

我国进出口对经济增长的间接作用以及介体与路径

摘要：此次经济危机使我国经济与世界经济的联系面临着重大挑战，我国进出口对未来经济增长的作用也面临着质疑；为了进一步探讨我国进出口对经济增长的作用，本文运用三时期参数变结构协整方法研究我国进出口对经济增长的间接作用，以及产生间接作用的介体与路径。协整结果发现，大多数考察变量与进出口之间具有显著的参数变结构现象，具有常数项漂移、时间趋势项漂移和斜率变化。实证研究得出，我国的进出口对我国的经济增长具有显著的间接作用，并检验出间接作用的介体；基于介体，揭示了进出口发生间接作用的路径。投资、人力资本、最终消费与经济结构是进口对经济增长起间接作用的介体，科技投入、最终消费与经济结构是出口对经济增长起间接作用的介体，进出口先对其介体产生作用，而后通过这些介体再进一步影响经济增长。实证研究还发现，各个经济变量与进出口之间的长期均衡关系，在不同时期因为受到不同经济制度与政策的影响而发生变化；从1978年到目前，我国的制度效率有了大幅度提升，从总体来看，制度效率在1979—1991年、1992—2001年、2002—2008年这三个时期呈现逐步提升的趋势，但是提升的边际幅度在减小。

一、研究问题的提出

关于出口与经济增长的论述，主要是两大假说ELG (Export-led Growth: 出口导致经济增长) 和GLE (Growth-led Export: 经济增长导致出口)。ELG假说认为出口是经济增长的发动机或者催化剂，出口扩张是推动经济长期增长的关键因素 (Balassa, 1978; Agosin, 1999)；出口除了对经济增长的直接作用外，还通过多种间接方式促进经济增长。而GLE假说认为，经济增长机制最可能是由于国内因素变动引起的，而不是出口扩张 (Jung, Marshall, 1985)；在新贸易理论中，经济规模具有路径依赖，而且是出口扩张的先决条件 (Helpman, Krugman, 1990)；Venables (1996) 研究得出当产业不完全竞争、经济结构呈现投入—产出纵向一体化时，产出增长可以通过因果累积效应显著地引起出口规模发生变动。除了ELG和GLE假说，目前经济学界有越来越多的学者认为出口与经济增长之间的关系可能并不是简单的单向因果关系，而是更为复杂，它们之间也许是双向因果关系，甚至它们被经济系统中其它的因素共同决定。

除了研究出口对经济增长的直接作用外，学者对出口促进经济增长的间接作用也进行了研究，这些研究显得相当零星，归纳起来有以下几个方面：（1）出口增加能够促进专业化水平的提高，带动相关产业的发展，并有利于提高资源配置水平，吸引生产要素从经济效率低的部门向出口部门转移 (Feder, 1983)；（2）出口增加能够带来更大的产能和实现规模经济 (Helpman, Krugman, 1990)；（3）出口获得外汇，能够利用外汇进口资本品，这可以加快本国的资本形成，而且资本品附带的知识与技术可以提高劳动生产率，促进经济增长 (Riezman et al., 1996; Chuang, 1998)，也有研究表明进口可能是出口与经济增长的中介和桥梁 (Thangavelu, Rajagum, 2004)；（4）出口部门具有“知识外溢”效应，出口部门的国际竞争经验、管理模式、国际市场信息等知识与技能，可以被其他部门学习与应用 (Chuang, 1998; 罗来军, 2009)；（5）出口可以提升组织效率、推动技术进步，促进制度创新，从而有利于整体国民经济的效率和发展 (李钊等, 2005; 巫强, 2007)。除了上述研究之外，鉴于出口与经济增长之间关系的复杂性，经济学者也尝试着去探索出口影响经济增长的其它渠道，比如Suliman et al. (1994) 研究了韩国的出口如何影响货币供给量，再通过货币供应量来影响经济增长。

我国的出口对经济增长间接作用的文献，主要体现在两个大的方面：外部性和资源配置。国外学者 Rukmani Gounder (1996)、Haishun Sun 和 Ashok Parikh (1999) 等研究了我

国出口对经济增长的外部效应，他们都得出我国出口对经济增长存在正向的外部效应。我国学者杨全发（1999）研究我国外贸部门对非出口部门的外部效应时得出这种效应并不明确。赖明勇等（2003）从出口贸易的技术外溢角度考察了初级产品出口和工业制成品出口不同的外部效应。吴振宇（2004）研究了出口生产的外溢性问题，出口部门比非出口部门的要素边际生产力高，但是出口部门并没有通过外溢效应将优势扩散到其他部门。沈坤荣和李剑（2003）证实国际贸易通过提升国家要素禀赋结构和加快制度变革进程对人均产出产生了正面影响。陈龙江和范钧（2007）的研究认为我国的出口部门通过要素边际生产力差异引起的资源重新配置效应对非出口部门的正外部效应两条渠道促进经济增长。

经济学者对出口影响经济增长的研究比较多，而对进口影响经济增长的研究偏少，Kormendi和Meguire（1985）研究了进口对经济增长的直接作用和间接作用。进口中的设备等资本品作为国内的生产投入，对产出有直接的促进作用；另外，进口的设备等资本品既可能替代国内投资，也可能拉动国内的配套投资；进口在短期来看是一种漏出，而从长期看有引致消费，能够刺激生产，生产规模的扩大也会带来就业的增加；进口先进设备既可以促进技术进步，也可以改善经济结构，于是进口能够进一步间接地促进经济增长。进口可以促进竞争，推动创新，对经济增长起间接作用，根据Lawrence和Baldwin（1992）等学者的研究，进口性竞争加速是一种必然趋势，竞争性越强的进口冲击在经济上的表现也越显著；进口竞争可能会在事实上通过降低缺乏创新的垄断的获利能力来刺激创新。朱春兰（2005）认为进口可以通过要素供给增加、技术进步、产业演进、制度创新、人力资本积累等途径促进经济增长。熊启泉、杨十二（2005）指出进口能够增加国内供给来突破经济发展的供给约束，进口具有技术和知识外溢，进口可以提升制度效率、推动出口增长、拓展消费者市场，从而推动经济增长。周春应（2007）认为进口贸易主要通过出口贸易、国内资本积累、人力资本、产业结构升级、市场化程度、技术进步的传导途径对经济增长产生影响。杨海水等（2006）研究了进口与出口对我国经济增长的作用，指出国际贸易（进口与出口）不仅可以通过扩大贸易量促进经济增长（直接作用），还可以通过对投资、就业、引进技术、改善经济结构等方面的积极作用间接促进经济增长。

对于大多数发展中国家而言，由于经济结构单一、市场机制不健全、政府管制严重等因素，产业或部门间缺乏良性互动机制，特定部门的出口扩张对其他经济部门的传导渠道不畅，无法带动其他经济部门的发展，从而难以促进整体经济增长（李钊等，2005）。我国多年来经济发展较快，市场化程度也得到了较大的提升，经济与制度效率也明显改观，那么在中国目前的背景下，我国的进出口对经济增长的间接作用怎么样呢？会通过哪些介体和渠道对经济发生影响呢？是通过什么样的路径产生间接作用呢？本文的研究方法、（首次）使用、思路过程、其他的研究都没有考虑时期以及参数变化的影响。

二、模型与数据

（1）模型设置

由于引起模型结构变化的原因不同，可以将变结构协整分为：参数变结构协整、部分协整和机理变化型协整。参数变结构协整是指在某一时点上协整参数发生了变化，但序列间的协整关系依然存在，对于发生在经济结构或政策发生制度性变化的情况一般考虑的是参数变结构协整。

在国内外的研究中，参数变结构协整方法用的是两时期，即在考察的整个时间段内，只有一个结构突变点，该突变点把样本时间段分为两个时期。而本研究考察的时间段为1979—2007；在这个期间，1992年的邓小平南巡讲话，2001年我国加入WTO，对我国经济产生非常大的影响，以这两年为结构改变点，把样本时间段分为三时期。因此，本研究要运用三时期参数变结构协整方法。

如果时间序列 X_t 是三时期参数变结构协整，则要满足以下条件：设 m 维时间序列

$X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt})'$, $t \in T$, T 为时序集合；如果存在子集 $\Gamma_1 \in T, \Gamma_2 \in T, \Gamma_3 \in T$, $\Gamma_1 \cap \Gamma_2 = \emptyset$, $\Gamma_1 \cap \Gamma_3 = \emptyset$, $\Gamma_2 \cap \Gamma_3 = \emptyset$, $\Gamma_1 \cup \Gamma_2 \cup \Gamma_3 = T$, \emptyset 为空集, $\alpha_1 \in R^m$, $\alpha_2 \in R^m$, $\alpha_3 \in R^m$, $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3$, 以下三个关系成立: $Z_t = \alpha_1' X_t \sim I(0), t_1 \in \Gamma_1$;

$Z_t = \alpha_2' X_t \sim I(0), t_2 \in \Gamma_2$; $Z_t = \alpha_3' X_t \sim I(0), t_3 \in \Gamma_3$ 。在参数变结构协整模型中, 协整参数发生变化可以区分为 4 种情况: (a) 协整关系中发生常数项漂移; (b) 发生趋势项漂移; (c) 发生参数变化; (d) 以上三种情况中的两种或三种。

根据三时期参数变结构协整的条件, 下面建立基本模型以及进行检验。选择 1992 年和 2001 年为结构变化点, 以此分为三个时期, 考察三个时期的经济制度与政策的变化所带来的影响。引入两个虚拟变量 $D_1^{i\&p}$ (1992—2001 年各年取值为 1, 其它时期各年取值为 0)

和 $D_2^{i\&p}$ (2002—2008 年各年取值为 1, 其它时期各年取值为 0)。建立因变量 V_m^{de} 对自变量 V_{th}^{inde} (t 表示时间序列, n 与 h 表示不同的因变量与自变量) 基本的三时期参数变结构协整模型:

$$V_m^{de} = \beta_{1n} + \tilde{\beta}_{11n} D_1^{i\&p} + \tilde{\beta}_{12n} D_2^{i\&p} + \tilde{\gamma}_n t + \delta_{1n} V_{th}^{inde} + \tilde{\delta}_{11n} D_1^{i\&p} V_{th}^{inde} + \tilde{\delta}_{12n} D_2^{i\&p} V_{th}^{inde} + \varepsilon_m \quad (1)$$

在模型 (1) 中, 对应于系数 β_{1n} 与 δ_{1n} 设置了漂移常数项的系数 $\tilde{\beta}_{11n}$ 与 $\tilde{\beta}_{12n}$ 、漂移趋势项的系数 $\tilde{\gamma}_n$ 以及变化参数的系数 $\tilde{\delta}_{11n}$ 与 $\tilde{\delta}_{12n}$ 。检验参数变结构协整模型中的协整参数发生变化的情况, 是运用 t 检验来确定 $\tilde{\beta}_{11n}$ 、 $\tilde{\beta}_{12n}$ 、 $\tilde{\gamma}_n$ 、 $\tilde{\delta}_{11n}$ 与 $\tilde{\delta}_{12n}$ 是否显著, 以及是否为 0; 如果系数显著且不为 0, 则确定所对应的协整参数发生变化。而后再检验 $\varepsilon_m \sim I(0)$, 确定是否存在协整关系。

对于因变量, 本研究选取了 10 个经济变量 ($n=10$): 就业 (L_t)、投资 (K_t)、外资 ($\frac{FK_t}{K_t}$: 外资在总资本存量中的比重)、科技投入 (I_t^{tec})、人力资本 (H_t^{res})、人均教育水平 (H_t^{ver} : 教育年限/人)、市场化进程 (P_t^{mak} : 非国有经济占 GDP 比重)、城市化率 (R_t^{urb})、最终消费率 (R_t^c) 和经济结构 ($\frac{2IP_t}{GDP_t}$: 第二工业的 GDP 占全国 GDP 的比重)。自变量 ($h=2$) 选取进口 (IM_t) 和出口 (EX_t)。把上述因变量和自变量依次代

入(1)式,进行三时期参数变结构协整模型的回归与检验,分析进出口对上述变量的影响。如果进出口对上述变量具有实质性作用,而这些变量又对经济增长具有实质性作用,那么,这些变量就是进出口对经济增长产生间接作用的中介,进出口通过这些中介对经济增长发生间接作用。

在分析进出口对经济增长的间接作用之前,先分析可能成为中介的各个变量对经济增长的作用。基本计量模型设置为:

$$\ln Y_t = \varphi_1 + \varphi_2 \ln K_t + \varphi_3 \ln L_t + \varphi_4 FK_t + \varphi_5 d \ln I_t^{ec} + \varphi_6 \ln H_{t-3}^{res} + \varphi_7 H_t^{ver} + \varphi_8 P_t^{mak} + \varphi_9 R_t^{urb} + \varphi_{10} R_t^{fc} + \varphi_{11} \frac{2IP_t}{GDP_t} + v_t \quad (2)$$

(2) 数据处理说明:

数据来源是国家统计局历年《中国统计年鉴》(1980—2009)、《中国对外经济年鉴》(1980—2009年)、《新中国五十五年统计资料汇编 1949—2004》(2005年)以及全国经济普查等。有些指标通过对原始数据进行计算得到,计算的方法与口径如下:

对于劳动力数量,1990年以后的数据可以从历年《中国统计年鉴》获得。而1990年人口普查把以往漏报的人数计算在内,我国从业人员数量在1990年突然增加,导致数据不连续。对于数据不连续情况,王小鲁等(2000)把1990年从业人员增加的8580万人按照从1956年到1973年各年人口出生量占累计量的比重为权重进行分配并平滑处理。本研究运用他们的处理方法,推算1979年到1990年的各年从业人员数量。此外,非国有经济比重数据也存在前后年份数据不能衔接和统计口径不一致的问题,针对此问题,利用全国经济普查等数据作了修正。

固定资本存量是根据国家统计局过去30年的全社会固定资产投资数据,用永续盘存法计算,计算时使用固定资产投资价格指数作为平减指数。我们设定1979年为初始年份,按照1978年价格,1979年的全国固定资本存量为7487亿元。考虑到1978年改革开放以来我国的资本折旧平滑加速,把1979年以后的资本折旧率取为8%^①。采用永续盘存法来估算资本存量的研究比较多,国内的研究包括谢千里等(1995)、王小鲁等(2000,2009)、黄勇峰等(2002)、张军和章元(2003)、何枫等(2003)、张军等(2004)、孙琳琳等(2005)和李宾等(2009);他们的估算方法略有差别。

外资存量与科技资本存量也是运用永续盘存法计算得到。外资存量的计算数据是全社会固定资产投资中的利用外资数据。科技资本存量的计算数据是各年的研究与试验发展经费支出;这一指标在统计年鉴中自1990年才有,而1990年以前的数据使用政府财政的科技支出代替,对这些数据用GDP平减指数调整为1978年价格,折旧率也采用8%,来调整技术知识的老化损失。由于我国的企业在早期对研发的投入相当有限,用政府财政科技支出进行替代,不会产生较大的误差。

对于如何衡量人力资本,国内外学者的分歧很大,比如Romer用研究和开发的科技人员数量代替人力资本;Lucas用劳动者受教育的程度反映人力资本,蔡憲用成人识字率代表人力资本存量;坤荣(2002)以各省在校大学生人数衡量初始人力资本的存量水平;刘丹鹤等(2009)处理1999年之后的劳动力人均受教育年限时使用了“全国就业人员受教育程度构成”的数据;Barro与Lee(2000)使用完成各种水平教育的人口比重,运用永续盘存法计算劳动力的人均受教育年限;Wang与Yao(2003)使用了类似的方法,但在流量指标上作了调整。本研究直接使用王小鲁等(2009)估算人力资本存量的方法,根据历年从小学到研究生学历的各类学校入学人数、毕业人数和退出劳动年龄的人口数计算人力资本存量,是人数与

^① 一般情况下,资本折旧率的取值为5%。

受教育年限的乘积。肄业生数量来自入学人数和滞后一个教育周期的毕业人数之间的差额；未完成的教育时间假定为相应教育阶段平均年限的 50%。职业教育、成人教育、海外留学、以及职业培训也已经包括在内。人力资本的折旧是根据历年人口死亡率和退出劳动年龄的人口数计算得出。劳动者平均受教育年限是由历年人力资本存量除以劳动年龄人口数(扣除在校学生)计算得到。

表 1 变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Y_t$	29	9.577	0.804	8.274	10.910
$\ln IM_t$	29	7.551	1.205	5.474	9.606
$\ln EX_t$	29	7.581	1.294	5.336	9.849
$\ln L_t$	29	11.052	0.178	10.642	11.251
$\ln K_t$	29	10.258	0.891	8.921	11.893
FK_t	29	6.823	1.844	1.587	8.871
$\ln I_t^{tec}$	29	6.773	0.612	5.932	8.191
$\ln H_t^{res}$	29	12.975	0.297	12.324	13.386
H_t^{ver}	29	5.984	0.907	4.107	7.532
P_t^{mak}	29	0.479	0.153	0.215	0.724
R_t^{urb}	29	0.301	0.0788	0.190	0.449
R_t^{fc}	29	0.609	0.0489	0.490	0.671
$2IP_t/GDP_t$	29	0.454	0.205	0.413	0.487

数据来源：历年《中国统计年鉴》，《新中国五十五年统计资料汇编 1949-2004》（2004 年），《中国对外经济年鉴》（2003 年）。

三、实证分析

(1) 经济增长因素检验

在参考研究中国经济增长影响因素的文献基础之上，我们比较全面地选择了影响我国经济增长的主要因素，共选取了 10 个变量：就业、投资、外资、科技投入、人力资本、人均教育水平、市场化进程、城市化率、最终消费率和经济结构。在基本计量模型的基础上，我们考察了加入时间趋势项与 GDP 的滞后项，这形成了模型(a)，目的是全面检验一下影响经济增长的各种情况。我们发现时间趋势项和滞后项的本身显著性不好(虽然 AR(2) 在 10% 水平上显著)，而且其它各项的显著性受到严重影响，为此我们剔除时间趋势项和滞后项，形成模型(b)。在该模型中，显著性有了很大的改善，但是由于变量 R_t^{urb} 和其他变量存在着较严重的多重共线性，如果剔除该变量，模型会有进一步改进，于是我们去掉该变量，形成模型(c)。(d) (e)。以上回归结果见表 2。

在表 2 中，我们检验出了显著影响经济增长的因素：投资、科技投入、人力资本、市场化进程、最终消费率与经济结构。要研究进出口对经济增长的间接作用，就需要研究进出口对这些变量的影响，即检验是否对这些变量产生作用，进而对经济增长产生间接作用。

表 2 经济增长因素估计结果

变量	模型 (a)	模型 (b)	模型 (c)	模型 (d)	模型 (e)
$\ln L_t$	0.073 (0.055)	-0.445 (-1.031)	-0.247 (-0.546)	-0.244 (-0.553)	-0.183 (-0.412)

$\ln K_t$	0.352 (1.292)	0.383 (3.611***)	0.282 (2.815**)	0.263 (3.204***)	0.238 (2.984***)
$d\ln I_t^{\text{tec}}$	0.453 (0.872)	1.019 (2.765**)	0.863 (2.224**)	0.819 (2.285**)	0.537 (2.031*)
$\ln H_t^{\text{res}}$	-0.642 (-0.208)	1.620 (3.974***)	1.768 (4.095***)	1.835 (4.857***)	1.564 (5.242***)
P_t^{mak}	1.030 (1.557)	1.492 (3.244***)	0.952 (2.387**)	0.962 (2.478**)	0.987 (2.524**)
R_t^{fc}	0.445 (0.905)	0.406 (1.117)	0.066 (0.191)	0.120 (0.395)	0.369 (1.734*)
$2IP_t/\text{GDP}_t$	1.029 (1.549)	1.912 (3.922***)	2.180 (4.321***)	2.274 (5.443***)	2.584 (8.011***)
H_t^{ver}	0.086 (0.236)	0.106 (0.642)	-0.138 (-1.162)	-0.119 (-1.154)	
$\ln FK_t$	0.114 (1.068)	-0.029 (-0.819)	0.011 (0.350)		
R_t^{urb}	-1.960 (-0.960)	-3.024 (-1.978*)			
AR(1)	0.266 (0.724)				
AR(2)	-0.548 (-2.022*)				
t	0.073 (0.824)				
c	-131.205 (-0.883)	-11.892 (-3.242***)	-14.339 (-3.853***)	-15.160 (-5.372***)	-13.066 (-5.996***)
$R^2_{\text{-adj}}$	0.99968	0.01569	0.99953	0.99955	0.99954
D.W.	2.465	2.691	2.052	2.058	2.012
$F_{\text{-stat}}$	6165.102	6634.246	6344.884	7483.608	8412.836

注：括号中的数值为 t 值；上标*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

(2) 三时期参数变结构协整分析

根据前面设定的基本三时期参数变结构协整模型 (1)，我们分别对投资、科技投入、人力资本、市场化进程、最终消费率与经济结构这些变量与进出口变量之间进行协整分析。具体结果如下：

$$\ln K_t = 5.672 + 0.582 \ln IM_t + 0.035 D_1^{i \& p} \ln IM_t + 0.051 D_2^{i \& p} \ln IM_t$$

$$t = (14.468) \quad (9.628) \quad (2.469) \quad (2.582)$$

$$p = [0.000] \quad [0.000] \quad [0.0207] \quad [0.0161]$$

$$R^2_{\text{-adj}} = 0.971 \quad F_{\text{-stat}} = 318.040 \quad P_{(F_{\text{-stat}})} = 0.000$$

表 3 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 2)	-4.013	-2.657	-1.954	-1.609	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$\ln K_t = 5.078 + 0.683 \ln EX_t$$

$$t = (39.595) \quad (40.947)$$

$$p = [0.000] \quad [0.000]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.984 \quad F_{-stat} = 1676.646 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 4 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-2.743	-2.650	-1.953	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$\ln I_t^{tec} = 4.311 - 3.296 D_1^{i\&p} - 4.143 D_2^{i\&p} + 0.307 \ln IM_t + 0.419 D_1^{i\&p} \ln IM_t + 0.518 D_2^{i\&p} \ln IM_t$$

$$t = (19.247) \quad (-4.045) \quad (-4.397) \quad (8.897) \quad (4.018) \quad (4.934)$$

$$p = [0.000] \quad [0.0005] \quad [0.0002] \quad [0.000] \quad [0.0005] \quad [0.0001]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.983 \quad F_{-stat} = 317.890 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 5 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-4.284	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$\ln I_t^{tec} = 4.306 - 2.567 D_1^{i\&p} - 3.304 D_2^{i\&p} + 0.311 \ln EX_t + 0.315 D_1^{i\&p} \ln EX_t + 0.413 D_2^{i\&p} \ln EX_t$$

$$t = (20.837) \quad (-3.852) \quad (-4.320) \quad (9.667) \quad (3.716) \quad (4.858)$$

$$p = [0.000] \quad [0.0008] \quad [0.0003] \quad [0.000] \quad [0.0011] \quad [0.0001]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.985 \quad F_{-stat} = 33.826 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 6 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-3.750	-2.650	-1.953	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$\ln H_t^{res} = -60.248 + 1.152D_1^{i\&p} + 0.993D_2^{i\&p} + 0.037t + 0.076\ln IM_t - 0.159D_1^{i\&p} \ln IM_t - 0.140D_2^{i\&p} \ln IM_t$$

$$t = (-7.002) \quad (3.786) \quad (3.128) \quad (8.271) \quad (2.824) \quad (-4.016) \quad (-3.971)$$

$$p = [0.000] \quad [0.001] \quad [0.0049] \quad [0.000] \quad [0.0099] \quad [0.0006] \quad [0.0006]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.992 \quad F_{-stat} = 562.049 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 7 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-4.195	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$\ln H_t^{res} = -52.711 + 1.015D_1^{i\&p} + 0.993D_2^{i\&p} + 0.033t + 0.100\ln EX_t - 0.141D_1^{i\&p} \ln EX_t - 0.139D_2^{i\&p} \ln EX_t$$

$$t = (-3.939) \quad (3.600) \quad (3.535) \quad (4.751) \quad (2.435) \quad (-3.875) \quad (-4.566)$$

$$p = [0.0007] \quad [0.0016] \quad [0.0019] \quad [0.0001] \quad [0.0235] \quad [0.0008] \quad [0.0002]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.993 \quad F_{-stat} = 636.381 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 8 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-4.565	-2.650	-1.953	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$P_t^{mak} = -27.238 + 0.014t + 0.047\ln IM_t - 0.004D_1^{i\&p} \ln IM_t - 0.006D_2^{i\&p} \ln IM_t$$

$$t = (-7.606) \quad (4.032) \quad (-3.265) \quad (-3.191) \quad (7.473)$$

$$p = [0.000] \quad [0.0005] \quad [0.0033] \quad [0.0039] \quad [0.000]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.993 \quad F_{-stat} = 1020.041 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 9 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-3.829	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$P_t^{mak} = -27.185 + 0.014t + 0.045\ln EX_t - 0.005D_1^{i\&p} \ln EX_t - 0.006D_2^{i\&p} \ln EX_t$$

$$t = (-4.653) \quad (2.373) \quad (-3.106) \quad (-2.813) \quad (4.574)$$

$$p = [0.0001] \quad [0.026] \quad [0.0048] \quad [0.0096] \quad [0.0001]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.991 \quad F_{-stat} = 755.279 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 10 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-4.035	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$R_t^c = 0.746 - 0.266D_1^{i\&p} + 0.821D_2^{i\&p} - 0.015\ln IM_t + 0.030D_1^{i\&p} \ln IM_t - 0.097D_2^{i\&p} \ln IM_t$$

$$t = (21.046) \quad (-2.064) \quad (5.503) \quad (-2.768) \quad (1.834) \quad (-5.821)$$

$$p = [0.000] \quad [0.0505] \quad [0.000] \quad [0.011] \quad [0.0797] \quad [0.000]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.932 \quad F_{-stat} = 77.546 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 11 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-4.509	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$R_t^c = 0.755 - 0.241D_1^{i\&p} + 0.686D_2^{i\&p} - 0.017\ln EX_t + 0.027D_1^{i\&p} \ln EX_t - 0.080D_2^{i\&p} \ln EX_t$$

$$t = (22.141) \quad (-2.189) \quad (5.444) \quad (-3.119) \quad (1.953) \quad (-5.726)$$

$$p = [0.000] \quad [0.039] \quad [0.000] \quad [0.0048] \quad [0.0631] \quad [0.000]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.937 \quad F_{-stat} = 84.284 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 12 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-4.331	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式(c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$\frac{2IP_t}{GDP_t} = 0.604 - 0.167D_1^{i\&p} - 0.517D_2^{i\&p} - 0.003\ln IM_t + 0.003D_1^{i\&p} \ln IM_t + 0.007D_2^{i\&p} \ln IM_t$$

$$t = (19.538) \quad (-5.290) \quad (-1.491) \quad (-3.976) \quad (1.975) \quad (4.604)$$

$$p = [0.000] \quad [0.000] \quad [0.150] \quad [0.0006] \quad [0.0604] \quad [0.0001]$$

$$R_{-adj}^2 = 0.704 \quad F_{-stat} = 14.339 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 13 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-4.331	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

残差序列	(0, 0, 4)	-4.697	-2.665	-1.956	-1.609	平稳***, 有协整关系
------	-----------	--------	--------	--------	--------	--------------

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式 (c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

$$\frac{2IP_t}{GDP_t} = 0.610 - 0.187D_1^{i\&p} - 0.481D_2^{i\&p} - 0.026 \ln EX_t + 0.031D_1^{i\&p} \ln EX_t + 0.063D_2^{i\&p} \ln EX_t$$

t = (21.055) (-1.995) (-4.481) (-5.863) (2.622) (5.273)
p = [0.000] [0.058] [0.0002] [0.000] [0.0152] [0.000]

$$R^2_{adj} = 0.740 \quad F_{-stat} = 16.912 \quad P_{(F_{-stat})} = 0.000$$

表 14 残差序列的平稳性检验

	检验形式 (c, t, p)	ADF	临界值 1%	临界值 5%	临界值 10%	结果
残差序列	(0, 0, 1)	-3.337	-2.653	-1.954	-1.610	平稳***, 有协整关系

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上拒绝非平稳假设; 检验形式 (c, t, p), c 表示含截距项, t 表示含趋势项, p 表示滞后阶数。

参数变结构协整具有几种不同的类型, 根据上面估计的具体结果, 我们把协整的类型总结为表 15。从表 15 来看, 大多数变量与进出口之间具有显著的参数变结构现象, 只有投资与出口之间不存在着参数变结构现象, 也就是说它们之间的关系不存在着结构变化点。人力资本与进口、出口之间存在着复杂的参数变结构现象, 同时具有常数项漂移、时间趋势项漂移和斜率变化。考察时间段被区分为三个时期, 为了对比三个时期的结构变化情况, 我们在表 15 中把三个时期分别命名为第一时期 (1979—1991)、第二时期 (1992—2001) 与第三时期 (2002—2008)。在常数项漂移与斜率变化项中, 后面的两个时期 (第二时期与第三时期) 与第一时期相比, 都发生了常数项漂移与斜率变化。对于因变量与自变量之间存在着参数变结构协整现象, 如果不采用参数变结构协整的方法去处理, 就无法识别两个变量在不同时期之间截距、趋势与斜率发生变化, 也就难以识别在研究时期内变量之间的准确关系。本研究根据我国经济政策和制度的变化, 选取两个结构变化点, 把研究时间段分为三个时期, 便于进一步识别不同时期、不同政策与制度对不同变量之间的关系所带来的影响。

表 15 参数变结构协整类型

		常数项漂移		趋势项 漂移 ($\tilde{\gamma}$)	斜率变化	
		第二时期 ($\tilde{\beta}_{11}$)	第三时期 ($\tilde{\beta}_{12}$)		第二时期 ($\tilde{\delta}_{11}$)	第三时期 ($\tilde{\delta}_{12}$)
lnK _t	lnIM _t				√	√
	lnEX _t					
lnI _t ^{tec}	lnIM _t	√	√		√	√
	lnEX _t	√	√		√	√
lnH _t ^{tes}	lnIM _t	√	√	√	√	√
	lnEX _t	√	√	√	√	√
P _t ^{mak}	lnIM _t			√	√	√
	lnEX _t			√	√	√

R_t^{fc}	$\ln IM_t$	√	√		√	√
	$\ln EX_t$	√	√		√	√
$2IP_t/GDP_t$	$\ln IM_t$	√	√		√	√
	$\ln EX_t$	√	√		√	√

在各个因变量与进口、出口之间的参数变结构协整关系中，我们关注它们之间的长期均衡关系、不同时期的变化和时期变化是否有规律性（具体情况归纳为表 16），以及是否通过存在协整关系的检验。根据前文的具体估计结果，各个协整关系式的残差序列都在 1% 的水平上平稳，具有协整关系，我们把检验的具体结果在表 3 到表 14 中作了报告。在长期均衡关系方面，进口、出口与投资、技术进步、市场化进程之间在三个时期（1979—1991 年、1992—2001 年和 2002—2008 年）都存在着正向关系，说明随着进口与出口量的增加，投资也会增加，技术进步与市场化进程也会提升。进出口与人力资本在 1979—1991 年期间是正相关关系，但在 1992—2001 年和 2002—2008 年两个时期是负相关，说明在 1979—1991 年期间随着我国的进出口增加，人力资本存量也会增加，但在 1992—2001 年和 2002—2008 年期间却会减少。最终消费率与进口、出口在 1979—1991 年和 2002—2008 年是负向关系，而在 1992—2001 年是正向关系。经济结构与进出口在 1979—1991 年是负向关系，在 2002—2008 年是正向关系，经济结构与出口在 1992—2001 年是正向关系，而经济结构与进口的关系不明显，数据约等于零。

各个经济变量与进出口之间的长期均衡关系在不同的时期发生变化，投资与进口、科技投入与进出口、经济结构与进出口之间的长期均衡关系的变动在 1979—1991 年、1992—2001 年和 2002—2008 年这三个时期呈逐步上升趋势。以投资与进口为例，二者之间的长期均衡关系 1992—2001 年比 1979—1991 年增加了 0.035，而 2002—2008 年比 1992—2001 年又增加了 0.016。市场化与进出口之间的长期均衡关系则在三个时期呈逐步下降趋势，虽然下降的变动幅度比较小。人力资本与进出口之间的长期均衡关系在三个时期呈现先下降后上升的趋势，1992—2001 年比 1979—1991 年均减小了，进口方面减小了 0.159，出口方面减小了 0.141，而 2002—2008 年比 1992—2001 年却增加了，进口方面增加了 0.019，出口方面增加了 0.002。最终消费与进出口之间的长期均衡关系在三个时期呈现先上升后下降的趋势，1992—2001 年比 1979—1991 年均增加了而 2002—2008 年比 1992—2001 年却减小了。以上情况表明，各个经济变量与进出口之间的长期均衡关系受到不同时期经济制度与政策的影响，由于各个时期的经济制度与政策发生变化，导致它们与进出口之间的均衡程度发生调整；我们需要了解不同经济指标之间的均衡程度在不同时期之间的差异，才能更好地把握经济指标之间的作用程度以及变化趋势。

1992—2001 比上期（1979—1991）的变化程度普遍大于 2002—2008 比上期（1992—2001）的变化程度，这可以从 $\tilde{\delta}_{11}$ 的绝对值普遍大于 $\tilde{\delta}_{12} - \tilde{\delta}_{11}$ 的绝对值看出来（进出口与最终消费率、进口与经济结构除外）。说明 1992 年的制度与政策变化对各进口、出口与各经济变量关系的影响比 2001 年要大。1992 年邓小平南巡，促使我国的开放力度更大，对经济产生了更深刻的影响。而 2001 年，我国正式加入 WTO，我国融入世界贸易体系，也对我国经济产生促进和推动作用，但是，在 2001 年以前，我国一直在推动国际化，而且取得了显著的成效，这降低了 2001 年加入 WTO 后的改进效应。 $\tilde{\delta}_{12}$ 的绝对值普遍大于 $\tilde{\delta}_{11}$ 的绝对值（进出口与人力资本除外），表明 2002—2008 比 1979—1991 的制度与政策效果普遍好于 1992—2001 比 1979—1991，这说明从 1979 年到目前，我国的制度与政策的效果具有了大幅度提升。从上面的分析得出，从总体来看，在 1979—1991、1992—2001、2002—2008 这三个时期，制度效率在不断提升，但是提升的边际幅度在减小。

表 16 各经济变量与进出口之间的均衡关系以及不同时期的变化

		均衡关系			不同时期变化			变化趋势
		1979-1991 (δ_{11})	1992-2001 ($\delta + \tilde{\delta}_{11}$)	2002-2008 ($\delta + \tilde{\delta}_{12}$)	1992-2001 比 1979-1991 ($\tilde{\delta}_{11}$)	2001-2008 比 1979-1991 ($\tilde{\delta}_{12}$)	2001-2008 比 1992-2001 ($\tilde{\delta}_{12} - \tilde{\delta}_{11}$)	
投资	进口	+0.582	+0.617	+0.633	+0.035	+0.051	+0.016	↗
	出口	+0.683						
技术进步	进口	+0.307	+0.726	+0.825	+0.419	0.518	+0.099	↗
	出口	+0.311	+0.626	+0.724	+0.315	+0.413	+0.098	↗
人力资本	进口	+0.076	-0.083	-0.064	-0.159	-0.140	+0.019	↘
	出口	+0.100	-0.041	-0.039	-0.141	-0.139	+0.002	↘
市场化	进口	+0.047	+0.043	+0.041	-0.004	-0.006	-0.002	↘
	出口	+0.045	+0.040	+0.039	-0.005	-0.006	-0.001	↘
消费	进口	-0.015	+0.015	-0.112	+0.030	-0.097	-0.127	↘
	出口	-0.017	+0.010	-0.097	+0.027	-0.080	-0.107	↘
经济结构	进口	-0.003	0.000	+0.003	+0.003	+0.006	+0.003	↗
	出口	-0.026	+0.005	+0.037	+0.031	+0.063	+0.032	↗

(3) 进出口间接作用的介体与路径

如果确定进口与出口通过某经济变量对经济增长起到间接作用,除了分析进出口与该经济变量之间的长期均衡关系外,还需要检验进出口与该经济变量之间的格兰杰因果关系。本文检验了进出口与投资、人力资本、科技投入、市场化、最终消费和经济结构之间的格兰杰因果关系(见表 17)。

进口与投资之间存在双向因果关系。投资是促进经济增长的重要因素之一,而进口又是投资的格兰杰原因,那么,进口可以通过投资这个经济变量间接地促进经济增长。为此我们得出结论,投资是进口对经济增长起间接作用的一个介体。进口通过投资介体对经济增长起间接作用的路径是:进口变化能够格兰杰引起投资的变化(同向变化),投资的增减再引起经济增长的增减。由于进口与投资之间存在双向因果关系,投资增加也会格兰杰引起进口增加,那么,进口格兰杰引起投资变动的幅度要小于进口与投资之间长期均衡关系的变动幅度^②,进口通过投资对经济增长的间接作用要低于计量估计的数据值。

出口与科技投入之间存在单向因果关系,出口是科技投入的格兰杰原因。科技投入是影响经济增长的因素,而出口增加又能够格兰杰引起科技投入的增加,所以出口可以通过科技投入这个经济变量间接地促进经济增长。由此可见,科技投入是出口对经济增长起间接作用的一个介体。出口通过科技投入介体对经济增长起间接作用的路径是:出口增加能够格兰杰引起科技投入的增加,科技投入的增加再促进经济增长。

进口与人力资本之间存在双向因果关系。人力资本是促进经济增长的重要因素之一,而进口又是人力资本的格兰杰原因,所以进口可以通过人力资本间接地促进经济增长;那么,人力资本就是进口对经济增长起间接作用的一个介体。进口通过人力资本介体对经济增长起间接作用的路径是:进口变化能够格兰杰引起人力资本存量的增加与减少,人力资本存量的增减再引起经济增长的加快或放缓。由于进口与人力资本之间是双向因果关系,进口格兰杰

^②如果进口是投资的单向格兰杰因果关系,那么,进口格兰杰引起投资变动的幅度等于进口与投资之间长期均衡关系的变动幅度。

引起人力资本变动的幅度小于进口与人力资本之间长期均衡关系的变动幅度,进口通过人力资本对经济增长的间接作用低于计量估计的数据值。

进口与最终消费之间存在单向因果关系,进口是最终消费的格兰杰原因。最终消费能够显著地影响经济增长,而进口变化又能够格兰杰引起最终消费发生变化,所以进口可以通过最终消费这个经济变量间接地影响经济增长;那么,最终消费就是进口对经济增长起间接作用的一个中介。进口通过最终消费中介对经济增长起间接作用的路径是:进口增减能够格兰杰引起最终消费的变动,最终消费的变动再促进或者放慢经济增长速度。

出口与最终消费之间也是单向格兰杰因果关系,出口是最终消费的格兰杰原因。那么,出口通过最终消费这个经济变量对经济增长起到间接的影响作用,最终消费也就是出口对经济增长起间接作用的一个中介。出口通过最终消费中介对经济增长起间接作用的路径是:出口增减能够格兰杰引起最终消费的变动,最终消费的变动再影响经济增长。

进口与经济结构之间存在单向因果关系,进口是经济结构的格兰杰原因。经济结构是显著地影响经济增长的经济变量,而进口变化又能够格兰杰引起经济结构发生变化,所以进口可以通过经济结构的改变间接地促进经济增长,于是经济结构就是进口对经济增长起间接作用的一个中介。进口通过经济结构中介对经济增长起间接作用的路径是:进口能够格兰杰引起经济结构变化,经济结构的改变再加快或者减缓经济增长。

出口与经济结构之间也是单向格兰杰因果关系,出口是经济结构的格兰杰原因。那么,出口通过经济结构这个经济变量对经济增长起到间接的促进作用,经济结构也就是出口对经济增长起间接作用的一个中介。出口通过经济结构中介对经济增长起间接作用的路径是:出口增减能够格兰杰引起经济结构发生变化,再进而影响经济增长。

综上所述,投资、人力资本、最终消费与经济结构是进口对经济增长起间接作用的中介,进口先对投资、人力资本、最终消费与经济结构产生作用,而后通过这些中介再加快或者放慢经济增长的速度;科技投入、最终消费与经济结构是出口对经济增长起间接作用的中介,出口先对科技投入、最终消费与经济结构产生作用,而后通过这些中介再进一步影响经济增长。

表 17 格兰杰因果关系检验

原假设:	自由度	F 统计量	P 值	结果
$\ln IM_t$ 不是 $\ln K_t$ 的格兰杰原因	27	3.439	0.0502	拒绝
$\ln K_t$ 不是 $\ln IM_t$ 的格兰杰原因		3.255	0.0578	拒绝
$\ln EX_t$ 不是 $\ln K_t$ 的格兰杰原因	27	2.524	0.103	接受
$\ln K_t$ 不是 $\ln EX_t$ 的格兰杰原因		2.322	0.122	接受
$\ln IM_t$ 不是 $\ln I_t^{tec}$ 的格兰杰原因	27	0.967	0.396	接受
$\ln I_t^{tec}$ 不是 $\ln IM_t$ 的格兰杰原因		1.718	0.203	接受
$\ln EX_t$ 不是 $\ln I_t^{tec}$ 的格兰杰原因	27	4.049	0.0318	拒绝
$\ln I_t^{tec}$ 不是 $\ln EX_t$ 的格兰杰原因		2.458	0.109	接受
$\ln IM_t$ 不是 $\ln H_t^{res}$ 的格兰杰原因	27	6.463	0.0062	拒绝
$\ln H_t^{res}$ 不是 $\ln IM_t$ 的格兰杰原因		3.237	0.0586	拒绝
$\ln EX_t$ 不是 $\ln H_t^{res}$ 的格兰杰原因	27	2.148	0.141	接受
$\ln H_t^{res}$ 不是 $\ln EX_t$ 的格兰杰原因		0.757	0.481	接受
$\ln IM_t$ 不是 P_t^{mak} 的格兰杰原因	27	1.247	0.307	接受
P_t^{mak} 不是 $\ln IM_t$ 的格兰杰原因		2.504	0.105	接受
$\ln EX_t$ 不是 P_t^{mak} 的格兰杰原因	27	1.702	0.206	接受
P_t^{mak} 不是 $\ln EX_t$ 的格兰杰原因		1.710	0.204	接受

$\ln IM_t$ 不是 R_t^{fc} 的格兰杰原因	27	4.428	0.0242	拒绝
R_t^{fc} 不是 $\ln IM_t$ 的格兰杰原因		1.355	0.279	接受
$\ln EX_t$ 不是 R_t^{fc} 的格兰杰原因	27	2.979	0.0716	拒绝
R_t^{fc} 不是 $\ln EX_t$ 的格兰杰原因		2.513	0.104	接受
$\ln IM_t$ 不是 $2IP/GDP$ 的格兰杰原因	27	6.300	0.0069	拒绝
$2IP/GDP$ 不是 $\ln IM_t$ 的格兰杰原因		0.486	0.621	接受
$\ln EX_t$ 不是 $2IP_t/GDP_t$ 的格兰杰原因	27	7.457	0.0034	拒绝
$2IP_t/GDP_t$ 不是 $\ln EX_t$ 的格兰杰原因		0.621	0.547	接受

四、研究结论

本文运用三时期参数变结构协整方法研究我国进出口对经济增长的间接作用，以及产生间接作用的介体与路径。协整结果发现，大多数考察变量与进出口（投资与进口、科技投入与进口/出口、人力资本与进口/出口、市场化与进口/出口、最终消费与进口/出口、经济结构与进口/出口）之间具有显著的参数变结构现象，只有投资与出口之间不存在着参数变结构现象；而且人力资本与进口、出口之间存在着复杂的参数变结构现象，同时具有常数项漂移、时间趋势项漂移和斜率变化。

实证研究得出，我国的进出口对我国的经济增长具有显著的间接作用，并检验出间接作用的介体；基于介体，揭示了进出口发生间接作用的路径。投资、人力资本、最终消费与经济结构是进口对经济增长起间接作用的介体，进口先对投资、人力资本、最终消费与经济结构产生作用，而后通过这些介体再加快或者放慢经济增长的速度；科技投入、最终消费与经济结构是出口对经济增长起间接作用的介体，出口先对科技投入、最终消费与经济结构产生作用，而后通过这些介体再进一步影响经济增长。

实证研究还发现，各个经济变量与进出口之间的长期均衡关系，在不同时期因为受到不同经济制度与政策的影响而发生变化，投资与进口、技术进步与进出口、经济结构与进出口之间的长期均衡关系在 1979—1991 年、1992—2001 年和 2002—2008 年这三个时期呈逐步上升趋势；市场化与进出口之间的长期均衡关系则呈逐步下降趋势；人力资本与进出口之间的长期均衡关系呈现先下降后上升的趋势；最终消费与进出口之间的长期均衡关系是先上升后下降的趋势。实证研究还表明，从 1978 年到目前，我国的制度效率有了大幅度提升，从总体来看，制度效率在 1979—1991 年、1992—2001 年、2002—2008 年这三个时期呈现出逐步提升的趋势，但是提升的边际幅度在减小。

参考文献：

- 沈坤荣、李剑，2003，“中国贸易发展与经济增长影响机制的经验研究”，《经济研究》第5期。
- 吕惠娟、许小平，2005，“出口贸易对中国经济增长影响的再思考”，《数量经济技术经济研究》第2期。
- Turan Subasat, 2002. “Does Export Promotion Increase Economic Growth? Some Cross- Section Evidence.” *Development Policy Review*, Volume 20 Issue 3.
- Izani Ibrahim, 2002. “On Exports And Economic Growth.” *Journal Pengurusan* 21, 3- 18.
- Coe ,D. ; Helpman , E. and Hoffmaister ,A. , 1997. “North South R&D Spillovers. ” *Economic Journal* ,107 ,pp. 134 - 150.
- Falvey ,R. ; Foster ,N. and Greenaway ,D. ,2004. “Import ,Export , Knowledge Spillovers and Growth. ” *Economic Letters* ,85 ,pp. 209 - 213.
- Falvey , R. ; Foster ,N. and Greenaway ,D. ,2004 “North -South Trade , Knowledge Spillovers and Growth. ” *Journal of Economic Integration* ,17 (4) ,pp. 650 - 670.

Kanta Marwah and Akbar Tavakoli , 2004. "The Effect of Foreign Capital and Imports on Economic Growth : Further Evidence from Four Asian Countries (1970 - 1998) . "Journal of Asia Economics ,15 (2) ,pp. 399 - 413.

Keller , W. , 2000. "Trade and the Transmission of Technology. "World Bank Economic Review ,14 ,pp. 17 - 47.

Lee ,Jong - wha ,1995."Capital Goods Import and Long - run Growth. "Journal of Development Economics ,48 ,pp. 91 - 110.