***}) \quad (6.9029^{***}) \quad (4.4648^{***})$$

$$R^2 = 0.8722 \quad Adjusted_R^2 = 0.8528 \quad F_stat = 44.7264 \quad S.E. = 0.0282$$

与 (2) 式相比, 回归方程 (9) 中的二次项 $(\log(Y))^2$ 不显著, 该项在方程中被剔除, 究其原因, 随着经济发展, 该国第一产业的比重稳步下降, 第二产业的比重先上升, 达到高峰后又趋于下降, 第三产业的比重稳步上升, 中西部尚处于工业化的早期或中期, 中西部第二产业所占的比重 X_2 未达到高峰, 呈现一种不断上升的线性趋势, 因此, X_2 与人均地区生产总值 Y 之间并未表现出包含二次项 $(\log(Y))^2$ 的非线性关系, 只表现出一种线性关系。解释变量 $\log(REER)$ 也不显著, 原因是中西部开放度低, 人民币汇率在一定范围内的变动对中西部的产业结构的影响不显著。

(三) 人民币汇率对第二产业内部结构影响的的面板数据分析

根据 (9) 式的回归结果可知, 人民币汇率对中西部第二产业的影响小, 而对东部第二产业的影响大, 因此这里采用东部地区各省的年度数据, 样本期为 2000 年

$$\log(HITECH) = -4.7721 + 1.5866 \log(Y) - 0.8898 \log(REER) \quad (10)$$

$$(-7.9455^{***}) \quad (48.5497^{***}) \quad (-7.8703^{***})$$

$$R^2 = 0.8592 \quad Adjusted_R^2 = 0.8562 \quad F_stat = 283.8170 \quad S.E. = 0.4838$$

2. 对东部地区非高科技产业的实证检验。

我们首先使用 Hausman 检验, H 统计值为 3.0973, 在 95% 的显著水平下 $\chi^2(2)$ 为 5.991, 统计值小于临界

$$\log(NHITECH) = -3.3623 + 1.7495 \log(Y) - 1.1072 \log(REER) \quad (11)$$

$$(1.4895) \quad (12.7616^{***}) \quad (-3.8336^{**})$$

$$R^2 = 0.9587 \quad Adjusted_R^2 = 0.9578 \quad F_stat = 1064.706 \quad S.E. = 0.1026$$

总而言之, 人民币汇率升值对高科技产业和非高科技产业都会产生不利影响, 但是相对而言对非高科技产业的不利影响更大, 最终人民币升值促进第二产业的产业结构升级, 这种升级是以抑制第二产业的增长为代价的。

(四) 人民币汇率对第二产业空间分布结构影响的时间序列数据分析

这里采用时间序列数据 (月度数据) 进行实证研究, 样本期为 2001 年 1 月至 2007 年 12 月, 数据来源于中国经济统计数据库和 MF 出版的《International Financial Statistics》。

我们对实证变量作一些解释。SPST_{*t*} 为第二产业的空间分布结构, 用东部工业增加值占全国工业增加值的

型。而 F - 统计值的检验结果为 39.1716, 临界值 $F_{0.05}(18, 131)$ 为 1.6915, F - 统计值大于临界值, 这说明固定效应模型要优于混合回归模型。

我们选择固定效应模型, 根据 (2) 式得到面板数据的回归结果:

至 2007 年, 数据来源于中国科技统计网 (<http://www.sts.org.cn/>) 和 MF 出版的《International Financial Statistics》。

我们对实证变量作一些说明。HITECH 为高科技产业的比重, 用东部高科技产业规模以上企业产值与工业总产值之比表示, NHITECH 为非高科技产业的比重, 用工业总产值减去高科技产业规模以上企业产值的差值与工业总产值之比表示, Y 为地区人均生产总值, 经 2000 年为 1 的消费者价格指数调整之后变为实际值, REER 为人民币实际有效汇率。

1. 对东部地区高科技产业的实证检验。

我们首先使用 Hausman 检验, H 统计值为 0.7721, 在 95% 的显著水平下 $\chi^2(2)$ 为 5.991, 统计量的值小于临界值, 因此选择随机效应模型。根据 (6) 式得到面板数据的回归结果:

值, 因此选择随机效应模型。然后, 根据 (6) 式得到面板数据的回归结果:

比重表示, SPST_{*t-1*} 为上一年的第二产业空间分布结构, 表示东部的产业集聚水平, REER_{*t*} 为人民币实际有效汇率, W_t 为东部与中西部的工资差距, 我们用公式 $W_t = (W_t^E - W_t^{MW}) / W_t^{ALL}$ 来计算, 其中, W_t^E 表示东部平均城镇家庭可支配月收入, W_t^{MW} 为中西部平均城镇家庭可支配月收入, W_t^{ALL} 为全国平均城镇家庭可支配月收入。在实证过程中, 除 W_t 以外的其它变量都取对数, 然后运用 X11 (乘法) 进行季节调整。

我们首先对以上变量进行单位根检验, 单位根的 ADF 检验表明, 所有变量都是一阶单位根过程, 检验结果略。然后再用 $E - G$ 两步法进行协整检验, 第一步, 根据 (7) 式, 我们用 OLS 方法得到人民币汇率对我国空间

平均城镇家庭可支配月收入为各省的城镇家庭可支配收入的算术平均, 以下同。

分布结构影响的回归方程式为：

$$\log(SPST_t) = 1.3660 + 0.7683 \log(SPST_{t-1}) - 0.0786 \log(REER_t) - 0.0798 W_t \quad (12)$$

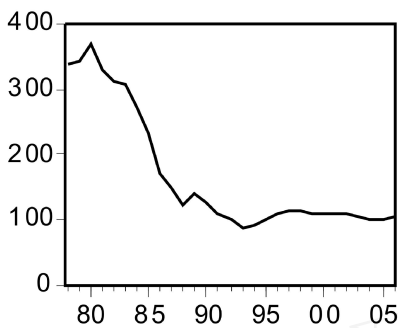
(3.2631^{***}) (10.8491^{***}) (-2.7355^{***}) (-3.0000^{***})

$R^2 = 0.9168$ $Adjusted_R2 = 0.9132$ $F_stat = 249.8344$ $D.W. = 2.1406$

第二步，对该方程的残差进行单位根检验，(12)式残差的 ADF 值为 -4.9966，采取的检验形式是无截距无时间趋势滞后一期的形式，根据 Mackinnon (1991) 模拟试验得到 5% 显著水平下的临界值为 -4.25，残差的 ADF 值都小于 -4.25，表明 (12) 式是协整方程式。

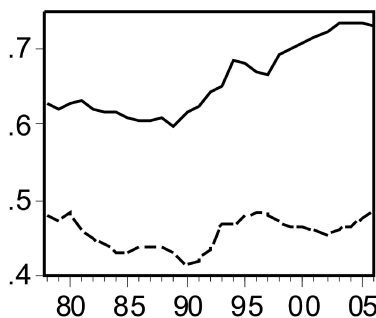
(五) 人民币汇率与我国产业结构之间关系的分阶段比较分析 (1978 - 2006)

图 1 人民币实际有效汇率的变化



—— 人民币实际有效汇率

图 2 东部工业增加值的比重和
第二产业增加值的比重



—— 东部工业总产值在全国所占的比重

----- 第二产业增加值在 GDP 所占的比重

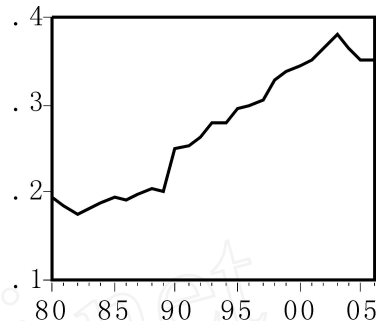
注：资料来源于 MF 出版的《International Financial Statistics》和中国统计数据库。

我们把改革开放以来的时期划分成 1978 ~ 1989 年和 1990 ~ 2006 年两个时期，人民币实际有效汇率呈现出前高后低的特点，前后两个时期的平均值分别为 256.54 和 105.08，见图 1，下面比较前后两个时期人民币的币值差异是否造成我国产业结构的差异。

前后两个时期的产业结构表现出迥然不同的变化特征：第一，从三大产业的结构来看，我国第二产业所占的比重在 1990 年之前不断下降，在 1990 年之后不断上升，见图 2。第二，从产业的空间结构来看，东部第二产业在全国所占的比重在 1990 年之前不断下

降，在 1990 年之后不断上升，见图 2。第三，从第二产业内部结构来看，高科技产业所占的比重在 1990 年之前增长得比较慢，在 1990 年之后增长得比较快，1981 ~ 1989 年的年均增长率为 0.49%，而 1990 ~ 2006 年的年均增长率为 3.45%，见图 3。前两点与以上实证研究的结论一致，但第三点与实证研究的结论不同。

图 3 高科技产业产值在工业总产值的比重



第三点与实证研究的结论不同，原因是影响第二产业内部结构的因素除了汇率之外还有其他因素，并且其他因素的作用显著大于汇率的作用。一方面，由实证结论可知，人民币实际有效汇率前高后低，导致我国高科技产业所占的比重前个时期增长快后时期增长慢；另一方面，影响第二产业内部结构的其他因素包括经济基础、教育和科研实力等，这些因素前弱后强。1990 年之前，我国处于工业化起步阶段，经济、教育和科技还很落后，人才极度匮乏，缺乏高科技产业发展必要的基础和环境；1990 年之后，我国已具备一定的工业基础，教育和科学研究得到较快的发展，为这段时期高科技产业较快发展打下了基础。其他因素前弱后强，造成我国高科技产业比重的增长前慢后快。综合两方面来看，后者的作用明显大于前者，因此我国高科技产业比重的增长具有前慢后快的特征。

四、结论与政策建议

本文研究结果表明，人民币汇率长期偏离均衡水平是造成国内产业结构偏差的重要原因。人民币低估有利于工业的发展，不利于非工业的发展，导致过度工业化的现象；人民币低估有利于劳动力密集型产业的发展，不利于资本和技术密集型产业的发展，使本国工业具有低级化和低附加值的特征；人民币低估有利于沿海地区经济发展，不利于内陆地区经济发展，拉大东部与中西部的地区差距。

当前国内部分学者认为人民币汇率低估造成了我国经济结构的扭曲，这样的结论是把我国的产业结构与产业结构演进的标准结构或者其他发展中国家的产业结构进行比较之后得到的。然而，对于像我国这样人口众多和地区发展不平衡的大国而言有特殊的国情，这种特殊国情是其他发展中国家或者标准结构所不具

备的,因此,这样简单比较是不恰当的。只有适合我国具体国情与发展阶段的产业结构,就是合适的产业结构,但这种产业结构并不是“扭曲”的产业结构。从这条标准来判断,当前我国人口众多,就业问题以及社会稳定问题是我国的首要问题,而当前劳动密集型为主的产业结构能够较好地解决这个问题,因此,当前的产业结构对于现有的经济发展阶段来说是恰当的,并不是“扭曲的”。

根据以上研究,当前我国应当在汇率政策和产业政策上采取以下措施:

(一)在今后较长时期内,我国都应当保持劳动密集型产业的比较优势,因此,我国应当保持人民币币值稳定或小幅变动,但不应当让人民币出现大幅升值的情况。由于我国人口众多,还有大量的农村剩余劳动力从农业转到非农业,因此,我国还要在较长一段时期内保持和发展我国的劳动密集型产业。而人民币升值不利于我国劳动密集型产业的发展,甚至当升值大时可能会损害我国劳动密集型产业的比较优势。因此,我国政府应当控制好人民币的升值速度和幅度,不能使我国劳动密集型产业受到大的冲击。

(二)汇率是一个影响国内外均衡的全局性经济变量,一般情况下不应成为经济结构调整的手段,我国产业结构的优化升级应依靠产业政策以及其他非汇率政策来推动。人民币升值,虽然有利于优化我国的产业结构,但与此同时会对我国的劳动密集型产业乃至高科技产业造成不利的冲击,从而加剧我国的就业困难,甚至有可能会威胁到我国的社会稳定。本文的研究也表明,相对于人民币汇率而言,其他因素对高科技发展的作用远大于汇率,因此,我国不能依靠汇率政策而应当依靠产业政策来提升技术水平和推动产业结构升级。

(三)不能忽视产业发展的规律,片面地追求东中西部地区产业发展的平衡化和均等化。当前东部地区的产业集聚和产业配套能力有利于提高东部地区的国际竞争力,我们不能片面追求东中西部的产业分布平衡,而损害东部地区现有的产业集聚水平和产业配套能力,更不能用人民币升值来缩小东中西部的地区差距,其结果是缩小地区差距的同时也损害了东部的产业集聚水平和产业竞争力。比较切合实际的做法是,在不牺牲东部产业整体竞争力的同时,把东部一部分丧失竞争力的产业逐步转移到中西部,另外,应根据中西部地区不同的经济情况,有选择地集中力量发展

一些适宜当地的产业,逐步形成有特色的产业集聚。

参考文献:

- [1] 李天栋、姜波克. 增长与就业双重约束下的人民币汇率政策——基于汇率杠杆属性的分析 [J]. 上海金融, 2006 (8): 4 - 8.
- [2] 莫涛. 汇率变动、产品附加值和内涵经济增长 [J]. 国际金融研究, 2007 (1): 58 - 62.
- [3] 孙咏梅、祝金甫. 汇率低估与中国结构调整 [J]. 财经问题研究, 2005, (4): 62 - 66.
- [4] 李铁男、祝金甫. 人民币汇率低估对我国产业结构的影响 [J]. 山东财政学院学报, 2005 (6): 32 - 35.
- [5] 杨公仆, 于春晖, 王玉, 龚仰军主编. 产业经济学 [M]. 复旦大学出版社, 2005.
- [6] 刘泌清. 汇率变动、企业行为和内涵经济增长的再刻画 [J]. 国际金融研究, 2007, (1): 63 - 67.
- [7] 霍利斯·钱纳里 (Hollis Chenery), 莫伊思·赛尔奎因 (Moises Syrquin). 发展的型式: 1950 - 1970 [M] 经济科学出版社, 1992.
- [8] 卢万青, 陈建梁. 比较优势与人民币汇率的关系研究 [J]. 国际金融研究, 2007, (8): 39 - 46.
- [9] 李子奈. 计量经济学 (第二版) [M]. 北京: 高等教育出版社, 2008.
- [10] Chenery and Syrquin. Patterns of Development, 1950 - 1970 [M]. London: Oxford University Press, 1975.
- [11] Michael W Klein, Scott Schuh, Robert K Triest. Job Creation, Job Destruction and the Real Exchange Rate [R]. NBER Working Paper, 2000, 7466.
- [12] Edwards, Sebastian. Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment - Exchange Rate Policy in Developing Countries [M]. Cambridge: The MIT Press, 1989.
- [13] Elbadawi Ibrahim A. Estimating Long - Run Equilibrium Real Exchange Rate. In John Williamson, Ed., Estimating Equilibrium Exchange Rates [M], Washington, DC: Institute for International Economics, 1994.

(编辑校对: 余朝锡 金界一)