

人民币汇率变动的紧缩性效应研究 ——基于辽宁省经验的分析*

孙刚¹ 谷宇² 韩国高³

(1 东北财经大学金融学院;2 大连理工大学经济系;3 东北财经大学数学与数量经济学院, 辽宁, 大连, 116025)

摘要: 本文首先建立了辽宁省的进口和出口的局部均衡模型, 运用 Engle-Granger 协整模型判断了人民币汇率变动对辽宁省进口和出口的长期影响和短期冲击效应, 结果表明, 人民币汇率升值在长期内将导致辽宁省出口下降、进口增长, 恶化辽宁省贸易收支。进一步, 本文构建了包含辽宁省经济总量、工资水平、价格水平、财政收入、居民消费、人民币汇率的向量自回归模型, 基于 Granger 因果检验和脉冲响应函数判断了向量间的动态关系, 结果表明人民币升值将对辽宁经济产生紧缩性效应, 并在较长阶段对辽宁省经济总量、财政收入和居民消费产生负向冲击效应。

关键字: 辽宁省进出口; 人民币汇率, 协整模型; Granger 因果检验

JEL分类号: F3

Study on the Effects of the Austerity of RMB Exchange Rate ——Based on the Experience of Liaoning Province

Abstract:: This article firstly established the partial equilibrium model in the import and export of Liaoning Province, then using Engle-Granger cointegration model to determine the long-term effects and short-term knock-on effects which caused by the changing of RMB exchange rate on import and export of Liaoning Province. The results show that, in the long term appreciation of the RMB exchange rate will make a decline in exports and ascent in import of Liaoning Province, deteriorated the trade balance of Liaoning Province. Furthermore, we established the VAR model with parameters as economic output、salary level、price level、financial income、consumption and RMB exchange rate. We determined the dynamic relationship between the variables by using the Granger causality test and impulse response function. The results show that, the appreciation of the RMB exchange rate will produce the effects of the austerity on the economy of Liaoning Province, and have negative effects on the economic output、financial income and consumption.

* [基金项目]: 本文是国家社科基金重大项目(“十二五”时期宏观经济动态监测研究, 项目号: 10zd&010)的研究成果。

[作者简介]: 孙刚(1953-), 男, 东北财经大学金融学院, 教授, 博士生导师。谷宇(1979-), 女, 大连理工大学经济系讲师。韩国高:(1983-)女, 东北财经大学数学与数量经济学院, 博士研究生。

Key Words: The Import and Export of Liaoning Province, RMB Exchange Rate, Cointegration Model, Granger Causality Test.

引言

2005年7月21日,为缓解我国内外经济长期失衡的局面,我国货币政策当局对“事实上钉住美元”的汇率制度实施了改革,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”。从“汇改”实施到2008年,人民币对美元的名义汇率一直表现为持续性、小幅度的升值,但累计升值幅度不可小视。在此过程中,人民币实际有效汇率也表现为大幅度的升值。在2008年美国次贷危机引发的全球金融危机在全球蔓延之后,人民币汇率的升值步伐有所停滞,但中国实体经济强劲的基本面和持续增长的外汇储备仍预示着人民币汇率未来潜在的升值压力。

按照传统的国际经济学理论,汇率升值将导致汇率升值国产品的相对价格上升,导致出口下降,进口上升,造成经常账户的恶化,最终引起该国经济紧缩。长期以来,出口一直是拉动我国经济增长的“三驾马车”之一。因此,在“汇改”前后,围绕“人民币汇率是否应升值”、“升值幅度和速度应如何确定”等问题的争论就一直不绝于耳。而在2005-2007年间,我国进出口仍表现出顽强的增长势头,进出口的贸易增速均保持在20%左右。而在2007年美国次贷危机爆发后,特别是在2008年演变为全球经济危机后,世界经济迅速萎缩,外部需求大幅度下降,我国外贸部门也受到了相当大的影响。在此背景下,将人民币汇率变动因素从其他因素中剥离出来,全面考察人民币汇率变动在不同的外部经济环境下,对我国总体及局部经济的影响,就成为政府及经济学界关注的焦点和必须予以回答的问题。

研究人民币汇率对我国宏观经济的影响一直是经济学界的热点,但是,众多的研究多集中于对我国整体经济的影响,而针对某一区域的研究较少。并且,在现有关于汇率形成机制改革对我国经济影响的文献中,主要的研究集中再人民币汇率体制变革及汇率行为变动对整个国家的影响,很少有研究深入研究人民币汇率变动对某一省域经济的影响,并且,在现有关于汇率改革对我国经济影响的文献中,定性的居多;在为数不多的定量分析中,也主要是在探讨人民币汇率变动与我国贸易之间的关系,从经济增长角度进行考察的研究相对较少。

基于此,我们认为需要选取典型区域,深入分析人民币汇率形成机制改革对我国各区域、各省际的影响。特别是在当前美国次贷危机引发的全球金融危机仍在发展中的宏观背景下,更应当从区域的视角,来考察汇改至今引发的汇率变动的影响,以期汇率体制改革及区域经济发展提供支持和决策参考。辽宁省是我国外贸出口大省之一,但其对外开放程度距离广东、浙江等外贸大省还存在着相当差距,受汇率变动的可能会弱于上述地区。作为传统的东北老工业基地,辽宁省在出口构成上具有自身的特色,在机电设备出口方面一直拥有较强的优势,机电产品外贸额占全省外贸总额30%以上,较为优良的贸易结构也意味着受到汇率冲击的影响可能较小。因此,研究汇率体制变革对辽宁省经济的影响不仅对探讨如何在人民币升值背景下振兴东北老工业基地具有重要的现实意义,同时也可以为我国不同区域如何应对汇率波动冲击、防范汇率风险提供典型经验。

1 文献综述

汇率行为对经济增长的影响作用,在短期内主要是通过影响贸易收支来实现的。本币升

值的最直接效应是将造成本国产品价格上升,从而使出口减少、进口增加。根据凯恩斯的国民收入乘数原理,本币升值所引起的净出口减少会以一定的倍数反映到国民收入的减少上,也就是对经济增长产生紧缩效应。而本币升值对国际收支资本与金融项目的影响则是不确定的,最终取决于公众持有的是升值预期还是贬值预期。从长期而言,汇率行为对经济增长的作用则主要体现在要素的配置上。如果一国的新增设备投资通常包含大量的进口资本品,货币升值降低了这些进口资本品的国内价格,因此更倾向于增加新增投资从而扩大经济的总支出。最后,从货币升值对供给面的影响看,货币升值将降低进口中间产品和原材料(如石油和矿产)的国内价格,因此降低所有最终产品(包括非贸易品)的生产成本,边际成本相对于最终产品价格的下降将导致产出增加和雇佣,从而增加经济的产出总量和就业。因此,即使货币升值对总需求的净效应是紧缩的,供给面效应的存在使得升值仍有可能是扩张性的。由于本课题主要基于贸易影响渠道来考察汇率影响区域经济整体,因此首先从汇率对进出口的影响来进行文献综述,并评述人民币汇率升值(贬值)是否会导致我国出口下降(上升);随后从汇率影响一国或区域整体经济增长的角度来进行文献综述,述评人民币汇率升值(贬值)是否会在长期内导致我国经济紧缩(扩张)。

1.1 汇率升值(或贬值)对进出口的影响

1.1.1 国外文献

在汇率水平变动对贸易影响方面,国外学者的研究多是通过测算进出口商品的需求价格弹性,来考察马歇尔—勒纳条件(ML条件)是否成立,从而检验汇率变动是否会对一国贸易收支产生影响。迄今为止,众多的经验研究说明了汇率变动与贸易关系的复杂性,实证结果没有达成共识。早期的研究主要是使用最小二乘法(OLS)的计量方法来检验ML条件是否成立,但各研究并未达成一致。在初期,研究者们多针对发达国家,基于局部均衡的进出口模型,在方程中主要考察汇率水平值、贸易双方进出口总量、贸易双方GDP之间的数量关系,如Khan(1974, 1975)、Goldstein and Khan(1976, 1978)、Bahmani-Oskooee(1986)、Marquez(1990)等。此后,随着更先进计量方法的提出,研究者注意到数据所存在的非平稳性问题,开始应用协整模型、分布滞后模型、误差修正模型、向量自回归模型等模型进行研究,但仍没有取得一致的结论。Bahmani-Oskooee和Alse(1994)利用Engle-Granger的协整方法对41个国家的研究表明,只有14个国家支持J曲线效应。Bahmani-Oskooee和Brooks(1999)采用自回归分布滞后模型(ARDL)对美国进行了研究,他们发现在短期内实际汇率变动对贸易收支没有实质性的影响,但在长期实际汇率贬值能够改善贸易收支。Bahmani-Oskooee和Kutan(2006)利用分布滞后模型对东欧11个新兴市场国家的J曲线效应进行了分析,结果显示,只有少数国家存在“J”曲线效应。

1.1.2 国内文献

早期国内关于汇率变动与贸易收支关系的研究主要是通过计算进出口需求弹性之和是否大于1,从而直接验证马歇尔—勒纳条件是否成立。厉以宁等(1991)利用我国1970-1983年数据计算的进口需求价格弹性与出口需求价格弹性分别为0.6871和0.0506,因此他们认为我国进出口需求的价格弹性严重不足,汇率贬值不会改善贸易收支。戴祖祥(1997)则对中国

1981-1995 年数据进行回归, 得出中国的进出口需求弹性之和为 1.3, 满足马歇尔-勒纳条件。

近年来, 随着协整计量方法的发展, 许多研究开始使用 Engle-Granger 法、协整向量自回归(cointegrating VAR)法、自回归分布滞后模型 (ARDL) 和边限检验(the bound test)等方法探讨我国的汇率变动与贸易收支之间的关系。谢建国和陈漓高 (2002) 基于 1978-2000 年的年度数据, 通过协整分析及冲击分解, 发现人民币汇率贬值对中国贸易收支的改善并没有明显影响。卢向前和戴国强 (2005) 采用协整向量自回归(cointegrating VAR)的分析方法, 利用 1994—2003 年间的月度数据对人民币实际汇率与我国进出口之间的长期关系进行了实证检验。结果表明, 人民币实际汇率水平变动对我国进出口存在着显著的影响, ML 条件成立。陈六傅和钱学锋 (2007) 以中国与 G-7 各国 1990—2005 年季度贸易数据为样本, 采用自回归分布滞后模型 (ARDL) 和边限检验 (the bound test) 法, 对中国与 G-7 各国双边贸易方程进行了协整估计。

1.2 汇率升值 (或贬值) 对经济增长的影响

1.2.1 国外文献

关于实际汇率与经济增长之间关系的实证分析, Edwards(1989)最早运用相关发展中国家的面板数据, 将实际 GDP 与货币增长、政府支出、名义汇率、实际汇率、贸易条件等变量进行回归分析, 发现货币贬值倾向于使产出减少。Agenor (1991) 运用发展中国家的面板数据, 将产出对实际汇率的当期值和预期值以及货币供给、政府支出、国外收入等变量进行回归, 发现非预期性贬值能够促进产出增长, 而预期性贬值却使产出减少。Morley(1992)同样以发展中国家的面板数据作为样本, 将生产能力对货币供给量、贸易条件、进口增长, 出口增长, 财政结余等进行回归, 发现实际汇率倾向于使产出减少。Edwards、Agenor 和 Morley 等人所做的实证研究方法都是利用面板数据对研究变量进行单方程的回归分析, 并得出对于他们所研究的发展中国家而言, 实际汇率贬值倾向于减少产出的结论。Rogers 和 Wang (1995) 运用包含有政府支出、通货膨胀、实际汇率、产出水平和货币供给增量等 5 个变量的 VAR 模型, 对墨西哥宏观经济进行研究, 他们发现墨西哥产出的大部分增长来源于内在冲击, 实际汇率贬值导致产出减少。Rodriguez 和 Diaz Gazani (1995) 运用包括产出的增长、实际工资的增长、汇率贬值、通货膨胀、货币增长和索罗剩余等 6 个变量的 VAR 模型对秘鲁宏观经济进行分析, 发现汇率贬值对产出水平具有不利的影响。Copelman 和 Werner (1996) 通过使用包括产出、实际汇率、名义汇率的贬值率、实际信贷等 5 个变量对墨西哥经济进行分析, 得到汇率贬值引起产出水平下降而实际汇率改变对产出没有影响的结论。Kamin 和 Rogers (2000) 应用包括产出、实际汇率、通货膨胀等 3 个内生变量和美国利率这一外生变量的 VAR 模型, 以 1981—1995 年的季度数据为样本, 发现永久性汇率贬值将长期地对产出产生的不利影响。Mills 和 Pentecost (2000) 运用误差修正模型分析波兰、匈牙利、斯洛文尼亚、捷克共和国 4 个国家汇率对产出的影响, 结果发现实际汇率贬值仅对波动经济增长具有正向的刺激作用。

1.2.2 国内文献

由于人民币汇率的长期升值趋势及近期的升值预期背景, 很多研究都关注了人民币汇率

在实体经济方面的波动效应，基本上得出了人民币汇率升值不利于贸易、投资，对经济增长具有紧缩效应的结论。陈国伟和夏江（2002）利用 1978 年到 2000 年样本数据，将 GDP 与货币供给量、职工平均工资，实际汇率进行回归分析，发现人民币实际汇率贬值对总产出的作用是扩张性的。李建伟、余明（2003）分析了人民币实际有效汇率变动对我国进出口和外商直接投资进行了分析。他们应用 1995 年 1 月到 2003 年 6 月的统计数据，运用两阶段最小二乘法，分析得出：实际有效汇率贬值会刺激出口增加、导致进口减少，并降低利用外资增速。范金等（2004）采用社会核算矩阵技术，从一般均衡分析角度，以 2005 年中国社会核算矩阵为冲击对象，人民币升值并不会改变我国的贸易顺差状况，认为人民币升值无论是采用支出法还是收入法计算得出的 GDP 的影响都不大。李未无（2005）在 Kamin 和 Rogers 理论框架的基础上构建了含有产出、货币供给量和实际汇率的 VAR 模型，通过 Granger 因果检验、协整分析、脉冲反应函数等计量工具分析中国的实际汇率与经济增长之间的关系，结果发现人民币实际汇率贬值我国经济增长是正向的因果关系，并存在一定的长期均衡关系。魏巍贤（2006）通过建立中国可计算一般均衡模型研究了人民币升值对中国经济的影响，结果表明人民币升值对中国实际 GDP 增长的影响是负向的并且是非线性的。卢万青、陈建梁（2007）考虑了汇率与国内总产出之间的相互作用，即考虑了汇率变动首先影响净出口和外商直接投资，随后通过乘数效应和反馈效应来影响国内生产总值。他们的结论是，从 1995~2005 年，人民币实际有效汇率上升 1%，出口和进口分别下降 2.37%和 2.192%，经济增长下降 0.12 个百分点。李众敏、吴凌燕（2008）基于全球贸易分析模型采取协整和 Granger 因果关系检验等方法，认为从长期看人民币升值对产出、出口有着明显的负面影响。

与上述研究的理论基础不同，施建淮（2007）的研究借鉴了国外有关汇率贬值导致发展中国家经济紧缩的理论和实证研究，强调汇率升值可能导致产出增长的一些作用机制。因此，他未采取结构化的研究方法，而是应用向量自回归模型考察了人民币实际汇率冲击对中国产出的影响，他的分析表明，人民币实质汇率升值仍会导致中国产出一定程度的下降，因此货币升值在中国是紧缩性的。

上述综述表明，在考察汇率变革对一国或区域经济影响的时候，研究汇率对进出口的影响效应是必要的一环；但由于使用的方法、建立的模型和数据样本区间的不同，关于汇率变动与我国进出口之间关系的研究结果不尽相同。但是，由于进出口仅是影响经济增长的因素之一，因此也有必要突破局部均衡的框架进行一般均衡的研究，即构建系统化的模型，考察汇率变动最终对经济增长的影响。

2 汇改对辽宁省经济影响的典型事实分析

2.1 汇改后人民币汇率自身的变动状况

2005 年 7 月 21 日，中国人民银行发布（2005）第 16 号文件——关于完善人民币汇率形成机制改革的相关事宜公告，这标志着人民币汇率制度开始进行了重大的变革。这一次的人民币汇率改革的核心是放弃单盯美元，改盯一篮子货币，以建立调节自如、管理自主的、以市场供求为基础的、更富有弹性的人民币汇率机制。

随后，央行又采取了多种市场化的方式来推进汇率机制的改革：

一、增加市场交易主体。2005 年 8 月 8 日，央行决定允许更多符合条件的非银行金融

机构和非金融性企业进入银行间即期外汇市场。

二、健全外汇交易方式。2006年1月4日起，央行在银行间即期外汇市场上引入询价交易，同时引入做市商制度，此举提高了交易的灵活性、大幅度降低了交易费用。

三、改革和完善管理政策。国家外汇管理局先后推出的头寸管理政策改革有：2005年9月22日决定调整结售汇周转头寸管理办法，实行结售汇综合头寸管理；2006年初，允许做市商将远期敞口纳入结售汇综合头寸管理；2006年7月1日起将权责发生制头寸管理原则推行至所有外汇指定银行。

四、增加汇率弹性。2005年9月23日，银行间即期外汇市场非美元货币对人民币交易价的浮动幅度，从原来的上下1.5%扩大到上下3%。从2007年5月21日起，人民币兑美元交易价浮动幅度也从3%扩大至5%。

五、增加外汇市场交易品种。汇改以来，中国外汇市场交易品种不断丰富、业务范围逐渐扩大。2005年5月18日在银行间市场上推出了外币对外币买卖业务，2005年8月8日推出了远期外汇业务，2006年4月24日推出人民币对外币掉期交易；在银行对客户零售市场

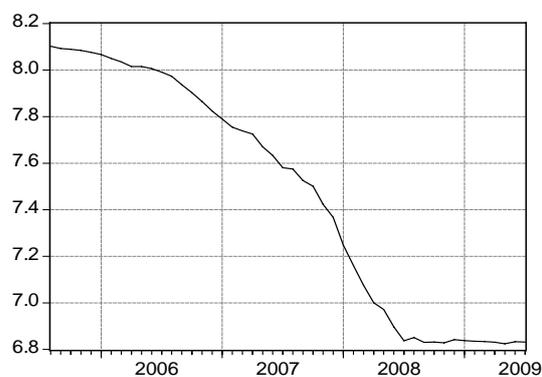


图1 人民币对美元汇率（人民币/1美元）

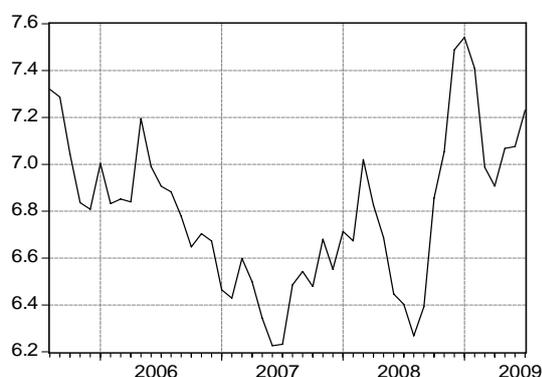


图2 人民币对日元汇率（人民币/100日元）

上扩大了银行对客户远期结售汇业务范围，并且开展银行对客户外汇掉期业务。

各种外汇体制改革措施的陆续出台使得人民币汇率行为发生了显著变动，特别是在人民

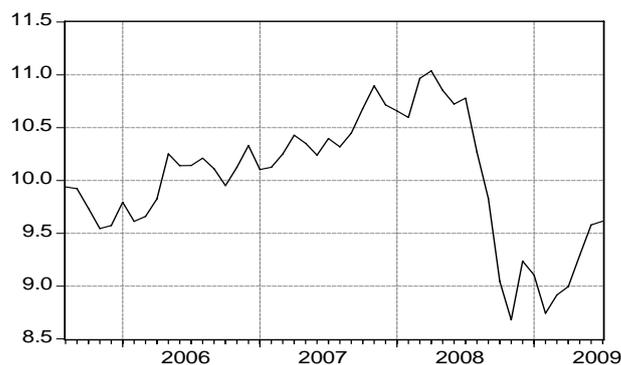


图3 人民币对欧元汇率（人民币/1欧元）

币汇率弹性加大后，汇率的升值幅度显著加快；我国汇率的升值和波动性对我国企业、居民等微观主体的行为也产生了显著的变动。如企业积极地采用避险工具来应对汇率风险，居民购汇投资于海外市场等。从2005年7月到2007年下半年，在强大的升值压力下，人民币汇率波动性的扩大使得人民币对美元表现为持续升值，并且自2006年7月以来，升值速度

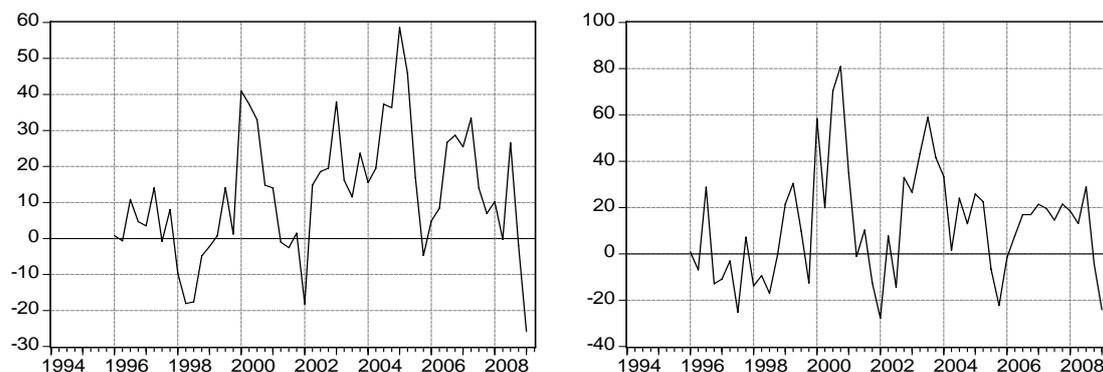
明显加快（如图1）；从2005年7月到2006年7月，人民币对美元汇率在汇改时一次性升值2.1%后，仅升值了1.6%，而2007年全年升值幅度超过了6.8%。

在2008年，人民币对美元在初始阶段仍然表现为升值，但很快，美国次级债危机引发

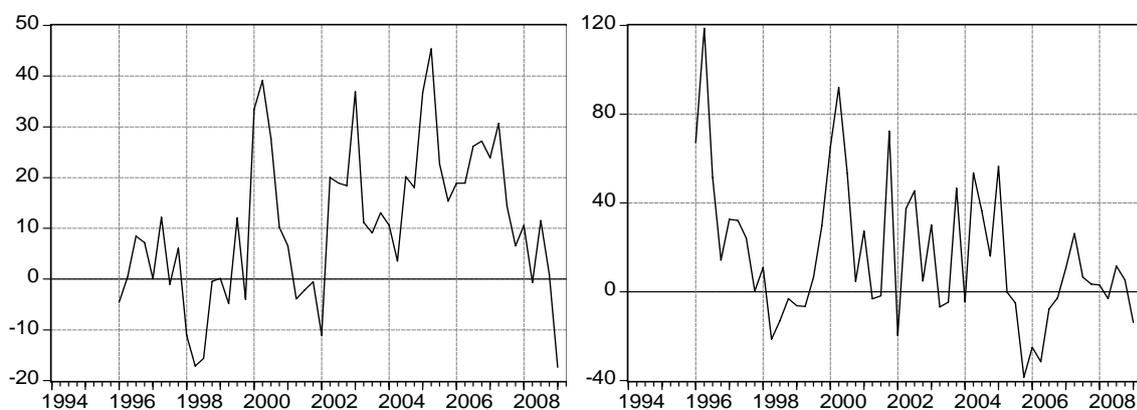
的金融危机开始演变为全球金融危机，人民币汇率开始再一次钉住美元，保持了与美元的相对稳定。而人民币对日元则表现为剧烈的波动，从 2005 年汇改到 2007 年，首先表现为相对日元的大幅度升值，但随后，又逐步地表现为相对日元的贬值，目前已经回到了汇改时的相对水平。人民币对欧元的汇率走势则呈现出先贬值，后升值的状态（如图 3）。2008 年爆发的金融危机重挫了欧元，导致欧元大幅度贬值，贬值幅度达到 20% 以上。2009 年以来，欧元汇率有所升值。

2.2 辽宁省出口变动状况

在 2005 年汇率体制变动伊始，辽宁省的外贸部门还是受到了较大的冲击，见图 4。辽宁省出口额同比增幅出现大幅下降，由 2 季度的 45.84% 下降到 3 季度的 16.93%，4 季度出现负增长，达到 4.7%。但在 2006 年，可以看到辽宁省出口仍保持了迅猛的增长，同比增速达到了 20% 左右。而此次全球金融危机导致的外需下降明显比人民币汇率升值造成的影响要大，2007 年 3 季度出口额就出现同比下降，较上一季度下降 19.38%。2009 年 1 季度，辽宁省出口总额出现了负增长，达到 25.85%。

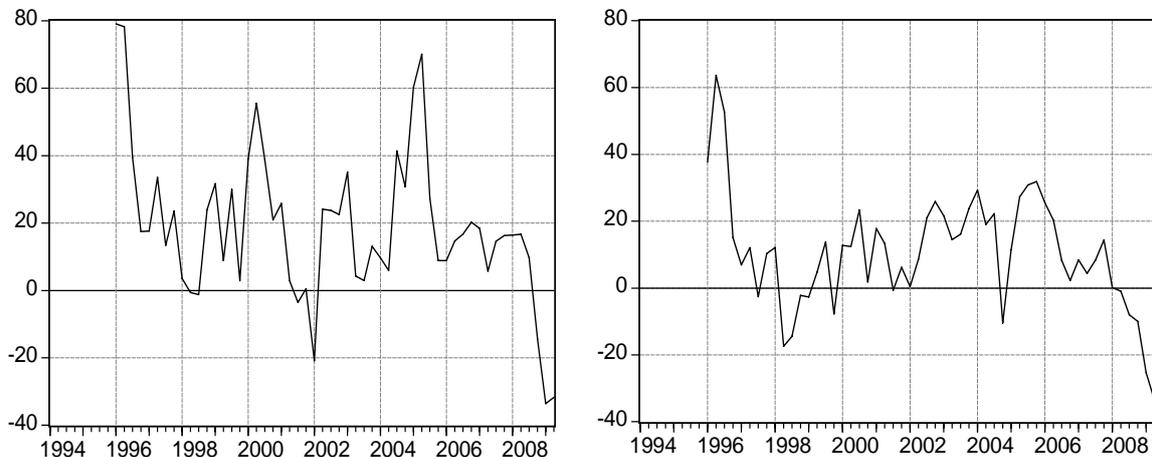


辽宁省三个重要的城市：沈阳、大连和丹东的出口状况也同全省的大致波动状况是一样的，其中大连的出口态势较为平稳，而沈阳和丹东波动更加剧烈。沈阳市同样受到 1997 年亚洲经济危机、2005 年汇率制度改革以及此次全球经济危机的影响，出口额出现了不同程度的下降。2005 年 4 季度出现同比负增长，达到 22.28%。2009 年 1 季度出现同比负增长，达到 24.10%。见图 5。



大连和丹东作为辽宁省两个重要的出口城市，出口额受汇率变动影响也是很大的。1998 年，大连和丹东出口额都出现了负增长，分别为 17.13% 和 21.32%。2005 年汇率制度改革，

人民币升值，大连市出口额虽然没有出现负增长，但是增长幅度较 2005 年 2 季度下降了约 23 个百分点，而丹东受其影响较大，出现了负增长，2005 年 4 季度达到了 38.48%，2006 年也一直保持着负增长。2008 年受全球经济危机的影响，大连和丹东的出口同比逐步下降，2009 年 1 季度均出现了负增长。见图 6 和图 7。



如果进一步区分企业的所有制性质，可以看出，在 2005 年人民币汇改以后，辽宁省的中外合资企业也受到了大幅度的冲击，这表明在汇率升值的背景下，外销程度更高的中外合资企业受到的冲击也不可小视。同比增幅由 2005 年 2 季度的 70.05% 下降到 3 季度的 27%，到了 2006 年 1 季度，同比增幅已经降到了 8.85%。随着汇改之后人民币升值，可以看到中外合资企业出口增幅逐步下降，受人民币升值压力以及全球经济危机的影响，中外合资企业出口同比增幅在 2009 年 1 季度已经降到 33.6%；对于中外合作企业，2005 年的汇改并没有造成其出口同比增幅下降，反而上升到 2005 年 4 季度的 31.84%；对于外资独资企业，05 年的汇改造成了其出口同比增幅出现了大幅下降，由 2005 年 2 季度的 24.48% 下降到了 0.08%，2005 年 4 季度以后甚至出现了负增长。同样，受全球经济危机的影响，中外合作企业和外资独资企业出口同比增幅于 2008 年 2 季度以后出现了大幅下降甚至负增长。

辽宁省是我国的老工业基地之一，拥有相当完整的工业门类 and 重工业优势，机电产品出

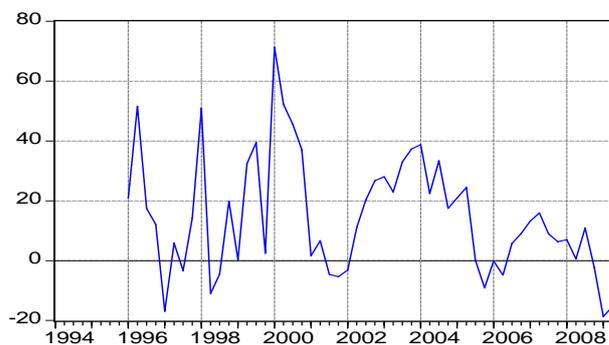


图 10 外资独资企业出口增幅

口在 2003 年近 59.4 亿美元的基础上，2004 年将达到 68 亿美元，继续保持辽宁省第一大类出口商品的地位。辽宁省的机电产品多年来一直保持着出口第一大类商品的地位，因此，重点分析汇率制度改革以来人民币升值对辽宁省机电出口企业的影响具有重要的现实意义。

根据辽宁省对外贸易经济合作厅资料显示，2009 年 1-4 月机电产

品出口 41 亿美元，下降了 13.35%，比上月也有所下滑。

表 1 辽宁省 2005-2007 年机电出口同比增速

年份	机电出口额（亿元）	同比增速%
2005	661.88	13.06
2006	787.31	18.95
2007	995.23	26.41
2008	1111.911	11.72

资料来源：根据辽宁省对外贸易经济合作厅资料整理。

从表 1 可以看出，辽宁省机电产品出口额受人民币升值影响并不是很大。2005 年，机电出口额为 661.88 亿元人民币，同比增速 13.06%；2006 年机电出口额为 787.31 亿元，同比增速 18.95%；2007 年机电出口额为 995.23 亿元，同比增速为 26.41%；2008 年机电出口额为 1111.911 亿元，同比增速为 11.72%。2008 年上半年辽宁省机电产品出口仍然稳定增长，机电产品出口 73.79 亿美元，增长 20.53%。其中机床、彩电、电线电缆、集装箱出口增长较快，增幅超过 30%。船舶当月出口近 2 亿美元，增长 71.33%，集装箱当月出口增长 3 倍，电缆、印刷机械当月出口增长都较快。2008 年下半年受美国次贷危机引发的金融动荡的影响，美国及欧盟经济不断下滑，国际市场需求进一步下降，制约着辽宁省的出口增长，特别是在一个时期内将对辽宁省加工贸易出口构成较大压力。2008 年 12 月出口开始下降。该月出口 12.2 亿美元，下降 4.2%，是近年来辽宁机电产品出口首次出现下降。2008 年辽宁省机电产品出口增速下滑，主要是受国家宏观政策调整（人民币升值、出口退税调低、加工贸易政策变动等）减少贸易顺差影响，加上原材料涨价、劳动力成本上升等影响的结果，原因是多方面的。

人民币升值对辽宁省进口额影响甚微，汇改四年以来辽宁省进口额同比增速只有小幅上涨，并未发生大的波动。2005 年辽宁省进口额为 1439.282 亿元人民币，同比增长 12.0448%；2006 年进口额为 1599.94 亿元，同比增长 11.1624%；2007 年进口额为 1836.366 亿元人民币，同比增长 14.7772%；2008 年辽宁省进口额为 2109.921 亿元，同比增长 14.7772%。根据辽宁省对外贸易经济合作厅资料显示，2009 年 1-4 月份，全省外贸进出口总值 164.01 亿美元，同比下降 23.56%。其中，进口 75.97 亿美元，下降 19.56%。同期全国进出口下降 24.3%，进口下降了 28.7%，大部分要归因于此次金融危机对国内企业的冲击。从表 2 可以看出，汇改以来，辽宁省机电产品进口增速逐年加大，呈现上升趋势。2006 年，辽宁省机电产品进口 619.6371 亿元人民币，同比增加 5.8901%；2007 年机电产品进口 678.7468 亿元，同比增速 9.533%；根据辽宁省对外贸易经济合作厅资料显示，2008 年，按美元计算，辽宁省机电产品进口增长 9.6%，其中液晶显示板、仪器仪表、汽车零件等均有所增长，计算机、汽车、印刷电路等进口下降。

表 2 2005-2008 年辽宁省机电产品进口同比增速

年份	进口（亿元）	同比增速%
2005	585.2038	-5.978
2006	619.6731	5.8901
2007	678.7468	9.533

资料来源：根据辽宁省对外贸易经济合作厅资料整理。

2.3 辽宁省整体经济变动状况

从下表可以看出，在 2005 年人民币汇率形成机制改革后，虽然汇率升值造成了一定的影响，但影响程度较小。

表 3 1994-2008 年辽宁省经济发展状况

年份	国内生产总值		财政收入		在岗职工年平均工资		社会消费品零售总额	
	现值 (亿元)	年增长率 (%)	现值 (万元)	年增长率 (%)	现值 (元)	年增长率 (%)	现值 (亿元)	年增长率 (%)
1994	2461.8	22.43	1536700	-28.10	3248	19.63	870.5	29.49
1995	2793.4	13.47	1843660	19.98	4269	31.43	1122	28.89
1996	3157.7	13.04	2116883	14.82	4911	15.04	1289.4	14.92
1997	3582.5	13.45	2281632	7.78	5269	7.29	1450.6	12.50
1998	3881.7	8.35	2646201	15.98	5591	6.11	1568.7	8.14
1999	4171.7	7.47	2796390	5.68	7161	28.08	1696.1	8.12
2000	4669.1	11.92	2956274	5.72	7895	10.25	1847.6	8.93
2001	5033.08	7.80	3704387	25.31	8811	11.60	2034.9	10.14
2002	5458.22	8.45	3996888	7.90	10145	15.14	2074.9	1.97
2003	6002.54	9.97	4470490	11.85	11659	14.92	2330.8	12.33
2004	6672	11.15	5296405	18.47	13008	11.57	2642.8	13.39
2005	8009.01	20.04	6752768	27.50	14921	14.71	2999	13.48
2006	9214.21	15.05	8176718	21.09	17331	16.15	3434.6	14.52
2007	11023.49	19.64	10826948	32.41	19624	13.23	4030.1	17.34
2008	13461.57	22.12	13560812	25.25	23202	18.23	4917.5	22.02

辽宁省的整体经济仍然在 2006-2008 年实现了稳步快速发展。国内生产总值在 2006 年增长率为 15%，但 2007 和 2008 年则达到了 20% 左右。财政收入在这三年内也表现为迅猛增长。与此同时，内需也较为旺盛，社会消费品零售总额年增长率都和 GDP 增长率基本保持一致，只有在岗职工平均工资涨幅要弱于 GDP 增长率。

3 人民币汇率变动影响辽宁省进出口的长短期效应分析

如文献中所述，学者们基本是基于一般均衡模型或者局部均衡模型来研究汇率变动对一国进出口影响的，而在讨论汇率变动影响进出口的局部均衡模型中，由主要分为国内外商品的完全替代模型以及国内外商品的不完全替代模型。不完全替代模型假定贸易商品不能完全替代本国商品，而完全替代模型则做出了相反的假设。在已有的实证研究中，学者们主要采用的是不完全替代模型，这是由于它的假设条件被实证研究广泛支持（Reinhart, 1995）。

3.1 理论分析框架

在实证研究中，常规的做法是假定出口需求是贸易伙伴国收入水平 Y^f ，本国出口商品价格 P_{EX} ，汇率 E （间接标价法）等变量的函数。由此得到出口需求函数：

$$X_d = X_d(Y^f, P_{EX}, E) \quad (1)$$

X_d 表示出口, 假定商品供给的价格弹性无穷大。其中 $\partial X_d / \partial Y^f > 0$, $\partial X_d / \partial P_{EX} < 0$, $\partial X_d / \partial E < 0$ 。

同理, 本国进口需求主要是本国的收入水平 Y , 外国进口商品价格 P_{IM} , 汇率 E 等变量的函数:

$$X'_d = X'_d(Y, P_{IM}, E) \quad (2)$$

X'_d 表示进口, 假定商品供给的价格弹性无穷大。其中 $\partial X'_d / \partial Y > 0$, $\partial X'_d / \partial P_{IM} < 0$, $\partial X'_d / \partial E < 0$ 。

由于影响一国进出口总量的主要因素除去价格因素、产出需求能力外, 还需要考察一国关税水平、贸易壁垒等因素, 因此我们在模型中引入开放度这一变量, 用以衡量辽宁省的对外开放水平。考虑开放度的影响, 因此, (1) 式和 (2) 可以改写为 (3) 式和 (4) 式:

$$X_d = X_d(Y^f, P_{EX}, E, OPEN) \quad (3)$$

$$X'_d = X'_d(Y, P_{IM}, E, OPEN) \quad (4)$$

我们还要进一步考察加入 WTO 和人民币汇率形成机制改革这两个对我国影响深刻的体制性变动对辽宁省出口和进口的影响, 这是出于下述考虑: 中国在 2001 年末加入了 WTO, 这对国内经济产生了深入而广泛的影响, 也推动着出口历经了 1990 年以来持续时间最长的繁荣阶段。这一出口高速增长首先是由于中国在 2001 年末正式加入 WTO, 中国产品面临的关税和贸易壁垒等大幅度降低和解除, 多年累积的出口潜力得以充分释放。同时, 加入 WTO 将全球竞争性规则引入我国的产业竞争格局, 我国竞争性产业部门开始加速市场化改革, 产品多元化不断上升, 出口产品结构不断优化, 出口产品在国际上的竞争力与日俱增, 这对我国整体经济、东部地区乃至辽宁省都是影响深远的。而人民币汇率形成机制改革更是直接影响到进出口的方方面面。2005 年人民币汇率形成机制改革后, 人民币汇率表现为持续性的小幅度升值, 并表现为双向波动。但在升值过程中, 特别是在 2007 年美国次贷危机爆发之前, 我国进出口仍然保持了旺盛的势头。

本文采取的汇率是实际有效汇率, 比起名义汇率, 能够更准确的反映一国在国际上商品和劳务的相对竞争力。并且, 本文采取的是国际货币基金组织 (IMF) 测算并定期公布其成员的实际有效汇率指数, IMF 对实际有效汇率指数 (REER) 的定义为: 实际有效汇率指数是经本国与所选择国家间的相对价格水平或成本指标调整的名义有效汇率。实际有效汇率指数是本国价格水平或成本指标与所选择国家价格水平或成本指标加权几何平均的比率与名义有效汇率指数的乘积。计算公式如下:

$$REER_i = \prod_{j \neq i} \left[\frac{P_i R_i}{P_j R_j} \right]^{W_{ij}}, \quad \text{且} \sum_{j \neq i} W_{ij} = 1 \quad (5)$$

其中: $REER_i$ 代表第 i 个国家的实际有效汇率, W_{ij} 代表第 i 个国家赋予第 j 个国家的竞争力权重, R_i 、 R_j 分别代表第 i 国和第 j 国货币以美元标价的名义汇率, P_i 、 P_j 分别代表 i 国和 j 国的消费价格指数。

进一步的，引入两个结构性变量 D_{2001} 和 D_{2005} ，分别用来反映我国加入 WTO 和人民币汇率形成机制改革这两个体制性变革事件的影响。假定上述变量采取乘积的函数形式（Wilson&Takacs, 1979），则在（3）式两边取对数，则可得到本文实证分析的辽宁省出口模型（6）和辽宁省进口模型（7）：

$$\ln EX_t = a_0 + a_1 \ln Y_t^f + a_2 \ln REER_t + a_3 \ln P_{EX,t} + a_4 \ln OPEN_t + a_5 D_{2001} + a_6 D_{2005} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\ln IM_t = b_0 + b_1 Y_t + b_2 \ln REER_t + b_3 \ln P_{IM,t} + b_4 \ln OPEN_t + b_5 D_{2001} + b_6 D_{2005} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

3.2 数据处理及平稳性检验

本部分实证研究中所应用的各变量的含义和处理方法如下： $\ln IM$ 表示辽宁省的实际进口额的对数形式，是将美元计价的辽宁省出口额转变为以人民币计价的出口额再除以我国的出口价格指数、在取对数得到的； EX 表示辽宁省的实际出口额的对数形式，是将美元计价的辽宁省进口额转变为以人民币计价的进口额再除以我国的进口价格指数、再取对数得到的； Y 表示辽宁省的产出水平，是由辽宁省的实际 GDP 来替代的； Y^f 表示外国的产出水平，是应用 OECD 的 GDP 指数来表示的¹。 $REER$ 表示人民币实际有效汇率。 P_{IM} 表示辽宁省商品的进口价格指数，这里我们用我国的商品进口价格指数来近似替代； P_{EX} 表示辽宁省商品的出口价格指数，这里我们用我国商品的出口价格指数来近似替代。 $OPEN$ 表示辽宁省的开放度，是由辽宁省的进出口总值与 GDP 之间的比值所定义的，来描述辽宁省在贸易上的对外开放程度。如前所述， D_{2001} 表示我国加入 WTO 的影响，在 2001 年 3 季度之前取 0，在 3 季度后取 1。 D_{2005} 表示人民币汇率形成机制改革，在 2005 年 2 季度前取 0，在 2 季度后取 1。根据数据的可获性，并考虑到在尽可能长的时间跨度内进行考察，本文的数据区间是从 1995 年 1 季度到 2008 年 4 季度，数据来源是中国经济信息网、国际货币基金组织出版的国际金融统计（International Finance Statistics, IFS）。考虑到研究中的变量都可能存在非平稳性的问题，因此首先应用 ADF（Augment Dicker-Fuller）检验考察数据的平稳性，检验结果如表 4。

表 4 变量的 ADF 检验结果

变量	检验形式	T 统计量	单整阶数	变量	检验形式	T 统计量	单整阶数
$\ln EX$	(1,nt,c)	-1.76	I(1)	$\Delta \ln EX$	(2,nt,nc)	-4.77*	I(0)
$\ln IM$	(8,nt,c)	2.85	I(1)	$\Delta \ln IM$	(1,nt,nc)	-4.35*	I(0)
$\ln GDP$	(1,nt,c)	-2.23	I(1)	$\Delta \ln GDP$	(2,nt,nc)	-2.11*	I(0)
$\ln GDP^f$	(0,nt,c)	-0.89	I(1)	$\Delta \ln GDP^f$	(0,nt,nc)	-2.26*	I(0)
$\ln REER$	(0,nt,c)	-0.98	I(1)	$\Delta \ln REER$	(1,nt,nc)	-8.62*	I(0)
$\ln P_{EX}$	(1,nt,c)	-2.45	I(1)	$\Delta \ln P_{EX}$	(0,nt,nc)	-4.46*	I(0)

¹ 实际上应由辽宁省主要贸易伙伴国的 GDP 根据其贸易份额进行加总后确定，但考虑到获取相应数据存在一定难度，并且考虑到转口贸易的存在，实际上很难准确确定辽宁省主要贸易伙伴国，因此我们用整个 OECD 国家的 GDP 总量来近似替代对辽宁省出口的外部需求。

LnP_IM	(8,nt,c)	-1.78	I(1)	ΔLnP_IM	(8,nt,nc)	-6.92*	I(0)
$LnOPEN$	(0,nt,c)	-1.12	I(1)	$\Delta LnOPEN$	(0,nt,nc)	-5.94*	I(0)

注： Δ 是差分算子，表中的 ADF 检验的最大滞后阶数为 12，检验形式(n, nt, c)或 (n, nt, nc) 中 n 表示滞后阶数，nt 表示无趋势项，c 或 nc 表示有截距项或无截距项。滞后阶数是根据 SIC 准则所确定的。

*号表示 5%的置信度下拒绝原假设。

结果表明各变量的原值都是 $I(1)$ 过程，而各差分变量都是 $I(0)$ 过程，因此可以使用 Engle-Granger 的两步法来判断变量间的长短期关系。3.3 人民币汇率变动影响辽宁省出口的实证分析

为研究汇率波动性同我国进出口之间的关系，本节采取 Engle-Granger (1987) 提出的两步法，首先基于方程 (6) 和方程 (7) 判断变量间是否存在长期协整关系，然后建立误差修正模型来分析变量间的短期冲击效应。

3.3.1 汇率变动对辽宁省出口的长期影响分析

在应用 OLS 估计了辽宁省出口方程 (6) 后，得到方程 (8)。由于开放度的系数不显著，将其从模型中剔除，对模型重新进行估计，得到方程 (8)。进一步并对得到的残差 $\hat{u}_{1t} = \varepsilon_{1t}$ 进行了平稳性检验，结果表明是平稳的，因此变量间是具有长期协整关系的。括号中的变量为 t 统计量。

$$\ln EX_t = -11.60 + 2.80 \ln Y_t^f - 0.41 \ln REER_t + 1.69 \ln P_{EX,t} + 0.24 D_{2001} + 0.27 D_{2005} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

(-4.15) (6.89)
(-1.54)
(4.55)
(3.79)
(3.80)

$$R^2 = 0.94 \quad D.W. = 1.47$$

根据方程 (8)，辽宁省出口受 OECD 国家 GDP 的影响较大，系数达到了 2.80，OECD 国家的 GDP 指数每上升 1%，辽宁省的出口将上升 2.80%。这意味着一旦外部经济出现紧缩，将较为显著地影响辽宁省的出口。辽宁省出口在 2008 年美国次贷危机全面演变为全球金融危机之时，也受到了一定程度的影响。实际上，很多学者都预见了中国过度依赖外部市场导致的出口增长的脆弱性。Gaulier, Lemoine 和 Unal-kesenci (2006) 的研究从两个方面对目前中国的出口增长模式提出了置疑：首先是中国及其它亚洲国家生产的最终产品仍然主要依赖于美国和欧盟市场，这意味着中国出口的继续增长将可能面临越来越多的贸易争端和各种形式的贸易壁垒；同时中国面临外贸条件恶化及竞争激烈导致的利润空间被不断挤压的情况。两者的共同作用导致中国的出口增长态势难以持续下去。Rumbaugh 和 Blancher (2004) 也提出了类似的观点。Palley (2006) 从美国贸易赤字的角度出发，得出了中国难以维持目前出口导向型的增长策略。

而人民币汇率升值对辽宁省出口的紧缩作用也非常显著，人民币实际有效汇率每升值 1%，则辽宁省出口将下降 0.41%。出口价格指数对辽宁省出口影响的方向同理论假定并不一致，出口价格指数上升，会导致出口的上升。这可能是由于我国出口商品一直以劳动密集型为主，在国际市场上有较强的竞争力，国外消费者对我国商品的价格上升并不敏感。同时，与经典的宏观经济理论不一致的是，出口价格的上升与辽宁省出口之间的关系并不是负向的，这也表现出随着出口价格的上升，意味着单位出口商品价格上涨，即出口产品结构得到了优化，这种优化时有利于出口规模的扩张的。而加入 WTO 和人民币汇率形成机制改革对辽宁省出口也存在着正向影响，这意味着从长期而言，市场开放程度越高、更灵活的汇率机制，都有利于出口的增长。

3.3.2 汇率变动对辽宁省出口的长期影响分析

下面建立出口的误差修正模型 (9)，定义误差修正项 $ecm_{1,t} = \hat{u}_{2,t}$,

$$\Delta \ln EX_t = c + \beta_0 ecm_{1,t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta \ln EX_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta \ln Y_{t-i}^f + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta \ln P_{EX,t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (9)$$

将最大滞后阶数设定为 $n = 4$ ，然后通过AIC准则判定各变量的滞后阶数，并根据从一般到特殊的方法去掉在统计上不显著的解释变量，得到最终结果（见表5）。

表5 我国出口方程误差修正模型估计结果

变量	系数	标准差	t 统计量	P
$ecm_{1,t-1}$	-0.15	0.09	-1.55	0.12
$\Delta \ln EX_{t-2}$	0.34	0.12	2.66	0.01
$\Delta \ln Y_{t-2}^f$	-2.21	0.55	-3.98	0.00
$\Delta \ln Y_{t-3}^f$	1.15	0.58	1.97	0.05
$\Delta REER_t$	-3.14	2.14	-1.46	0.15
$\Delta REER_{t-1}$	4.26	2.45	1.73	0.08
R^2	0.43			

表5表明，从短期影响来看，误差修正项系数为负，并且很显著；辽宁省出口在短期内受自身滞后2期的影响很明显；滞后2期和滞后3期的主要贸易伙伴国收入对辽宁省出口表现为正向冲击和负向冲击，累计影响还是为负向冲击；当期和滞后1期的实际有效汇率变动对辽宁省出口的冲击方向相反，分别为负向冲击和正向冲击，但累积效应应该是正向冲击。

3.4 人民币汇率变动影响辽宁省进口的实证分析

3.4.1 人民币汇率变动对辽宁省进口影响的长期效应

首先针对模型(9)估计辽宁省进口的长期均衡方程，得到进口长期均衡方程(10)，括号中的值为t统计量，残差 \hat{u}_1 检验结果表明是平稳的。因此，辽宁省进口、辽宁省GDP、实际有效汇率相对进口价格、开放度、汇率波动性之间存在协整关系：

$$\ln IM_t = -4.86 + 1.30 \ln Y_t + 0.45 \ln REER_t - 1.05 \ln P_{im,t} + 1.18 \ln OPEN_t - 0.14 D_{2005} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

(-4.27) (12.74) (1.86) (-5.31) (9.25) (-4.16)

$$R^2 = 0.96 \quad D.W. = 1.47$$

同理论模型的假设一致，辽宁省GDP的增长对我省进口的影响是正向的，弹性系数达到了1.30，即辽宁省GDP每增加1%，辽宁省进口将增加1.30%。实际有效汇率对辽宁省进口的影响也是正向的，影响系数为0.45。同实际有效汇率对出口的影响相比较，可以明显看出实际有效汇率的变动对辽宁省进口和出口的影响存在着较微弱的非对称性，汇率每单位的变动，对进口的促进作用要稍稍大于对出口的紧缩作用。进口价格指数的上升对抑制辽宁省进口的作用非常明显，系数达到了-1.05，这表明，我国国内的消费者对进口商品的价格实

质上是非常敏感的,要高于国际消费者对我国出口商品价格的敏感程度。开放度对辽宁省进口有着明显的促进作用,开放度每上升 1 个单位,辽宁省的进口将上升 1.18 个单位。这表明,随着我国及辽宁省对外开放程度的逐步提高,关税及非关税贸易壁垒对进口的影响都大大降低,有力地促进了辽宁省的进口。而人民币汇率形成机制改革对辽宁省进口的影响是负向的,虽然影响系数仅有-0.14,但同对辽宁省出口影响的方向是截然不同的。

3.4.2 人民币汇率变动对辽宁省进口影响的短期效应

在得出了汇率波动性同我国进口之间的长期关系后,可以进一步基于协整理论建立误差修正模型。首先定义误差修正项 $ecm_{2,t} = \hat{u}_{2,t}$,然后建立进口的误差修正模型(11):

$$\Delta \ln IM_t = c + \beta_0 ecm_{2,t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta \ln IM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta \ln P_{IM,t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{5i} \Delta \ln OPEN_{t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (11)$$

由于本文考察的季度数据,因此将最大滞后阶数设定为 $n = 4$,然后通过 AIC 准则判定各变量的滞后阶数,并根据从一般到特殊的方法去掉在统计上不显著的解释变量,得到回归结果,见表 6。

表 6 我国进口方程误差修正模型估计结果

变量	系数	标准差	T 统计量	P
$ecm_{2,t-1}$	-0.61	0.15	-4.11	0.00
ΔIM_{t-3}	0.10	0.07	1.37	0.17
ΔY_{t-1}	0.83	0.25	3.28	0.00
$\Delta OPEN_t$	1.05	0.11	9.06	0.00
$\Delta P_{IM,t}$	-0.87	0.13	-6.32	0.00
R^2	0.70			
D.W.	2.18			

结果表明,误差修正项的系数为负并且在统计上很显著,这表明方程(10)得出的协整关系很稳定。并且,误差项的系数达到了-0.61,这表明一旦辽宁省进口偏离了其长期均衡值后,其向均值回复的速度是非常快的。在短期冲击中,进口受自身滞后一期的显著影响,冲击效应达到 0.10;辽宁省实际收入滞后 1 期的滞后项都对辽宁省进口存在着显著的正向影响效应;开放度的当期变动对辽宁省进口业存在着正向影响,而进口价格指数的变动在当期就对进口产生较显著的负向影响,价格上升在当期就会对进口产生抑制作用。

总体而言,从贸易的角度进行考察,2005 年汇率形成机制改革对辽宁省的进出口应当产生了相当大的影响。从整体效应来说,人民币汇率升值是不利于辽宁省出口的,另一方面会促进辽宁省的进口。但汇率形成机制改革本身这一体制性变化,却是促进出口的。

4 人民币汇率变动影响辽宁省经济增长的效应分析

4.1 理论分析框架

根据宏观经济一般均衡理论，一国的宏观经济可以分为两个基本的市场：商品市场和货币市场。当商品市场上的总供给等于总需求时，商品市场均衡；当货币市场上的货币总供给等于货币总需求时，货币市场均衡。如果商品市场与货币市场同时均衡，则宏观经济均衡，此时的宏观经济变量之间存在一个均衡的关系。下面，首先分析商品市场均衡时的情况：

$$Y = C + I + (X - M) = TD + NX \quad (12)$$

$$NX = NX(REER) \quad (13)$$

该方程将国民收入恒等式分为总需求 TD 和净出口 NX 两个部分，其中， Y 代表国民收入， $REER$ 是实际有效汇率， $NX(REER)$ 表明净出口的变动是实际汇率的函数。

$$TD = a_{11}w - a_{12}r + a_{13}G \quad (14)$$

该方程说明了影响总需求的一些因素，其中， w 为实际工资，实际工资越高，消费越多，从而增加总需求； r 为利率水平，利率越高，投资减少，总需求减少； G 为政府支出，政府支出增加会直接导致国民收入的增加。

商品市场均衡时：

$$Y = a_{11}w - a_{12}r + a_{13}G + NX(REER) \quad (15)$$

在货币市场上，货币的供给由中央银行所决定，货币的需求主要是满足交易和预防动机的货币需求以及满足投资动机的货币需求。这些货币需求可以看成收入 Y 增函数和利率 r 的减函数，即，

$$M^d = a_{21}Y - a_{22}r \quad (16)$$

当货币市场均衡时，货币需求等于货币供给， $M^d = M^s$ ，因此，货币市场均衡：

$$M^s = M^d = a_{21}Y - a_{22}r = M \quad (17)$$

当商品市场和货币市场同时达到均衡时：

$$Y = \frac{a_{11}a_{22}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}w + \frac{a_{12}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}M + \frac{a_{13}a_{22}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}G + \frac{a_{22}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}NX(REER) \quad (18)$$

因为实际工资 RW 等于名义工资 (W) 扣除物价水平 (P)，所以将实际工资用名义工资和物价水平替换，则公式 (18) 可改写为：

$$Y = \frac{a_{11}a_{22}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}(W/P) + \frac{a_{12}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}M + \frac{a_{13}a_{22}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}G + \frac{a_{22}}{a_{22} + a_{12}a_{21}}NX(REER) \quad (19)$$

由此，得到了在宏观经济均衡时，国民收入 (Y) 由名义工资 (W)、物价水平 (P)、政府支出 (G)、货币供给 (M) 和实际汇率 ($REER$) 所决定。据此，可建立一个考察

人民币实际汇率与经济增长之间关系的 6 变量 VAR 模型，该模型如下：

$$X = (Y, W, P, G, M, REER)' \quad (20)$$

本文基于上述模型和辽宁省的年度数据，建立一个描述辽宁省经济的 VAR 模型，考虑到辽宁省的货币量 M 不可获，我们用辽宁省的社会消费零售总额来进行替代，因此进一步将模型表示为

$$X = (Y, W, P, G, C, REER)' \quad (21)$$

其中 Y 表示辽宁省的国内生产总值 GDP， W 表示辽宁省的职工工资， P 表示辽宁省的价格水平， G 表示辽宁省政府支出， C 表示辽宁省社会消费零售总额， $REER$ 表示人民币实际有效汇率。

本文采取向量自回归模型是考虑到采取此模型，可以同等对待经济系统中各变量，并不强制认定某变量为外生或者内生变量，可以研究变量间的动态关系。向量自回归 (VAR) 模型是基于数据的统计性质而建立的，它把系统中的每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型，因而将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的“向量”自回归模型。

VAR(p)模型的数学表达式是：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (22)$$

其中， y_t 是 k 维内生变量向量， p 是滞后阶数， T 是样本个数。 $k \times k$ 维矩阵 A_1, \dots, A_p 为待估计的系数矩阵。 ε_t 为 k 维扰动向量，它们相互之间可以同期相关，但与自己的滞后值以及等式右边的变量不相关，同时假定 ε_t 的协方差矩阵 Σ 为一个 $k \times k$ 的正定矩阵。

利用滞后算子，可以将 (22) 式可以简写为：

$$A(L)y_t = \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (23)$$

其中 $A(L) = I_k - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p$ 。一般称 (6.15) 式为无约束的向量自回归模型 (unrestricted VAR)。其中的冲击向量 ε_t 为白噪声向量，由于 ε_t 没有结构性的含义，因而又被称为简化形式的冲击向量。

4.2 变量间协整关系和因果关系检验

与前面的数据来源和平稳性检验类似，首先基于模型 (21)，对其中的变量进行平稳性检验，检验过程及结果不再赘述，结果表明所有变量都是 $I(1)$ 过程，因此需要所以需要进行进一步对这些变量之间是否存在协整关系进行检验。

表 7 向量 X 协整检验结果

原假设：协整关系个数	特征根	迹检验		最大特征根检验	
		统计量	5%临界值	统计量	5%临界值
$r = 0$	0.64	141.49	95.75	48.05	40.07
$r \geq 1$	0.57	93.43	69.81	39.15	33.87
$r \geq 2$	0.41	54.27	47.85	24.90	27.58

$r \geq 3$	0.28	29.37	29.79	15.38	21.13
$r \geq 4$	0.20	13.98	15.49	10.49	14.26
$r \geq 5$	0.07	3.48	3.84	3.48	3.84

注：*号表示在95%的置信度下拒绝原假设。本文选取的检验形式是包含截距，不包含趋势的协整检验形式。

本文采用 Johansen(1995) 基于 VAR 的协整检验方法对六个模型系统中的变量进行协整检验，下表给出了 Johansen 协整检验结果。结果表明每个模型的变量组都至少存在一个协整向量。由于每个模型的变量组都至少存在一个协整向量，因此变量的非平稳性不再是一个特别需要关注的问题。例如，Sims, Stock, and Watson(1990) 指出，当一组变量是协整的时候，按水平变量建立的 VAR 模型并不是错误识别的，并且最小二乘估计在这种情况下是一致估计。有些经济学家建议：如果经济理论并不能确定变量组是否存在协整关系或者协整向量的形式是什么，那么按水平变量估计 VAR 模型的做法要好于先估计协整向量然后估计含有误差修正项的 VAR 模型(即向量误差修正模型，简记为 VEC 模型) 的做法(Cochrane, 2005) 因此本文也采取按照水平变量估计的 VAR 模型来进行我们的研究。

进一步的，为判断变量间的关系，我们采用 Granger 因果关系检验来考察人民币实际汇率 *reer* 究竟是不是其他变量变动的影响因素，结果如表 8。其中，滞后阶数是根据 AIC 准则来进行选择的。从表 8 中可以看出，*reer* 是导致辽宁省产出、财政收入、社会消费品零售总额、价格水平的关键因素。汇率 *reer* 出现波动，大多在下一期就影响到辽宁省的各项宏观经济指标，影响发生的时滞很小。但汇率 *reer* 并不是影响辽宁省在岗职工工资的 Granger 原因，在 10% 的置信度水平下原假设仍然被接受。这表明，汇率对工资的直接影响较小。另一方面，辽宁省的宏观经济变量看似是实际有效汇率变动的的原因，这可能是由于辽宁省经济变量同我国宏观经济整体走势一致，因此通过了 Granger 因果关系检验。

表 8 变量间的 Granger 因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	p 值
<i>GDP</i> 不是 <i>reer</i> 的 Granger 原因	1	4.71	0.03
<i>reer</i> 不是 <i>GDP</i> 的 Granger 原因	1	25.78	0.00
<i>G</i> 不是 <i>reer</i> 的 Granger 原因	1	3.44	0.07
<i>reer</i> 不是 <i>G</i> 的 Granger 原因	1	6.22	0.01
<i>C</i> 不是 <i>reer</i> 的 Granger 原因	2	5.03	0.03
<i>reer</i> 不是 <i>C</i> 的 Granger 原因	2	36.83	0.00
<i>W</i> 不是 <i>reer</i> 的 Granger 原因	1	3.11	0.08
<i>reer</i> 不是 <i>W</i> 的 Granger 原因	1	2.01	0.15
<i>P</i> 不是 <i>reer</i> 的 Granger 原因	1	9.75	0.00
<i>reer</i> 不是 <i>P</i> 的 Granger 原因	1	6.74	0.00

4.3 基于脉冲响应函数研究变量间的动态关系

由于变量间不存在协整关系，并且我们关心的是一单位的汇率波动对辽宁省其他宏观经济变量的影响，因此这里我们基于脉冲响应函数来判断汇率变动对其他变量的冲击效应。

首先我们判断 1 单位的汇率变动对辽宁省经济总量和财政收入的脉冲响应的冲击效应, 结果表明, 人民币实际有效汇率 *reer* 的升值将对辽宁省经济产生显著的紧缩效应, 即形成负向冲击, 并且持续的时间较长, 如图 11 所示。图 11 表明, 汇率升值对 GDP 产生的冲击将延续 30 个季度以上, 并且这种影响在初始的冲击效应较小, 随后逐步扩大, 在第 15 个到 2

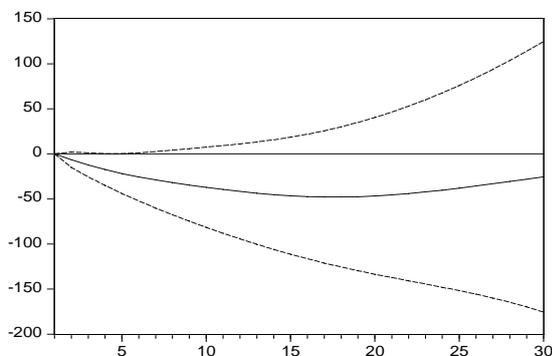


图 11 汇率 1 单位变动对 GDP 的脉冲响应图

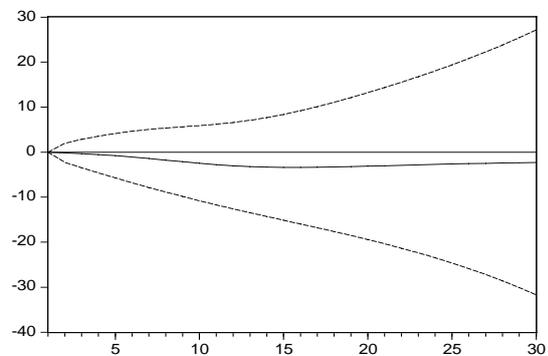


图 12 汇率 1 单位变动对财政收入的脉冲响应图

0 个季度左右达到峰值。这意味着自 2005 年启动的人民币汇率形成机制改革所引发的人民币汇率的持续升值, 其长期影响在未来一段时期内还会对辽宁省的经济增长产生影响。如图 12, 1 单位的汇率变动对辽宁省财政收入的冲击较小。虽然, 也会导致财政收入出现一定程度的下降, 但幅度较小。汇率对财政收入的负向冲击也是在 15 个季度左右开始表现出负向影响的峰值。进一步我们判断 1 单位的汇率变动对辽宁省经济社会消费品零售总额和价格的冲击效应。结果表明, 人民币实际有效汇率 *reer* 的升值将对辽宁省的消费产生负向冲

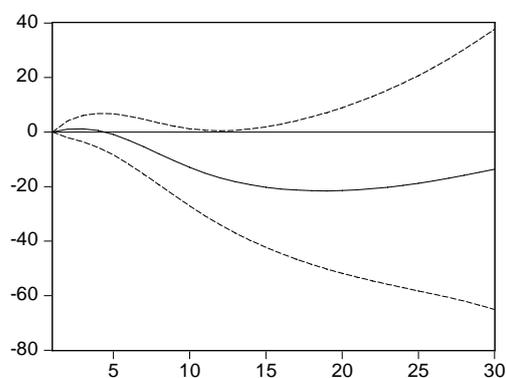


图 13 汇率 1 单位变动对消费的脉冲响应图

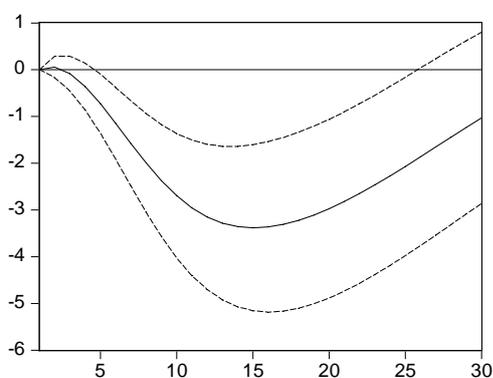


图 14 汇率 1 单位变动对价格的脉冲响应图

击的显著影响。如图 13 所示。图 13 也表明, 汇率升值在开始的 5 个季度内对 GDP 几乎不产生影响, 是在 5 个季度后才逐步表现出抑制了消费的作用。汇率变动对价格也产生了显著的负向冲击影响。按照宏观经济学观点, 汇率升值导致进口产品价格下降, 出口产品价格上升, 更多的消费者将转向外国商品, 外需也同时下降, 从而总需求下降, 导致价格下降。如图 14, 汇率升值的影响也将在 15 期左右达到峰值。

最后我们判断 1 单位的汇率变动对辽宁省在岗职工平均工资的影响。如图 15 所示, 结果表明, 人民币实际有效汇率 *reer* 的升值也会导致工人工资出现下降。结合前面汇率对消费的影响, 我们可以认定汇率升值导致了产出水平的下降, 从而引起提供的就业机会下降,

导致工资下降，最终影响了社会消费水平。

5 结论和政策建议

2005 年实施的人民币汇率形成机制改革迄今为止，对我国各省际的经济增长总量、经济增长模式、产业结构等等都产生了深远的影响，辽宁省作为对外开放程度较高的省份，其经济增长总量和模式也发生了相应的变动。在“汇改”实施的这一时期，辽宁省依靠其传统的装备制造业的产业优势，致力于推动附加值较高的商品出口，较为成功地抵御了人民币显著升值对外贸部门的冲击，在贸易总量上保持了较为迅猛的增长势头。但是，“汇改”引发的人民币升值对辽宁省经济的负面冲击也是不可小视的。本课题通过具体研究人民币汇率变动对辽宁省进出口，得出了汇率升值将导致辽宁省出口下降、进口增加的结论，进一步的，本课题还判断了汇率升值对辽宁省经济的紧缩效应，也同样发现了汇率升值将在较长阶段内对辽宁省经济总量、财政收入、居民消费等产生一定程度的消极影响。在我国宏观经济整体仍处于“双顺差”的非均衡经济增长模式下，人民币汇率将在较长的阶段内呈现升值趋势，辽宁省应以此为契机，依赖传统的产业优势、并发掘新兴的经济增长点，促进产业结构全面升级，才能保障经济长期平稳、快速的生长。

参考文献

- 陈六傅,钱学锋.2007.人民币实际汇率弹性的非对称性研究:基于中国与 G-7 各国双边贸易数据的实证分析.南开经济研究,第 1 期.
- 陈国伟,夏江.2002.人民币实际汇率变动对总产出影响的实证分析.经济科学,第 4 期.
- 戴祖祥.1997.我国贸易收支的弹性分析:1981-1995.经济研究,第 7 期.
- 范金,郑庆武,王艳,袁小慧.2004.完善人民币汇率形成机制对中国宏观经济影响的情景分析——一般均衡分析.管理世界,第 7 期.
- 李建伟,余明.2003 人民币有效汇率的波动及其对中国经济增长的影响.世界经济.第 11 期.
- 李未无.2005.实际汇率与经济增长:来自中国的证据.管理世界.第 2 期.
- 李众敏,吴凌燕.2008.人民币升值对中国经济的影响研究:基于全球贸易分析模型的初步评估.世界经济,第 11 期.
- 卢向前,戴国强.2005.人民币实际汇率波动对我国进出口的影响:1994-2003.经济研究,第 5 期.
- 卢万青,陈建梁.2007.人民币汇率变动对我国经济增长影响的实证研究.金融研究,第 2 期.
- 施建淮.2007.人民币升值是紧缩性的吗?.经济研究,第 1 期.
- 谢建国,陈漓高.2002.人民币汇率与贸易收支:协整研究与冲击分解.世界经济,第 9 期.
- 魏巍贤.2006.人民币升值的宏观经济影响评价.经济研究,第 4 期.
- Agenor,Pierre-Richard.1991.Output, Devaluation and the Real Exchange Rate in Developing Countries. Weltwirtschaftliches Archiv, vol. 127:18-41.
- Bahmani-Oskooee, M.1986. Determinants of international trade flows: the case of developing countries. Journal of Development Economics 20: 107-123.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen , Tanku, Altin.2006. Black market exchange rate, currency substitution and the demand for money in LDCs, Economic Systems, Elsevier, vol. 30(3):249-263.
- Copelman, Martina ,Alejandro M. Werner . 1996. The Monetary Transmission Mechanism in Mexico. Working paper, Federal Reserve Board.
- Edwards, Sebastian .1989. Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

- Goldstein, M. ,Khan, M.1976. Large versus small price changes and the demand for imports. IMF Staff Papers 22:200–225.
- Goldstein, M. ,Khan, M.1978. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. Review of Economics and Statistics 60: 275–286.
- Granger, C. W. J., Robert F. Engle. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55 (2): 251–76.
- Guillaume Gaulier , Françoise Lemoine ,Deniz Unal-Kesenci, (2006). China's Emergence and the Reorganisation of Trade Flows in Asia, Working Papers 2006-05, CEPII research center.
- Khan, M. 1974. Import and export demand in developing countries. IMF Staff Papers 21:678–693.
- Khan, M. 1975. The structure and behavior of imports of Venezuela. Review of Economics and Statistics 57: 221–224.
- Kamin, Steve B. ,Rogers, John H.2000. Output and the real exchange rate in developing countries: an application to Mexico," *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 61(1): 85-109.
- Marquez, J.1990. Bilateral trade elasticities. *The Review of Economics and Statistics* 72:70–77.
- Mohsen Bahmani-Oskooee,Janardhanan Alse.1994. Short-Run versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration, *Eastern Economic Journal*, Eastern Economic Association, vol. 20(4):453-464.
- Mohsen Bahmani-Oskooee ,Taggart J. Brooks.1999. Cointegration Approach To Estimating Bilateral Trade Elasticities Between U.S. And Her Trading Partners," *International Economic Journal*, Korean International Economic Association, vol. 13(4): 119-128.
- Mills ,Pentecost.2000.Real Exchange Rate & the Output Response in Four EU Accession Countries, Business Cycle and Economics Growth Research Paper No.004. Department of Economics .
- Morley, Samuel A. 1992.On the Effect of Devaluation During Stabilization Programs in LDCs. Review of Economics and Statistics, LXXIV: 21-7.
- Palley, T. I.2006.External Contradictions of the Chinese Development Model: Export-led Growth and the Dangers of Global Economic Contraction . *Journal of Contemporary China*, 15(46) .
- Rodriguez, Gabriel H. and Guillermo Diaz Gazani .1995.Fluctuaciones Macroeconomicas en la Economia Peruana. Working paper, Banco Central de Reserva del Peru.
- Rogers, John H. and Ping Wang .1995. Output, Inflation and Stabilization in a Small Open Economy: Evidence from Mexico . *Journal of Development Economics*, vol. 46:271-93.
- Rumbaugh, Thomas and Nicolas Blancher .2004.China: International Trade and WTO Accession, IMF Working Paper No.36:3-22.
- Sims, Christopher A., James H. Stock,Mark W. Watson. 1990. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica* 58 (1): 161–82.
- Wilson,Takacs. 1979. J.F. Wilson and W.E. Takacs, Differential Response to Price and Exchange Rate Influences in the Foreign Trade of Selected Industrial Countries. Review of Economics and Statistics 61 : 267–279.