

中美双边贸易与价格时间序列分析

张诚¹ 安锦² 王凤羽³

(¹ 赣东学院经济与管理学院, 江西、抚州, 34400)

(² 内蒙古财经大学学报编辑部, 内蒙古、呼和浩特, 010000)

(³ 徐州工程学院商学院, 江苏、徐州, 221002)

摘要: 本文聚焦中美双边贸易总额, 综合运用多种计量经济学方法进行时间序列分析。通过梳理 1980 - 2019 年中美贸易数据, 涵盖进出口总额、物价指数及贸易壁垒等变量, 经描述性分析揭示贸易额增长趋势及波动节点。单位根检验使数据平稳化, 格兰仕因果检验确定变量因果关系, 协整检验发现 3 个协整方程, 进而构建最小二乘法回归方程。脉冲反应分析显示, 中美贸易总额增长率指数和中国消费者物价增长指数对中国全球进出口总额增长率指数短期影响显著, 长期影响减弱。方差分解表明, 中国全球进出口总额增长率指数自身对其影响最大。研究结果为深入理解中美双边贸易关系提供依据, 对贸易政策制定和相关研究具有参考价值。

关键词: 中美双边贸易; 时间序列分析; 单位根检验; 格兰仕因果检验; 脉冲反应分析

中图分类号: F74 **文献标识码:** A

一、文献综述

中美双边贸易作为全球最重要的经济关系之一, 长期以来受到习近平主席、特朗普总统等中美国家领导人的广泛关注。自1979年中美建交以来, 两国贸易关系经历了从起步到快速发展的过程, 同时也面临着诸多挑战, 如贸易不平衡、关税争端和地缘政治冲突等。本文通过对现有文献的梳理, 从贸易规模、结构、影响因素及政策效应四个方面综述中美双边贸易的研究进展, 以期对未来研究提供参考。

1. 中美双边贸易的规模与趋势

中美双边贸易规模的研究主要集中在贸易总额的增长趋势及其阶段性特征。早期研究指出, 中美贸易在20世纪80年代至90年代初期处于起步阶段, 贸易总额较小且增长缓慢(Lardy, 1994)。随着中国加入世界贸易组织(WTO)以及全球化进程的加速, 中美贸易进入高速增长期, 贸易总额从2001年的1215亿美元增长至2017年的6350亿美元(USTR, 2018)。然而, 2018年中美贸易战爆发后, 双边贸易额出现显著波动, 部分研究通过时间序列分析(如ARIMA模型)预测了贸易战的短期和长期影响(Zhang & Li, 2019)。总体来看, 中美贸易规模的增长趋势与两国经济发展阶段、全球化进程以及政策环境密切相关。

2. 中美双边贸易的结构与特征

中美贸易结构的研究主要关注商品贸易和服务贸易的构成及其变化。早期中美贸易以劳动密集型产品为主, 中国向美国出口纺织品、玩具等低附加值商品, 而美国向中国出口高技术产品和农产品(Feenstra, 1998)。随着中国制造业的升级, 中美贸易结构逐渐向资本和技术密集型产品转变, 电子产品、机械设备等高附加值商品成为主要贸易品类(Branstetter & Lardy, 2008)。近年来, 服务贸易在中美双边贸易中的比重逐渐上升, 特别是在金融、

教育、旅游等领域（Wang et al., 2020）。此外，全球价值链分工的深化使得中美贸易呈现出“你中有我，我中有你”的复杂特征（Baldwin & Lopez-Gonzalez, 2015）。

3. 中美双边贸易的影响因素

中美双边贸易的影响因素研究涵盖了经济、政治和政策等多个维度。经济因素方面，汇率波动、经济增长差异和产业结构变化是主要驱动因素。例如，人民币升值会抑制中国对美国的出口，而美国经济增长则会增加对中国商品的需求（Zhou, 2020）。政治因素方面，中美关系的波动对贸易产生了显著影响。贸易战期间，双方加征关税导致贸易成本上升，进而抑制了双边贸易额（Liu et al., 2021）。此外，全球供应链的变化以及区域经济合作（如RCEP）也对中美贸易格局产生了深远影响（Yang & Zhang, 2022）。

4. 中美贸易政策的经济效应

中美贸易政策的经济效应是研究的热点之一。关税政策、出口管制和投资限制是双方常用的政策工具。研究表明，美国对华加征关税导致中国对美出口下降，同时也增加了美国消费者的成本（Amiti et al., 2019）。此外，出口管制政策（如对华为的技术限制）对全球供应链产生了连锁反应，影响了中美在高科技领域的合作（Chen & Liu, 2021）。另一方面，中国的反制措施（如对美农产品加征关税）也对美国农业出口造成了冲击（Li & Chen, 2018）。这些研究为政策制定者提供了重要的参考依据。

综上所述，中美双边贸易研究在规模、结构、影响因素及政策效应等方面取得了丰硕成果，但仍存在一些不足。例如，现有研究多集中于商品贸易，对服务贸易和数字贸易的关注相对不足；此外，中美贸易战的长远影响仍需进一步观察和分析。未来研究可以结合全球价值链、地缘政治经济学等理论，深入探讨中美贸易关系的演变及其对全球经济的影响。

二、模型构建与分析

1. 数据的整理与清洗

根据国际贸易相关理论，我们主要研究中美贸易过程中的设置了几个参数：我国全球进出口总额增长率指数，中美贸易总额增长率指数，我国消费者物价增长指数CPI，美国消费者物价增长指数CPI，双方有无重大贸易壁垒。同时根据国家统计局年鉴，我们整理计算了1980-2019年共计20年间中美之间的进出口贸易情况，其中2019-2023年新冠疫情原因，全球贸易政策和贸易品类发生了巨大改变，我们对数据做了异常值清除处理。

表 1. 中美 1980-2019 年 40 年双边贸易情况

年份	进出口总额 (单位: 万美元) (Y)	中美贸易总额 (单位: 万美元) (X1)	我国消费者 物价指数 CPI (X2)	美国消费者 物价指数 CPI (X3)	有无重大经 济危机、政治 或贸易冲突 (X4)
1980	3814000	478700	1.0600	1.1355	0
1981	4402000	583300	1.0240	1.1034	0
1982	4161000	533700	1.0190	1.0613	0

1983	4362000	402700	1.0150	1.0321	0
1984	5355000	596300	1.0280	1.0430	0
1985	6960000	702700	1.0930	1.0355	0
1986	7385000	599300	1.0650	1.0190	0
1987	8265000	677200	1.0730	1.0366	0
1988	10278000	1001100	1.1880	1.0408	0
1989	11168000	1125000	1.1800	1.0483	1
1990	11544400	1177000	1.0310	1.0540	0
1991	13563000	1420000	1.0340	1.0424	0
1992	16553000	1749000	1.0640	1.0303	0
1993	17570000	2765000	1.1470	1.0295	0
1994	23662000	3533000	1.2410	1.0261	0
1995	28096000	4083000	1.1710	1.0281	0
1996	28988000	4285000	1.0830	1.0293	0
1997	32516000	4900000	1.0280	1.0234	0
1998	32395000	5483000	0.9920	1.0155	1
1999	36063000	6148000	0.9860	1.0219	0
2000	47429700	7446237	1.0040	1.0338	0
2001	50965100	8048492	1.0070	1.0283	0
2002	62076600	9718343	0.9200	1.0159	0
2003	85098800	12633286	1.0120	1.0227	0
2004	115455400	16959858	1.0390	1.0268	0
2005	142190600	21151252	1.0180	1.0339	0
2006	142190600	26265946	1.0150	1.0323	0
2007	217617500	30206716	1.0480	1.0285	0
2008	256325500	33374348	1.0590	1.0384	1
2009	220753500	29826260	0.9300	0.9964	1
2010	297400100	38538529	1.0330	1.0164	1
2011	364186400	44658227	1.0540	1.03157	1
2012	386711900	48467425	1.0260	1.0207	1
2013	415899300	52074870	1.0260	1.0146	1
2014	430152735	55512355	1.0200	1.0162	1
2015	395303272	55702297	1.0140	1.0012	0
2016	368555741	51971615	1.0200	1.01263	1
2017	410713800	58367590	1.0160	1.02129	1
2018	462244413	63351900	1.0210	1.02442	1
2019	457612604	54138826	1.0290	1.01812	1

数据来源：国家统计局官网&国际通货膨胀网

<https://www.rateinflation.com/>

表 1 详细描述了中国 1980-2019 年共 40 年对外贸易总额的时间序列数据以及中美贸易

40 年间的双边贸易总额情况。从原始数据来看，我国对外贸易总额长期趋势向好，中美贸易额长期趋势向好，在少数年份出现小幅的波动现象，但总体来说，我国对外贸易发展是一种稳中有升的趋势。

2. 数据的描述性分析

(1) 直观描述性分析

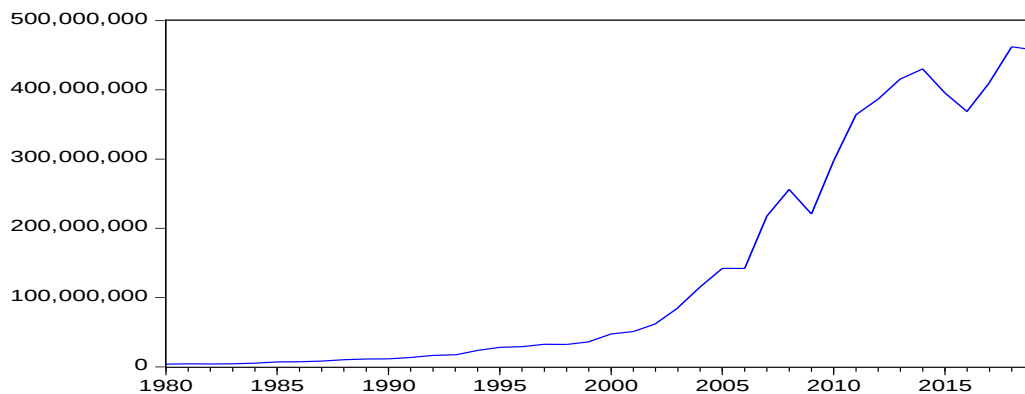


图 1 1980-2019 年我国进出口总额时序图

从上图 1 我们可以看到，1980-2019 年间，我国进出口总额在 2008-2009 收到美国次贷危机引发的全球金融危机的影响，以及 2016 年、2019 年全球经济复苏乏力和 Donald Trump 当选为美国总统后中美贸易摩擦的影响，出现了小幅度的下滑趋势，其余年份均呈现出快速增长趋势。总的来说，21 世纪初的前 20 年间，我国进出口总额是一种稳中向上的快速增长态势。

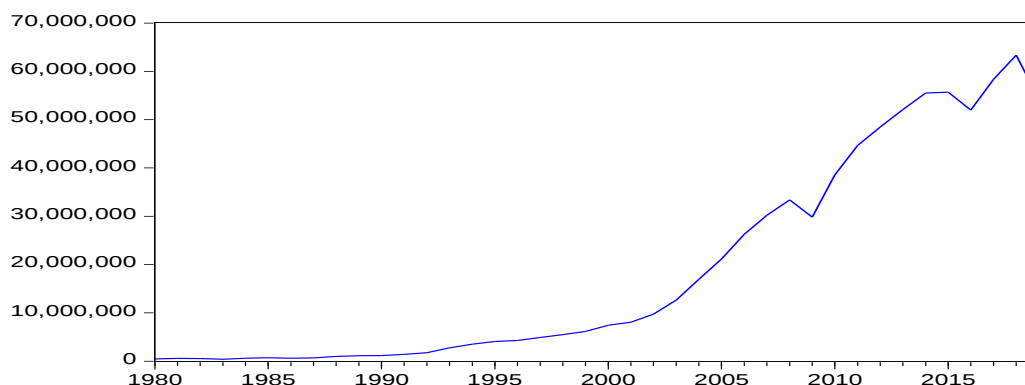


图 2 1980-2019 年中美贸易进出口总额时序图

上图 2 展示了 1980-2019 年间中美贸易进出口总额的变化趋势图，从中我们可以得到，中美贸易进出口额有一定的波动性，其中 2008 年爆发的次贷危机对 2009 年的中美进出口贸易总额产生了一定的冲击，此外，2015 年-2016 年，2018 年-2019 年中美贸易摩擦等多种因素的共同作用也导致该阶段中美贸易进出口总额的小幅下滑。

(2) 对数描述性分析

根据表1的原始数据,我们首先求解了中1980-2019年的年增长率。同时为了避免异方差现象,我们对表1中1980-2019年我国进出口总额年增长率指数数据取对数(如表2)。

表 1. 1980-2019 年中美双边贸易情况

年份	进出口总额增长率指数 (Y)	中美贸易总额增长率指数 (X1)	我国消费者物价增长指数 CPI (X2)	美国消费者物价增长指数 CPI (X3)	双方有无重大贸易壁垒 (X4)
1980	1	1	1	1	0
1981	1.154168852	1.21850846	1.0240	1.1034	0
1982	0.945252158	0.91496657	1.0190	1.0613	0
1983	1.048305696	0.754543751	1.0150	1.0321	0
1984	1.227647868	1.480754904	1.0280	1.0430	0
1985	1.299719888	1.178433674	1.0930	1.0355	0
1986	1.061063218	0.85285328	1.0650	1.0190	0
1987	1.11916046	1.129984982	1.0730	1.0366	0
1988	1.243557169	1.478292971	1.1880	1.0408	0
1989	1.086592722	1.12376386	1.1800	1.0483	1
1990	1.033703438	1.046222222	1.0310	1.0540	1
1991	1.174855341	1.206457094	1.0340	1.0424	0
1992	1.220452702	1.231690141	1.0640	1.0303	0
1993	1.061439014	1.580903373	1.1470	1.0295	0
1994	1.346727376	1.277757685	1.2410	1.0261	0
1995	1.187389063	1.155675064	1.1710	1.0281	0
1996	1.031748292	1.049473426	1.0830	1.0293	0
1997	1.121705533	1.143523921	1.0280	1.0234	0
1998	0.996278755	1.118979592	0.9920	1.0155	1
1999	1.11322735	1.121283969	0.9860	1.0219	1
2000	1.315190084	1.211164118	1.0040	1.0338	0
2001	1.074539793	1.08088045	1.0070	1.0283	0
2002	1.218021744	1.207473773	0.9200	1.0159	0
2003	1.370867606	1.299942387	1.0120	1.0227	0
2004	1.356721834	1.342474001	1.0390	1.0268	0
2005	1.23156301	1.247136149	1.0180	1.0339	0

2006	1	1.241815189	1.0150	1.0323	0
2007	1.530463336	1.150033431	1.0480	1.0285	0
2008	1.177871724	1.104865156	1.0590	1.0384	1
2009	0.861223327	0.89368817	0.9300	0.9964	1
2010	1.347204461	1.292100619	1.0330	1.0164	1
2011	1.224567174	1.158794281	1.0540	1.03157	1
2012	1.061851568	1.085296669	1.0260	1.0207	1
2013	1.075475826	1.0744303	1.0260	1.0146	1
2014	1.034271361	1.066010438	1.0200	1.0162	1
2015	0.918983514	1.003421617	1.0140	1.0012	0
2016	0.932336682	0.933024629	1.0200	1.01263	1
2017	1.114387199	1.123066697	1.0160	1.02129	1
2018	1.125465989	1.085395165	1.0210	1.02442	1
2019	0.98997974	0.854573044	1.0290	1.01812	1

数据来源：国家统计局官网 & 国际通货膨胀网

<https://www.rateinflation.com/>

然后将上表的数据录入到 EViews 软件中，首先用 EViews 做时序图进行分析，并观察它的趋势变化特征。

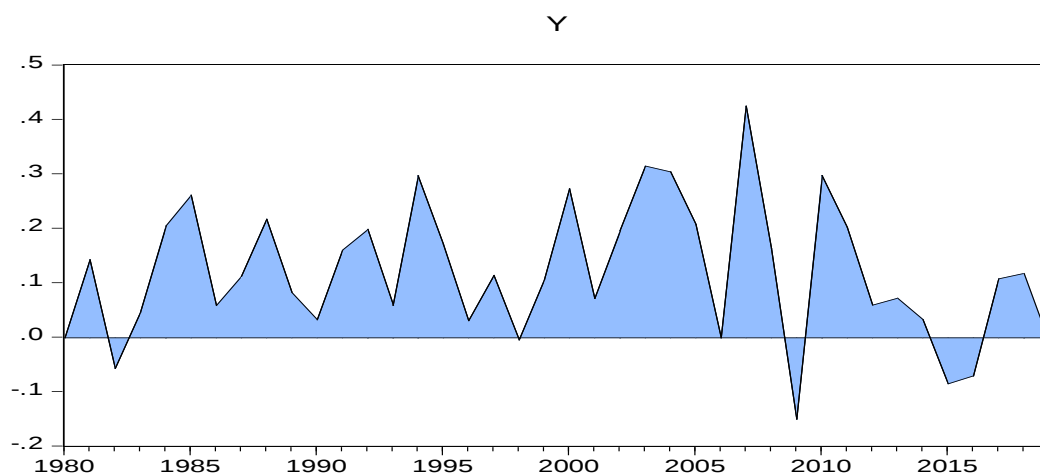


图3 . 1980-2019 年我国进出口总额对数时序图

从上面时序图 3 可以看出，该图与上图曲线的趋势保持一致，随着年份的向前推移，我国进出口总额数据不断地增长，并出现了许多增长率高企的尖峰时刻。改革开放初期 1983 年有短暂的负增长，2008 年-2009 年间美国次贷危机引发的全球金融危机，以及 2015 年-2016 年，2018 年-2019 年中美贸易摩擦等多种因素的共同作用出现了短暂的下滑趋势。

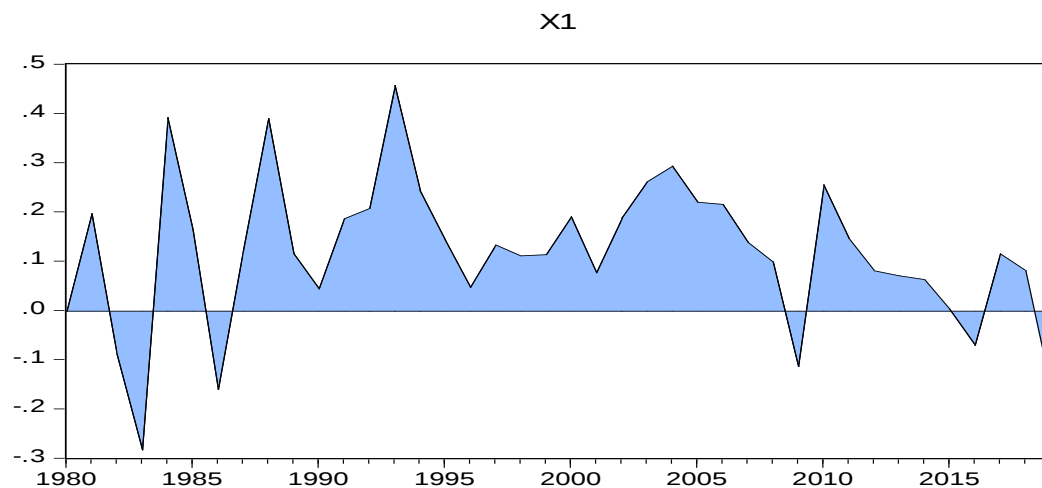


图 4. 1980-2019 年中美贸易进出口总额对数时序图

同理, 为了避免异方差现象, 我们对 2000-2019 年中美进出口总额年增长率指数数据取对数, 然后用 EViews 做时序图进行分析, 从上面时序图 4 可以看出, 该图与上图曲线的趋势保持在一定的高速增长期间, 随着年份的向前推移, 我国进出口总额数据不断地增长, 并出现了许多增长率高企的尖峰时刻。改革开放初期 1983 年、1986 年有短暂的负增长, 2008 年-2009 年间美国次贷危机引发的全球金融危机, 以及 2014 -2016 年中美贸易摩擦等多种因素的共同作用出现了短暂的下滑趋势。

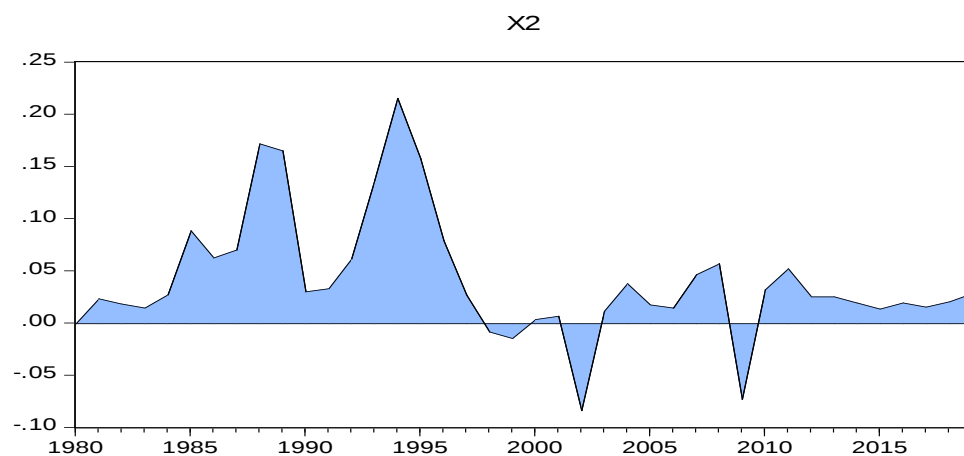


图 5. 1980-2019 年我国消费者物价指数 CPI 对数时序图

同理, 为了避免异方差现象, 我们对 1980-2019 年我国消费者物价指数 CPI 数据取对数, 然后用 EViews 做时序图进行分析, 从上面时序图 4.5 可以看出, 除了少数年份 1998 年、1999 年朱镕基总理在任时候, 以及 2002 年美国出现恐怖袭击世贸大厦, 2008 年美国次贷危机引发的全球金融危机, 出现了我国消费者物价指数 CPI 为负数的情况, 其它年份我国消费者物价指数长期为正数, 在 1987 年后、1995 年前后出现高通胀尖峰现象。

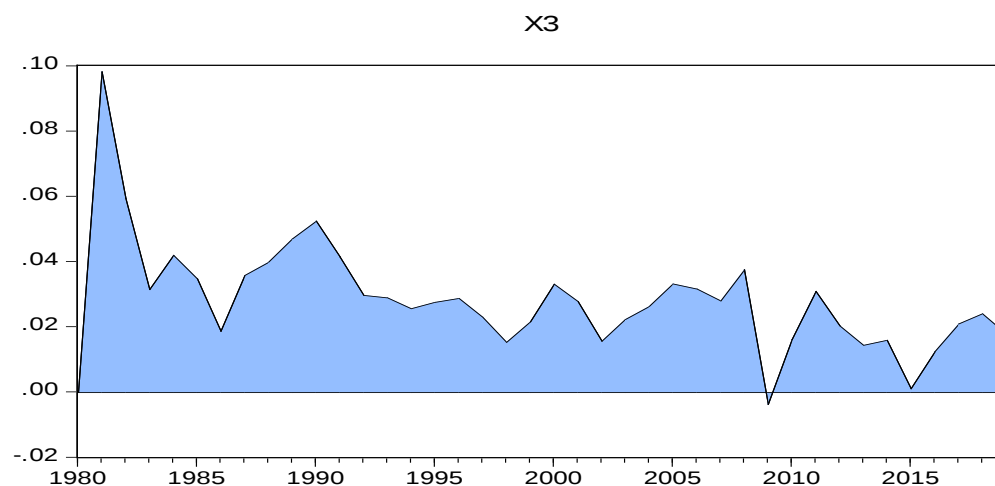


图 6. 1980-2019 年美消费者物价指数 CPI 对数时序图

同理，为了避免异方差现象，我们对 1980-2019 年美消费者物价指数 CPI 数据取对数，然后用 EViews 做时序图进行分析，从上面时序图 4.6 可以看出，除了少数年份 2008-2009 年美国次贷危机引发的全球金融危机，美国出现消费者物价指数 CPI 为负数的情况，其它年份我国消费者物价指数长期为正数，并在 1981 年后、1984 年、1990 年、2000 年、2005-2007 年、2011 年、2018 年前后多个时期出现高通胀尖峰现象。

3. 推断性统计分析

(1) 单位根检验

在做推断性最小二乘法回归统计之前，我们需要对变量数据作单位根检验。

表 3. 变量 Y 单位根检验

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root				
假定存在一个单位根			t-Statistic t统计	Prob.*概率
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-10.74665	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.621023	
	5% level		-2.943427	
	10% level		-2.610263	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-2.272804	0.211490	-10.74665	0.0000
D(Y(-1), 2)	0.656556	0.126557	5.187845	0.0000
C	0.002752	0.020283	0.135678	0.8929
R-squared	0.824991	Mean dependent var		0.001930
Adjusted R-squared	0.814697	S.D. dependent var		0.286567
S.E. of regression	0.123358	Akaike info criterion		-1.269844
Sum squared resid	0.517386	Schwarz criterion		-1.139229

Log likelihood	26.49212	Hannan-Quinn criter.	-1.223796
F-statistic	80.13811	Durbin-Watson stat	2.074897

表 3 对我国 1980-2019 年我国进出口总额年增长率指数时间序列数据 Y 进行 ADF 单位根检验, 从中我们可以得到, 在对原序列数据进行检验后发现其数据不平稳, 可能存在单位根。然后我们对原始数据的一阶差分进行检验后发现不存在单位根。从检验结果来看, 在 1%、5%、10% 三个显著性水平下, ADF 单位根检验的临界 t 值分别为-3.621023、-2.943427、-2.610263, t 检验统计量值-10.74665 小于相应临界值, 从而拒绝 H0, 表明时间序列不存在单位根, 是平稳序列。拟合优度: 从数据看 R²=0.82499, 修正的可决系数为 R²=0.814697, 这说明模型对样本的拟合很好; F 值=80.13811, P 值=0.0000<0.5, 表明变量影响显著, 通过了 ADF 检验, 拒绝原假设, 时间序列平稳, 不存在单位根。

表 4. 变量 X1 单位根检验

Null Hypothesis: D(X1) has a unit root				
假定存在一个单位根			t-Statistic t统计	Prob.*概率
Augmented Dickey-Fuller test statistic ADF检验			-8.117673	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.615588	
	5% level		-2.941145	
	10% level		-2.609066	
R-squared	0.646701	Mean dependent var		-0.011493
Adjusted R-squared	0.636887	S.D. dependent var		0.319541
S.E. of regression	0.192552	Akaike info criterion		-0.405708
Sum squared resid	1.334742	Schwarz criterion		-0.319519
Log likelihood	9.708454	Hannan-Quinn criter.		-0.375043
F-statistic	65.89662	Durbin-Watson stat		2.234074

表 4 对中美 1980-2019 年中美贸易总额增长率指数的时间序列数据 X1 进行 ADF 单位根检验, 从中我们可以得到, 在对原序列数据进行检验后发现其数据不平稳, 存在单位根。我们进一步对时间序列数据中美进出口总额进行一阶差分处理, 从检验结果来看, 在 1%、5%、10% 三个显著性水平下, 单位根检验的临界值分别为-3.615588、-2.941145、-2.609066, ADF 单位根 t 检验统计量值-8.117673 小于相应临界值, 从而拒绝 H0 相应临界值, 从而拒绝, 表明时间序列不存在单位根, 是平稳序列。拟合优度: 从数据看 R²=0.646701, 修正的可决系数为 R²=0.636887, 这说明模型对样本的拟合很好; F 值=9.5563304, P 值=0.0000<0.5, 表明变量影响显著。通过一阶差分处理后, 该序列才通过单位根检验。说明该数值的一阶差分序列是平稳的, 不存在单位根。

表 5. 变量 X2 单位根检验

Null Hypothesis: D(X2) has a unit root				
假定存在一个单位根			t-Statistic t统计	Prob.*概率
Augmented Dickey-Fuller test statistic ADF检验			-6.292665	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.219126	
	5% level		-3.533083	
	10% level		-3.198312	
R-squared	0.530969	Mean dependent var		-0.000419
Adjusted R-squared	0.504167	S.D. dependent var		0.078917
S.E. of regression	0.055570	Akaike info criterion		-2.866691
Sum squared resid	0.108081	Schwarz criterion		-2.737408
Log likelihood	57.46712	Hannan-Quinn criter.		-2.820693
F-statistic	19.81099	Durbin-Watson stat		2.039189

表 5 对我国 1980-2019 年我国消费者物价增长指数 CPI 时间序列数据 X2 进行单位根检验, 从中我们可以得到, 在对原序列数据进行检验后发现其数据不平稳, 可能存在单位根。然后我们对原始数据的一阶差分进行检验后发现不存在单位根。从检验结果来看, 在 1%、5%、10% 三个显著性水平下, ADF 单位根检验的临界 t 值分别为-4.219126、-3.533083、-3.198312, t 检验统计量值-6.292665 小于相应临界值, 从而拒绝 H0, 表明时间序列不存在单位根, 是平稳序列。拟合优度: 从数据看 R²=0.530969, 修正的可决系数为 R²=0.504167, 这说明模型对样本的拟合很好; F 值=19.81099, P 值=0.0000<0.5, 表明变量影响显著, 通过了 ADF 检验, 拒绝原假设, 时间序列平稳, 不存在单位根。

表 6. 变量 X3 单位根检验

Null Hypothesis: D(X3) has a unit root				
假定存在一个单位根			t-Statistic t统计	Prob.*概率
Augmented Dickey-Fuller test statistic ADF检验			-8.047491	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.226815	
	5% level		-3.536601	
	10% level		-3.200320	
R-squared	0.703950	Mean dependent var		0.000885
Adjusted R-squared	0.677036	S.D. dependent var		0.019046
S.E. of regression	0.010824	Akaike info criterion		-6.112316
Sum squared resid	0.003866	Schwarz criterion		-5.938163
Log likelihood	117.0779	Hannan-Quinn criter.		-6.050919

F-statistic	26.15588	Durbin-Watson stat	2.048188
-------------	----------	--------------------	----------

同理，表 6 对我国 1980-2019 年美国消费者物价增长指数 CPI 的时间序列数据 X3 进行单位根检验，从中我们可以得到，在对原序列数据进行检验后发现其数据不平稳，可能存在单位根。然后我们对原始数据的一阶差分进行检验后发现不存在单位根。从检验结果来看，在 1%、5%、10% 三个显著性水平下，ADF 单位根检验的临界 t 值分别为 -4.219126、-3.533083、-3.198312，t 检验统计量值 -6.292665 小于相应临界值，从而拒绝 H0，表明时间序列不存在单位根，是平稳序列。拟合优度：从数据看 $R^2=0.530969$ ，修正的可决系数为 $R^2=0.504167$ ，这说明模型对样本的拟合很好；F 值=19.81099，P 值=0.0000<0.5，表明变量影响显著，通过了 ADF 检验，拒绝原假设，时间序列平稳，不存在单位根。

表 7. 变量 X4 单位根检验

Null Hypothesis: D(X4) has a unit root				
假定存在一个单位根			t-Statistic t统计	Prob.* 概率
Augmented Dickey-Fuller test statistic ADF检验			-5.305590	0.0001
Test critical values:	1% level		-3.646342	
	5% level		-2.954021	
	10% level		-2.615817	
R-squared	0.526414	Mean dependent var		-0.030303
Adjusted R-squared	0.494842	S.D. dependent var		0.585494
S.E. of regression	0.416137	Akaike info criterion		1.170902
Sum squared resid	5.195092	Schwarz criterion		1.306948
Log likelihood	-16.31988	Hannan-Quinn criter.		1.216677
F-statistic	16.67325	Durbin-Watson stat		1.805448

同理，表7对我国1980-2019年双方有无重大贸易壁垒的时间序列数据X4进行单位根检验，从中我们可以得到，在对原序列数据进行检验后发现其数据不平稳，可能存在单位根。然后我们对原始数据的一阶差分进行检验后发现不存在单位根。从检验结果来看，在1%、5%、10%三个显著性水平下，ADF单位根检验的临界t值分别为-3.646342、-2.954021、-2.615817，t检验统计量值-5.305590小于相应临界值，从而拒绝H0，表明时间序列不存在单位根，是平稳序列。拟合优度：从数据看 $R^2=0.530969$ ，修正的可决系数为 $R^2=0.504167$ ，这说明模型对样本的拟合很好；F值=16.67325，P值=0.0001<0.5，表明变量影响显著，通过了ADF检验，拒绝原假设，时间序列平稳，不存在单位根。

(2) 格兰仕因果检验

为了进一步了解各个变量之间的因果关系，我们可以通过格兰仕因果检验进行分析。

表 8. 格兰仕因果检验

假设	Obs观察	F-Statistic F统计值	Prob. 概率
X1 does not Granger Cause Y	38	0.97346	0.3884
Y does not Granger Cause X1		0.20201	0.8181
X2 does not Granger Cause Y	38	0.66969	0.5187
Y does not Granger Cause X2		1.63222	0.2109
X3 does not Granger Cause Y	38	1.49866	0.2382
Y does not Granger Cause X3		3.03180	0.0618
X4 does not Granger Cause Y	34	1.29027	0.2905
Y does not Granger Cause X4		1.16983	0.3246
X2 does not Granger Cause X1	38	0.30166	0.7416
X1 does not Granger Cause X2		3.40038	0.0454
X3 does not Granger Cause X1	38	1.91908	0.1628
X1 does not Granger Cause X3		0.13690	0.8726
X4 does not Granger Cause X1	34	0.53491	0.5914
X1 does not Granger Cause X4		0.24951	0.7808
X3 does not Granger Cause X2	38	0.41260	0.6653
X2 does not Granger Cause X3		0.48736	0.6186
X4 does not Granger Cause X2	34	2.53498	0.0967
X2 does not Granger Cause X4		0.60384	0.5534
X4 does not Granger Cause X3	34	0.71552	0.4974
X3 does not Granger Cause X4		0.44853	0.6429

通过上表8可以看出：“X1 does not Granger Cause Y”即X1不是Y的格兰仕因果关系，检验结果F值=0.97346，P值=0.3884，结果不显著，没有通过检验，拒绝原假设，那么X1是Y的格兰仕因果原因成立。同理，“Y不是X的格兰仕因果原因”，检验结果F值=0.97346，P值=0.3884，结果不显著，没有通过检验，拒绝原假设，则Y不是X的格兰仕因果原因。进而对其它组Y与X2、X3、X4以及X1与Y、X2、X3、X4等的两两变量之间进行因果关系检验，其中只有“X1 does not Granger Cause X2”的检验结果F值= 3.40038，P值=0.0454，结果显著，通过检验，接受原假设，则X1不是X2的格兰仕因果关系成立。也就是说，除X1与X2外，其它所有变量Y，X1，X2，X3，X4两两之间互为因果关系的假设都成立。

(3) 协整检验

只有当变量之间存在协整关系时，我们才能进行下一步最小二乘法回归分析，变量之间的长期协整关系如下表所示。

表 9. 协整关系检验

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) 协整关系迹检验				
Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05	
No. of CE(s)	特征值	迹统计	Critical Value	Prob.**
None *	0.670835	93.94954	69.81889	0.0002
At most 1 *	0.538983	56.16885	47.85613	0.0068
At most 2 *	0.393928	29.84194	29.79707	0.0494
At most 3	0.238964	12.81624	15.49471	0.1217
At most 4	0.098660	3.531688	3.841466	0.0602
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

以上表 9 为我国全球进出口总额增长率指数 Y，中美贸易总额增长率指数 X1，X2-我国消费者物价增长指数 CPI，X3-美国消费者物价增长指数 CPI，双方有无重大贸易壁垒 X4 的协整检验结果，其中，迹统计量检验表明：假定 At most 1*至多存在一个协整方程的迹统计量为 56.16885，相伴概率 P 值为 0.0101，原假设不成立，说明变量间不止存在 1 个协整方程。同理，At most 2*至多存在两个协整方程的原假设不成立，说明变量间至少存在 2 个以上协整方程；At most 3 至多存在一个协整方程的迹统计量为 15.49471，相伴概率 P 值为 0.1217，接受原假设，说明变量间至多存在 3 个协整方程，所以存在 3 个协整方程。同时表格中的描述 “ Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level” 一句也表明在 0.05 的相伴概率水平下存在 3 个协整方程也验证了这一点。

(4) 最小二乘法回归

在协整方程检验的结果上，通过最小二乘法进行时间序列回归分析。我们用逐步回归法分别用自变量 X2 对因变量 Y 回归，自变量 X3 对因变量 Y 回归，自变量 X4 对因变量 Y 回归；X1 和 X2 对因变量 Y 回归，X1 和 X3 对因变量 Y 回归；X1 和 X4 对因变量 Y 回归；X1、X2 及 X3 对因变量 Y 回归，X1、X2 及 X4 对因变量 Y 回归；X2、X3 及 X4 对因变量 Y 回归；X1、X2、X3 及 X4 对因变量 Y 回归；最终，我们可以得到以下 3 个方程通过 t 检验。

表10. X1的最小二乘法回归

Variable变量	Coefficient系数	Std. Error误差	t-Statistic t统计	Prob. 概率
X1	0.702764	0.090517	7.763860	0.0000
R-squared	0.239107	Mean dependent var		0.119684
Adjusted R-squared	0.239107	S.D. dependent var		0.125223
S.E. of regression	0.109231	Akaike info criterion		-1.566027
Sum squared resid	0.465322	Schwarz criterion		-1.523805

Log likelihood	32.32054	Hannan-Quinn criter.		-1.550761
Durbin-Watson stat	2.086910			

从上表 10 可以看出, 自变量 X1 对因变量 Y 的最小二乘法回归各项参数如下: X1 的回归系数为 0.702764; 标准误为 0.090517, 说明误差小; t 值为 7.763860, 相伴概率为 0, 说明变量显著, 能通过 t 检验。Durbin-Watson stat 为 2.086910, 值落在 2 附近左右, 说明回归方程效果好。拟合优度为 0.239107, 调整后的拟合优度为 0.239107, 拟合优度有点偏低, 但是考虑到时间序列而不是截面数据数据回归, 仍然是可以接受的检验结果。所以, 从整体来看, 该回归方程是可以成立。

表11. X3的最小二乘法回归

Variable变量	Coefficient系数	Std. Error误差	t-Statistic t统计	Prob. 概率
X3	3.548111	0.609840	5.818101	0.0000
R-squared	-0.036915	Mean dependent var		0.119684
Adjusted R-squared	-0.036915	S.D. dependent var		0.125223
S.E. of regression	0.127513	Akaike info criterion		-1.256514
Sum squared resid	0.634123	Schwarz criterion		-1.214292
Log likelihood	26.13029	Hannan-Quinn criter.		-1.241248
Durbin-Watson stat	1.603367			

从上表 11 可以看出, 自变量 X2 对因变量 Y 的最小二乘法回归各项参数如下: X1 的回归系数为 3.548111; 标准误为 0.609840, 说明误差小; t 值为 5.818101, 相伴概率为 0, 说明变量显著, 能通过 t 检验。Durbin-Watson stat 为 1.603367, 值落在 2 附近左右, 说明回归方程效果好。拟合优度为-0.036915, 调整后的拟合优度为-0.036915, 拟合优度偏低, 但是考虑到时间序列而不是截面数据数据回归以及通过其它参数检验, 仍然是勉强可以接受的检验结果。

表 12. X1 及 X3 的最小二乘法回归

Variable变量	Coefficient系数	Std. Error误差	t-Statistic t	Prob. 概率
X1	0.523222	0.109034	4.798683	0.0000
X3	1.638783	0.629271	2.604257	0.0131
R-squared	0.354342	Mean dependent var		0.119684
Adjusted R-squared	0.337351	S.D. dependent var		0.125223
S.E. of regression	0.101935	Akaike info criterion		-1.680251
Sum squared resid	0.394850	Schwarz criterion		-1.595807
Log likelihood	35.60501	Hannan-Quinn criter.		-1.649718
Durbin-Watson stat	2.242595			

从上表 12 可以看出, 自变量 X1 及 X3 对因变量 Y 的最小二乘法回归各项参数如下: X1 的回归系数为 0.523222; 标准误为 0.109034, 说明误差小; t 值为 7.763860, 相伴概率为 0, 说明变量显著, 能通过 t 检验。X3 的回归系数为 1.638783; 标准误为 0.629271, 说明误差小; t 值为 2.604257, 相伴概率为 0.0131, 说明变量显著, 能通过 t 检验。Durbin-Watson stat 为 2.242595, 值落在 2 附近, 说明回归方程效果好。拟合优度为 0.354342, 调整后的拟合优度为 0.337351, 拟合优度不高, 但是考虑到时间序列而不是截面数据数据回归以及通过其它参数检验, 仍然是可以接受的检验结果。所以, 从整体来看, 该回归方程是可以成立的。

虽然这三个回归方程总体来说, 基本可以成立的, 但是三个方程所涉及到的自变量参数只有 X1 和 X3, 所以, 我们通过联立一个方程即可解释, 即最后一个回归方程:

$$Y=0.523222*X1+1.638783*X3+e$$

(5) 方程残差检验

接下来我们需要对上述方程的残差 e(error) 进行检验, 看是否近似标准正太分布, 我们使用残差数据的单位根 ADF 检验, 检验结果如下。

表 13. 残差的单位根 ADF 检验

假定存在一个单位根			t-Statistic	Prob.* 概率
Augmented Dickey-Fuller test statistic ADF检验			-6.161211	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.636901	
	5% level		-1.951332	
	10% level		-1.610747	
D (RESID (-2), 2)	0.336485	0.166932	2.015701	0.0529
R-squared	0.788923	Mean dependent var		0.003268
Adjusted R-squared	0.774851	S.D. dependent var		0.266203
S.E. of regression	0.126313	Akaike info criterion		-1.213599
Sum squared resid	0.478650	Schwarz criterion		-1.077552
Log likelihood	23.02438	Hannan-Quinn criter.		-1.167823
Durbin-Watson stat	2.128204			

从表 13 的检验结果来看, 在 1%、5%、10% 三个显著性水平下, ADF 单位根检验的临界 t 值分别为 -2.636901、-1.951332、-1.610747, t 检验统计量值 -6.292665 小于相应临界值, 从而拒绝 H0, 表明时间序列不存在单位根, 是平稳序列。拟合优度: 从数据看 R²=0.788923, 修正的可决系数为 R²=0.774851, 这说明模型对样本的拟合很好; Durbin-Watson stat 为 2.242595, 值落在 2 附近, 说明回归方程效果好。通过了 ADF 检验, 拒绝原假设, 时间序列平稳, 不存在单位根。说明从长期来看, 该回归方程是成立的, 为了检验短期内该方程是否成立, 我们使用如下的误差修正模型进行分析。

表 14. 回归方程误差修正模型

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	0.514917	0.113524	4.535770	0.0001
X3	1.496840	0.729694	2.051325	0.0476
Y(-1)	0.052348	0.125862	0.415915	0.6799
R-squared	0.341613	Mean dependent var		0.122752
Adjusted R-squared	0.305036	S.D. dependent var		0.125327
S.E. of regression	0.104478	Akaike info criterion		-1.605880
Sum squared resid	0.392962	Schwarz criterion		-1.477914
Log likelihood	34.31467	Hannan-Quinn criter.		-1.559967
Durbin-Watson stat	2.308671			

从表 14 误差修正模型中可以看出, 自变量 X1 和自变量 X3 都可以通过 t 检验, 但是自变量 Y(-1) 的 t 值是 0.415915, 相伴概率是 0.6799, 变量不显著, 拒绝原假设, 所以该误差修正模型是不成立的, 即变量之间不存在短期均衡, 只存在长期均衡。

4. 脉冲反应分析

为了考察方程中变量之间的脉冲反应效果, 我们进一步作了脉冲反应实验, 结果如下图 7、图 8、图 9 所示。

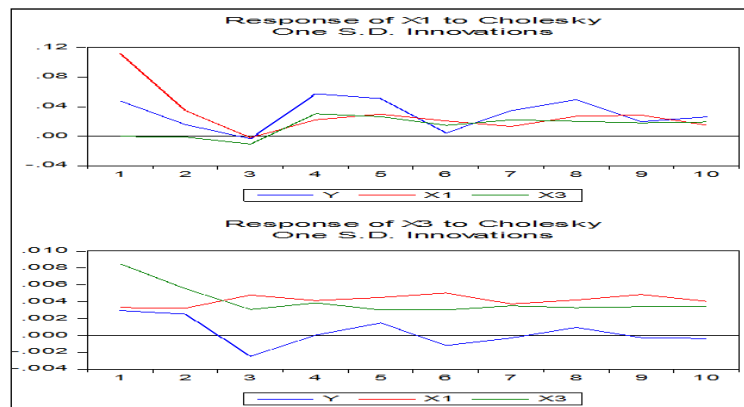


图 7 中美产业进出口各自脉冲反应图

上图 7 考察 10 期内一个标准差大小的中美贸易总额增长率指数 X1 以及 X3-我国消费者物价增长指数 CPI 分别对我国全球进出口总额增长率指数 Y 进行脉冲试验。其中我们可以得到, 当中美贸易总额增长率指数 X1 受到一个冲击时, 我国全球进出口总额增长率指数 Y 在 1 到 3 期内呈现连续下降的趋势, 说明 X1 对 Y 的冲击效应不断减弱, 3 到 10 期内呈现一个随机波动的趋势, 说明中美贸易短期内的变化会对我国进出口贸易在短时期会受到一定的影响, 而长期的来看影响不大。其次, 当 X3-我国消费者物价增长指数 CPI 一单位冲击时, 中美进出口贸易额在 1-3 期急剧下降, 而后的出现一个反弹, 3 到 10 期内呈现一个随机波动的趋势, 说明 X3-我国消费者物价增长指数 CPI 冲击会使我国进出口贸易在短时期会受到一定

的影响，而长期的来看影响不大。

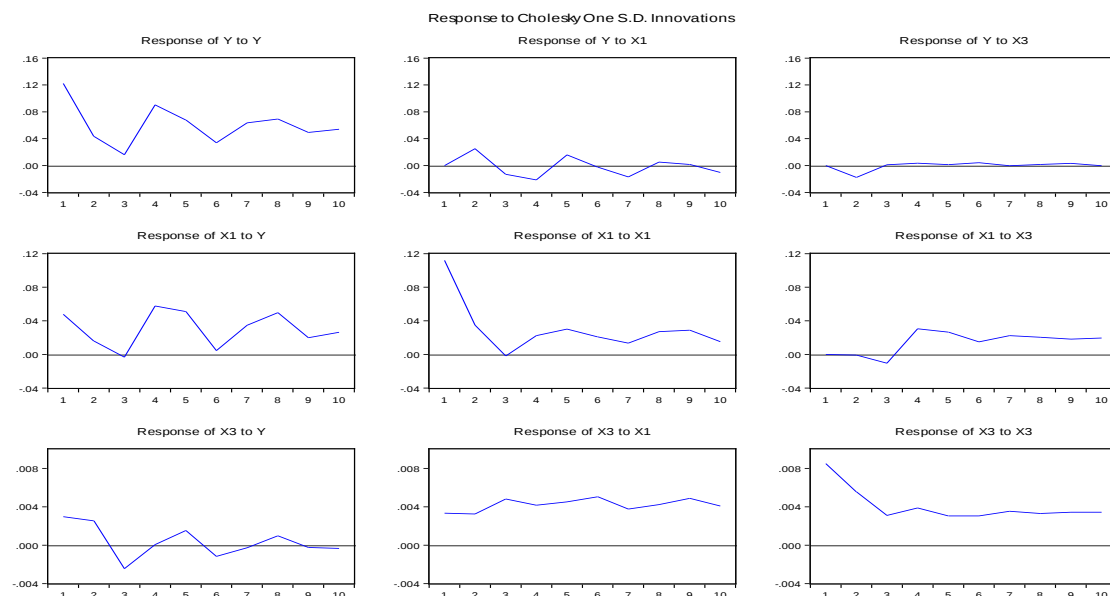


图 8. 中美产业进出口互相脉冲反应图

脉冲效应图 4.8 所分析的是内生变量对误差变化大小的反应。其中，当在本期给中美进出口贸易增加一个单位标准差的冲击后，中国进出口贸易总体表现为向下波动，在第三期取得最小值，说明中美贸易总额增长率指数 X1 短期内的变化会对我国进出口贸易在短时期会受到一定的影响，但从长期来看，这种影响作用逐渐减弱。其次，我国消费者物价增长指数 CPI 冲击会使我国进出口贸易在短时期会受到一定的影响，而长期的来看这种影响作用逐渐减弱，最终收敛接近于 0，呈现随机波动趋势。

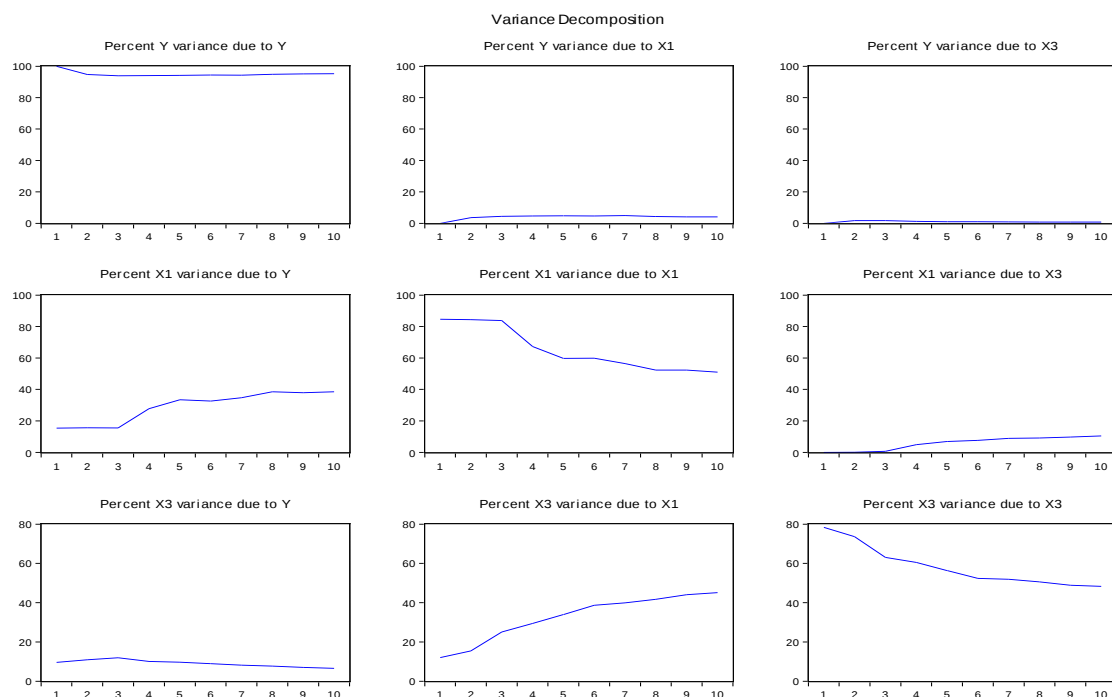


图 9 中美产业进出口贸易方差分解图

上图 9 为 10 期中美贸易总额增长率指数 X1 以及 X3-我国消费者物价增长指数 CPI 的方

差分解结果,从中我们可以得到,对我国全球进出口总额增长率指数 Y 影响最大的因素是其自身,均达到 90%以上,在 $X1$ 冲击的 1-3 期,中美贸易总额增长率指数 $X1$ 变化对 Y 的波动解释都在 20 以内%,在 $X1$ 冲击的 3-10 期,该波动解释逐渐增加。在 $X3$ 冲击的 1-10 期, $X3$ -我国消费者物价增长指数 CPI 对 Y 的波动解释都在 20%以内。其次, $X3$ -我国消费者物价增长指数 CPI 对中美贸易总额增长率指数 $X1$ 在后期逐渐增强, $X3$ -我国消费者物价增长指数 CPI 对我国全球进出口总额增长率 Y 影响逐渐减弱。

三、总结

本文围绕中美双边贸易总额展开时间序列分析,旨在探究其发展趋势、影响因素及变量间关系。

1. 在研究方法上,先整理 1980 - 2019 年中美贸易相关数据,涵盖进出口总额、物价指数等多个变量。经描述性分析发现,中国进出口总额和中美贸易额整体呈增长态势,但在金融危机、贸易摩擦等时期出现波动。单位根检验表明原始数据多不平稳,一阶差分后平稳。格兰仕因果检验显示,除 $X1$ 与 $X2$ 外,多数变量两两之间互为因果关系。协整检验确定变量间存在 3 个协整方程,进而通过最小二乘法回归得到 3 个可接受的方程,最终联立为 $Y = 0.523222X1 + 1.638783X3 + e$ 。

2. 通过残差检验和误差修正模型分析,发现该方程长期成立,但变量间不存在短期均衡。脉冲反应分析表明,中美贸易总额增长率指数 $X1$ 和中国消费者物价增长指数 $X3$ 的冲击,对中国全球进出口总额增长率指数 Y 的短期影响明显,长期影响减弱且趋于随机波动。方差分解结果显示,对 Y 影响最大的因素是其自身, $X1$ 和 $X3$ 的影响相对较小。研究结果为理解中美双边贸易关系提供了数据支持与理论依据,对相关政策制定和贸易发展研究具有重要参考价值。

参考文献

- [1] Lardy, N. R. (1994). China in the World Economy. Institute for International Economics.
- [2] Feenstra, R. C. (1998). Integration of Trade and Disintegration of Production in the Global Economy. *Journal of Economic Perspectives*, 12(4), 31-50.
- [3] Branstetter, L., & Lardy, N. (2008). China's Embrace of Globalization. NBER Working Paper No. 12373.
- [3] Baldwin, R., & Lopez-Gonzalez, J. (2015). Supply-Chain Trade: A Portrait of Global Patterns and Several Testable Hypotheses. *World Economy*, 38(11), 1682-1721.
- [4] Amiti, M., Redding, S. J., & Weinstein, D. E. (2019). The Impact of the 2018 Tariffs on Prices and Welfare. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4), 187-210.
- [5] Zhang, Y., & Li, X. (2019). Forecasting Sino-US Trade Volume Using ARIMA Models. *Journal of International Trade*, 45(3), 123-135.
- [6] Zhou, M. (2020). Exchange Rate Volatility and Sino-US Trade: A Time Series Analysis. *Journal of Asian Economics*, 68, 101-120.
- [6] Liu, X., Yang, J., & Zhang, Q. (2021). The Impact of the US-China Trade War on Bilateral Trade Volume. *World Economy*, 44(5), 789-805.
- [7] Yang, T., & Zhang, R. (2022). Structural Changes in Sino-US Trade: From Goods to Services. *Journal of International Business Studies*, 53(4), 567-582.

Sino - US Bilateral Trade and Price Time - Series Analysis

Zhang Cheng¹, An Jin², Wang Fengyu³

(¹School of Economics and Management, Gandong University, Fuzhou, Jiangxi, 34400)

²Editorial Department of Journal of Inner Mongolia University of Finance and Economics, Huhehaote, Inner Mongolia, 01000)

³School of Business, Xuzhou Institute of Technology, Xuzhou, Jiangsu, 221002)

Abstract: This paper focuses on the total volume of Sino - US bilateral trade and comprehensively applies a variety of econometric methods for time - series analysis. By sorting out the Sino - US trade data from 1980 to 2019, covering variables such as the total volume of imports and exports, price indices, and trade barriers, descriptive analysis reveals the growth trend of trade volume and the nodes of fluctuations. Unit root tests are carried out to make the data stationary, Granger causality tests are used to determine the causal relationships between variables, and cointegration tests find 3 cointegration equations. Furthermore, a least - squares regression equation is constructed. Impulse response analysis shows that the growth rate index of the total volume of Sino - US trade and the growth index of China's consumer prices have a significant short - term impact on the growth rate index of China's global total volume of imports and exports, but the long - term impact weakens. Variance decomposition indicates that the growth rate index of China's global total volume of imports and exports itself has the greatest impact on it. The research results provide a basis for a deep understanding of the Sino - US bilateral trade relationship and have reference value for the formulation of trade policies and related research.

Keywords: Sino - US bilateral trade; time - series analysis; unit root test; Granger causality test; impulse response analysis