

人力资源开发与就业

中国对外贸易就业效应的逆转 ——倒U型曲线是否存在？

陈昊, 谢超峰

(北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘要: 文章采用1952~2009年对外贸易时间序列数据并运用渐进回归、卡尔曼滤波和门限回归考察了对外贸易对就业水平的影响。研究表明, 在不考虑进口的情况下, 出口规模的增加对就业产生正向波动的冲击, 而考虑进口后, 外贸顺差的就业效应却存在倒U型曲线特征, 外贸顺差规模高于约14000亿元时, 就业水平反而开始降低, 此时“贸易筛选”机制将在劳动力市场上起主要作用。

关键词: 就业逆转; 出口; 卡尔曼滤波; 门限回归

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2012) 02-0033-08

Employment Effects of China's Foreign Trade Reversed: Does an Inverted U-shaped Curve Exist?

CHEN Hao, XIE Chao-feng

(School of Economic and Business Administration, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Based on the time series data of foreign trade 1952~2009, the paper examines the effect of foreign trade on employment levels using progressive regression, Kalman filtering and threshold regression. The studies show that without considering imports, exports increasing have a positive impact on the size of fluctuations in employment, employment effects of the import surplus have inverted U-shaped curve with taking the imports into the consideration. In other words, when surplus is higher than the size of about 1400 billion, the level of employment began to decrease. At this time “trade screening” mechanism will play a major role in the labor market.

Keywords: employment reversed; exports; Kalman filter; threshold regression

改革开放以来, 我国对外贸易规模和质量发展迅速, 与此同时, 国家整体就业水平也在显著提高。如1978年我国出口贸易额为97.5亿美元, 到2010年已上升至15777.5亿美元; 外贸顺差(文

收稿日期: 2011-11-07; 修订日期: 2012-01-04

作者简介: 陈昊(1987-), 江西赣州人, 北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生, 研究方向: 国际贸易与国际投资。

中简称“顺差”)也由1978年的-11.4亿美元上升至2010年的1815.1亿美元,与此同时,我国就业人数也从40152万上升至78388万^①,对外贸易引致就业的路径分析和效果评估,成为学者和政策制定者广泛关注的问题。对外贸易从两个不同的层面影响就业的变动:一方面,对外贸易企业本身增加或减少雇佣员工,这是对外贸易对就业的直接影响;另一方面,对外贸易通过影响国家整体经济增长,间接影响包括内向型企业在内的所有企业的雇佣决策,从而影响所有企业的雇佣员工数量,这是对外贸易对就业的间接影响或外溢效应。这两个不同层次的实际影响,对应着两个对外贸易就业效应的不同机制:第一,筛选匹配机制,即赫尔普曼(Helpman)等所提出的对外贸易通过提高国内外贸易企业招聘员工的门槛和筛选意愿,降低了整体的就业水平^[1];第二,菲利普斯曲线机制,即对外贸易可以促进经济增长,从而使得就业水平提高,换言之,对外贸易提高了整体的就业水平。理论上既然存在两种相反的对外贸易就业效应机制,那么讨论对外贸易影响就业的净效应就是必要的。

现有研究成果大多借鉴菲利普斯曲线机制进行实证分析,但得出的结论也不尽相同。米勒(Milne)和瑞特(Wright)两位学者通过实证检验的方法,对中国和其他发展中国家就业市场与对外贸易的关系进行研究,得出的结论是,出口开放度的增加会显著促进就业的增长^[2]。与此同时,雷琴科(Leichenko)等通过研究美国各州的出口与就业的关系,指出就业增加会显著地提高出口水平,但是出口的增加却会对就业产生负面影响^[3]。即使同样是研究中国的情况,学者们也有不同的意见。如张华初等从对外贸易类型角度研究出口贸易与就业的关系,认为加工贸易的发展及加工贸易出口水平的提高会大幅度增加就业^[4]。胡昭玲等考察了中国32个工业行业6年的面板数据,发现工业品出口占国内产值的份额每增加1%,劳动需求则增加0.19%^[5];毛日昇则指出,如果考虑产出规模、生产效率和劳动需求弹性三个不同层面,出口增加对不同制造业会带来不同的就业效应^[6];魏浩则专门考察纺织品贸易的就业效应,所得结论与前面所列文献也不尽相同^[7]。不同地域的出口就业效应研究也是国内学术界关注的焦点,如梁平等利用1978~2004年的省级面板数据,从东、中、西部的区域划分出发,探讨了各地区的对外贸易就业效应,指出出口对就业的积极影响并不因为地域的差异而有所不同^[8],高文书的研究也得出了相同的结论^[9];但蒋荷新通过分位回归比较外贸就业效应和外资企业就业效应,认为国家的对外贸易就业效应正在下降,而外资企业就业效应与对外贸易就业效应已经初步形成替代关系^[10]。陈昊则指出,出口增加未必能够提高就业水平,因为进口对就业的减少有可能显著抵消出口的就业效应甚至产生逆转,因而外贸顺差对就业的影响可能并不显著^[11]。

从现有文献来看,对于对外贸易是否能够持续增加就业存在较大争议,对于出口增加能否带来就业水平的提高,不仅国外研究结论大不相同,国内同以中国为样本的研究结论也差别显著。此外,顺差是否能够持续增加就业,即如果顺差增加能够带来就业水平提高,其就业效应是否线性,或者存在逆转点?现有的研究都在集中争论就业效应的正负,而笔者认为,之所以众学者的研究呈现不同的结论,有可能是因为顺差的就业效应非线性,也即虽然出口对就业水平确实存在正向促进作用,但是当顺差水平上升到一定程度时,其就业效应可能会产生逆转。

本文想要回答的问题是,中国对外贸易就业效应是否存在逆转现象?如果确实存在逆转现象,对外贸易就业效应逆转的临界规模是多少?当然回答这些问题的前提,是首先证明在线性模型的假设下,以不同时间段进行的分位回归结果正负不一或不显著。虽然前面所列相关文献已从不同角度论证了对外贸易就业效应不稳定的事实,但对同一国家层面时间段不同子集进行渐进回归^②的研究还很少见,而这一思路无疑能够严格论证对外贸易就业效应的不稳定性,因而也是本文的研究重点之一。

鉴于此,本文试图采用国家层面的宏观数据考察出口、顺差对就业水平的影响^③,所使用的数据

① 资料来源:历年《中国统计年鉴》。

② 更贴切的表述应该叫“逐步回归”,但逐步回归的概念已经在计量经济学中有严格的定义,即在建立多元回归方程的过程中,按偏相关系数大小的次序将自变量逐个引入方程,从而得到最优的回归方程。这一含义与文中的“逐年递减回归”明显不同。

③ 当然这仅仅是研究的起点。如果确实能够证明外贸顺差的就业效应呈非线性,那么对地区、行业、贸易类型等面板数据的研究都可以继续进行下去,雷琴科(Leichenko)等于2004年针对国家间面板数据进行的实证研究,就是一个很好的尝试。

为 1952~2009 年的对外贸易和就业及其他相关经济数据。本研究在如下方面做出改进：首先，现有文献研究对外贸易的就业效应，都以两者关系为线性作为前提，而本文将首先对这一前提是否成立进行探讨；其次，如果顺差的就业效应确实存在倒 U 型曲线特征，那么顺差将在超过多大规模时开始带来就业水平的降低？考察对外贸易的就业效应，由于先验成熟的理论模型并不多见，且对外贸易对就业的冲击本身并不可观测，因而采用卡尔曼滤波和构建状态空间模型或许将更加合理，而探讨顺差就业效应的逆转规模，使用门限回归方法是非常理想的。

一、模型构建

1. 模型构建与数据说明

考虑到不失一般性，笔者认为 t 时期的生产函数服从 C-D 形式：

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

其中， Y_t 为 t 期的国内生产总值； A 为技术水平； K_t 和 L_t 分别为 t 期的资本和劳动；其余字母分别为资本和劳动的产出弹性。

本文并不关注技术的产生方式，因而先验假定技术外生，但主要来源于对外经济交流，具体而言则来源于国际贸易^①，生产函数可进一步修正为：

$$Y_t = Export_t^\delta K_t^\alpha L_t^\beta \quad (2)$$

其中， $Export_t$ 为第 t 期的出口总额； δ 为出口额的产出弹性； α 和 β 含义与式 (1) 同。

本文考察就业将如何受到贸易水平的影响，因而将就业水平作为因变量，方程两边取对数并考虑移项后的符号修正，得出本文的线性回归模型：

$$\ln L_t = c + \sum_{i=1}^T \alpha_i \ln GDP_t + \sum_{i=1}^T \alpha_i \ln K_t + \sum_{i=1}^T \alpha_i \ln Export_t + \mu \quad (3)$$

$$\ln L_t = c + \sum_{i=1}^T \alpha_i \ln GDP_t + \sum_{i=1}^T \alpha_i \ln K_t + \sum_{i=1}^T \alpha_i \ln Surplus_t + \mu \quad (4)$$

为了全面考察贸易水平对就业的影响，本文利用方程 (3) 和 (4)，考察了出口和顺差对就业的影响。其中， $Surplus_t$ 为 t 期的顺差总额； T 为考察的最后期数，其余字母含义与式 (1)、(2) 同。

由于考察对外贸易就业效应的先验成熟模型缺失，且对外贸易对就业的冲击存在随机性，因而采用卡尔曼滤波对方程 (3)、(4) 进行拟合，而构建状态空间模型可暂时忽略年度差异带来的非一致性和宏观数据强相关性带来的内生性，所以在方程 (3)、(4) 中不加入反映年度差异的控制变量。与此同时，资本存量仅仅反映国家的现存资本存量，还不足以反映国家的生产能力变动趋势，且技术的外部来源除了对外贸易，还有外商直接投资。由于现有研究尚未提供将二者引入贸易就业机制模型的充分证据^②，但毛日昇、陈昊等人的研究从另一个角度证明，外商直接投资 (FDI) 和固定资产投资 (INV) 或许至少是经验分析的良好变量^[12-13]，因而笔者将其作为卡尔曼滤波的控制变量。

基于回归模型，本文研究所用数据来源于国家统计局的《中国统计年鉴》(1993~2010 年)、《中国劳动统计年鉴》(1994~2010 年) 与《中国固定资产投资年鉴》，国家资本存量数据则根据单豪杰的研究更新至 2009 年^[14]。对主要变量进行描述性统计如表 1 所示。

观察出口和社会劳动者人数的描述统计指标可以发现，即使从表 1 较为粗略的年份划分中，也可以明显看出社会劳动者就业人数的均值变动远远小于出口贸易规模的变动。换言之，出口贸易对就业的促进影响很可能并不如以往预料的那样显著。当然存在另一种可能，即随着经济从粗放型到集约型

① 这种假设基于两个方面的考虑：第一，本文关注的核心变量是贸易与就业的关系，因而可以将对外贸易作为对外经济交流的核心，这与中国对外经济交流中贸易规模占据主要地位的现实相吻合；第二，虽然对于“市场换技术”的政策，学术界普遍认为没有达到预定目标，但是这种开放的吸引技术的政策对中国经济发展的深刻影响毋庸置疑。

② 毛日昇的出色研究或许是个例外，该研究深刻探讨了 FDI 对就业的影响程度，但是其文章的思想与数据与本文不同。此外，从基于个体优化的相关数理模型研究中还没有找到能够将 FDI 和固定资产投资引入贸易就业效应模型的证据。

的转变，经济发展所需的就业人数应该呈现边际数量递减趋势，这也同时从标准差中反映出来，因而值得进一步深入探讨。顺差的情况则更加复杂，由于金融危机的影响，外贸顺差在近两年里产生了较为显著的波动，一定程度上掩盖了其就与就业水平的描述统计层面的关系。特别地，这些统计结果提醒我们主要变量的标准差较大，为模型识别创造了条件。

表 1 主要变量的描述统计

指标	时期划分	均值	最大值	最小值	标准差	观测数
国内生产总值（亿元）	1952 ~ 2009	45295.13	340506.90	679.00	79911.72	58
	1952 ~ 1978	1825.67	3645.20	679.00	831.77	27
	1979 ~ 1992	11625.12	26923.50	4062.60	7232.58	14
	1993 ~ 2009	142063.10	340506.90	35333.90	92607.48	17
出口总额（亿元）	1952 ~ 2009	11746.27	100394.90	27.10	24451.94	58
	1952 ~ 1978	74.97	167.60	27.10	38.07	27
	1979 ~ 1992	1489.96	4676.30	211.70	1421.36	14
	1993 ~ 2009	38729.39	100394.90	5284.80	32138.11	17
顺差总额（亿元）	1952 ~ 2009	1714.28	20868.40	-701.40	4565.11	58
	1952 ~ 1978	3.17	18.90	-19.80	10.01	27
	1979 ~ 1992	-35.11	431.90	-448.90	268.61	14
	1993 ~ 2009	5872.60	20868.40	-701.40	6942.15	17
资本存量（亿元）	1952 ~ 2009	23672.75	154246.70	342.00	35631.14	58
	1952 ~ 1978	2357.82	5641.07	342.00	1493.70	27
	1979 ~ 1992	11758.93	19514.43	6122.97	4393.21	14
	1993 ~ 2009	67337.26	154246.70	22075.24	39836.43	17
社会劳动者人数（万人）	1952 ~ 2009	47528.45	77995.00	20729.00	19265.48	58
	1952 ~ 1978	29942.89	40152.00	20729.00	6219.30	27
	1979 ~ 1992	50849.36	66152.00	41024.00	7011.42	14
	1993 ~ 2009	72723.59	77995.00	66808.00	3670.65	17

注：控制变量的描述统计篇幅所限不再报告，感兴趣的读者可以向作者索要。

2. 平稳性检验与协整分析

相对于其他回归模型，由于状态空间模型只关注变量间的随机冲击联系，且卡尔曼滤波利用递归算子进行冲击评估本身就默认变量的同时性与联系性，因而内生性问题对状态空间模型而言并不关键。然而，进行卡尔曼滤波的前提是，变量之间存在合适数量的协整关系，以保证递归算子的计算顺利进行，因而仍然有必要进行平稳性检验和协整分析。

平稳性检验结果见表 2，检

验方法由各变量的时序数据确定。可以看出变量非同阶单整，因而接下来必须采用约翰森（Johanson）协整检验法检验变量之间存在的协整关系。协整检验结果见表 3。

表 2 平稳性检验

变量	检验方法	ADF 的 t 检验值	AIC 准则值	SC 准则值
lnExport	(C, T, 1)	-4.6820 ***	-0.9325	-0.8240
lnSurplus	(C, 0, 0)	-2.9621 **	5.3075	5.3792
lnGDP	(C, T, 1)	-4.7780 ***	-2.6337	-2.4877
lnK	(C, T, 2)	-7.1423 ***	-3.9068	-3.7210
lnL	(C, T, 1)	-6.5985 ***	-4.7011	-4.5926
lnINV	(C, T, 1)	-5.9661 ***	-0.1225	0.1006
lnFDI	(C, T, 1)	-4.9830 ***	0.0170	0.1255

需要说明的是，由于变量非同阶单整，为了消除残差可能存在的自相关，需要通过临时构建简单的 VAR 模型，借助赤池信息准则（AIC）和施瓦茨（SC）准则确定最理想的滞后期数。篇幅所限，本部分没有报告构建 VAR 模型的过程，但是必须说明构建 VAR 模型的工作是必不可少的。此外，传统的协整检验方法如恩格尔-格兰杰（E-G）两步法不能检验非同阶单整变量之间的协整关系，本文因而不采用。

注：1. 检验方法（C, T, 1）代表（截距、趋势、差分阶数）。2. **, *** 分别代表在 5%、1% 水平下平稳。

协整检验证明，本文所构建的状态空间模型中至多存在 3 个协整关系，即 3 个解释变量与被解释变量之间均存在长期稳定的关系，进一步进行卡尔曼滤波分析是合理的。

二、计量结果与分析

1. 基于卡尔曼滤波的渐进回归

表3 变量间协整关系检验

项目	原假设 (模型 I)				原假设 (模型 II)			
	没有协整关系	至多 1 个协整关系	至多 2 个协整关系	至多 3 个协整关系	没有协整关系	至多 1 个协整关系	至多 2 个协整关系	至多 3 个协整关系
迹特征值	0.4430	0.4006	0.2889	0.1623	0.4911	0.3971	0.3000	0.0907
迹统计量	88.8848	56.6335	28.4863	9.7420	89.8246	52.6765	24.8427	5.2305
最大特征值统计量	32.2513	28.1472	18.7443	9.7420	37.1480	27.8338	19.6123	5.2305
迹统计 p 值	0.0001 ***	0.0013 ***	0.0231 **	0.1394	0.0001 ***	0.0040 ***	0.0668 *	0.5637
最大特征值统计 P 值	0.0482 **	0.0243 **	0.0618 *	0.1394	0.0111 **	0.0268 **	0.0464 **	0.5637

注：1. 篇幅所限只报告未控制变量的模型协整关系检验结果，其他模型的检验结果可向作者索要。2. *、**、***分别代表在 10%、5%、1% 的置信水平下拒绝原假设。

如前所述，在不能确定何种机制在劳动力市场上起到主要作用的情况下，并没有足够的理由认为对外贸易对就业的影响呈线性，因而不失一般性，笔者怀疑随着出口或顺差规模的增加，就业可能存在一个逆转的临界值。简单而失真的思路是，通过逐年递减的线性回归，观察出口和顺差对就业的边际影响的逆转点，其对应的规模就是出口和顺差就业效应的逆转规模，表 4 报告了这种思路的回归结果。从描述趋势的角度而言，模型递减至 1952 ~ 1992 年已经足够。之所以说这种思路失真，是因为随着回归解释变量子集的不断缩小，模型的识别能力可能出现显著降低，而这种识别能力降低带来的边际影响逆转就不再可靠了。本文将在文章的第三部分利用非线性门限回归进行修正，并在此之后回到表 4。在此给出基于线性方程的状态空间模型^①。

模型 I 量测方程： $dL = c(1) + sv1 * dK + sv2 * dGDP + sv3 * dExport + [ename = e1]$

状态方程： $sv1 = sv1(-1); sv2 = sv2(-1); sv3 = c(2) + sv3(-1) + [ename = e2]$

模型 II 量测方程： $dL = c(3) + sv1 * dK + sv2 * dGDP + sv3 * dSurplus + [var = \exp(c4)1]$

状态方程： $sv1 = sv1(-1); sv2 = sv2(-1); sv3 = c(5) + sv3(-1) + [var = \exp(c(6))]$

根据表 4 所报告的结果，去除由于滤波带来的技术性波动数据并结合赤池信息准则 (AIC) 和施瓦茨 (SC) 准则，分别选取模型 (3)、(5) 作为核心滤波模型。笔者有如下发现：第一，有理由认为出口对就业的正向影响是持续的，且边际影响基本维持在 0.08 左右，但在 2000 年以前该影响存在边际递减趋势；第二，顺差的就业效应存在显著的倒 U 型曲线特征，1996 年以前外贸顺差对就业的影响是积极正向的，尤其是 1993 年以前的积极影响非常显著；2001 年以后我国外贸顺差的就业效应则显著为负，且随着顺差规模的增加，对就业的负向影响越来越显著。这两个特征在其他非核心滤波模型中也能得到体现。

本部分最重要的实证研究结果见图 1、2，它们分别报告了模型 (3)、(5) 的滤波分解情况和常数效应分解情况。图 1 左边给出模型 (3) 的滤波分解，与右边表示的模型 (5) 分解比较，发现出口与顺差的就业效应预期值与真实值基本吻合，可见选取的核心滤波模型较好地反映了我国对外贸易就业效应的真实情况。图 2 则更加形象地展示出状态空间模型中常规系数的变化情况：模型 I、II 的量测方程常数 $c(1)$ 、 $c(3)$ 呈现与各自模滤波型分解的真实值相一致的波动情况，而状态方程的常数基本平稳，可见卡尔曼滤波效果理想。

使用逐年递减回归的方式来进行卡尔曼滤波分析的思路是简单而失真的，因为随着变量集的不断缩小，回归系数可能会出现内生的显著变化甚至逆转，因此，很难识别这种逆转究竟是因变量缩小造成的，还是现实中确实存在逆转的现象。因而有必要通过门限回归进行修正。从理论上说，如果证明对外贸易规模不断增加的过程中确实存在“门限点”，才能有理由认为对外贸易的就业效应存在逆转的可能。

① 控制变量后的回归模型，由于篇幅所限不报告具体方程形式，若有需要，可向作者索要。

表4 状态空间模型滤波结果

年份	模型 I：出口				模型 II：顺差			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1952~2009	0.5334 ***	1.9397 ***	0.0862 ***	0.0894 ***	-0.0025 ***	-0.0017	-0.0018	-0.0013
1952~2008	0.2618 ***	0.2647 ***	0.0841 ***	0.0866 ***	-0.0023 ***	-0.0028	-0.0018	-0.0016
1952~2007	0.1407 ***	0.3630 ***	0.0817 ***	0.0842 ***	-0.0022 ***	-0.0025	-0.0018	-0.0015
1952~2006	-0.0278 ***	0.2803 ***	0.0809 ***	0.0817 ***	-0.0022 ***	-0.0017	-0.0017	-0.0012
1952~2005	-0.3673 ***	-3.5829 ***	0.0784 ***	0.0833 ***	-0.0020 ***	-0.0016	-0.0018	-0.0012
1952~2004	-3.2179 ***	-1.2163 ***	0.0799 ***	0.0827 ***	-0.0019 ***	-0.0024	-0.0018	-0.0014
1952~2003	0.9332 ***	—	0.0801 ***	0.0828 ***	-0.0017 ***	-0.0021	-0.0020	-0.0014
1952~2002	0.5979 ***	2.2002 ***	0.0804 ***	0.0829 ***	-0.0015 **	-0.0021	-0.0014	-0.0010
1952~2001	0.5684 ***	-0.1459 ***	0.0812 ***	0.0839 ***	-0.0012 *	-0.0016	-0.0008	-0.0005
1952~2000	0.5329 ***	5.4149 ***	0.0782 ***	0.0809 ***	-0.0010	-0.0011	-0.0011	-0.0005
1952~1999	0.4860 ***	0.0162 ***	0.0862 ***	0.0884 ***	-0.0008	0.0002	-0.0004	0.0004
1952~1998	0.4427 ***	2.7546 ***	0.0824 ***	0.0821 ***	-0.0005	-0.0003	-0.0003	—
1952~1997	0.3618 ***	-3.1471 ***	0.0784 ***	0.0781 ***	-0.0002	-0.0006	-0.0003	—
1952~1996	0.3426 ***	4.9576 ***	0.0791 ***	0.0779 ***	0.0002	-0.0017	-0.0014	-0.0009
1952~1995	0.2512 ***	-7.8900 ***	0.0735 ***	0.0719 ***	0.0006	-0.0028	-0.0029	-0.0021
1952~1994	0.1791 ***	0.1690 ***	0.0678 ***	0.0659 ***	0.0014	-0.0050	-0.0048	-0.0041
1952~1993	0.3122 ***	4.2944 ***	0.0684 ***	0.0660 ***	0.0029 ***	0.0113	0.0056	0.0068
1952~1992	0.3183 ***	—	0.0642 ***	0.0618 ***	0.0022 **	0.0080	0.0170	0.0155
1952~2009AIC	0.0134	0.1378	-3.0386	-2.6356	-3.8066	-1.8890	-2.2702	-2.1155
1952~2009SC	0.0252	0.1044	-2.7854	-2.3824	-3.6619	-1.6720	-2.0532	-1.7538

注：1. 年份表示以1952~2009年为参考基础，逐年递减进行回归。2. 表中（1）至（8）分别报告了在出口和顺差两种情况下无控制变量、控制 FDI 变量、控制 INV 变量和同时控制 FDI、INV 双变量的卡尔曼滤波结果。3. *、**、***分别代表 10%、5%、1% 置信水平下显著。4. 本表报告已将滤波中的异常值去除。

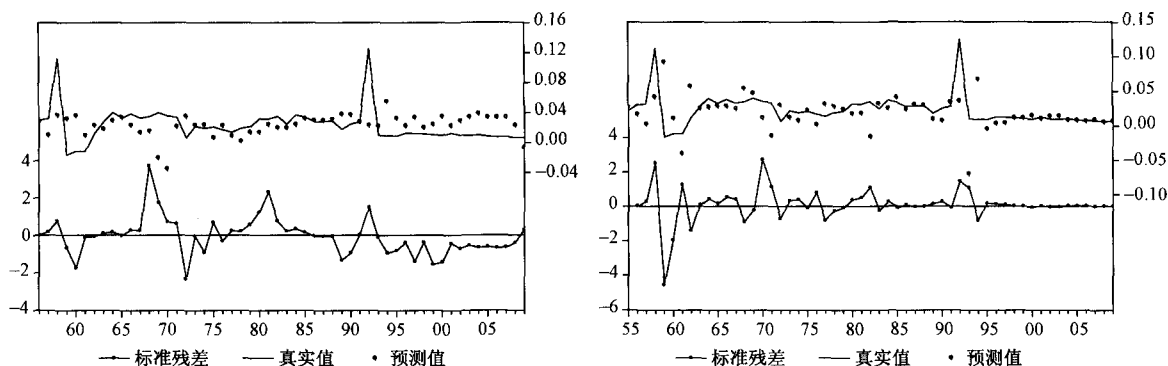


图1 卡尔曼滤波分解

2. 对状态空间模型的门限回归检验

如前所述，当一个经济体的经济总量还不大的时候，顺差的增加，可能会对就业产生正向的影响。但是当经济总量发生变化，而且经济体内的经济结构也发生了变化，顺差的扩大是否还能对就业产生正向的影响？本文借鉴门限回归思想，检验是否存在这种效应。

假设如果存在门槛水平 τ ，使得顺差对就业产生显著差异，则单门限模型形式为：

$$\ln l_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln surplus_t \times I(\ln surplus_t < q_1) + \alpha_2 \ln surplus_t \times I(\ln surplus_t \geq q_1) + \alpha_3 gdp_t + \alpha_4 fdi_t + \alpha_5 x_t + \varepsilon_t$$

其中， x_t 为控制变量， $I(\cdot)$ 为示性函数。当括号中内容为真时， $I = 1$ ，否则 $I = 0$ 。直接对该式进行最小二乘估计，得到残差平方和 $S_1(q)$ ，那么门限的估计值为： $\hat{q} = \operatorname{argmin} S_1(q)$ 。

$$\text{模型的方差为: } \sigma^2 = \frac{S_1(\hat{q})}{(T-1)}$$

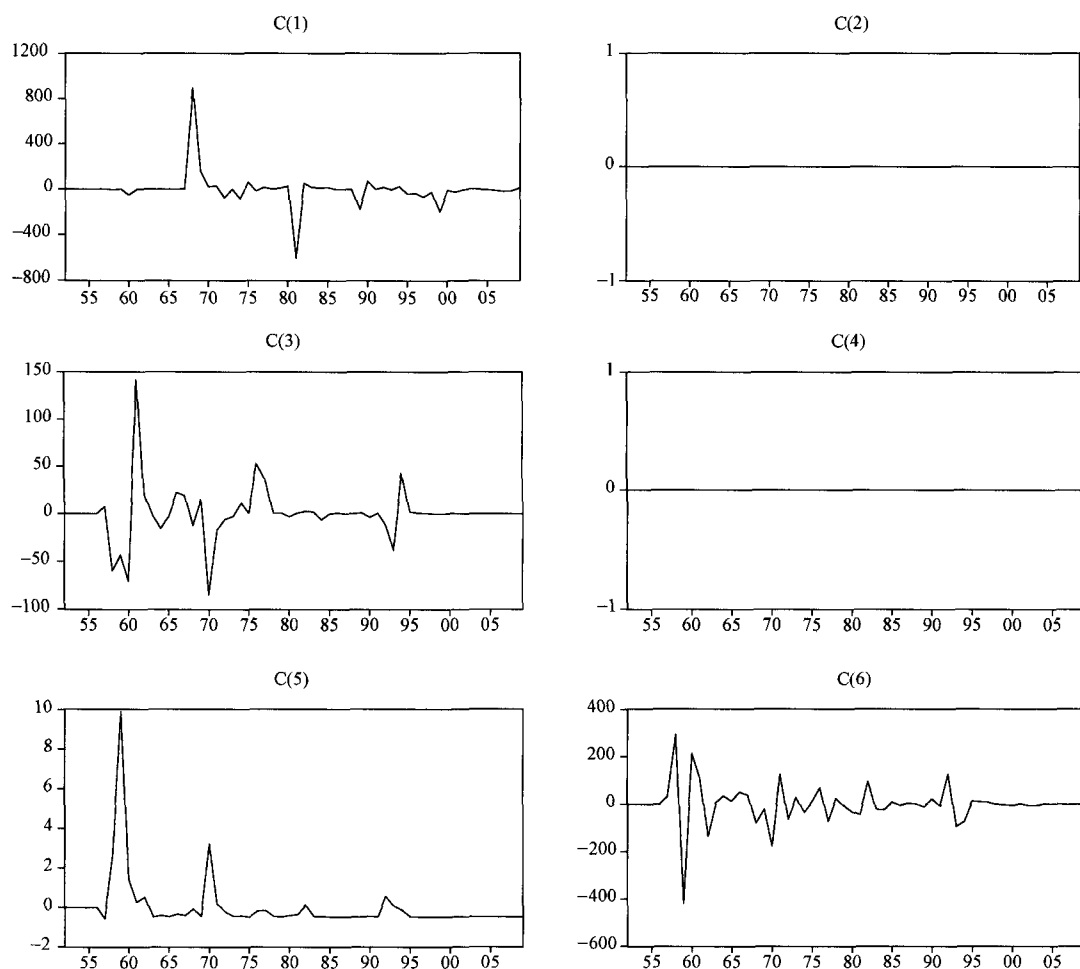


图2 常系数效应分解

在以上结果基础上,进一步检查是否存在门限效应。原假设为线性模型,备择假设为单门限模型。即建立如下检验:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2; H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2;$$

$$F_1(q) = \frac{(S_0 - S_1)}{\sigma_1^2}$$

当然,模型中可能存在不止一个门限值,不失一般性,假设存在两个门限值。由于冗余参数的存在, F 统计量不服从标准分布。因此,笔者利用自举法 (bootstrap) 计算 F 统计量的临界值。

使用 Stata11.0 重复抽样 1500 次,第一个可能的门限值是 $\gamma = 9.562426$,即 2006 年时出现了拐点。由于样本数量的限制,第二个可能门限值暂未达到。详见表 5。

表 5 显示了综合状态空间模型和门限回归的结果,可以发现:第一,外贸顺差对就业的影响存在逆转是毋庸置疑的,且随着外贸顺差规模的扩大,其对就业的消

极影响也将越来越显著;第二,逆转规模的确定虽然较为困难,但是据笔者估计,应该是在 2001 ~ 2006 年的顺差规模范围内出现逆转,也即当外贸顺差规模超过约 14000 亿元人民币后,外贸顺差的进一步提高反而会降低就业水平,此时赫尔普曼等人提出的“贸易筛选机制”将会在劳动力市场上

表 5 门限效应的检验

原假设	备择假设	LM 统计量	结论
没有门限效应	存在一个门限效应	5.617316* (0.000)	拒绝原假设

注:*表示在 5% 显著水平下通过检验。括号内为模拟所得 p 值。

发挥主要作用^[15]。

三、结论与进一步研究方向

传统理论认为对外贸易对就业产生促进作用,实际是基于“外贸顺差是经济增长的引擎”的原始观点,遵循“对外贸易-经济增长=就业水平提高”的菲利普斯曲线路径。赫尔普曼等人论述的“贸易筛选”机制对这一传统路径提出了质疑:在企业存在异质性的前提下,进行对外贸易的企业会对招聘提出更高的筛选要求,这在从业者个人能力不能立即提高的条件下对就业水平的提高产生抑制^[16]。更为重要的是,开放国家贸易规模越大,企业面临的备选战略越多,匹配和筛选的成本越大,这甚至会导致对外贸易对就业水平产生显著的负向影响。从经验证据角度,一国的对外贸易的就业效应方向,取决于该国劳动力市场上贸易筛选机制和贸易促进就业的机制孰强孰弱。本文的实证研究发现:在只考虑出口的情况下,出口贸易对就业水平呈现持续的促进作用,但是外贸顺差的就业效应存在逆转。具体而言,2006年也即外贸顺差达到约14000亿元后,外贸顺差的进一步增加对就业产生了显著的消极影响。此时,我国就业市场上的贸易筛选机制起了主要作用。

本文的政策含义也非常明确。对外贸易发展会促进经济增长毋庸置疑,但是不应简单地将扩大对外贸易规模作为促进就业的长期有效方法。应该在进一步提高出口质量的基础上,争取进口国内市场偏好的先进产品或原料,将外贸顺差的规模控制在合理的范围内,尽可能减小贸易筛选机制对我国就业水平的消极影响。

当然,由于本文的研究仅仅是开始尝试寻找顺差就业效应的逆转规模,因而必然存在一些不足之处。首先,渐进回归的内生问题不可避免。虽然使用了卡尔曼滤波和门限回归来尽可能减弱这个问题带来的影响,但是这无疑仍然会影响结论的可靠性。其次,由于数据的终点(2009年)离顺差就业效应的逆转点(2006年)太近,而又缺乏长期的月度贸易和就业数据,因而只能看到粗略的倒U型曲线趋势,还不能通过状态空间模型去预测和模拟就业效应逆转的过程。最后,各省市的外贸顺差就业效应应该随着地区经济发展特点变化而有所改变,如果能够使用充足年份的省际数据做进一步研究,应该是有意义的。

参考文献:

- [1] Elhanan Helpman, Oleg Itashkoki and Stephen Redding. Inequality and Unemployment in a Global Economy [J]. *Econometrica*, 2010, 78.
- [2] Minler, C., P. Wright. Modeling Labor Market Adjustment to Trade Liberalization in an Industrializing Economy [J]. *Economic Journal*, 1998, 108.
- [3] Leichenko, R. and S. Julie. International Trade, Employment and Earnings: Evidence from USA Rural Counties [J]. *Regional Studies*, 2004, 38.
- [4] 张华初, 李永杰. 论我国加工贸易的就业效应 [J]. *财贸经济*, 2004, (6).
- [5] 胡昭玲, 刘旭. 中国工业品贸易的就业效应——基于32个行业面板数据的实证分析 [J]. *财贸经济*, 2007, (8).
- [6] 毛日昇. 出口、外商直接投资与中国制造业就业 [J]. *经济研究*, 2009, (11).
- [7] 魏浩. 我国纺织品对外贸易出口的就业效应研究: 1980~2007年 [J]. *国际贸易问题*, 2011, (1).
- [8] 梁平, 梁彭勇, 黄金. 我国对外贸易就业效应的区域差异分析——基于省级面板数据的检验 [J]. *世界经济研究*, 2008, (1).
- [9] 高文书. 中国对外贸易就业效应的系统广义矩估计——基于省级动态面板数据的实证研究 [J]. *云南财经大学学报*, 2009, (6).
- [10] 蒋荷新. 我国对外贸易就业效应的实证研究——以外资企业为例 [J]. *国际贸易问题*, 2007, (10).
- [11] 陈昊. 外贸顺差会降低就业水平?——基于匹配模型的实证分析 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011, (6).
- [12] 同[6].
- [13] 同[11].
- [14] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算: 1952~2006 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008, (10).
- [15] 同[1].
- [16] 同[1].

[责任编辑 冯 乐]